

GREDI

Groupe de Recherche en Économie
et Développement International



Cahier de Recherche / Working Paper
10-13

L'IMPACT DE LA TAILLE DES FIRMES INDUSTRIELLES SUR LA COURBE
DE KUZNETS ENVIRONNEMENTALE : LE CAS DES ÉMISSIONS DE SO₂ EN
CHINE

Jean-Michel LARIVIÈRE

Jie HE

 UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

Cahier de recherche / Working Paper

L'IMPACT DE LA TAILLE DES FIRMES INDUSTRIELLES SUR LA
COURBE DE KUZNETS ENVIRONNEMENTALE : LE CAS DES
ÉMISSIONS DE SO₂ EN CHINE

Jean-Michel LARIVIÈRE

Jie HE

FACULTÉ D'ADMINISTRATION

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

L'IMPACT DE LA TAILLE DES FIRMES INDUSTRIELLES SUR LA COURBE DE KUZNETS ENVIRONNEMENTALE : LE CAS DES ÉMISSIONS DE SO₂ EN CHINE

Jean-Michel LARIVIÈRE¹ et Jie HE²

Mai 2010

Résumé

L'intensité de pollution inférieure des firmes de grande taille et leurs moindres coûts marginaux de réduction des émissions demeurent un fait largement documenté dans la littérature empirique. En poursuivant les intuitions de Merlevede et al (2006), nous examinons l'hypothèse qu'avec l'accroissement du développement économique, la présence de firmes industrielles de taille supérieure (en moyenne) devienne négativement associée aux émissions de SO₂ en raison de l'avantage comparatif des grandes firmes à réduire leurs émissions polluantes à un moindre coût marginal. La courbe de Kuznets environnementale (CKE) est l'instrument par lequel nous comparons l'impact de la présence de grandes firmes sur les émissions de SO₂ per capita de 29 provinces et villes chinoises. Pour vérifier la robustesse des résultats, trois différents indicateurs de taille sont retenus. Même si les estimations tendent à confirmer que les firmes de grande taille sont associées à une meilleure performance environnementale, les résultats demeurent fortement sensibles au choix de la forme fonctionnelle.

Mots-clés: Chine, courbe de Kuznets environnementale (CKE), pollution, taille des firmes, firmes étatiques, émissions de SO₂

¹ Étudiant, Faculté d'administration, Université de Sherbrooke: Jean-Michel.Larivière@Usherbrooke.ca

² Professeure adjointe, GRÉDI, Université de Sherbrooke: Jie.He@Usherbrooke.ca

1. Introduction

En 1991, Grossman et Krueger ont observé que certains indicateurs de pollution croissent simultanément avec le revenu par habitant, mais que cette relation devient toutefois négative une fois atteint un certain seuil de revenu. Depuis l'apparition de ce fait stylisé, baptisé courbe de Kuznets environnementale (CKE), un nombre imposant d'études se sont consacrées à l'analyse de cette relation entre la situation environnementale et la progression d'indicateurs de développement tels que le revenu. Plusieurs analyses ont introduit de nouvelles variables susceptibles de réduire ou d'augmenter les émissions polluantes telles que l'importation de biens manufacturés intensifs en pollution (Suri et Chapman, 1998; Egli, 2002) ou encore l'indice de démocratie (Harbaugh et al, 2001), par laquelle peut s'exercer la manifestation des préférences. Cependant, peu de chercheurs semblent s'être intéressés à l'avantage relatif d'une économie à réduire marginalement ses émissions polluantes à moindre coût. Merlevede et al (2006) ont ajouté dans la CKE une mesure du coût marginal relatif par l'inclusion de la taille des firmes comme variable explicative, les firmes de grande taille bénéficiant d'économies d'échelle importantes dans la réduction des émissions. Leurs recherches démontrent effectivement une différence significative au niveau de la forme de la CKE et des points de retournement pour les économies dont la taille moyenne des firmes est supérieure. Ainsi, une proportion supérieure de grandes firmes dans une économie peut accélérer l'apparition du point de retournement. Poursuivant leurs intuitions, ce papier examine en Chine l'hypothèse qu'avec l'accroissement du développement économique, la taille des firmes industrielles devienne négativement associée aux émissions de SO₂. Plus précisément, une variable d'interaction entre la taille des firmes et le revenu est introduite dans les estimations, affectant directement la forme de la CKE. Cette dernière demeure l'instrument par lequel nous pourrons comparer l'impact de la présence de grandes firmes sur les émissions de SO₂ per capita d'un panel de 29 provinces et villes chinoises. L'analyse s'intéressera également à la manière dont les émissions polluantes sont affectées par l'importance relative des firmes étatiques dans la production brute et par le ratio de capital par travailleur.

À notre connaissance, cette étude est la première à analyser, pour un pays spécifique, l'influence de la présence de grandes firmes (représentant un avantage par rapport au coût

marginal de la réduction des émissions polluantes) sur la forme de la CKE. L'estimation d'une CKE permettra également d'examiner la tendance dans la croissance des émissions de SO₂ en Chine, polluant atmosphérique dont les concentrations élevées dans certaines régions perturbent les écosystèmes en plus de générer des coûts élevés pour le système de santé chinois.

La structure de ce papier se divise comme suit: la première section revoit la littérature existante sur les fondements théoriques et les principales critiques de la courbe de Kuznets environnementale, sur les études empiriques récentes en Chine et finalement, sur la relation entre la pollution et la taille des firmes. La deuxième section décrit les indicateurs de taille et les variables retenues dans les estimations. La troisième section explique la méthodologie économétrique, de même qu'une adaptation de la méthode Delta pour estimer les points de retournement. La quatrième section présente les résultats des estimations. La présence d'une courbe de Kuznets environnementale étant confirmée, la taille des firmes est insérée dans la CKE, de manière à distinguer les écarts des points de retournement pour différents percentiles de taille. Finalement, la conclusion synthétise les principaux résultats et propose de nouvelles pistes de recherche.

2. Contexte économique et environnemental en Chine

La croissance économique fulgurante de la Chine depuis les réformes de 1979 ne passe certainement pas inaperçue aux yeux des observateurs internationaux. Le PIB réel de la troisième plus grande économie mondiale a augmenté de 535% entre 1990 et 2007, soit un taux de croissance annuel moyen d'environ 10,3%.¹ La transformation de cette « économie socialiste de marché » s'est caractérisée par l'expansion du secteur industriel, devenu hautement compétitif au niveau international, et l'ouverture commerciale. Ce développement économique implique malheureusement un coût environnemental élevé. En 2005, l'OCDE estimait que cinq des dix villes les plus polluées au monde se situaient en Chine. De son côté, l'Institut Blacksmith (2007) avait inclus six villes chinoises dans son Top 30 des endroits les plus pollués au monde. La ville de Linfen, située dans la province

¹ Calculs de l'auteur sur les données du China Statistical Yearbook (1990-2007; yuans de 1990)

de Shanxi, affiche la pire qualité de l'air du pays, accompagné d'un nombre croissant de décès liés aux pathologies respiratoires et aux cancers du poumon, de même qu'une multitude de cas d'empoisonnement au plomb et à l'arsenic en raison des nappes phréatiques contaminées. Linfen est l'un des principaux centres industriels de traitement de charbon, ce combustible à haute teneur en soufre qui pourvoit à 70% de la consommation énergétique de la nation. Non seulement les concentrations de SO₂ sont associées à des maladies respiratoires et cardiovasculaires, mais le SO₂ interagit chimiquement avec les molécules d'eau dans l'atmosphère pour générer de l'acide sulfurique. Les pluies acides qui peuvent en résulter endommagent les cultures, les forêts et les écosystèmes. Les frais de santé liés à la pollution, l'utilisation intensive des ressources naturelles et l'atteinte à la capacité de résilience des écosystèmes représentent autant des facteurs risquant de menacer sérieusement la capacité de croissance économique future de la Chine.

3. Revue de littérature

Ces dernières décennies, plusieurs études se sont intéressées à analyser les relations entre les caractéristiques des firmes et leur performance environnementale ou leurs dépenses en réduction des émissions. Cependant, une seule a tenté d'analyser formellement la façon dont la taille des firmes influence la relation entre la pollution et le revenu. Avant de considérer plus attentivement la littérature sur ces thèmes, examinons d'abord si les études empiriques confirment l'existence d'une CKE en Chine.

3.1. Estimations de la relation entre la pollution et le revenu en Chine

Dans les estimations d'une CKE globale (ou sur plusieurs pays), la forme de la relation pollution-revenu et les points de retournement obtenus restent extrêmement sensibles aux choix de facteurs tels que la base de données, les indicateurs de pollution, les pays contenus dans l'échantillon, l'intervalle temporel et la méthode économétrique. La dénonciation acerbe du concept d'une CKE globale et de son extrapolation fallacieuse au comportement individuel futur des économies émergentes (Vincent, 1997; Egli, 2002) ont incité les chercheurs à se concentrer davantage sur l'estimation de la CKE au niveau national, notamment afin d'émettre des recommandations de politiques applicables et pertinentes au

pays concerné. Avec l'intérêt croissant de la communauté internationale pour le développement économique rapide en Chine et pour sa situation environnementale inquiétante, des dizaines d'études ont tenté d'y vérifier empiriquement la validité de l'hypothèse de la CKE. La Chine constitue un exemple éloquent du fait qu'effectuer les estimations sur un seul et même pays avec des données comparables n'atténue pas la divergence des résultats entre les analyses. En fait, parmi les études considérées, le nombre soutenant la présence d'une CKE en Chine s'approche du nombre infirmant la même hypothèse pour le SO₂ (voir le tableau A.1 en Annexes). Deacon et Norman (2004) trouvent des évidences supportant la CKE en U inversé pour le SO₂ mais admettent que leurs résultats pour le point de retournement se situent nettement en dessous du consensus de la littérature. Shen et Hashimoto (2004) observent pareillement une CKE en U inversé pour le SO₂ à partir d'un panel provincial, avec un point de retournement anormalement faible (1,395 yuans). Shen (2006) recourt à un système d'équations simultanées (SES), pour tenir compte de la détermination conjointe du revenu et des émissions, et découvre cette fois-ci une CKE en forme de U non inversé. Pourtant, en utilisant aussi un moindre carré à deux étapes (MCDE) avec un SES, Shaw et al (2004) concluent à l'existence d'une CKE avec un sommet de 6,471 yuans. De leur côté, De Groot et al (2004) et Zhao et al (2005) ne perçoivent aucune CKE dans leurs estimations. Finalement, Yaguchi et al (2007) affirment que, même si leurs résultats n'exposent pas clairement une CKE, les coefficients pour le SO₂ (non significatifs mais de signes attendus) laissent entrevoir la possibilité que la Chine se situe sur la portion plate de la CKE. Plus récemment, He (2008) estime des CKE en forme de U inversé ou de N pour la Chine, dépendamment de l'inclusion du revenu per capita cubique comme variable explicative.

3.2. L'impact de la taille des firmes sur les émissions de polluants

Intuitivement, les firmes de taille supérieure disposent de ressources financières, humaines et matérielles relativement plus abondantes, ce qui leur confère un grand éventail de choix stratégiques. En bénéficiant d'économies d'échelle par rapport aux firmes de taille inférieure et en ayant la possibilité de répartir les coûts fixes liés aux mesures de contrôle des émissions sur un volume important d'unités produites, les grandes firmes présentent des

coûts de réduction marginaux des émissions inférieurs (Andreoni et Levinson, 1998). Cet avantage comparatif se manifeste clairement en Chine (Wang et Wheeler, 2005). D'autre part, le type d'installations joue également un rôle important: les grandes firmes industrielles possèdent généralement des cheminées plus imposantes que les petites, générant ainsi une moindre concentration de polluant par unité d'émission. En fait, le modèle de dispersion standard de la Banque mondiale indique que chaque unité d'émission de particules d'une petite entreprise accroît la pollution de l'air environ 14 fois plus que celle d'une grande entreprise en raison de la différence dans la taille des cheminées (Dasgupta et al, 1998).

Non seulement les grandes firmes possèdent la capacité de réduire plus efficacement leurs émissions, mais elles se voient souvent dans l'obligation de le faire. Les grandes firmes opèrent généralement dans un cadre plus réglementé que les petites firmes, sous la surveillance des inspecteurs gouvernementaux, des organisations environnementales et du public. Moore (2001) soutient que les grandes firmes dépensent relativement plus que les autres en protection environnementale pour maintenir leur réputation. De plus, les marchés boursiers réagissent fortement aux nouvelles environnementales (Laplante et Lanoie, 1994). Les investisseurs peuvent en effet s'inquiéter face à une firme qui génère un volume trop élevé d'émissions polluantes, symptôme de technologies désuètes ou de mauvaise gestion et risque potentiel de représailles de la part des consommateurs.

Les avantages comparatifs des grandes firmes et leur responsabilité accrue du fait de leur visibilité expliquent en partie pourquoi les grandes entreprises sont moins intensives en pollution que les petites. Dasgupta et al (1998) estiment qu'au Brésil et au Mexique, les émissions par unité de travail pouvaient décliner de 0,65% pour chaque augmentation de 1% de l'emploi. Au Royaume-Uni, l'intensité de pollution est fonction négative de la taille des firmes industrielles, de leurs productivités et de leurs dépenses en recherche et développement (Cole et al, 2004). Elsayed (2006) renchérit en démontrant qu'une taille supérieure améliore considérablement le degré de réponse environnementale (engagement public de la firme en matière de réduction de la pollution) et de performance environnementale (bilan de la firme en termes d'émissions et de rejets). En Chine, les grandes firmes bénéficient de coûts de réduction marginaux des émissions inférieurs et

répondent plus rapidement aux réglementations environnementales. La part de la production dans les grandes firmes demeure le facteur le plus important de réduction d'intensité de SO₂ (Dasgupta et al, 1997).

3.3. L'impact de la taille des firmes sur la forme de la CKE

L'influence de la taille des firmes sur la forme de la courbe de Kuznets environnementale demeure un thème largement inexploré. L'étude de Merlevede et al (2006) étant la seule à ce jour à avoir inclus la taille des firmes comme variable explicative de la CKE, nous y accorderons une attention particulière. Puisque la CKE prédit que les bénéfices marginaux d'un meilleur environnement augmentent avec le revenu, les bénéfices marginaux de la dépollution excéderont les coûts marginaux à un niveau de revenu per capita inférieur dans les pays possédant davantage de grandes firmes. Ces pays devraient ainsi légiférer plus rapidement en matière de protection environnementale. Par conséquent, l'inclusion de la taille des firmes d'une économie dans la régression CKE revient à prendre en considération le coût marginal de réduction des émissions de SO₂.

À savoir si la taille des firmes affecte la CKE, cela dépend en grande partie du fait que des politiques environnementales aient été appliquées ou non. Même si les firmes de taille supérieure possèdent la capacité de réduire les émissions à moindre coût, elles doivent être confrontées à la nécessité d'utiliser cet avantage. Autrement, en l'absence de sanctions crédibles de la part de l'État ou des consommateurs, les grandes firmes pourraient impunément adopter un mode de gestion irresponsable, dont l'unique but serait de minimiser les coûts de production peu importe l'impact environnemental. La logique voudrait donc qu'en l'absence totale de pression politique ou populaire visant à réduire le dommage environnemental des activités industrielles, la taille des firmes soit positivement associée aux émissions polluantes.

En utilisant la concentration annuelle moyenne de SO₂ (µg/m³) comme indicateur de pollution, Merlevede et al (2006) estiment que les pays qui présentent des firmes de taille supérieure (selon le nombre moyen d'employés) subissent des niveaux de dommages environnementaux plus élevés que les pays à petites firmes dans les premières étapes de leur développement économique, c'est-à-dire un niveau de revenu plus faible. Mais une fois

que le PIB per capita atteint un certain seuil, les pays à grandes firmes semblent présenter un meilleur bilan environnemental. Plus précisément, le sommet de la CKE survient plus rapidement et la tendance décroissante des émissions polluantes dure plus longtemps que dans les pays à petites firmes (voir le graphique 3.1). La taille des firmes représente donc une variable importante affectant le canal de composition et le canal coût-bénéfice dans la relation de la courbe de Kuznets environnementale.

**Graphique 3.1 : Différences de CKE entre les pays à grandes et petites firmes
(Merlevede et al, 2006)**

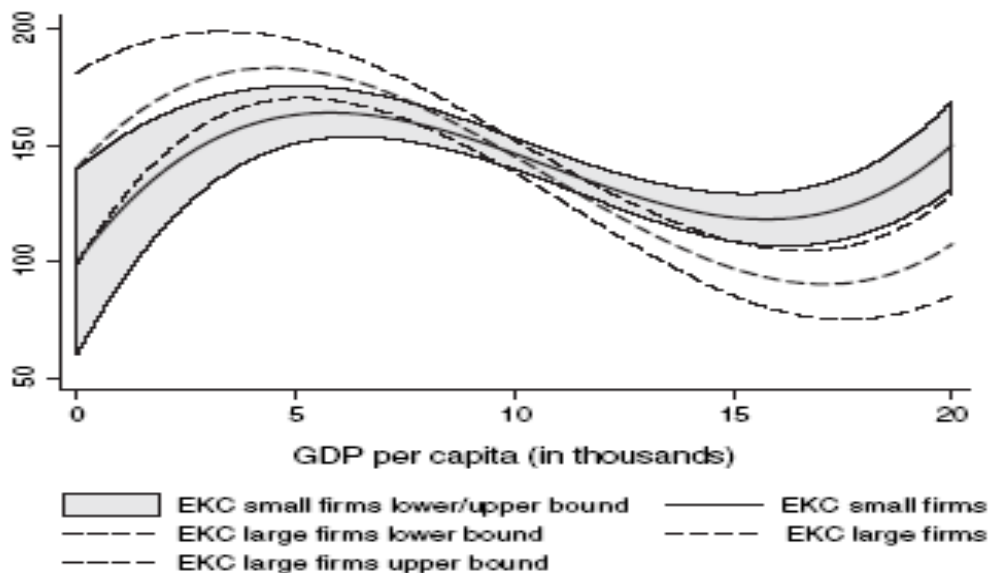


Fig. 1- The EKC for small and large firm countries.

4. Description des données

Les données, extraites du *China Statistical Yearbook* (CSY), forment un panel balancé de 29 provinces entre 1998 et 2007 (290 observations). Afin de vérifier la robustesse de l'impact de la taille des firmes sur la courbe de Kuznets environnementale, trois différents indicateurs de taille sont retenus:

Taille 1: **Nombre moyen d'employés** (Variable « Taille_Labor »)

Taille 2: **Production brute moyenne** (Variable « Taille_Output »)

Taille 3: **Dotation capitalistique moyenne** (Variable « Taille_Capital »)

Le premier indicateur demeure le plus largement utilisé pour mesurer la taille des firmes (Wang et Wheeler, 2005; Elsayed, 2006; Merlevede et al, 2006), le second permet de comparer la taille des firmes par leur chiffre d'affaires et le dernier donne une idée des capacités financières et techniques des firmes. Les firmes avec un chiffre d'affaires supérieur et un grand stock de capital fixe sont généralement avantagées en termes de coûts marginaux de réductions des émissions et de volume d'investissements pour la recherche et le développement de technologies et de processus moins polluants. Le tableau 4.1 présente les statistiques descriptives des principales variables retenues dans les estimations.

Évidemment, les trois indicateurs retenus ne sont que des mesures partielles et imparfaites de la taille des firmes, cette dernière étant en réalité une variable latente que nous tentons d'estimer de façon indirecte. La difficulté provient en fait de l'absence d'une mesure globale de la taille des firmes. Précisons également que les données obtenues étant des moyennes régionales, elles ne captent pas le portrait de la composition industrielle aussi efficacement que des micro-données, comme l'ont souligné Merlevede et al. Ainsi, les macro-données ne permettent pas de distinguer si une province comprend des entreprises de taille relativement homogène ou bien quelques grands monopoles avec une multitude de petites firmes, une difficulté qui limite la portée « microéconomique » des résultats. Par conséquent, il serait inapproprié de déduire de notre analyse que, pour une province spécifique, les firmes de taille inférieure ou supérieure affichent une meilleure performance environnementale puisque la distribution réelle de la taille des firmes au sein d'une province est absente des macro-données. L'inférence ne peut que porter sur la performance environnementale générale des provinces, en fonction de leurs tailles moyennes de firmes.

Tableau 4.1 : Statistiques descriptives (1998-2007)

Variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
SO ₂ per capita (kg/personne)	18,93	11,90	2,51	64,96
PIB réel per capita (yuans/personne)	5 553	3 869	1 047	24 104
Nombre d'entreprises	7 394	8 564	388	51 604
Nombre d'entreprises étatiques	1 396	842	87	4 415
Ratio de la production brute étatique (%)	56%	21%	12%	90%
Production brute réelle (en milliards de yuans)	272	391	7	2.580
Formation brute réelle de capital fixe (en milliards de yuans)	218	186	17	1 100
Capital par travailleur industriel (FBCF/ L ind) (en yuans)	75 118	38 877	27 629	210 913
Estimateurs de taille				
1 – Travailleurs industriels / Nb. de firmes industrielles	583,2	217,2	201,5	1197,5
2 – Volume de ventes / Nb. de firmes industrielles (en yuans)	34 306 340	16 307 410	10 605 700	91 101 930
3 – Stock de capital fixe / Nb. de firmes industrielles	40 495 130	21 276 700	10 502 120	145 863 800

* Variables en valeurs exprimées en yuans constants de 1990 (Source: CSY)

Présentation des variables

➤ Émissions de SO₂ per capita

Les émissions de SO₂ (So2pc) per capita issues des activités de production en Chine constituent la variable endogène de cette étude. Les émissions demeurent un indicateur plus intéressant que les concentrations de polluants (utilisées par Merlevede et al) puisque ces dernières peuvent être affectées par des facteurs climatiques ou géographiques non liés aux activités de production (ex: pluies acides provoquées par les émissions de la province adjacente). La majeure partie des émissions de SO₂ en sol chinois proviennent du secteur industriel¹: en 2007, le secteur industriel comptait pour 45% du PIB alors qu'il était responsable d'environ 87% des émissions de SO₂.² Le graphique 4.2 expose en effet clairement la dominance des émissions de SO₂ industriel dans la variation des émissions totales. Les émissions moyennes de SO₂ per capita connaissent une hausse relativement

¹ Le secteur industriel comprend la production manufacturière, la production énergétique, de même que l'extraction et la transformation de ressources minières.

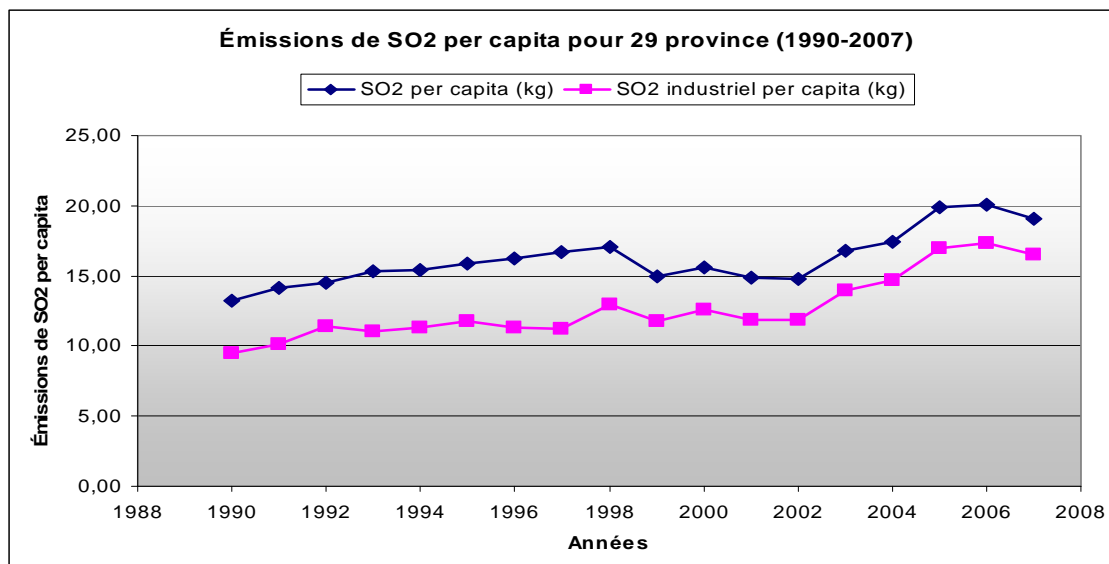
² Estimation de l'auteur sur les données du CSY

stable entre 1990 et 1998, avant de diminuer. Depuis 2002, les émissions de SO₂ per capita manifestent une croissance plus accélérée.

Il semble difficile de déterminer a priori si la légère réduction (-4,6%) des émissions de SO₂ observée en 2007 est attribuable à un changement de tendance durable ou à des mesures préparatoires à l'accueil des Jeux olympiques en 2008. En effet, la plus forte baisse des émissions totales de SO₂ en 2007 est observée à Beijing (-13,8%) et les provinces de Shandong et Shanxi, situées à proximité, connaissent également des réductions importantes (-7,1% et -6,2% respectivement). Toutefois, une analyse approfondie révèle que plusieurs provinces, géographiquement éloignées de la capitale nationale, affichent aussi une réduction des émissions comparable (jusqu'à -7,2%) et même supérieure à celle de Hebei (-3,5%), la province dans laquelle est située Beijing. En fait, seulement trois provinces (Hainan, Qinghai et Xinjiang) présentent une hausse des émissions en 2007, ce qui laisse supposer que même si les mesures préparatoires à l'accueil des Jeux Olympiques ont pu effectivement avoir un impact « local » près de Beijing, cette seule hypothèse n'explique certainement pas la diminution des émissions totales de SO₂ dans l'ensemble des provinces. De plus, l'intensité d'émissions¹ de SO₂ décroît sur toute la période 1998-2007, ce qui indique que la croissance des émissions reste inférieure à la croissance économique.

¹ Calculée en divisant les émissions totales de SO₂ par le PIB réel

Graphique 4.2 : Évolution des émissions per capita



➤ **PIB réel per capita**

Le revenu per capita (Gdppc1), déflaté par l'IPC (yuans constants de 1990), constitue le principal régresseur dans les estimations économétriques traditionnelles de courbes de Kuznets. Si le revenu demeure généralement un indicateur global du niveau de développement, ce sont davantage les facteurs implicitement inclus dans cette variable qui expliquent la forme de la courbe de Kuznets environnementale. Les revenus per capita quadratique (Gdppc2) et cubique (Gdppc3) tentent de capter une possible interaction non linéaire entre les émissions et le revenu. Passé un certain niveau de développement, certains facteurs d'une économie peuvent rapidement évoluer: la composition sectorielle de l'activité productive se transforme, le niveau d'éducation s'améliore, les préférences changent, l'accroissement des libertés politiques permet aux groupes de pression de s'organiser et de revendiquer de meilleures régulations environnementales, etc.

Précisons toutefois que ces « contraintes paramétriques » pourraient faillir à capter la « vraie » CKE. De plus, la dynamique du revenu cubique est fréquemment associée à des courbes en N ou des courbes à croissance monotone avec points d'inflexion. Néanmoins, cette variable explicative est retenue non seulement en raison de sa forte significativité statistique dans chacune des spécifications économétriques, mais également afin d'obtenir

des estimations des sommets et des creux de la CKE. Conformément à la méthodologie de Merlevede et al (2006), nous pourrons ensuite examiner, par ces points de retournement, l'impact de l'inclusion de la taille moyenne des firmes dans la détermination de la CKE.

➤ **Ratio de firmes étatiques (RSO)**

Ce ratio, représentant la production brute des firmes industrielles étatiques sur la production brute totale du secteur industriel (calculé pour chaque province/année), capte l'importance de la présence étatique¹ dans l'activité industrielle d'une province. La littérature associe généralement les grandes firmes étatiques chinoises à une efficacité moindre (Nakagane, 2000) et des coûts de réduction marginaux des émissions supérieurs. Dasgupta et al (1997) estiment que le coût marginal d'une réduction des émissions de SO₂ de 90% se chiffre à environ 50\$/tonne pour les grandes firmes non-étatiques et à 280\$/tonne pour les grandes firmes étatiques en 1993. Toutefois, le contrôle des émissions semble plus facile à appliquer sur ces firmes (Kojima, 1993) et la Banque mondiale (1999) fait remarquer que les instruments de lutte contre la pollution (contrôles, taxes...) ne sont appliqués avec efficacité que dans le cas des grandes entreprises d'État. L'effet anticipé d'une forte présence étatique sur les émissions semblerait donc indéterminé; cependant, Yaguchi et al (2007) trouvent que le ratio d'entreprises étatiques en Chine est significativement associé à une hausse du facteur d'émissions de SO₂ pour la période 1991-1995, mais que cette relation devient négative pour la période 1995-1999. Par conséquent, même si les firmes étatiques chinoises présentent une efficacité moindre et des niveaux d'émissions supérieurs, les efforts de réduction des émissions semblent y être appliqués plus vigoureusement. Avec notre intervalle d'analyse (1998-2007), un coefficient négatif serait donc envisageable. Mentionnons que la part des firmes étatiques dans la production brute ne cesse de décroître sur tout l'intervalle, passant de 50% en 1998 à 30% en 2007.²

¹ Les firmes étatiques comprennent les entités non-corporatives appartenant à l'État (state-owned) et les entreprises à propriété mixte, dont l'État est le principal détenteur des actifs (state-holding). (CSY, 2008)

² Estimation de l'auteur

➤ **Capital fixe par travailleur industriel**

En principe, les provinces dont les firmes affichent un capital supérieur par travailleur devraient également afficher une meilleure productivité, mais l'effet sur les émissions de SO₂ demeure incertain car les secteurs plus intensifs en capital pourraient également être plus intensifs en pollution (Antweiler et al, 2001; Cole et al, 2005). Cependant, même si pour les secteurs industriels chinois intensifs en travail, un ratio K/L signifie une intensité d'émissions supérieure, ce même ratio K/L peut générer une diminution de l'intensité d'émissions lorsqu'il atteint un certain seuil (He, 2008). De leur côté, Panayotou et al (2000) estiment que l'accumulation de capital non-résidentiel entraîne une croissance des émissions alors qu'un pays s'industrialise, mais contribue également à diminuer les émissions dans la période post-industrielle. Cole et al (2006) trouvent que l'intensité de capital physique par travailleur est fortement associée à un meilleur management environnemental. À la lumière de ces informations, il ne serait point étonnant d'observer un coefficient négatif pour le capital par travailleur industriel dans nos estimations.

5. Méthodologie

Poursuivant les intuitions de Merlevede et al (2006), cette étude tente de vérifier si la présence de firmes de taille supérieure améliore la performance environnementale des provinces chinoises, performance mesurée en termes d'émissions industrielles de SO₂. Plus précisément, la courbe de Kuznets environnementale sera l'instrument par lequel nous pourrions examiner directement l'impact de l'inclusion de la taille dans la détermination de la courbe de Kuznets environnementale. L'hypothèse de recherche est donc la suivante: **Avec l'accroissement du développement économique, la taille provinciale moyenne des firmes industrielles devient négativement associée aux émissions de SO₂ en raison de la capacité (et de la nécessité) accrue des grandes firmes à réduire leurs émissions polluantes.** Avant de présenter les résultats des estimations, examinons les différentes spécifications économétriques retenues pour les estimations, ainsi que la méthode Delta employée pour approximer les points de retournement de la CKE.

Spécifications économétriques

En lien avec la littérature sur la CKE et la démarche économétrique de Merlevede et al (2006), l'équation de forme réduite à la base des estimations est la suivante:

$$SO2_{i,t} = \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^3 + \beta_4 F_{i,t} + \beta_5 F_{i,t} Y_{i,t} + \beta_6 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

La variable endogène, $SO2_{i,t}$ représente les émissions de SO_2 par tête pour la province i au temps t , Y le revenu par tête (en yuans de 1990), F la taille moyenne provinciale des firmes et X un vecteur de variables de contrôle (constante, trend, retard instrumenté de la variable endogène¹, capital par travailleur, ratio de présence étatique, effets spécifiques provinciaux). L'intérêt des estimations portera principalement sur le coefficient β_5 , pour lequel nous anticipons un coefficient négatif et statistiquement significatif, si l'hypothèse de recherche s'avère exacte. Un tel coefficient signifierait que, avec l'accroissement du revenu, les provinces avec des firmes de taille supérieure en moyenne pourraient en effet présenter un avantage dans la réduction des émissions. Contrairement à la simple variable « Taille », qui n'affecterait que l'ordonnée à l'origine et la hauteur de la CKE, la variable « Taille*PIB » entre directement dans la détermination de la pente de la CKE en modifiant les coefficients des polynômes du PIB. En recourant principalement aux estimations avec effets fixes et à la méthode des moments généralisés d'Arellano-Bond (1991)², plusieurs spécifications fonctionnelles sont retenues afin de vérifier la robustesse des résultats.

6. Résultats des estimations

Les provinces avec des firmes de taille supérieure en moyenne présentent-elles une meilleure performance environnementale en termes d'émissions de SO_2 per capita? Pour tenter de répondre à cette interrogation, nous vérifierons premièrement l'existence d'une

¹ Retards instrumentés générés par $SO2_i = \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \beta_3 Y_i^3 + \beta_4 F_i + \beta_5 F_i Y_i + \beta_6 X_i + \varepsilon_i$ (MCO), estimés distinctement pour chaque période t . Les variables prédites $\hat{SO2}_i$ sont ensuite décalées d'une année et incluses dans les spécifications comprenant uniquement le même ensemble de régresseurs que l'estimation MCO. Les retards instrumentés ne sont pas retenus dans certaines spécifications.

² L'estimation d'Arellano-Bond (1991) effectue la transformation en différence sur l'équation (1), ce qui élimine les effets provinciaux et le biais de variables omises invariantes dans le temps. La méthode GMM en panel dynamique permet donc de contrôler pour les effets spécifiques provinciaux et temporels et de pallier au biais d'endogénéité des variables. De plus, cette modélisation admet la présence d'erreurs idiosyncrasiques avec des schémas individuels spécifiques d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité.

CKE en Chine avant d'examiner l'impact de chacun des indicateurs de taille sur la forme de la CKE. Nous discuterons ensuite de l'écart des points de retournement pour diverses grandeurs de firmes et de la sensibilité des résultats à la forme fonctionnelle.

6.1. Estimation d'une CKE en Chine

Examinons en premier lieu l'existence et la forme de la relation entre les émissions de SO_2 et le revenu per capita. Tel qu'indiqué dans le tableau 6.1, les fonctions d'estimation en forme réduite avec le revenu quadratique permettent effectivement d'obtenir une CKE en U inversé. L'inclusion du revenu cubique comme variable explicative augmente considérablement le pouvoir explicatif du modèle et le coefficient demeure statistiquement significatif à un seuil de 5%. Même si la présence du revenu cubique génère une CKE avec une trajectoire en N (creux faiblement prononcé), les points de retournement estimés pour le sommet demeurent relativement stables, oscillant entre 11,863 et 13,644 yuans (prix constants de 1990). Toutefois, les écarts-types des points de retournement de la CKE quadratique restent nettement inférieurs, signe d'une meilleure convergence des résultats. Les revenus moyen et maximal observés dans l'échantillon n'étant respectivement que de 5,553 et 24,104 yuans, nous éviterons toute interprétation abusive sur la forme de la CKE au-delà de 25,000 yuans.

Tableau 6.1: Estimations de la CKE (Modèles quadratique et cubique)

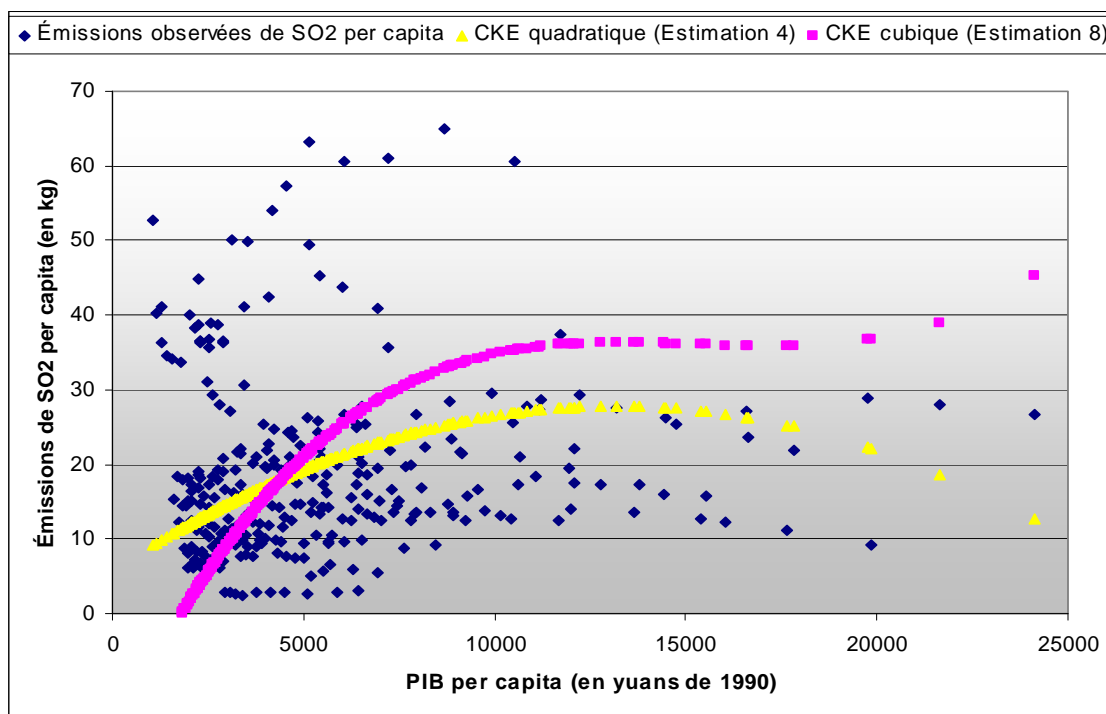
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF
SO2(t-1)			-0.0421 (0.122)	-0.155 (0.291)			0.134 (0.0825)	0.0160 (0.144)
PIB (1/1000)	3.059*** (0.896)	3.559* (1.869)	2.527** (1.033)	3.348 (2.751)	9.614*** (1.512)	12.09*** (3.440)	7.809*** (1.723)	10.92** (4.536)
PIB^2 (1/1000)^2	-0.117*** (0.0319)	-0.131** (0.0641)	-0.102*** (0.0346)	-0.127 (0.0878)	-0.650*** (0.0983)	-0.803*** (0.225)	-0.543*** (0.109)	-0.728** (0.283)
PIB^3 (1/1000)^3					0.0142*** (0.00229)	0.0176*** (0.00507)	0.0120*** (0.00246)	0.0159** (0.00611)
Trend	-0.119 (0.278)	-0.295 (0.529)	0.297 (0.294)	0.0776 (0.698)	-1.190*** (0.338)	-1.774** (0.688)	-0.706* (0.385)	-1.424 (0.932)
Constante	8.907*** (2.462)	9.162*** (2.547)	5.937** (2.707)	7.583* (3.771)	3.905 (2.421)	3.240 (3.446)	0.902 (2.200)	1.966 (2.911)
Observations	290	290	261	261	290	290	261	261
R-carré		0.3162		0.3835		0.4674		0.509
Fisher		5.02		7.27		8.54		7.9
AR(1)	-0.0583 (0.3400)	-0.0595 (0.3340)	-0.0674 (0.3330)	-0.0438 (0.5310)	-0.1101 (0.0770)	-0.1089 (0.0870)	-0.1631 (0.0180)	-0.1249 (0.0730)
Breusch-Pagan	949.28 (0.0000)		785.5 (0.0000)		925.11 (0.0000)		790.25 (0,0000)	
Hausman		5.5 (0.1384)		14.97 (0.0048)		40.55 (0.0000)		23.11 (0.0003)
PR (Sommet)	13069	13542	12425	13230	12560	13644	11863	13309
Écart-type	(1003)	(1659)	(1322)	(2211)	(21663)	(73961)	(23113)	(82341)
PR (Creux)	--	--	--	--	18006	16816	18224	17197
Écart-type	--	--	--	--	(31147)	(91242)	(35213)	(105866)

* Voir l'encadré 6.1 (page 21) pour les explications détaillées des tableaux.

Le graphique 6.1 donne une bonne idée de l'hétérogénéité provinciale des niveaux d'émissions observés: dépendamment des structures industrielles et des autres facteurs spécifiques, certaines provinces présentent des niveaux excessivement élevés d'émissions de SO₂ pour des revenus moyens comparables. Les pires performances proviennent de Ningxia, Shanxi et la Mongolie Intérieure, les deux dernières provinces étant les principales productrices de charbon de la Chine en 2007. Les villes de Shanghai, Tianjin et Beijing affichent un revenu supérieur mais également une amélioration dans leurs niveaux d'émissions. Alors que le revenu réel moyen a pratiquement triplé dans la région de la

capitale nationale entre 1998 et 2007, les émissions de SO₂ per capita ont chuté de 50%.¹ D'autre part, soulignons que le revenu per capita moyen en 2007 en Chine s'élevait à 9,202 yuans, ce qui laisse encore un certain écart à combler avant d'atteindre le point de retournement des émissions de SO₂. Cette perspective s'assombrit davantage en considérant que le revenu per capita médian n'est que de 4,429 yuans. Les émissions per capita pourraient donc poursuivre encore longtemps leur croissance, tandis que l'augmentation des émissions totales contribuerait davantage à exacerber la fragilisation des écosystèmes.

Graphique 6.1: Les émissions observées et les CKE estimées



¹ Comme nous l'avons mentionné précédemment, les mesures préparatoires à l'accueil des Jeux Olympiques ont certainement contribué à la réduction importante des émissions de SO₂ à Beijing.

6.2. Résultats pour le nombre moyen d'employés par firme

Tableau 6.2: Estimations avec le nombre moyen d'employés

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREGAR, FE	XTREGAR, FE	XTABOND, RO	XTABOND, RO
SO2pc (t-1)			0.0808 (0.129)	0.0867 (0.0709)	-0.0548 (0.0608)	-0.0375 (0.0625)	0.213 (0.140)	0.218* (0.127)
PIB (1/1000)	14.19*** (3.393)	12.93*** (3.831)	11.39*** (3.248)	10.99*** (1.940)	9.530*** (1.958)	9.015*** (1.684)	7.448*** (1.907)	8.368*** (2.778)
PIB^2 (1/1000)^2	-0.920*** (0.223)	-0.855*** (0.246)	-0.748*** (0.203)	-0.729*** (0.124)	-0.574*** (0.120)	-0.549*** (0.109)	-0.461*** (0.118)	-0.504*** (0.163)
PIB^3 (1/1000)^3	0.0201*** (0.00514)	0.0188*** (0.00559)	0.0164*** (0.00449)	0.0161*** (0.00289)	0.0117*** (0.00279)	0.0112*** (0.00261)	0.00932*** (0.00246)	0.0101*** (0.00332)
Taille_Labor (1/1000)^2	5529 (7312)		1712 (5661)		3030 (5434)		-4620 (7585)	
Taille_Labor*PIB (1/1000)^3	-1859 (1114)	-924.8 (992.0)	-1594 (1060)	-1352** (523.3)	-1797 (1102)	-1300** (638.5)	-464.4 (1177)	-1233** (512.6)
K/L industriel (1/10000)			0.00768 (0.360)	-0.010 (0.248)	-0.368** (0.183)	-0.384** (0.183)	-0.365*** (0.125)	-0.349*** (0.128)
RSO			-6.683 (10.46)	-5.807 (5.857)	-8.638 (6.047)	-8.686 (6.098)	-6.513 (11.91)	-6.728 (11.52)
Trend	-1.833*** (0.618)	-1.767** (0.644)	-1.404 (0.831)	-1.329*** (0.448)	-0.935 (0.672)	-0.972 (0.667)	-0.819 (0.714)	-0.884 (0.710)
Observations	290	290	261	261	232	232	232	232
R-carré	0.480	0.476	0.539	0.538	0.262	0.261		
Fisher	10.93	11.49	6.06	6.44	7.66	8.61		
AR(1)	-0.1072 (0.090)	-0.1136 (0.070)	-0.1598 (0.021)	-0.1691 (0.005)	-0.0459 (0.541)	-0.0541 (0.470)	-2.5424 (0.0110)	-2.4689 (0.0136)
AR(2)							0.2076 (0.8355)	0.2373 (0.8125)
Sargan							25.83 (0.8703)	27.14 (0.8261)
Durbin-Watson					0.7204	0.7181		
Baltagi-Wu					0.9954	0.9973		
Sommet	11326	12131	10928	11004	11235	11714	11761	12643
E.T	(21869)	(35801)	(22029)	(24311)	(15496)	(16796)	(26910)	(28288)
Creux	19194	18188	19417	19215	21548	20956	21370	20305
E.T	(37048)	(53523)	(38467)	(41612)	(29965)	(30720)	(46534)	(45401)

* Voir l'encadré 6.1 (page 21) pour des précisions sur les différentes spécifications et les tests statistiques.

Encadré 6.1: Explications des tableaux d'estimations 6.1 à 6.4

Spécifications économétriques pour le tableau 6.1:

- Estimations 1-2: Effets aléatoires (EA) et effets fixes (EF), avec revenu quadratique
- Estimations 3-4: Effets aléatoires (EA) et effets fixes (EF), avec revenu quadratique et retard instrumenté de la variable endogène ($SO_{2,t-1}$)
- Estimations 5-6: Effets aléatoires (EA) et effets fixes (EF), avec revenu cubique
- Estimations 7-8: Effets aléatoires (EA) et effets fixes (EF), avec revenu cubique et $SO_{2,t-1}$

Spécifications économétriques pour les tableaux 6.2 à 6.4:

- Estimations 1-2: Effets fixes (XTREG, FE ROBUST), avec inclusion de la taille et/ou de la taille prémultipliée par le revenu
- Estimations 3-4: Effets fixes (XTREG, FE ROBUST), avec l'ensemble final de régresseurs
- Estimations 5-6: Effets fixes (XTREGAR, FE), avec modélisation d'erreurs autorégressives d'ordre 1 (Le XTREGAR ne permet pas d'écarts-types robustes par la méthode de White.)
- Estimations 7-8: Méthode des moments généralisés d'Arellano-Bond (XTABOND, ROBUST)

Autres précisions:

- Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses pour les coefficients et valeurs P pour les tests statistiques: *** significatif à 1%; ** significatif à 5%; * significatif à 10%
- Les points de retournement et leurs écarts-types sont estimés par la méthode Delta adaptée. L'absence de points de retournement pour le tableau 6.3 indique en fait une CKE continument croissante, avec un point d'inflexion.
- Les retards instrumentés sont générés par le MCO $SO_{2i} = \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \beta_3 Y_i^3 + \beta_4 F_i Y_i + \beta_5 X_i + \varepsilon_i$, estimés distinctement pour chaque période t et chaque spécification fonctionnelle. Les variables prédites \hat{SO}_{2i} sont ensuite décalées d'une année et incluses dans l'ensemble de régresseurs.
- La statistique AR(1) se base sur le test de Wooldridge (2002) pour l'autocorrélation de 1^{er} ordre. Les valeurs rapportées correspondent au coefficient ρ pour l'estimation $\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \text{erreur}_{i,t}$, où ε représente les résidus purgés des effets fixes i. Plus la valeur du coefficient se rapproche de -0,50, moins l'autocorrélation de 1^{er} ordre est importante. Pour l'estimation d'Arellano-Bond, la valeur rapportée est issue du test d'autocorrélation d'Arellano-Bond. Puisque, par la structure de l'équation, la statistique AR(1) rapportera toujours la présence d'autocorrélation, il faut regarder à la statistique AR(2). Une valeur P élevée indique que le problème d'autocorrélation est en grande partie résolu.
- Breusch-Pagan teste la significativité des effets provinciaux, Hausman rapporte l'importance de la différence des coefficients estimés par les effets aléatoires et les effets fixes, Sargan indique la validité des instruments et Durbin-Watson/Baltagi-Wu constitue d'autres tests d'autocorrélation de 1^{er} ordre.

Le tableau 6.2 inclue la taille moyenne des firmes (selon le nombre moyen d'employés) comme variable explicative et/ou la taille moyenne prémultipliée par le revenu per capita. Puisque le test d'Hausman suggérait de rejeter les effets aléatoires, seules les estimations avec effets fixes sont rapportées (spécifications 1 à 6), ainsi que les estimations avec la méthode GMM d'Arellano-Bond (spécifications 7 et 8). Les spécifications 5 et 6 (effets

fixes) comprennent un terme d'erreur autorégressif d'ordre 1, pour tenter de remédier au problème d'autocorrélation. L'augmentation du pouvoir explicatif du modèle entre les spécifications 1 et 3 est principalement due à l'inclusion du retard instrumenté de la variable endogène (SO_2pc_{t-1}), qui contribue aussi à réduire le problème d'autocorrélation.

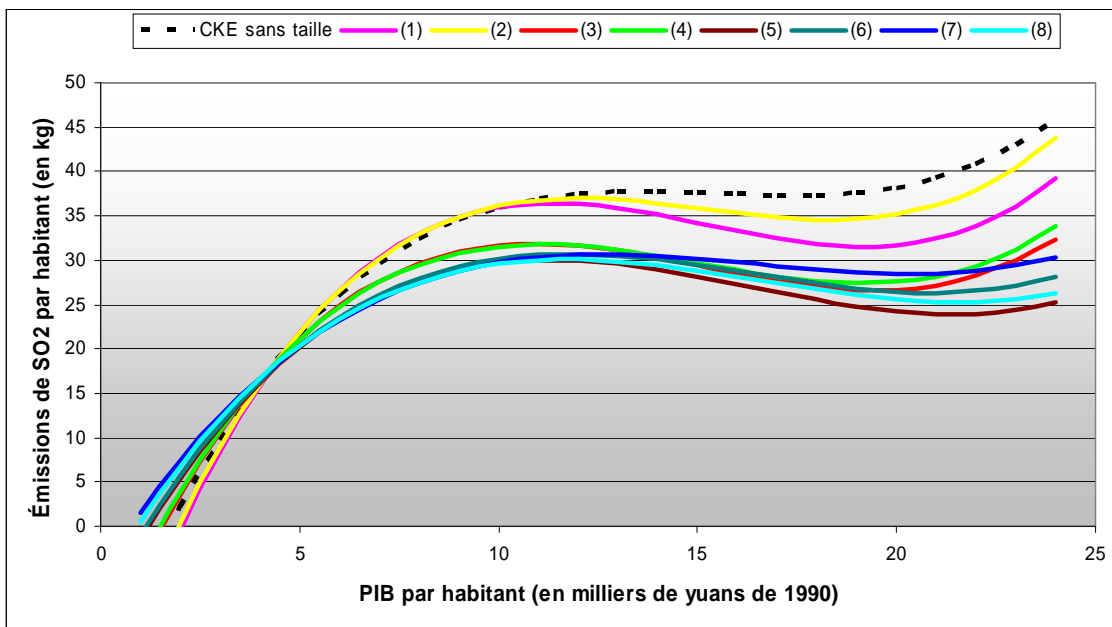
Les spécifications 1, 3, 5 et 7 incluent la taille (Taille_Labor) et l'interaction de la taille avec le revenu (Taille_Labor*PIB) alors que les spécifications 2, 4, 6 et 8 excluent la taille simple.¹ Le coefficient de la variable « Taille_Labor » affecte simplement l'ordonnée à l'origine et la hauteur de la CKE, mais le coefficient de la « Taille_Labor*PIB » modifie directement la pente de la CKE. Le coefficient de « Taille_Labor*PIB », qui constitue la principale variable d'intérêt de notre analyse, conserve le signe négatif attendu dans chacune des spécifications, ce qui aura pour effet d'abaisser la pente de la CKE. Même si la significativité statistique (au seuil de 10%) dépend grandement de l'absence de la taille simple, la constance du signe négatif semble s'accorder avec les conclusions de Merlevede et al (2006). Ainsi, à mesure que le revenu per capita augmente, la taille provinciale moyenne des firmes industrielles devient négativement associée aux émissions de SO_2 per capita. Intuitivement, pour un accroissement marginal du revenu per capita, la quantité requise d'émissions de SO_2 pour produire ce revenu supplémentaire décroît à mesure que la taille des firmes (main-d'œuvre moyenne) augmente, possiblement à cause de l'avantage comparatif des grandes firmes à réduire leurs émissions à moindre coût.

Les émissions de SO_2 per capita semblent également être fonction négative du capital par travailleur (spécifications 5 à 8) lorsque le ratio K/L est statistiquement significatif. Alors qu'il semble logique de supposer que les secteurs industriels plus intensifs en capital soient également plus intensifs en pollution, He (2008) trouve que la densité d'émissions industrielles de SO_2 demeure négativement et significativement associée au capital par travailleur. Elle ajoute qu'une fois atteint un certain seuil de capital par travailleur, celui-ci pourrait mener à une réduction de l'intensité d'émissions. Dans toutes nos estimations, le coefficient de $K/L_{\text{industriel}}$ ne sera statistiquement significatif que si négatif, ce qui laisse croire qu'un ratio élevé s'associe davantage à une réduction des émissions.

¹ Cette démarche vise à éviter de potentiels problèmes de colinéarité, mais également à tenir compte du fait qu'une partie de l'information dans « Taille_Labor*PIB » est déjà contenue dans « Taille_Labor », risquant ainsi de réduire la significativité statistique de « Taille_Labor*PIB ».

Le ratio de présence étatique dans la production brute provinciale (RSO) demeure associé à une meilleure performance environnementale pour chacune des spécifications. Malgré la faible significativité statistique du RSO, la stabilité du coefficient négatif s'accorde avec les observations de la Banque mondiale (1999) et de Yaguchi et al (2007), comme quoi des efforts relativement plus importants de réduction des émissions avaient été déployés dans les firmes étatiques vers la fin des années 1990.

Graphique 6.2 : Projections des CKE avec le nombre moyen d'employés



Le graphique 6.2 illustre les projections des CKE de chacune des spécifications du tableau 6.2.¹ À l'exception des spécifications 1 et 2 et de la CKE sans taille, qui produisent des CKE plus élevées en raison de l'absence de certaines variables explicatives, les projections des autres CKE paraissent relativement rapprochées. Elles prennent toutes la forme d'un N, avec des sommets généralement situés entre 11,000 et 12,700 yuans.

¹ La spécification « CKE sans taille » correspond à la spécification 3, de laquelle sont retirées les variables $SO_{2pc_{t-1}}$, « Taille_Labor*PIB » et « Taille_Labor*PIB ». Les CKE présentées dans les graphiques 6.2 à 6.4 correspondent aux CKE réelles, incluant les polynômes de revenu et toutes les autres variables explicatives, multipliées par leurs valeurs moyennes. Mentionnons que les projections basées sur la méthode d'Arellano-Bond (spécifications 7-8) produisent probablement les estimations les plus fiables.

6.3. Résultats pour la production brute moyenne par firme

Tableau 6.3: Estimations avec la production brute moyenne

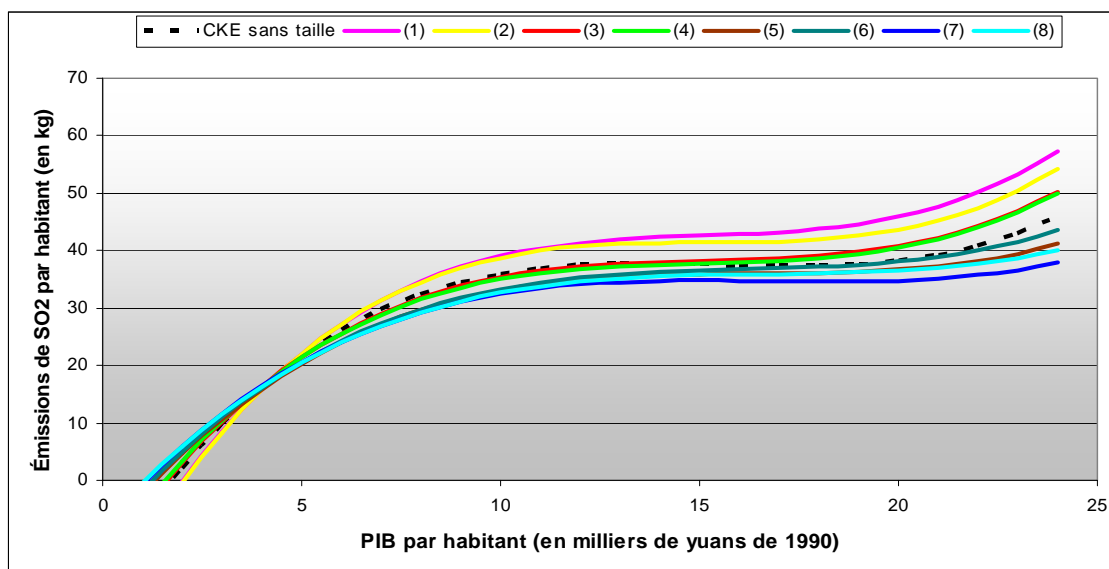
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREGAR, FE	XTREGAR, FE	XTABOND, RO	XTABOND, RO
SO2pc (t-1)			0.0967 (0.137)	0.153** (0.0771)	-0.0331 (0.0620)	0.0170 (0.0739)	0.245** (0.119)	0.242** (0.121)
PIB (1/1000)	12.68*** (3.769)	12.75*** (3.658)	10.61*** (3.343)	10.48*** (1.864)	8.671*** (1.680)	8.615*** (1.676)	7.990*** (2.712)	7.912*** (2.713)
PIB^2 (1/1000)^2	-0.801*** (0.255)	-0.828*** (0.231)	-0.662*** (0.211)	-0.661*** (0.112)	-0.513*** (0.111)	-0.505*** (0.108)	-0.481*** (0.172)	-0.457*** (0.159)
PIB^3 (1/1000)^3	0.0177*** (0.00568)	0.0182*** (0.00523)	0.0146*** (0.00459)	0.0147*** (0.00256)	0.0105*** (0.00262)	0.0105*** (0.00258)	0.00965*** (0.00351)	0.00914*** (0.00326)
Taille_Output (1/1000)^2	0.0529 (0.101)		0.0200 (0.0886)		-0.0147 (0.0663)		-0.0416 (0.0496)	
Taille_Output*PIB (1/1000)^3	-0.0103 (0.00958)	-0.00482 (0.00507)	-0.0124 (0.00934)	-0.0116*** (0.00446)	-0.00778 (0.00874)	-0.00963* (0.00532)	-0.00247 (0.00590)	-0.00639 (0.00402)
K/L industriel (1/10000)			0.226 (0.408)	0.177 (0.260)	-0.262 (0.193)	-0.278 (0.194)	-0.277* (0.145)	-0.274* (0.141)
RSO			-7.469 (11.55)	-7.162 (5.766)	-10.26* (6.067)	-9.438 (6.007)	-6.502 (11.30)	-6.942 (11.72)
Trend	-1.915*** (0.672)	-1.810** (0.700)	-1.508 (0.953)	-1.394*** (0.461)	-0.910 (0.699)	-0.961 (0.683)	-0.831 (0.652)	-0.950 (0.719)
Observations	290	290	261	261	232	232	232	232
R-carré	0.472	0.470	0.533	0.538	0.255	0.256		
Fisher	7.35	6.55	5.04	4.81	7.36	8.38		
AR(1)	-0.1125 (0.075)	-0.1090 (0.084)	-0.1624 (0.020)	-0.1791 (0.009)	-0.0317 (0.671)	-0.0541 (0.467)	-2.5213 (0.0117)	-2.5098 (0.0121)
AR(2)							0.3891 (0.6972)	0.5611 (0.5747)
Sargan							22.63 (0.9472)	26.97 (0.8323)
Durbin-Watson					0.7209	0.7295		
Baltagi-Wu					0.9876	0.9966		
Sommet	--	--	--	--	--	--	14984	--
E.T	--	--	--	--	--	--	(108758)	--
Creux	--	--	--	--	--	--	18220	--
E.T	--	--	--	--	--	--	(132656)	--

* Voir l'encadré 6.1 (page 21) pour des précisions sur les différentes spécifications et les tests statistiques.

* L'absence de point de retournement (--) indique une CKE continument croissante avec un point d'inflexion.

Le volume de production brute moyen des firmes (en valeur monétaire constante) sert désormais de proxy pour mesurer la taille moyenne des firmes d'une province. Les résultats du tableau 6.3 se rapprochent considérablement de ceux obtenus avec le nombre moyen d'employés, tant au niveau des tests statistiques que des valeurs nominales des coefficients. Les coefficients des variables « Taille » et « Taille_Output*PIB » prennent ici des valeurs infimes en raison de l'échelle de mesure 10,000 fois supérieure à celle du premier indicateur de taille. Pareillement aux estimations de la section précédente, la « Taille_Output*PIB » affiche un signe négatif pour chacune des spécifications, mais avec une significativité légèrement inférieure en général. Néanmoins, l'écart-type de la « Taille_Output*PIB » pour la spécification 8 ne permet pas de rejeter la significativité statistique car même si la variable n'est pas significative à 10%, elle le devient pour un seuil de 12%.

Graphique 6.3: Projections des CKE avec la production brute moyenne



Malgré la similarité des coefficients pour les deux premiers indicateurs de taille, les projections des CKE du graphique 6.3 diffèrent considérablement. Toutes les courbes se situent à des niveaux supérieurs d'émissions per capita et elles indiquent une croissance strictement monotone des émissions de SO₂ (à l'exception de la spécification 7 d'Arellano-Bond), avec des points d'inflexion, ce qui ne s'accorde pas avec l'hypothèse d'une CKE standard, même sur un intervalle de revenu restreint. Les émissions de SO₂ continuent donc

d'augmenter malgré la diminution du taux de croissance, manifesté par la concavité des courbes. Nous éviterons une interprétation risquée sur l'accélération de la croissance des émissions au-delà de 20,000 yuans, compte tenu du fait que l'échantillon ne contient seulement que deux observations supérieures à ce revenu.

6.4. Résultats pour la dotation capitalistique moyenne par firme

Tableau 6.4: Estimations avec la dotation capitalistique moyenne

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREG, FE RO	XTREGAR, FE	XTREGAR, FE	XTABOND, RO	XTABOND, RO
SO2pc (t-1)			0.00155 (0.0993)	0.00784 (0.117)	-0.0759 (0.0579)	-0.0573 (0.0603)	0.164 (0.132)	0.208* (0.125)
PIB (1/1000)	10.26*** (2.542)	11.56*** (3.297)	7.966*** (2.465)	9.631*** (3.146)	7.378*** (1.763)	8.655*** (1.689)	6.688*** (2.306)	7.863*** (2.718)
PIB^2 (1/1000)^2	-0.710*** (0.178)	-0.769*** (0.214)	-0.570*** (0.165)	-0.640*** (0.196)	-0.472*** (0.111)	-0.530*** (0.110)	-0.441*** (0.146)	-0.472*** (0.161)
PIB^3 (1/1000)^3	0.0153*** (0.00399)	0.0167*** (0.00480)	0.0121*** (0.00364)	0.0138*** (0.00427)	0.00939*** (0.00268)	0.0108*** (0.00264)	0.00869*** (0.00300)	0.00942*** (0.00328)
Taille_Capital (1/1000)^2	-0.0920 (0.0818)		-0.130* (0.0740)		-0.119** (0.0526)		-0.135** (0.0524)	
Taille_Capital*PIB (1/1000)^3	0.0145 (0.0105)	0.00353 (0.00618)	0.0181 (0.0118)	0.00335 (0.00759)	0.00693 (0.00720)	-0.00669 (0.00414)	0.00962 (0.00588)	-0.00554** (0.00260)
RSO			-7.876 (11.98)	-10.91 (13.88)	-8.542 (5.937)	-8.510 (5.977)	-5.533 (11.51)	-7.087 (11.79)
Trend	-1.457*** (0.503)	-1.753** (0.670)	-1.028 (0.699)	-1.527 (0.958)	-0.919 (0.662)	-1.157* (0.670)	-0.664 (0.598)	-1.067 (0.716)
Observations	290	290	261	261	232	232	232	232
R-carré	0.478	0.470	0.535	0.521	0.265	0.2407		
Fisher	5.03	6.20	4.89	5.31	8.78	8.88		
AR(1)	-0.1220 (0.055)	-0.1050 (0.100)	-0.1539 (0.029)	-0.1306 (0.062)	-0.0649 (0.392)	-0.0459 (0.543)	-2.5419 (0.0110)	-2.5119 (0.0120)
AR(2)							0.0896 (0.9286)	0.6153 (0.5383)
Sargan							26.98 (0.8319)	25.84 (0.8702)
Durbin-Watson					0.7194	0.6961		
Baltagi-Wu					1.0011	0.9701		
Sommet	13592 (54075)	13918 (82881)	13107 (45886)	13682 (73454)	13711 (35933)	13538 (33427)	13081 (38244)	13746 (53691)
Creux	17443 (69909)	16814 (100244)	18261 (64263)	17250 (92420)	19831 (53143)	19055 (47900)	20748 (61068)	19665 (76675)

* Voir l'encadré 6.1 (page 21) pour des précisions sur les différentes spécifications et les tests statistiques.

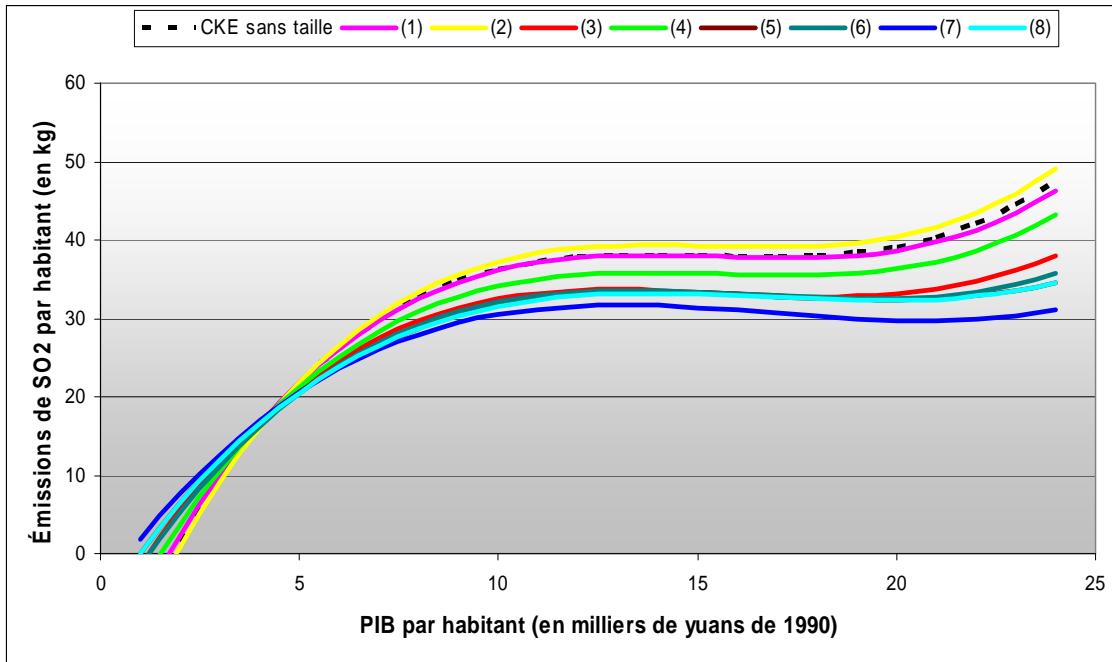
Le volume de capital fixe moyen détenu par les firmes industrielles d'une province constitue le dernier indicateur de taille. Le significativité statistique de la variable « Taille_Capital*PIB » étant, par construction, fortement sensible à la présence du capital par travailleur, le ratio K/L est retiré de l'ensemble des régresseurs pour éviter de potentiels problèmes de colinéarité. Les valeurs nominales des coefficients du tableau 6.4 demeurent comparables à celles des estimations antérieures, les variables « Taille_Capital » et « Taille_Capital*PIB » produisent des résultats généralement contraires à ceux générés par le nombre moyen d'employés et la production brute moyenne. La variable « Taille_Capital » (K/N) présente un coefficient négatif et statistiquement significatif, un résultat qui paraît toutefois cohérent avec le coefficient négatif du ratio de capital par travailleur (K/L), trouvé précédemment. Par conséquent, l'inclusion du capital fixe abaisse la hauteur de la CKE.¹

De son côté, la taille prémultipliée par le revenu devient positivement liée aux émissions de SO₂ per capita (mais non de façon statistiquement significative). Une explication possible à ce résultat contradictoire pourrait se situer dans la nature même du capital, où se manifestent simultanément l'effet de composition et l'effet technique. Par exemple, si un stock de capital élevé indique une concentration plus forte dans l'industrie lourde, dont les activités sont généralement plus polluantes, alors il ne serait guère étonnant qu'une augmentation du revenu s'accompagne également d'une hausse plus importante des émissions de SO₂ (effet de composition).² Par contre, en supposant deux provinces avec des paramètres parfaitement identiques, une augmentation du stock de capital (acquisition d'installations/équipements plus récents et performants) dans l'une de ces provinces pourrait accroître sa productivité et réduire son intensité d'émissions (effet technique). Soulignons également que lorsque la taille simple est exclue de l'ensemble de régresseurs, le coefficient de « Taille_Capital*PIB » redevient négatif pour les spécifications 6 et 8 (statistiquement significatif à un seuil de 5% avec l'estimation d'Arellano-Bond), conformément aux estimations des tableaux 6.2 et 6.3.

¹ Ce résultat apparaît visiblement au graphique 6.4 en comparant les hauteurs des projections des CKE entre les spécifications 1 et 2, 3 et 4, 5 et 6, 7 et 8.

² En 2007, la part de l'industrie lourde s'élevait à 70,5% de la production brute industrielle, alors que l'industrie légère ne comptait que pour 29,5% (CSY).

Graphique 6.4: Projections des CKE avec la dotation capitalistique moyenne



Comme dans le cas du nombre moyen d'employés, les projections des CKE au graphique 6.4 prennent la forme d'un N. Les sommets estimés, même s'ils ne sont que faiblement prononcés, convergent vers un intervalle étroit de 13,081 à 13,746 yuans.

6.5. Analyse des points de retournement

Tableau 6.5: Points de retournement des CKE estimées (Méthode Delta)

Percentiles		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Taille 1 (Labor) inférieure (15%)	Sommet	12454	12894	12004	11956	12658	12897	13222	12948
	E.T	(33390)	(50617)	(31970)	(33954)	(23769)	(24648)	(34668)	(38647)
	Creux	18065	17424	18341	18264	20125	19773	19727	20183
	E.T	(48569)	(68338)	(48407)	(51255)	(38238)	(38572)	(51781)	(58285)
Taille 1 (Labor) moyenne	Sommet	11326	12131	10928	11004	11235	11714	11761	12643
	E.T	(21869)	(35801)	(22029)	(24311)	(15496)	(16796)	(26910)	(28288)
	Creux	19194	18188	19417	19215	21548	20956	21370	20305
	E.T	(37048)	(53523)	(38467)	(41612)	(29965)	(30720)	(46534)	(45401)
Taille 1 (Labor) supérieure (85%)	Sommet	10480	11541	10100	10257	10160	10805	12157	10842
	E.T	(16846)	(28677)	(17286)	(19428)	(11799)	(13084)	(24258)	(21203)
	Creux	20039	18777	20246	19962	22623	21865	20792	22289
	E.T	(32026)	(46399)	(33725)	(36729)	(26268)	(27007)	(41371)	(40814)
Taille 2 (Output) inférieure (15%)	Sommet	--	--	--	--	--	--	15477	--
	E.T	--	--	--	--	--	--	(161543)	--
	Creux	--	--	--	--	--	--	17726	--
	E.T	--	--	--	--	--	--	(185441)	--
Taille 2 (Output) moyenne	Sommet	--	--	--	--	--	--	14984	--
	E.T	--	--	--	--	--	--	(108758)	--
	Creux	--	--	--	--	--	--	18220	--
	E.T	--	--	--	--	--	--	(132656)	--
Taille 2 (Output) supérieure (85%)	Sommet	--	14246	14501	14290	14956	14680	14567	15579
	E.T	--	(135823)	(244756)	(190742)	(82463)	(72094)	(84170)	(164549)
	Creux	--	16049	15643	15656	17492	17507	18636	17737
	E.T	--	(152941)	(263726)	(208343)	(97329)	(86722)	(108068)	(185850)
Taille 3 (Capital) inférieure (15%)	Sommet	12466	13537	13107	13317	13068	14305	12308	14404
	E.T	(31442)	(63897)	(45886)	(59500)	(28453)	(48853)	(30159)	(72077)
	Creux	18569	17195	18261	17614	20474	18288	21521	19006
	E.T	(47276)	(81261)	(64263)	(78465)	(45708)	(63326)	(52983)	(95061)
Taille 3 (Capital) moyenne	Sommet	13592	13918	11753	13682	13711	13538	13081	13746
	E.T	(54075)	(82881)	(27255)	(73454)	(35933)	(33427)	(38244)	(53691)
	Creux	17443	16814	19614	17250	19831	19055	20748	19665
	E.T	(69909)	(100244)	(45632)	(92420)	(53143)	(47900)	(61068)	(76675)
Taille 3 (Capital) supérieure (85%)	Sommet	--	14554	--	14226	14683	12862	14232	13136
	E.T	--	(154260)	--	(109687)	(56468)	(25571)	(59061)	(42747)
	Creux	--	16178	--	16705	18860	19731	19598	20275
	E.T	--	(171623)	--	(128652)	(73723)	(40044)	(81886)	(65730)

* Points de retournement et écarts-types (entre parenthèses) estimés par la méthode Delta.

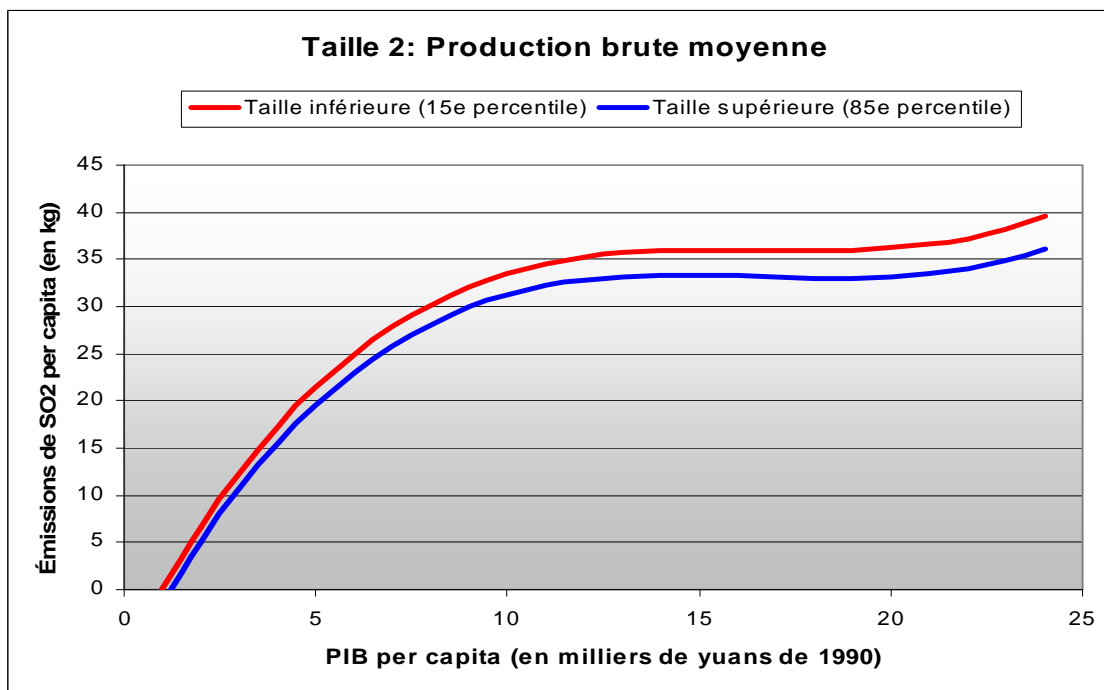
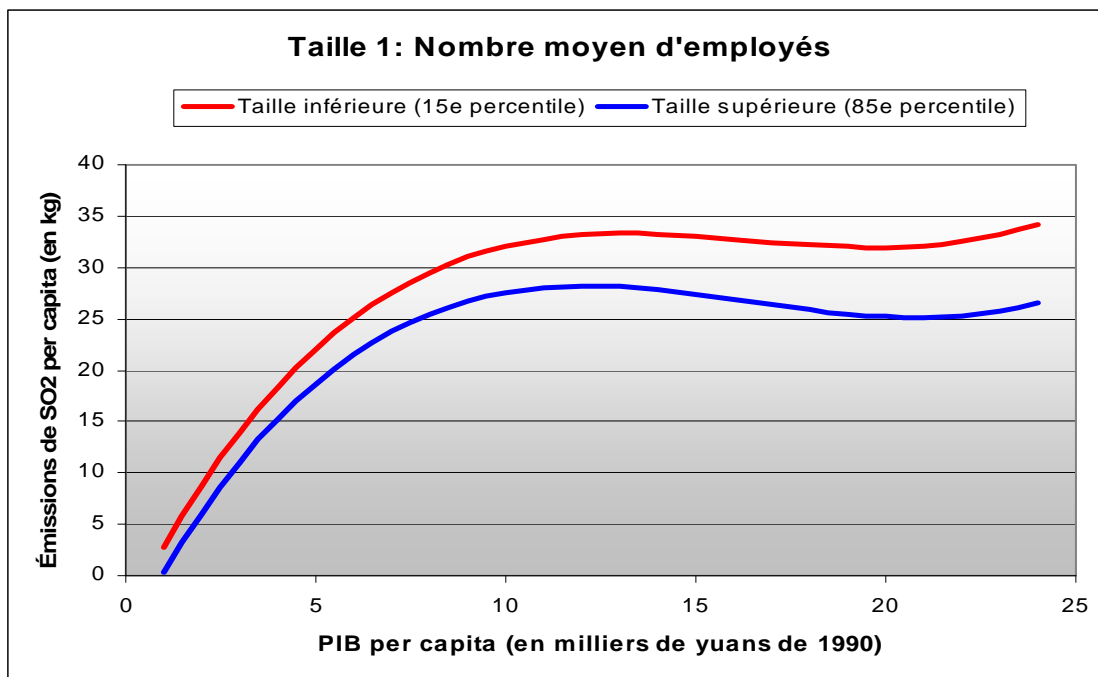
* L'absence de point de retournement (--) indique une CKE continuellement croissante avec un point d'inflexion.

Le tableau 6.5 présente les points de retournement et leurs écarts-types pour la relation entre la pollution et le revenu. Précisons que la taille inférieure et supérieure des firmes correspond respectivement aux valeurs des indicateurs de taille pour les 15^e et 85^e percentiles mais que la taille moyenne ne représente pas la médiane de l'échantillon. Les différentes valeurs F_j sont insérées dans l'équation $\left(-\hat{\beta}_2 \pm \sqrt{\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3}\right) / 3\hat{\beta}_3$ pour ensuite estimer les points de retournement par la méthode Delta, que nous avons adaptée pour tenir compte du terme d'interaction entre le revenu et la taille des firmes.¹

Lorsque la moyenne provinciale de la taille des firmes est fixée au 85^e percentile supérieur, le sommet de la CKE se trouve à un niveau de revenu per capita inférieur à celui de la CKE avec le 15^e percentile de taille (voir également les graphiques 6.5). Les seules exceptions à cette règle sont les spécifications 1, 2, 3, 4, 5 et 7 avec la dotation capitalistique moyenne, en vertu du signe positif des coefficients de la variable « Taille_Capital*PIB ». Ces résultats impliqueraient néanmoins que les provinces avec des firmes industrielles de taille supérieure atteignent le sommet de la CKE à un niveau de revenu moindre, possiblement en raison de l'avantage comparatif des grandes firmes à réduire leurs émissions polluantes à un plus faible coût marginal. Les résultats avec la production brute moyenne paraissent particulièrement éloquents: aucune des estimations (sauf la spécification 7) avec le 15^e percentile ou la taille moyenne ne présente de point de retournement, mais plutôt une croissance monotone des émissions de SO₂. Par contre, avec le 85^e percentile supérieur de la taille des firmes, les points de retournement deviennent identifiables pour les spécifications 2 à 8.

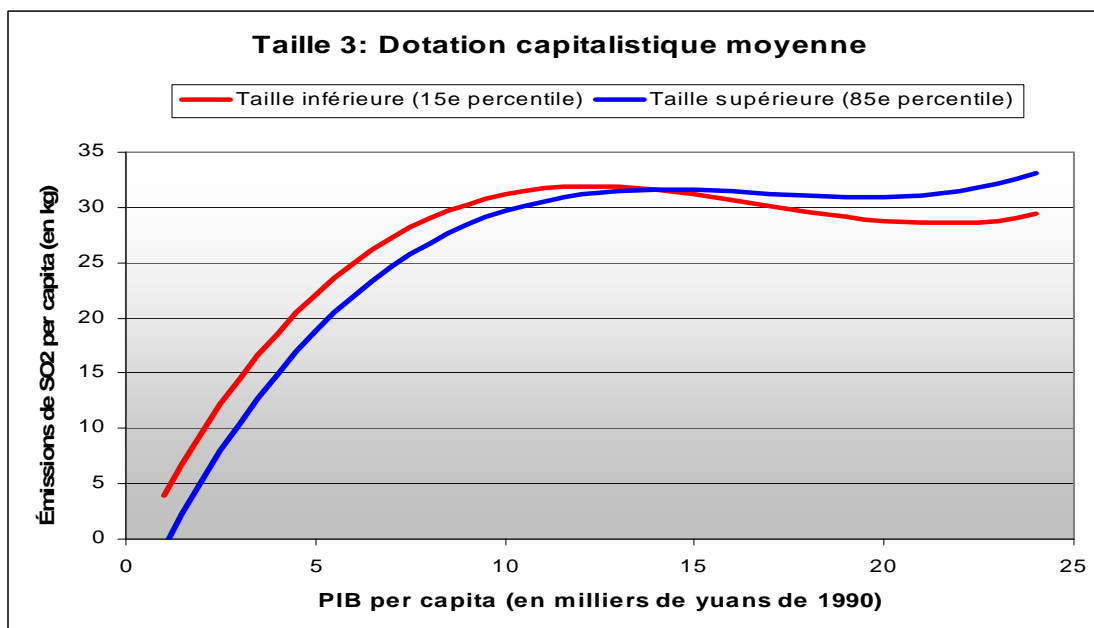
¹ Pour la dérivation formelle des points de retournement, consulter la section « Points de retournement et écarts-types Delta » de l'Annexe.

Graphiques 6.5: Projections des CKE avec différents percentiles de taille¹



¹ Pour faciliter la comparaison entre les différents indicateurs de taille, les projections des CKE sont toutes générées à partir de la spécification 7 (méthode d'Arellano-Bond, avec inclusion de la taille).

Graphiques 6.5: Projections des CKE avec différents percentiles de taille (Suite)



Les diverses CKE estimées par la variation des percentiles de taille sont présentées aux graphiques 6.5. Avec les deux premiers indicateurs de taille, la CKE avec la valeur du 85^e percentile de taille (en bleu) se situe en-dessous de celle du 15^e percentile (en rouge) et le sommet de la CKE est atteint plus rapidement. En effet, l'intervalle de revenu pour le sommet de la CKE du 15^e percentile du nombre d'employés s'élève à 11,956 – 13,222 yuans (en tenant compte de chacune des spécifications), tandis qu'il n'est plus que de 10,100 – 12,157 yuans pour le 85^e percentile de taille. Soulignons cependant que l'utilisation de la dotation capitalistique moyenne comme indicateur de taille produit des conclusions contraires à celles de Merlevede et al. En effet, la CKE des firmes de taille supérieure se trouve en-dessous de la CKE des firmes de petite taille, mais passé un revenu de 14,034 yuans, la CKE des firmes de taille supérieure se situe à un niveau plus élevé d'émissions polluantes. Toutefois, en considérant que plus de 95% des observations se situent en-deçà de ce niveau de revenu et que le revenu moyen n'est que de 5,553 yuans (9,202 yuans en 2007), ces résultats demeurent donc cohérents avec ceux des deux précédents indicateurs de taille: la CKE pour le percentile supérieur de taille demeure sous la CKE pour le percentile inférieur.

Pour les deux premiers indicateurs de taille, l'écart entre les CKE pour les différents percentiles s'accroît à mesure que le revenu per capita augmente. Avec la dotation capitalistique moyenne comme indicateur de taille, l'écart entre les deux CKE commence uniquement à s'élargir après 14,034 yuans. De façon générale, les projections des CKE pour différents percentiles de taille permettent de dégager un impact relativement faible (en valeur absolue) par rapport aux estimations de Merlevede et al. Cette situation trouve en grande partie son explication dans la variance supérieure de la taille des firmes du panel international de Merlevede et al.¹

6.6. Sommaire des principaux résultats

Avec les deux premiers indicateurs de taille, le coefficient de la variable « Taille*PIB » demeure généralement négatif, mais il n'est statistiquement significatif (au seuil de 10%) qu'en l'absence de la « Taille » comme variable explicative. Ce résultat tend néanmoins à soutenir l'hypothèse que les provinces avec des firmes de taille supérieure en moyenne parviennent à réduire plus facilement leurs émissions per capita de SO₂. Cet avantage, observé par des données macroéconomiques, repose toutefois sur les caractéristiques microéconomiques des entreprises. En effet, les grandes firmes bénéficient d'économie d'échelles et de ressources accrues pour la réduction des émissions. De plus, leur visibilité supérieure auprès des consommateurs et la surveillance des autorités politiques les obligent souvent à adopter une meilleure gestion environnementale par rapport aux petites firmes. **Rappelons cependant que l'utilisation de la dotation capitalistique moyenne comme indicateur de taille génère des résultats instables et peu cohérents avec l'hypothèse de recherche.**

L'analyse des points de retournement, pour différents percentiles de taille, permet de constater que, dans la plupart des spécifications, **l'atteinte du sommet de la CKE s'effectue à un niveau de revenu per capita inférieur lorsque les firmes sont plus grandes en moyenne** (en introduisant dans la CKE la valeur du 85^e percentile de taille). De

¹ Pour le panel de Merlevede et al, la taille moyenne des firmes (calculé par le nombre d'employés du secteur manufacturier divisé par le nombre d'établissements) et l'écart-type sont respectivement de 57.31 employés 40.85, comparativement à 583.2 et 217.2 pour notre échantillon.

plus, pour les deux premiers indicateurs de taille, la hauteur de la CKE du 85^e percentile de taille demeure inférieure par rapport à celle du 15^e percentile. Toutefois, en considérant l'écart entre les hauteurs des CKE pour différents percentiles, l'impact de la taille des firmes semble relativement faible en valeur absolue.

6.7. Sensibilité des résultats à la forme fonctionnelle

En recourant à plusieurs indicateurs de taille et techniques d'estimation économétrique, les résultats demeurent généralement cohérents avec les conclusions de Merlevede et al (2006), à l'exception de certaines estimations avec la dotation capitalistique moyenne. Pour les deux premiers indicateurs de taille (nombre moyen d'employés et production brute moyenne), les firmes de grande taille semblent constituer un avantage dans la réduction provinciale des émissions de SO₂. Cette interprétation repose essentiellement sur la significativité d'un coefficient négatif de la variable « Taille*PIB » et sur les écarts des points de retournement pour différents percentiles de taille. Toutefois, même si les résultats des deux premiers indicateurs de taille apparaissent stables, ils devraient eux-aussi être considérés avec une extrême prudence puisqu'ils demeurent fortement sensibles au choix de la forme fonctionnelle, plus précisément à l'inclusion du retard instrumenté de la variable endogène et du revenu cubique comme variables explicatives.

En premier lieu, les spécifications 2 et 4 des tableaux 6.2 à 6.3 exposent la sensibilité de la variable « Taille*PIB » à la présence du retard instrumenté de la variable endogène (SO₂pc_{t-1}). En fait, le gain en significativité statistique de la variable « Taille*PIB » est presque exclusivement attribuable à l'ajout du terme de dynamique sérielle.

Le revenu per capita cubique, fortement significatif dans chacune des spécifications et favorable à la formation d'une CKE en N, est également retenu dans chacune des estimations présentées par Merlevede et al (2006). Or, en excluant cette variable explicative, les résultats deviennent fort différents avec le nombre moyen d'employés: la significativité statistique de la « Taille_Labor*PIB » disparaît presque totalement et une instabilité se manifeste dans les signes et les valeurs nominales des coefficients. En fait, avec des spécifications quadratiques de CKE, seulement le second indicateur de taille permettrait encore d'appuyer l'hypothèse de recherche. Ainsi, malgré les résultats

prometteurs visant à démontrer empiriquement l'avantage des provinces chinoises avec de grandes firmes dans la réduction des émissions de SO₂, la forme de la relation pollution-revenu et le coefficient de la « Taille*PIB » demeurent fortement sensibles au choix des variables explicatives, notamment variable endogène retardée et le PIB cubique.

7. Conclusion

L'intensité de pollution moindre des firmes de grande taille et leurs coûts marginaux de dépollution inférieurs ayant été empiriquement confirmés par la littérature, cette étude a tenté de vérifier si la taille des firmes industrielles devenait un avantage observable dans la réduction des émissions de SO₂ des provinces chinoises. L'intérêt de l'analyse a donc principalement porté sur le signe et la significativité statistique du coefficient de la variable « Taille*PIB », telle qu'introduite par Merlevede et al (2006). Afin de valider la robustesse des résultats, plusieurs indicateurs de taille et spécifications économétriques ont été retenus.

Alors que le troisième indicateur de taille (dotation capitalistique moyenne) génère des résultats qui vont généralement à l'encontre de l'hypothèse de recherche, les deux premiers indicateurs de taille (nombre moyen d'employés par firme et production brute moyenne par firme) semblent produire des résultats cohérents avec ceux de Merlevede et al. Ainsi, à mesure que le revenu per capita augmente, les provinces avec des firmes de taille supérieure en moyenne seraient associées à des niveaux d'émissions inférieurs de SO₂ per capita. L'analyse par les percentiles révèle également que le seuil de revenu per capita correspondant au sommet de la CKE se situe à un niveau inférieur pour les percentiles supérieurs de taille. Cependant, la prudence semble appropriée dans l'interprétation de ces résultats puisque la négativité et la significativité du coefficient de « Taille*PIB » dépendent largement du choix de la spécification fonctionnelle, notamment l'inclusion du revenu cubique et d'un retard instrumenté de la variable endogène.

Malgré ces mises en garde, la taille demeure néanmoins une variable pertinente et prometteuse pour démystifier les phénomènes implicitement à l'œuvre derrière la relation pollution-revenu de Kuznets. Les macro-données disponibles ne permettent toutefois pas de mesurer la distribution provinciale de la taille des firmes ni la taille moyenne de chaque secteur d'activité industrielle. Par conséquent, il pourrait s'avérer intéressant de reprendre

l'exercice avec un panel de micro-données industrielles pour vérifier, en premier lieu, si les firmes de taille supérieure présentent effectivement une réduction de l'intensité des émissions liée à la progression de leur taille, et ensuite si les points de retournement de la CKE diminuent avec la croissance de la taille ou du chiffre d'affaires des firmes.

Références

- ANDREONI, James et LEVINSON, Arik, "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve", (Septembre 1998).
- ANTWEILER, Werner, Brian R. COPELAND et M. Scott TAYLOR, "Is Free Trade Good for the Environment?", American Economic Review, Vol.91, No.4, (2001), pp.877-908.
- ARELLANO, Manuel et BOVER, Olympia, "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", Journal of Econometrics, Vol.68, (1995), pp.29-51.
- ARELLANO, Manuel et BOND, Stephen, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", The Review of Economic Studies, Vol.58, No.2, (1991), pp.277-297.
- BANQUE MONDIALE, "World Development Indicators 1999", (1999).
- BLACKSMITH INSTITUTE, "The World's Worst Polluted Places – The Top Ten", New York, (2006).
- BLACKSMITH INSTITUTE, "The World's Worst Polluted Places – The Top Ten of the Dirty Thirty", New York, (2007).
- BRAJER, Victor, MEAD, Robert W. et XIAO, Feng, "Health benefits of tunneling through the Chinese environmental Kuznets curve (EKC)", Ecological Economics, (2007).
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS, China Statistical Yearbook (plusieurs années), Beijing, Chine.
- COLE, Matthew A., "Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages", Ecological Economics, Vol.48, (2004), pp.71-81.
- COLE, Matthew A., ELLIOTT, Robert J.R. et SHIMAMOTO, Kenichi, "Industrial characteristics, environmental regulations and air pollution: an analysis of the UK manufacturing sector", Journal of Environmental Economics and Management, Vol.50, (2005), pp.121-143.
- COLE, Matthew A., ELLIOTT, Robert J.R. et SHIMAMOTO, Kenichi, "Globalization, firm-level characteristics and environmental management: a study of Japan", Ecological Economics, Vol.59, (2006), pp.312-323.
- DASGUPTA, Susmita, WANG, Hua et WHEELER, David, "Surviving Success: Policy Reform and the Future of Industrial Pollution in China", (1997).
- DASGUPTA, Susmita, LUCAS, Robert E.B. et WHEELER, David, "Small Manufacturing Plants, Pollution, and Poverty: New Evidence from Brazil and Mexico", Policy Research Working Paper, The World Bank, (1998).

- DEACON, Robert et NORMAN, Catherine S., “Does the Environmental Kuznets Curve Describe How Individual Countries Behave?”, UCSB Working Papers 05-04, (2004).
- DE GROOT, Henri L.F., WITHAGEN, Cees A. et MINLIANG, Zhou, “Dynamics of China’s regional development and pollution: an investigation into the Environmental Kuznets Curve”, Environment and Development Economics, Vol.9, (2004), pp.507-537
- EGLI, Hannes, “Are Cross-Country Studies of the Environmental Kuznets Curve Misleading? New Evidence from Time Series Data from Germany”, (2002).
- ELSAIED, Khaled, “Reexamining the expected effect of available resources and firm size on firm environmental orientation: an empirical study of UK firms”, Journal of Business Ethics, (2006), pp.297-308.
- GROSSMAN, Gene M. et KRUEGER, Alan B., “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement”, Working Paper No.3914, NBER, (1991).
- HARBAUGH, William T., LEVINSON, Arik et MOLLOY WILSON, David, “Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve”, (2001).
- HE, Jie, Impacts environnementaux de l’industrialisation et du commerce international en Chine: Le cas de l’émission industrielle de SO₂, Thèse de doctorat, Université d’Auvergne Clermont 1, (2005).
- HE, Jie, “China’s industrial SO₂ emissions and its economic determinants: EKC’s reduced vs. structural model and the role of international trade”, Environment and Development Economics, Vol.14, Cambridge University Press, (2008), pp.227-262.
- KOJIMA, Reietsu, “Continental China”, dans KOJIMA, Reietsu et FUJISAKI, Shigeaki (éd.), “Development and Environment – East Asian Experiences”, (1993), pp.61-112.
- LAPLANTE, Benoit et LANOIE, Paul, “The Market Response to Environmental Incidents in Canada : A Theoretical and Empirical Analysis”, Southern Economic Journal, Vol.60, No.3, (1994), pp.657-672.
- MERLEVEDE, Bruno, VERBEKE, Tom et DE CLERCQ, Marc, “The EKC for SO₂: Does firm size matters?”, Ecological Economics, Vol.59, (2006), pp.451-461.
- MOORE, Geoff, “Corporate social and financial performance: An investigation in the UK supermarket industry”, Journal of Business Ethics, Vol.4, No.4, (2001), p.299-315.
- NAKAGANE, Katsuji, “SOE Reform and Privatization in China: A Note on Several Theoretical and Empirical Issues”, Discussion Paper CIRJE-F-95, University of Tokyo (2000).
- ORGANISATION POUR LA COOPÉRATION ET LE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE (OCDE), “Economic development of China, 2005”, OECD Observer, (2005).
- PANAYOTOU, Theodore, PETERSON, Alix et SACHS, Jeffrey, “Is the Environmental Kuznets Curve Driven by Structural Change? What Extended Time Series Imply for Developing Countries”, Consulting Assistance on Economic Reform II, Discussion Paper 80, (2000).
- PANAYOTOU, Theodore, “Economic Growth and the Environment”, (2003).
- PLASSMANN, Florenz et KHANNA, Neha, “Assessing the Precision of Turning Points Estimates in Polynomial Regression Functions”, State University of New York in Binghamton, (2003).

- POON, Jessie P.H., CASAS, Irene et HE, Canfei, “The Impact of Energy, Transport, and Trade on Air Pollution in China”, Eurasian Geography and Economics, Vol.47, (2006), pp.1-17.
- SHAFIK, Nemat et BANDYOPADHYAY, Sushenjit, “Economic Development and Environmental Quality: Time-Series and Cross-Country Evidence”, World Bank Policy Research Papers, WPS 904, (1992)
- SHAW, Daigee, PANG, Arwin, HUNG, Ming-Feng et CEN, Wei, “Economic Growth and Air Quality in China”, (2004).
- SHEN, Junyi et HASHIMOTO, Yoshizo, “Environmental Kuznets Curve on Country Level: evidence from China”, Discussion Paper 04-09, Discussion Papers in Economics and Business, (2004).
- SHEN, Junyi, “A simultaneous estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China”, China Economic Review, Vol.17, (2006), pp.383-394.
- SONG, Tao, ZHENG, Tingguo et TONG, Lianjun, “An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: A panel cointegration approach”, China Economic Review, (2007).
- STERN, David I., COMMON, Michael S. et BARBIER, Edward B., “Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development”, World Development, Vol.24, (1996), pp.1151-1160.
- STERN, David I. et COMMON, Michael S., “Is there an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?”, Journal of Environmental Economics and Management, Vol.41, (2001), pp.162-178.
- STERN, David I., “The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve”, World Development, Vol.32, (2004), pp.1419-1439.
- SURI, Vivek et CHAPMAN, Duane, “Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve”, Ecological Economics, Vol.25, (1998), pp.195-208.
- VINCENT, Jeffrey R., “Testing for environmental Kuznets curves within a developing country”, Environment and Development Economics 2, Cambridge University Press, (1997), pp.417-431.
- WANG, Hua et WHEELER, David, “Financial incentives and endogenous enforcement in China’s pollution levy system”, Journal of Environmental Economics and Management, Vol.49, (2005), pp.174-196.
- WANG, Yueping et YAO, Yang, “Market Reforms, Technological Capabilities and the Performance of Small Enterprises in China”, Small Business Economics, Vol.18, (2002), pp.197-211.
- WHEELER, David, “Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries”, Policy Research Working Paper, The World Bank, (2001).
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M., Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data, MIT Press, Cambridge, (2002), 740 pp.
- YAGUCHI, Yue, SONOBE, Tetsushi et OTSUKA, Keijiro, “Beyond the Environmental Kuznets Curve: a comparative study of SO₂ and CO₂ emissions between Japan and China”, Environment and Development Economics, Vol.12, (2007), pp.445-470.
- ZHAO, Xikang, LI, Jianmin, WANG, Jinying et ZHOU, Chunqi, “Environmental Kuznets curve and empirical test in China: 1981-2001”, papier présenté à la 79e conférence annuelle de la Société d’Économie Agricole, Université de Nottingham, Royaume-Uni, (2005).

Annexes

Tableau A.1 : Estimations économétriques récentes de la CKE en Chine pour le SO₂

Auteurs	Polluant, Base de données	Échantillon, Période	Forme fonctionnelle, Méthode	Forme CKE	Points de retournement	Idée principale
De Groot et al (2004)	Émissions de SO ₂ , CO ₂ et NO _x combinées (CSY)	30 villes et provinces, 1982-1997	Niveau, cubique, Effets fixes	Monotone croissante, avec point d'inflexion	--	La forme de la CKE dépend de la mesure choisie (polluant en niveau, per capita, par unité de PIB, etc.)
Shaw et al (2004)	Concentrations de SO ₂ (CSY)	99 villes, 1992-2001	Log, Quad, SES avec MCDE à effets fixes	U inversé	6 471 yuans (2000 ¥)	Le revenu n'est pas considéré exogène dans les estimations.
Shen et Hashimoto (2004)	Émissions de SO ₂ (CSY)	31 villes et provinces, 1990-2001	Log Quad, Effets aléatoires	U inversé	1 395 yuans	Étrangement, les émissions de SO ₂ (contrairement à tous les autres polluants considérés) diminuent avec l'accroissement du secteur industriel.
Poon et al (2006)	Émissions de SO ₂ (CSY)	1998-2004	Lin-Log, MCO avec effets de dépendance spatiale	U inversé	--	En plus d'inclure le nombre de véhicules et la consommation énergétique comme régresseurs, des diagnostics d'autocorrélation et de dépendance spatiale sont analysés.
Shen (2006)	Émissions de SO ₂ (CSY)	31 villes et provinces, 1993-2002	Log, Quad, SES avec MCDE	U non inversé	--	La rétroaction des émissions sur le revenu est prise en considération.
Brajter et al (2007)	Concentrations de SO ₂ (CSY)	128 villes, 1990-2004	Log Cubique, MCG à effets aléatoires	U inversé, Forme en N	9 110 – 16 029 yuans	En incluant d'autres variables de contrôle, les auteurs veulent estimer les bénéfices pour la santé publique de «creuser un tunnel» sous la CKE.
Song et al (2007)	Émissions de gaz atmosphériques (CSY)	29 villes et provinces, 1985-2005	Log Quad, MCO dynamique	U inversé	29 017 yuans (2000 ¥)	La non-stationnarité des variables et la cointégration des panels sont traitées.
Yaguchi et al (2007)	Émissions de SO ₂ (CSY)	1985-1999	Quadratique, Effets fixes et aléatoires	Pas de relation en U inversé	--	Alors que le facteur d'émission de SO ₂ diminue au Japon, une telle relation n'est pas encore observée en Chine.
He (2008)	Émissions industrielles de SO ₂ per capita (CSY)	29 villes et provinces, 1992-2003	Quadratique, Cubique, Effets fixes et aléatoires	U inversé, Forme en N	8 645 – 11 311 yuans (1990 ¥)	Étant donné la hausse démographique, la tendance décroissante des émissions de SO ₂ per capita n'entraînera pas une baisse immédiate des émissions totales. Les déterminants des émissions de SO ₂ sont décomposés en effets d'échelle, de composition et techniques.

Estimation des points de retournement et des écarts-types Delta

La forme fonctionnelle pour estimer la CKE quadratique, en incluant l'interaction de la taille et du revenu, est: $SO2 = \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + \beta_3 FY + \beta_j X_j + \mu + \varepsilon$ (1). La présence du revenu multiplié par la taille (β_3) oblige une légère transformation du numérateur de la formule générale pour trouver le point de retournement τ de la relation pollution-revenu:

$$\tau = \frac{-(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 F)}{2\hat{\beta}_2} \quad (2)$$

Ainsi, l'écart-type Delta du sommet τ est donné par la racine de l'équation:

$$\begin{aligned} Var(\tau) = & b^2 Var(\hat{\beta}_1) + c^2 Var(\hat{\beta}_2) + d^2 Var(\hat{\beta}_3) \\ & + 2bc Cov(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2) + 2bd Cov(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_3) + 2cd Cov(\hat{\beta}_2 \hat{\beta}_3) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{où } b = \frac{-1}{2\hat{\beta}_2} \quad c = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 F}{2\hat{\beta}_2^2} \quad d = \frac{-F}{2\hat{\beta}_2}$$

En présence du revenu cubique comme variable explicative, l'équation de forme réduite prend la forme suivante: $SO2 = \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + \beta_3 Y^3 + \beta_4 FY + \beta_j X_j + \mu + \varepsilon$ (4). À partir de l'équation (4), nous trouvons par la condition de 1^{er} ordre:

$$\frac{\partial SO2}{\partial Y} = \beta_1 + 2\beta_2 Y + 3\beta_3 Y^2 + \beta_4 F = (\beta_1 + \beta_4 F) + 2\beta_2 Y + 3\beta_3 Y^2 \quad (5)$$

La présence du revenu multiplié par la taille (β_4) oblige encore une fois la transformation de la formule générale pour trouver les points de retournement τ_{sommet} et τ_{creux} . La formule générale devient donc:

$$\tau_{\text{sommet,creux}} = \frac{-\hat{\beta}_2 \pm \sqrt{\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3}}{3\hat{\beta}_3} \quad (6)$$

Une adaptation de la méthode Delta est nécessaire pour tenir compte du terme e . En effectuant une expansion de Taylor de 1^{er} ordre sur l'équation (6), nous obtenons:

$$\begin{aligned}
 a &= \frac{-\hat{\beta}_2 \pm (\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3)^{1/2}}{3\hat{\beta}_3} \\
 b &= \frac{\pm (\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3)^{-1/2}}{2} \\
 c &= \frac{\pm \hat{\beta}_2 (\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3)^{-1/2}}{3\hat{\beta}_3} - \frac{1}{3\hat{\beta}_3} \\
 d &= \frac{\hat{\beta}_2 \pm (\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3)^{-1/2}}{3\hat{\beta}_3^2} + \frac{\pm (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)(\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F))^{-1/2}}{2\hat{\beta}_3} \\
 e &= \frac{\pm F(\hat{\beta}_2^2 - 3(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_4 F)\hat{\beta}_3)^{-1/2}}{2} \\
 f &= a + b\hat{\beta}_1 - c\hat{\beta}_2 + d\hat{\beta}_3 - e\hat{\beta}_4 \\
 \tau &= f - b\hat{\beta}_1 + c\hat{\beta}_2 - d\hat{\beta}_3 + e\hat{\beta}_4 \quad (7)
 \end{aligned}$$

Par conséquent,

$$\begin{aligned}
 Var(\tau) &= b^2 Var(\hat{\beta}_1) + c^2 Var(\hat{\beta}_2) + d^2 Var(\hat{\beta}_3) + e^2 Var(\hat{\beta}_4) + 2bc Cov(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2) \\
 &+ 2bd Cov(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_3) + 2be Cov(\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_4) + 2cd Cov(\hat{\beta}_2 \hat{\beta}_3) + 2ce Cov(\hat{\beta}_2 \hat{\beta}_4) + 2de Cov(\hat{\beta}_3 \hat{\beta}_4) \quad (18)
 \end{aligned}$$

L'équation (7) représente les valeurs des points de retournement alors que la racine de l'équation (8) permet d'obtenir leurs écarts-types, qui seront rapportés dans les tableaux 5.1 à 5.5. Évidemment, la distribution normale des τ dans la méthode Delta dépend elle-même de la normalité de la distribution des β_i .¹

¹ Pour plus de précisions sur la méthode Delta, voir Plassmann & Khanna (2003)