

中国における大気環境保護の決定因*

省級行政区別データによる分析

矢口 優

[キー・ワード] 環境, 排出係数, 環境クズネッツ・カーブ, 経済政策, 経済発展
[JEL分類番号] O18, Q4, Q25

1. はじめに

地球温暖化が21世紀における主要な世界的課題になりつつあることは、もはや疑う余地がない。その防止を実効あるものとするためには、気候変動枠組条約付属書I国 (Annex I) として温暖化ガス排出削減義務を負う多くの先進工業国の対策のみならず、発展途上国における対策も一層重要なものとなりつつある。なぜならば旧ソ連と東欧諸国も含めると途上国からの二酸化炭素排出量は、1973年には世界全体の36パーセントであったのが、1999年には47パーセントへと上昇し、今後も途上国からの排出が比率、絶対量ともに増大していくことが予想されているからである。2013年から始まる京都議定書の第2約束期間においては、途上国なかでも中国の参加問題が大きな課題となるであろう。なぜなら、中国は1999年に全世界の11パーセントのエネルギーを消費し、その結果、世界全体の13パーセント、途上国全体の28パーセントの二酸化炭素を排出する途上国最大の二

酸化炭素排出国である¹⁾。

同様に、在来型の大気汚染物質である二酸化硫黄や窒素酸化物による大気汚染も、中国では深刻な環境問題である²⁾。日本を含めた先進国が環境対策をなおざりにしたまま経済発展を進めて、その結果、人的・物的な被害を受けたことを教訓として、中国では経済発展の比較的早い段階から環境対策を始めたといわれている³⁾。しかし、1995年の気候変動枠組条約第1回締約国会議 (COP 1) の場で中国は一部の途上国を率先して、これまでの地球温暖化の責任の大部分を先進国側に求めて、先進国のみの対策を主張したともいわれている。そこで、中国の環境問題はどのような状況にあり、どのような環境政策を行っているのだろうか。

本稿の目的の1つは、中国の大気環境保護対策の決定因について、実証的なアプローチによって明らかにする点にある。そして、大気環境対策の経済誘因構造について明らかにしたうえで、ありうべき中国の大気環境対策の方策を議論したい。

ところで、経済発展とともに環境破壊は一旦進展するが、経済発展が進行して所得水準が上昇すると一転して環境保護へ向かうという関係

* 本稿作成にあたっては、大塚啓二郎 (国際開発高等教育機構) 氏、園部哲史 (国際開発高等教育機構) 氏、ならびにレフェリーから大変有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。

1) IEA (2000; 2001).

2) World Bank (1997).

3) 小島 (1993).

のあることが指摘されている。これは、グラフの縦軸に環境破壊の指標を、横軸に経済発展の指標をプロットすると、両者の関係が逆U字の曲線になることから「環境クズネツ・カーブ仮説」と呼ばれ、その理論・実証両面における研究は1990年代に盛んになされた⁴⁾。既存研究が主として比較のむずかしい国際クロス・セクション・データを用いていることから、国別・地域別の長期データを用いた実証研究の必要性が認識されつつある。しかしながら、途上国はおろか先進国でも長期にわたって環境データが整備されていることはまれである。まして1国全体の環境データでさえも未整備である多くの途上国の現状では、より詳細なクロス・セクション・データが入手できる地域は限られて

おり、環境クズネツ・カーブ仮説の実証分析が国や地域別に進まないのはこのようなデータ入手の困難な点に一因がある。

しかし中国では省級行政区（省・自治区および直轄市）別に利用できる環境データや経済指標があることから、環境クズネツ・カーブの考えを援用した分析を行うことが可能である。中国では、気候、資源賦存、産業構造、所得水準などの地域間の差異が大きい。そこで本稿の第2の目的は、これらの要因が省級行政区ごとの環境保護対策にどのような影響を及ぼしているかを1985年、91年、95年、99年の4時点の省級行政区別クロス・セクション・データを用いて分析することにある⁵⁾。

以下、まず第2節では中国の大気環境保護の制度と現状をまとめ、そこから浮かび上がる問題点を指摘する。中国における環境クズネツ・カーブの検証は第3節で行い、続く第4節では本稿における分析方法を説明し、検証仮説を提示する。第5節では大気汚染物質排出関数を推定し、第6節で提示された仮説を検証する。最後に、本稿における議論について要約する。

2. 中国における大気環境の現状と問題点

(1) 中国の環境政策と制度

中国の環境問題への取り組みのうち、法や制度の整備は他の途上国と比べても早い時期から進められてきた。1972年に行われた国連人間環境会議への中国代表団の参加や、同年に立て続けに生じた2つの水質汚染事故を契機として環境問題に対処する法整備や対策を進めたといわれる⁶⁾。具体的には、まず1973年に第1回全国環境保全会議を開いて環境問題への取り組みを開始し、環境基本法を1979年に10年の暫

4) 代表的な実証研究として Grossman and Krueger (1991; 1995), World Bank (1992), Shafik and Bandyopadhyay (1992), Selden and Song (1994) があげられる。また、環境クズネツ・カーブのメカニズムについて理論的に分析したものは Lopez (1994), Stokey (1998) があげられる。詳しい議論についてはたとえば Stern (1997) を参照されたい。

5) ただし、中国の省級行政区は人口のみでも面積のみでもやや大きすぎる地域区分である。しかし、省級行政区の下の市あるいは地区のレベルでは統計的分析に耐えうる十分な大気環境データが得られないため、分析対象を省級行政区ごとの汚染対策に限定せざるを得ない。ただし、このことは次のような問題を持ちうるので注意が必要である。仮にある市が汚染物を著しく排出する企業の操業を制限したとしよう。これは積極的な汚染対策と言えるが、この企業が同じ省級行政区内の別の市に移転するか、別の市の企業に生産を委託するなどして、同じだけ汚染物質を排出し続けるなら、省級行政区全体の排出量に変化はない。省級行政区別データからは、汚染対策に積極的な市と汚染を放置する市が混在する状況と、省級行政区内のどの市も全く対策を講じない状況とが区別できない。いずれのケースも、省級行政区レベルの対策はなされていないことになるが、それは地域的な対策がなされていないことを必ずしも意味するものではない。このように、本稿が扱うのは、あくまで省級行政区レベルの対策であることに留意しつつ分析を進めたい。

6) 小島 (1993), 耿・段 (1993)。

7) 国家環境保護局は、もともとは1974年に國務院が設立した環境保護指導小組に起源がある。この機関の変遷の経緯については小島 (1993), 耿・段 (1993), 張 (1998) が詳しい。

定法として制定して、最高監督機関として国家環境保護局を1984年に設置した⁷⁾。また大気環境については、二酸化硫黄など代表的な大気汚染物質6種類に関しては1982年に環境基準を設けた。

このように中央政府主導で環境対策が進められ、それが各省級行政区、そしてより下部の各地方行政組織へと施行・伝達される点が、日本をのぞく他のアジア諸国と共通しているという⁸⁾。中国では、環境にまつわる基本原則が定められた環境保護法は憲法のすぐ下にくる最高法規である。その下部に環境保全について定められた単行法（たとえば大気汚染防除法）があり、それによって各種汚染や保護問題に応じて国レベルで対処するようになっていく。各地方政府の段階では、そうした国レベルの法規に基づいて条例や規定が定められている。こうした法や制度の実際の運用面については多くの研究があるが、概して運用面に問題があり実効性に欠けていることが指摘されている⁹⁾。また、監視や規制がおよぶのは国有企業が中心で、郷鎮企業とくに私企業の対策はかなり後手にまわっているという指摘もあるが¹⁰⁾、多くの汚染物質を排出する郷鎮企業60,000社の閉鎖を、日本の内閣にあたる國務院が直々に決定する動きもみられることから、中小企業の環境対策も始まっている。

経済分析の観点から強調したい問題は、そのような法的拘束力をもった環境保護の制度や規

制が実際の環境対策、とりわけ地域の環境対策におよぼした影響である。中央政府主導で環境対策がなされたとすれば、地域の環境問題の深刻さに応じてきめ細かく地方で対策を講じるメカニズムは弱いだろう。また、国有企業中心に行政指導が行われているのであるならば、国有企業の活動が活発な地域では大気汚染対策をより積極的に行っている傾向がみられると考えられる。

(2) データによる中国大気環境の概観

ここでデータを記述的に整理することで中国の大気環境やエネルギー消費についての特徴と問題点を概観しておこう。表1の左側は1985年から2000年にかけての中国鉱・工業部門における二酸化硫黄(SO₂)と二酸化炭素(CO₂)の排出量、最終エネルギー消費量およびGDPを示している。中国では対象期間中にGDPは3.5倍に増大し、最終エネルギー消費量は2.1倍増え、それに呼応するように2つの大気汚染物質の排出はどちらも約2倍となった。表1の右側は日本の産業部門における1975-95年にかけての同様の指標をまとめたものであるが¹¹⁾、これと比較すると状況が非常に対照的であることがわかる。対象期間に日本ではエネルギー消費が14パーセントあまり増えているのに対して、二酸化硫黄の排出は70パーセント近く減少し、二酸化炭素排出も5パーセント増にとどまった。両国ともにエネルギー消費量は増大しているのに、大気環境物質の排出趨勢については大きく異なっている。このような違いはいかにして生じたのであろうか。

この点を明らかにするために、エネルギー消費当たりの排出量である排出係数と、GDP当たりの排出(消費)量の経年変化を表1にまとめた。まず排出係数について説明しよう。二酸化

8) 日本では地域環境問題の顕在化が契機となって、地域住民や地方自治体が率先して環境問題解決の対策として条例や制度を整備し、国がそれに追従するという展開がみられた。藤崎(1997)は、これを「下からの環境対策」と名付け、他のアジア諸国の「上からの環境政策」と異なるものとしているが、小島(1993)は中国でも日本同様に地方からの取り組みが国の取り組みよりも先行していたとしていて見解に相違がみられる。

9) そのような見解はたとえば小島(1993)や耿・段(1993)にみられる。

10) World Bank(1997, p.79)。

11) ただし日本の場合は工業部門という形でデータが得られないため、産業部門のエネルギー消費、二酸化炭素排出量ならびに固定排出源からの二酸化硫黄排出データを利用した。

表1 中国と日本の産業部門における大気環境物質排出とエネルギー消費の比較

	中国				日本		
	1985	1991	1995	2000	1975	1985	1995
SO ₂ 排出量(万トン)	7,197	11,642	14,050	16,153	865	277	249
最終エネルギー消費量(百万TOE)	362	486	671	627	149	139	170
CO ₂ 排出量(十万吨炭素換算トン)	5,333	7,020	9,460	10,340	1,323	1,203	1,381
効率							
SO ₂ 排出係数	19.9	24.0	20.9	25.8	5.8	2.0	1.5
CO ₂ 排出係数	14.7	14.4	14.1	14.1	8.9	8.7	8.1
GDP当たりSO ₂ 排出量(千トン/百万\$)	262.7	268.9	200.7	155.3	3.3	0.7	0.5
GDP当たりエネルギー消費(千TOE/百万\$)	13.2	11.2	9.6	6.0	0.6	0.4	0.3
GDP当たりCO ₂ 排出量(千トン/百万\$)	194.6	162.1	135.1	107.3	5.1	3.2	2.7
GDP(10億ドル1995年価格)	274	433	700	1,040	2,608	3,814	5,137

(注) 2000年のCO₂排出量、CO₂排出係数、GDP当たりCO₂排出量は1999年値。

(資料) 環境庁「大気汚染排出量総合調査」各年版; 日本エネルギー経済研究所「EDMC エネルギー・経済統計要覧」, 2002年版; 中国国家统计局「中国統計年鑑」各年版; World Bank, *World Development Indicators*, 2002 edition.

硫黄は、石油、石炭など化石燃料中の硫黄分が燃焼によって酸化されて発生する。化石エネルギーを熱量換算したエネルギー消費量を Ene 、化石エネルギーを燃焼した結果として排出される二酸化硫黄の量を EM と表わすなら、排出係数 ϕ は $EM = Ene \times \phi$ によって定義される¹²⁾。 ϕ を左右する要因は2つある。1つはエネルギー消費1単位当たりの二酸化硫黄含有量であり、もう1つは脱硫装置の設置状況や脱硫能力である。要するに、排出係数によって、燃料に含まれている硫黄分とそれを大気中に放出しないための脱硫化の程度を表わそうというわけである。この関係から明らかのように、二酸化硫

黄排出量を小さくするにはエネルギー消費を抑制するか、排出係数を下げるかのどちらか（あるいはその2つを同時に行うか）が必要である¹³⁾。また、上式を変形すると ϕ は $\phi = EM/Ene$ となり、エネルギー消費量当たりの硫黄酸化物の排出量、つまり一種の技術効率の指標ともみなせる。表1で排出係数を効率の指標と呼ぶのはこういう意味合いからである。

二酸化炭素の排出係数も同様に定義される¹⁴⁾。ただし、現状では二酸化炭素の実用的な回収・削減技術は存在しないため、化学処理や装置によって二酸化炭素を除去することはない。そこで二酸化炭素の場合は、使用エネルギーに含まれる炭素量によって排出係数の値が決まる¹⁵⁾。たとえば化石燃料の場合、固体燃料>液体燃料>気体燃料の順で熱量当たりの炭素分が多

12) ここでは説明の便宜上エネルギーを1種類としたが、一般には複数のエネルギー源を使うのでエネルギー種ごとに異なる排出係数を加重平均した関係のみるべきだろう。つまり、

$$EM = Ene_1 \phi_1 + Ene_2 \phi_2 + \dots + Ene_n \phi_n = Ene \phi \quad (\text{下付き添え字 } 1 \dots n \text{ は燃料種を表す})$$

と各燃料種のウェイトを加重平均した「総合排出係数」と全体のエネルギー使用量の積として排出量が求められる。以下の分析ではこの総合排出係数を排出係数と呼ぶこととする。

13) つまり、排出係数 ϕ は低硫黄化と脱硫化が進むほど小さな値を取り、逆に対策をしていない場合には排出係数 ϕ に変化がみられないことになる。

14) 本稿における「二酸化炭素の排出係数」は、燃料工学など他分野で「エネルギー消費当たりの二酸化炭素発生係数」あるいは「エネルギー消費当たりの二酸化炭素排出原単位」と呼ばれる指標と同等に捉えて差し支えない。

15) 水力、風力、原子力発電による発電工程自体では二酸化炭素の発生はないので個々の排出係数はゼロとなる。二酸化硫黄と同様に、これも各エネルギー種の係数と各エネルギー使用量の積を加重平均したものが、表に計算された全体の排出係数となる。

表2 エネルギー総生産量とエネルギー源構成

年	エネルギー総生産量 (石油万トン換算)	総生産量に占める割合(%)			
		石炭	石油	天然ガス	水力
1952	3,410	96.7	1.3	-	2.0
1962	12,030	91.4	4.8	0.9	2.9
1970	21,693	81.6	14.1	1.2	3.1
1980	44,615	69.4	23.8	3.0	3.8
1985	59,882	72.8	20.9	2.0	4.3
1991	73,391	74.1	19.2	2.0	4.7
1995	90,324	75.3	16.6	1.9	6.2
1999	76,388	68.3	21.0	3.1	7.6
2001	84,700	68.0	20.2	3.4	6.9

(注) 原データのエネルギー総生産量は石炭換算トンである。

(資料) 中国国家统计局『中国統計年鑑』2002年版CD-ROM, 表7-1。

いので、エネルギー全体に占める石炭の割合の高い中国では排出係数は高めになる。

二酸化硫黄の排出係数については、対象期間を通じて数値に大きな動きが見られない。また2000年における排出係数は、日本が硫黄排出削減対策をしている1975年の値よりも3倍以上も高い。こうしたデータから、全国平均でみるかぎりには二酸化硫黄排出についてほとんど何も対策を講じていなかったことが示唆される。さらに、85年から91年にかけて一時的に二酸化硫黄排出係数の値が上昇している。これは、エネルギー総生産量に占める石炭の割合が一時的に増加したためであろう。石油に比べて石炭は単位エネルギー当たりの二酸化硫黄排出量が多いので、石炭の使用割合が増大すると排出係数は増大するからである。この点を明らかにするため、中国におけるエネルギー総生産量と各エネルギー源の割合を表2にまとめた。中国では50-60年代にはエネルギー総生産の90パーセント以上が石炭であったが、50年代後半から60年代後半にかけて大慶油田(黒龍江省)、勝利油田(山東省)、大港油田(河北省)、遼河油田(遼寧省)と立て続けに油田が見つかり、石炭から石油への燃料転換が同時期から進化した。その結果1980年には石炭のエネルギー総

生産に占める割合は7割弱にまで低下した。しかし、その後90年代中盤まで石炭の割合が増大する。これは、80年代に外貨獲得のために国内産石油を輸出にまわして、石炭の国内消費を増大させたからである。その後、90年代に経済発展が進んでエネルギー需要が増大したことから、特に輸送部門において石油燃料需要が増えたため石油の占める割合が再び増大に転じた[工業経済研究所1998]。85年から91年における二酸化硫黄の排出係数の上昇は、このような燃料構成の変化によって説明できよう。

二酸化炭素についても、排出係数に変化がないことから硫黄同様に対策を講じた様子はいかたがえない。ただし、これは先進国でも同様であ

16) 先進国においても、二酸化硫黄と二酸化炭素の対策にこのような違いが生ずるのは、この2つの大気環境物質が異なる外部性をもつからである。一般的に二酸化硫黄による大気汚染の影響の一部は地域的に限定された直接的な被害をもたらすから、その対策は地域で速やかに行なわれる傾向があるだろう。一方でエネルギー消費量と二酸化炭素排出については、それらの削減や排出対策によって経済発展や産業振興の阻害要因となる一方で、二酸化炭素自体は有害物質でない上に、その排出減少は短期的には地域経済に直接的な便益をもたらさないからである。

表3 東部と他地域における大気環境物質排出とエネルギー消費の比較（平均値）

	東部沿海省				その他の省			
	1985	1991	1995	1999	1985	1991	1995	1999
SO2排出量(万トン)	297	480	578	574	222	354	398	460
最終エネルギー消費量(百万TOE)	16.0	20.5	29.4	28.7	10.7	14.2	18.2	22.4
CO2排出量(十萬炭素換算トン)	225	293	413	404	157	211	275	343
効率								
SO2排出係数	18.6	23.4	19.7	20.0	20.7	24.9	21.9	20.5
CO2排出係数	14.1	14.3	14.1	14.1	14.7	14.9	15.1	15.3

(注) 東部は遼寧、北京、河北、天津、山東、江蘇、上海、浙江、福建、広東、海南の各省級行政区である。

(資料) 中国国家统计局【中国統計年鑑】各年版。

り、表2の右側に示した日本の排出係数も大きな変化がない¹⁶⁾。二酸化炭素排出係数の水準に差があるのは、前にも述べたように両国で使用する燃料構成に違いがあるからであろう。

一方、中国のGDP当たりのエネルギー消費は日本の20倍以上という非常に高い値であり、エネルギー効率がきわめて悪いことを示している。この点は先進国との比較のみならず、他の途上国との比較でも中国のエネルギー効率の悪いことがすでに指摘されている[科学技術庁1992]。中国では国内に大規模な石炭産地を抱えることや、政府の価格政策によって石炭価格が低く抑えられていることから、表2で見たように2001年時点でも石炭がエネルギー総生産の70パーセント弱を占めている。そのため、環境に低負荷のエネルギーを輸入することは価格面での誘因がなければ、あるいは国内の石炭資源が不足しない限りは難しいだろう¹⁷⁾。ただし、同期間にわたってGDP当たりのエネルギ

ー消費が約40パーセント改善されていることも事実であり、中国でも緩慢ながら省エネルギー対策が始まっていることが示唆される。

ところで、中国では都市部での汚染が著しいため、環境対策はそうした都市部から重点的に行われているという[小島 1993]。その点を検証するためには統計分析が可能なだけのサンプル数を備えた、長期にわたる都市別の大気環境物質の排出ならびに大気中濃度のデータが必要であるが、残念ながら長期にわたる完全なデータは利用できなかった。そこで、都市や工業地域の多い東部沿海の11の省級行政区¹⁸⁾(以下、東部とよぶ)と、それ以外の内陸の省・直轄市との各指標の平均値を比べたものを表3にまとめた。この表から明らかなように、エネルギー消費量と二酸化炭素排出量、そして二酸化炭素の排出係数については両地域とも全期間を通じて絶対量は上昇、効率の指標はほぼ横ばいであるという趨勢に大きな違いは見られない。しかし、二酸化硫黄の排出量については、95年から99年にかけて東部では横ばいだが内陸部では増大が続いている点が異なる。また二酸化硫黄の排出係数は全観察期間を通じて東部の方が内陸部より低い水準にあるうえ、90年代には東部では低下傾向にある。これは、都市部にお

17) 国レベルでの自給自足体制に加えて、石炭に関しては地域単位のエネルギー・バランス確保を名目に採掘条件の悪い省でも開発が行われたという(神原 1991, 253ページ)。一般に採掘条件の悪いところは石炭質も悪いため、「地域経済振興」とか「地域内での自給自足」という制度面での阻害要因があれば、他省からの安価(かつ、多くの場合は良質)な石炭の供給という価格面での誘因が存在してもそれを活用できず、エネルギー効率が悪いばかりか、環境に良質なエネルギーへの転換が進まない可能性もあるだろう。

18) 地域区分は2000年12月の第10次五カ年計画におけるものとし、東部は遼寧、北京、河北、天津、山東、江蘇、上海、浙江、福建、広東、海南の各省級行政区である。

表4 中国における環境クズネツ・カーブの計測（二酸化硫黄）

OLS	(1) 時点ダミーなし		(2) 時点ダミーあり		(3) 時点ダミーなし		(4) 時点ダミーあり	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1人当たりGDP	317.5**	26.94	372.1**	26.94	113.7	72.61	225.1**	73.57
		[59.38]		[59.38]		[107.39]		[130.48]
[1人当たりGDP] ²	-	-	-	-	179.8*	59.77	124.0*	57.89
						[80.08]		[81.89]
調整済み決定係数	0.549		0.549		0.575		0.636	
Breusch-Pagan統計値	174.2		175.4		163.0		172.4	
2次関数の屈曲点(億元)	-		-		-0.32		-0.91	
OLS(両自然対数)	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1人当たりGDP	1.3**	0.20	1.5**	0.23	3.4**	0.67	3.5**	0.67
[1人当たりGDP] ²	-	-	-	-	0.9**	0.26	0.8**	0.26
調整済み決定係数	0.247		0.275		0.309		0.328	
Breusch-Pagan統計値	0.2		1.4		1.7		3.2	
2次関数の屈曲点(億元)	-		-		0.139		0.122	

(注) 1) ** 1%水準で有意 (片側検定), * 5%水準で有意 (片側検定)。

2) [] 内はWhiteの方法により修正された標準誤差。

3) 説明変数はt-1期の先決変数 (1991年の国営企業比率のみt期)。

いては二酸化硫黄を削減する対策を行っているか、都市部から内陸部に汚染の多い産業を移転したか、汚染を伴う新規産業立地がより内陸部にされていることを示唆する。実際、1995年に中国政府は国家大気汚染防止法を強化し、最も深刻な大気汚染問題である硫酸化物の排出に対して、高汚染地域においてより重点的に対策を行うようになった¹⁹⁾。以上の比較は、省級行政区別平均データによるおおまかなものではあるが、ある程度は都市と非都市間における状況の違いを反映していると推察できよう。

3. 中国における環境クズネツ・カーブの計測

本節では、中国において環境クズネツ・カーブ仮説が妥当するか否かを検証する。説明変数には1人当たりGDPを、従属変数には二酸

化硫黄の面積当たり排出量を用いた²⁰⁾。変数については数値をそのまま用いたものと、自然対数変換して両対数の定式化したものと2通りを検証した。さらに1人当たりGDPについては、2乗項を加えた場合と加えない場合の2つの定式化を採用した。データの出所については、『中国統計年鑑』である。また、計測期間はデータの利用可能な1985年から99年までほぼ5年間隔の4時点である。4時点のデータをプールするので、時点ダミーも加えた。また、クロス・セクション・データを用いることから、不均一分散が生ずる可能性があるため、Breusch-Pagan (1979) テストでそれをチェックした。推計には通常最小二乗法 (以下OLSと略す) を用い、その結果は表4にまとめた。

表4の上半分は、単純な線形関数を推計した結果で、定式化(1)と(2)は1人当たりGDPのみを説明変数としたもので、定式化(3)と(4)はさらに1人当たりGDPの2乗項を説明変数に加えたものである。(2)式と(4)式の定式化では時点ダミーを加えた。Breusch-Paganテストの結果、不均一分散の存在が確認されたので、White (1980) の方法により修正

19) World Bank (1997)。

20) 既存の実証研究でよく用いられる、排出量を従属変数にする定式化も試みたが、統計的に有意な結果とならなかった。

された標準誤差をカッコ内に記した。(1)式と(2)式は説明変数が正の値を示し、統計的にも有意であった。1人当たりGDPの2乗項を加えた場合には、説明変数がともに正の係数となり、さらに時点ダミーによって時点効果をコントロールした場合には統計的にも有意な結果となった。説明変数がともに正の係数であることは、二酸化硫黄排出量と所得の関係は逆U字ではなく右上がりであることを示唆する。そもそも環境クズネツ・カーブは一国の経済発展に伴って環境汚染の程度がどのように変化するかを問うものであるが、それを検証するために十分なタイムシリーズのデータを得ることは一般にできない。そこで他の多くの研究と同じように、本研究でもクロスセクション・データを使用せざるを得なかった。したがって、省級行政区データによる限られた期間における分析によって逆U字型の関係が観察されたとしても、時系列的に逆U字型の関係が存在するとは言えない。つまり以下での分析は、環境クズネツ・カーブの存在を直接検証するのではなく、それとの整合性を検討しようとするものである。

表4の下半分は、変数を対数変換して両対数にして推計したものである。各定式化の違いは前の場合と同様である。対数変換後も、先ほどの結果と定性的な動向に変わりはなく、(1)式と(2)式は説明変数が正の値を示し、統計的にも有意であった。1人当たりGDPの2乗項を加えた(3)式と(4)式の係数値も先ほどと同じ正の符号となり、係数値は統計的にも有意となった。ここでも先ほどと同様に、逆U字の環境クズネツ・カーブ仮説とは矛盾しない結果が観察された。

4. 推計方法とデータ

(1) 検証仮説と推計方法

前節では、中国が現状では、1人あたり所得と汚染物質排出量が右上がりの関係にあることを見た。このことは、中国ではさしたる環境対

策を行っていないということの意味するのだろうか？ これまでの中国における環境政策の実態についての先行研究や、表1から表3の記述的なデータを観察する限りでは、1990年代に入って東部を中心に徐々に二酸化硫黄の排出抑制対策をすすめているとみられる。そこで、本節では排出量を所得だけに関係づけるのではなく、排出量を排出係数とエネルギー消費量に分解し、それらと環境汚染・保護に関連すると思われる他の経済・社会指標の関係を重回帰分析によって探ろう。

二酸化硫黄による大気汚染は地域的に限定された直接的な被害をもたらすから、排出係数を低下させるような対策は、汚染の著しい地域ほど速やかに行なわれる傾向があるだろう。実際、中国では東部の都市を中心として他地域に比べて早い時期から大気汚染対策が取られており、また基準も強化されている。たとえば地方政府の環境関連法は、東部地域の各省級行政区が先に制定し、内陸部では遅れて制定される傾向があるという²¹⁾。こうした環境政策の結果、表3でみたように、東部地域ではエネルギー当たりの硫黄排出量、つまり排出係数が他の地域と比べて小さい。では、所得水準の高い東部において排出係数が小さいにもかかわらず、前節の推定で所得水準と二酸化硫黄排出量の間には正の関係があるという結果が得られたのはなぜだろうか。それはおそらく、所得の高い省級行政区ほど生産活動が活発でエネルギー消費量が大きいためからであろう。エネルギー消費量の違いによる影響を排除するために排出係数に焦点を当てるならば、所得の高い省級行政区ほど産業発展よりも環境保護に重点を置き、汚染の著しい省級行政区ほど厳しい環境規制を設ける傾向が見られるとしても不思議はないし、むしろその方が自然とも言えよう。

さらに、二酸化硫黄の排出係数に強い影響を及ぼし得る要因として次の3つが挙げられよう。まず、軽工業に比して重工業は排出ガスや

21) 小島(1993)。

排水汚染が多いことから、重工業の盛んな地域ほど汚染物質の排出量は多く、環境対策を進める誘因は強いと考えられる。さらに重工業の多くは大企業のため、数が限られる上に比較的監視が行き届くので、その点からも排出削減対策を進める誘因は強いだろう。第2に、中国では開放政策の導入後も国有企業が生産の主要な位置を占めるが、実際の環境政策を施行するにあたっては、第2節で述べたように指導・監督の行き渡りやすい国有企業から行われているのが現状である。

第3の要因として中国では北部に石炭産地が集中しそこは比較的良質炭の産地でもあることが挙げられよう。良質の石炭は燃焼効率がが高く、硫黄分含有量が低いという特質をもつ。第2節で見たように、中国では石炭が主要なエネルギー源である上、省級行政区内でのエネルギーの自給自足を促す傾向があったから、北部では南部に比べてエネルギー当たりの硫黄排出量が少ないと考えられる。

二酸化硫黄排出に関する以上の考察を仮説としてまとめると次のようになる。

仮説1：過去の汚染が著しく、所得水準が高く、重工業や国有企業の生産活動の盛んで良質炭の産地をかかえる省級行政区ほど、二酸化硫黄の排出係数の引き下げが大きい。

二酸化硫黄の排出を減らすためには、排出係数を低下させるだけでなく、エネルギー消費自体を抑えることによっても可能である。しかしエネルギー消費の抑制はそれ自体が経済活動の妨げとなるため、一般にエネルギー消費を抑制してまでは二酸化硫黄削減を進めないと思われる。そのため、過去の汚染が著しかったり、過去の所得水準が高くてエネルギー消費が抑制されることはないであろう。また、重工業はエネルギー多消費型の産業だが、それだけにエネルギー効率の高い設備を積極的に導入している公算が大きい。したがって、重工業の生産活動が盛んな地域で、とくにエネルギー消費量が大きいとは限らない。以上の考察から、次の仮説が得られる。

仮説2：産業発展を阻害するエネルギー消費の抑制を実施する誘因は乏しいため、過去の大気汚染の程度や所得水準はエネルギー消費量に対して有意に負の効果を持たない。

さて、二酸化硫黄対策の盛んな地域では、同時に近代的な燃焼設備の導入や石油燃料への転換、高度な燃焼管理技術を持った技術者の雇用に積極的である可能性も拠点レベルではあるかもしれない。しかし表1のエネルギー効率から判断する限りは、中国全体では依然として本格的な省エネルギーを行う段階には至っていないと思われる。また、二酸化炭素は化石エネルギー消費の結果として排出されるが、それ自体は有害ガスではないから、その削減は当該地域に短期的かつ直接的な便益をもたらさない。そのため、省級行政区政府が温暖化対策を行うことはないだろう。これは重工業地域や国有企業であっても同じであろう。実際、表1の二酸化炭素の排出係数に経年変化がほとんど見られないことから、そのことが裏付けられよう。そこで、二酸化炭素排出係数の決定因については、二酸化硫黄のそれとは異なった次のような検証仮説が考えられよう。

仮説3：二酸化炭素の排出係数を削減する努力は行われていないため、この係数は過去の大気汚染の程度、所得水準、重工業や国有企業の活動の大小とは無関係である。

これら3つの仮説を検証するために、各物質の排出係数ならびに面積当たりのエネルギー消

22) 中国において、省級行政区ごとの土地面積の差異は非常に大きく、面積当たりの指標を用いるのはその差異をコントロールするためである。たとえば、面積当たり排出量の小さな地域は仮に地域全体での排出の絶対量が大きくとも、大気中への拡散、自然消滅の度合いが面積の小さな地域と比して大きく、環境への悪影響が比較的小さいという傾向があり、その結果当該地域では環境対策が軽視されがちであろう。なお、結果は示さないが、以下の分析について従属変数を1人あたり排出量や1人あたりエネルギー消費量を用いて行っても、定性的に結果は変わらなかった。

費量を従属変数として、回帰分析を行う²²⁾。回帰式の両辺の各変数は比率とダミー以外の変数はすべて自然対数値に変換してあるので、推計された係数値は従属変数に対する弾力性であり、説明変数が比率の場合はその係数は比率が0から1に変化したときの従属変数のパーセント変化を示す。また説明変数はすべて先決変数として1時点前のデータを用いた²³⁾。

3つの従属変数に対しては基本的に同じ説明変数群を用いた。まず、過去の大気汚染の程度を表すために、1期前の排出係数とエネルギー消費量を説明変数とした。この関係を数式で示すと次のようになる。

$$\begin{aligned}\ln \phi_t &= c + a_1 \ln \phi_{t-1} + a_2 \ln EM_{t-1} \\ &= c + a_1 \ln \phi_{t-1} + a_2 \ln (\phi_{t-1} \cdot Ene_{t-1}) \\ &= c + (a_1 + a_2) \ln \phi_{t-1} + a_2 \ln Ene_{t-1}\end{aligned}$$

従属変数を今期の排出係数（自然対数値） $\ln \phi_t$ とする回帰式において、過去の排出係数 $\ln \phi_{t-1}$ の係数は次のような意味を持つ。排出係数は脱硫装置や低硫黄燃料の導入によって低下するので、この点で遅れていた省級行政区が進んでいた省級行政区よりも、当該期間中により速やかに脱硫や低硫黄化を進めれば、 $\ln \phi_t - \ln \phi_{t-1}$ の絶対値は $\ln \phi_{t-1}$ の大きな省級行政区ほど小さいことになり、 $\ln \phi_{t-1}$ の係数 a_1 は1より小さくなる。もし、どの省級行政区も同じ率で排出係数を引き下げたなら $\ln \phi_{t-1}$ の係数 a_1 は1になり、逆に排出係数が高い省級行政区ほど削減のペースが遅ければ a_1 は1より大きくなる。

次に従属変数を今期の排出係数 $\ln \phi_t$ とする回帰式において、過去の面積当たりエネルギー消費量 $\ln Ene_{t-1}$ の係数 a_2 はどのような意味を持つだろうか。 $\ln Ene_{t-1}$ が相対的に大きな省級行政区は、汚染が著しいわけだから、脱硫装置や低硫黄燃料の普及を他の省級行政区より強力に推進すべきであろう。そのような努力がなされ

て成果を挙げているなら、 a_2 は負になるはずである。他方、 a_2 がゼロであれば、汚染の著しい省級行政区も他の省級行政区と同じような対策に甘んじていることを意味する。いいかえれば、今期エネルギー消費量 $\ln EM_t$ を従属変数とする回帰式において、仮説2は $\ln EM_{t-1}$ の係数 a_2 が1の近傍にあることを主張している。

さらに省級行政区レベルの1人当たりGDP、重工業が省級行政区の鉱・工業部門全体の付加価値に占める割合（以下、「重工業比率」と略す）、国有企業の付加価値生産がGDPに占める割合（以下、「国有部門比率」と略す）を説明変数として導入する。また、東部沿海部と内陸部には、これらの説明変数ではとらえきれない差異があるかもしれないので、東部の省級行政区を1とするダミー変数（以下、「東部ダミー」と呼ぶ）を導入する。最後に、良質炭の使用状況に関する変数については、良質炭の定義が難しいことから連続変数（消費量あるいは採掘量）のデータがとれなかったため、北部の省級行政区を1とするダミー変数「北部ダミー」によって代理せざるを得ない。

推計は各時点のデータを年次別にOLSによって行うが、クロス・セクション・データを用いるため誤差項が不均一分散をもつ可能性があるため、Breusch-Paganの方法によってこれを検証する（Breusch and Pagan, (1979)）。

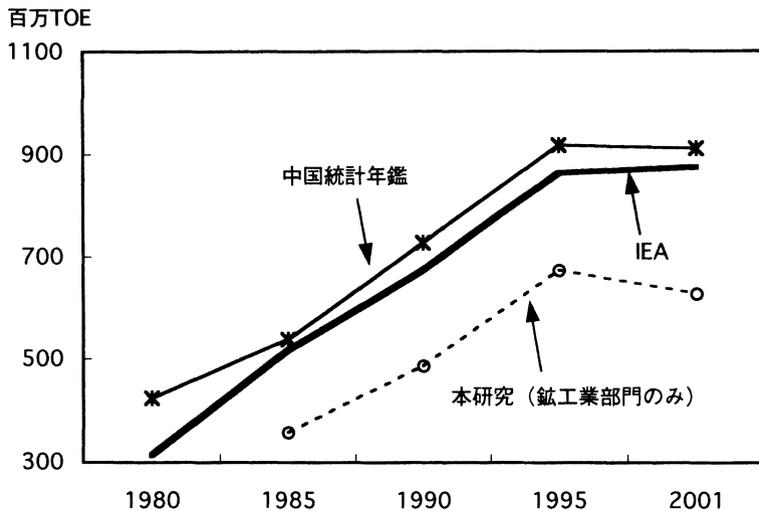
(2) 分析データ

エネルギー・データについては、『中国能源年鑑』と『中国統計年鑑』に収録されている中国政府統計から最終消費量を用いた²⁴⁾。二酸化硫黄の排出量のデータは『中国環境年鑑』からとり、二酸化炭素の排出量については公式発表

23) 1991年は1985年、1995年は1991年、1999年は1995年のそれぞれが1時点前となる。

24) ただし中国のエネルギー・データは標準石炭換算トンで公表されているため、以下では他の国際機関のデータや他の研究との比較を容易にするため、石油換算トンに換算した値を用いる。石炭換算トンから石油換算トンへの換算に使用した換算係数はIEAで通常用いられる0.7を使った。

図1 エネルギー最終消費量の比較



(注) IEA系列の2001年は2000年の値。

(資料)『中国統計年鑑』2002年版 (CD-ROM) 表7-1, 表7-3。

IEA, *Energy Balances of Non-OECD Countries*, 2002 ed. (CD-ROM)。

がないためエネルギー・データをもとに独自に推計した²⁵⁾。二酸化硫黄の排出係数は、二酸化硫黄の排出量をエネルギー消費量で除して求めた。同様に二酸化炭素の排出係数も計算した。以上のデータは鉱工業部門に限ったデータであり、たとえば家庭用暖房器具や自動車、船舶などの移動体によるエネルギー使用や汚染物質の排出は含まれない。現実問題として家庭や移動体からの大気環境物質の排出データが政府統計の調査対象になっていない現状では、分析対象をこのように限定せざるを得ない²⁶⁾。国内総生産 (GDP) をはじめ、国有企業の付加価値額、重工業の付加価値額、人口、土地面積について

は『中国統計年鑑』の数値を用いた²⁷⁾。また、GDPをはじめとした各部門の付加価値額は1990年を基準年とするGDPデフレーターで実質化した。なお、1985年以前の大気環境データとエネルギー・データは入手できなかったため、分析対象は1985年、1991年、1995年、1999年の4時点である。

ところで中国政府が公表・刊行するデータについては、その信頼性や統計調査の対象範囲について疑問視する見解がある²⁸⁾。とりわけ本稿の分析と密接に関連する1996年以降のエネルギー・データについては、政府統計の数値が他の経済成長の指標と比べて過小であるという指摘もある²⁹⁾。そこで、長期的に比較可能な中国経済の全部門の最終エネルギー消費量について、政府統計とIEA (International Energy Agency, 国際エネルギー機関) のデータとを比較した結果を図1に示した。

政府統計とIEAの統計との間には乖離が認められるが³⁰⁾、時系列的な趨勢においては両者に

25) 二酸化炭素排出の推計に用いた炭素換算係数は科学技術庁 (1992) を参考にした。

26) 中国の環境統計を利用する際の留意点については小島 (1997) が詳しい。

27) ただし中国統計年鑑では、国有企業と年間販売総額500万元以上の非国有企業である「規模以上」の企業を対象にデータが公表されている。これは一般に大・中規模企業のみが統計の集計対象になっていると考えられ、郷鎮企業など小規模な企業は対象となっていない点で注意が必要である。

28) 小島 (1997), Rawski (2001), Sinton (2001)。
29) Sinton (2001)。

大きな違いは認められない。そのうえ、以下の分析で用いるのはここで示した経済全体のデータではなく鉱・工業部門の最終エネルギー消費量である。そのエネルギー・データは図では破線で示されているが、長期的な趨勢をみるとIEAのものと非常によく似た傾向を示し、同期間に成長を続ける中国経済の実態とは整合的である。このように、少なくとも1996年以降の鉱・工業部門に限った最終エネルギー消費量に関しては、政府統計の数値が過小であるというSinton (2001) の主張を強く支持することはできない。また政府統計とIEAの統計のどちらがより正確で実態を反映しているかの判断は難しい。そこで本稿ではこのようなデータの問題があることを認識した上で、他の統計指標との整合性を重視する立場から、鉱・工業部門の最終エネルギー消費量についても中国政府統計の数字を用いることとする。

5. 推計結果

回帰式の推定結果は表5から7に示した³¹⁾。それぞれの表は順に、二酸化硫黄の排出係数、面積当たりエネルギー使用量、二酸化炭素排出係数の決定因の分析について対応し、どの表も上から順番に1991年、1995年、1999年の3時点についての推定結果を示してある。各欄の左側が係数の推計値であり、右側は標準誤差である。「国有部門比率」「重工業比率」を入れないもの、2つの変数のうち1つを入れたもの、両方入れたものと、4つの定式化を試してそれぞ

30) エネルギー統計についての、このような調査機関の違いによる推計値のばらつきは中国だけの問題ではなく、先進国のデータにおいてもよく見られる現象であり、使われた資料や計算手法の違いにより5-10パーセント程度の推計値の違いが生ずること自体は驚くべきことではない。たとえば日本エネルギー経済研究所(2002, 235ページ)では、日本、アメリカ、全世界のデータについて3つの国際機関の統計を比較しているが、それぞれ5パーセント程度の数値の違いがみられる。

れの推計結果を(1)-(4)欄で順に示した³²⁾。表5と6では、いずれの定式化においても、またどの時点でも分散不均一は検出されなかったが、表7に示した二酸化炭素排出係数の場合は分散不均一が検出されたので、White (1980)の方法によって標準誤差を修正した。

まず表5の二酸化硫黄の排出係数の決定因から考察しよう。過去の二酸化硫黄の排出係数は、いずれの定式化でも正で統計的にも有意な効果を持つ。係数が1と有意差がないという帰無仮説は1991年には棄却されたが、その後の2時点では棄却できなかった。1991年の推定では、

31) 3時点のデータをすべてプールしてパネルデータ法による推計も試みた。その詳細は補論に述べるが、二酸化硫黄排出係数と二酸化炭素排出係数が従属変数の場合には、どの定式化でも個体効果の存在を支持したが、面積当たりエネルギー消費量が従属変数の場合には、個体効果の存在を支持しなかった。また、個体効果を固定効果(fixed-effects)とみなすか、変動効果(random-effects)とみなすかについてHausman検定を行ったが、その結果は定式化によってまちまちであった。さらに、ラグ付き従属変数を用いていることから固定効果による推計値が大きくバイアスを受けるため、Hausman検定の結果とともに、固定効果によって推計された結果の解釈にも問題が残るため、ダイナミック・パネル・データ法による推計も試みた。以上の推計結果は基本的に本節における結果と整合的な結果となっている。

32) 説明変数間に多重共線性の問題がありうるため、まず各変数間の相関係数を確認した。その結果、ほとんどの変数間で相関係数は0.1-0.4(絶対値)であった。ただし「1人当たりGDP」と「面積当たりエネルギー」との間、および「重工業比率」と「国有企業比率」との間で相関係数の値は0.7あまりであった。念のため、各定式化について説明変数全体の多重共線性の強さをみるためにcondition indexを計算したが、定式化の違いによってそれぞれ11から33の範囲にあった。以上の検証結果から、多重共線性は推計結果に大きく影響を与えるほど強くないことが確認された。なお、condition indexとその数値の解釈については、Besley, Kuh and Welsch (1980)を参照せよ。

表5 SO₂排出係数決定因の経年変化

		(1)		(2)		(3)		(4)	
従属変数	1991年	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数	SO ₂ 排出係数	0.628**	0.172	0.625**	0.184	0.631**	0.178	0.629**	0.195
	エネルギー消費/面積	0.105	0.750	0.106	0.082	0.101	0.084	0.102	0.098
	1人あたりGDP	-0.385	0.230	-0.394	0.276	-0.378	0.244	-0.383	0.313
	国有部門比率	-	-	0.063	0.981	-	-	0.028	1.087
	重工業比率	-	-	-	-	0.141	1.349	0.126	1.495
	東部ダミー	-0.110	0.200	0.127	0.336	0.125	0.247	0.131	0.347
	北部ダミー	-0.043	0.160	0.038	0.181	0.022	0.254	0.022	0.260
	切片	-3.426	1.562	-3.523	2.200	-3.430	1.599	-3.473	2.330
	Breusch-Pagan統計量	0.40		0.45		0.43		0.45	
	調整済みR ²	0.452		0.426		0.473		0.398	
従属変数	1995年	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数	SO ₂ 排出係数	1.049**	0.134	1.022**	0.141	0.921**	0.153	1.008**	0.145
	エネルギー消費/面積	-0.007	0.051	0.033	0.059	0.028	0.063	0.035	0.084
	1人あたりGDP	-0.218	0.214	-0.381	0.158	-0.071	0.173	-0.392	0.258
	国有部門比率	-	-	1.056*	0.465	-	-	1.091	0.667
	重工業比率	-	-	-	-	-0.005	0.638	-0.168	1.100
	東部ダミー	0.142	0.166	0.392*	0.151	-0.307*	0.147	0.380	0.239
	北部ダミー	0.180	0.121	0.114	0.121	0.099	0.151	0.138	0.205
	切片	-0.339	1.243	-2.015	1.341	-0.818	1.301	-2.048	1.694
	Breusch-Pagan統計量	0.02		0.05		0.08		0.00	
	調整済みR ²	0.753		0.773		0.708		0.730	
従属変数	1999年	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数	SO ₂ 排出係数	1.071**	0.132	1.063**	0.119	1.056**	0.128	1.057**	0.122
	エネルギー消費/面積	0.011	0.060	-0.034	0.058	0.066	0.069	-0.040	0.077
	1人あたりGDP	0.001	0.288	0.017	0.261	-0.191	0.307	-0.068	0.300
	国有部門比率	-	-	-1.306*	0.562	-	-	-1.130*	0.640
	重工業比率	-	-	-	-	-1.526	1.022	-0.661	1.086
	東部ダミー	-0.001	0.265	-0.217	0.257	-0.061	0.260	-0.214	0.262
	北部ダミー	-0.132	0.139	0.101	0.161	0.177	0.247	0.204	0.235
	切片	-0.221	1.330	1.181	1.310	-0.328	1.307	0.887	1.418
	Breusch-Pagan統計量	2.89		3.74		2.20		3.13	
	調整済みR ²	0.779		0.819		0.792		0.813	

(注) 1) ** 1%水準で有意 (片側検定), * 5%水準で有意 (片側検定)。

2) 説明変数はt-1期の先決変数 (1991年の国有部門比率のみt期)。

排出係数の係数が0.6弱と1より有意に小さい。これは、1985年の排出係数が大きかった地域ほど変化率が小さいことを意味するので、地域ごとの排出係数の違いが収れんする傾向にあったことを示唆する。ただし、表1で見たように、二酸化硫黄の排出係数の全国平均は1985年から91年にかけて上昇しているから、この収れんは脱硫装置や低硫黄燃料の普及によるものとは考えがたい。表2が示すように、エネルギー消費に占める石炭の割合がこの時期に上昇していることを考慮すると、このような排出係数の

収れんは1985年において石油の割合が相対的に高かった地域で再び石炭の割合が高まってしまったことを示唆していると考えられる。そして1995年以降においては過去の硫黄排出係数が1と有意差がなくなったことは、脱硫装置や低硫黄燃料の普及に関して後進地域が先進地域に追いつこうという姿勢がほとんど見られないことを意味する。

一方で、過去のエネルギー消費の係数については、すべての定式化でゼロと有意差がないか正で有意となった。これは、エネルギー消費量

が大きく、その結果、汚染の著しい地域においてはより積極的に排出係数を引き下げるべきだが、そうした努力が省級行政区レベルでは行われていなかったことを示すといえよう。次に、1人あたりGDPの係数を見ると、定式化や時点を問わず係数は負の値を示したが統計的には有意ではない。東部ダミーについては、予想通りどの時点でも係数が負であり、かつ1995年には係数が統計的に有意となった。これらの結果は仮説1の妥当性がきわめて限定されたものであることを示している。すなわち、汚染が著

しく所得の高い東部において排出係数が低いという点は仮説1と整合的であるが、東部ダミーを用いて東部と内陸部の差をコントロールすると、汚染状況や所得水準の効果がみられないという点で仮説1に反する。また、北部ダミーの効果はどの時点でも有意ではなかった。国有部門比率と重工業比率の効果は、91年と95年には統計的に有意ではなかったが99年になると一部の定式化で負に有意となった。このことは重工業の盛んな地域や国有部門比率の高い地域では、最近年になってようやく排出係数を下げ

表6 面積あたりエネルギー消費決定因の経年変化

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1991年								
エネルギー消費/面積	0.917**	0.024	0.915**	0.026	0.922**	0.027	0.920**	0.031
SO ₂ 排出係数	0.109*	0.055	0.113*	0.059	0.106*	0.057	0.108*	0.062
1人あたりGDP	0.054	0.074	0.064	0.088	0.045	0.078	0.051	0.100
国有部門比率	-	-	-0.073	0.314	-	-	-0.030	0.347
重工業比率	-	-	-	-	-0.170	0.431	-0.154	0.478
東部ダミー	0.118*	0.064	0.979	0.108	0.100	0.079	0.094	0.111
北部ダミー	-0.048	0.051	-0.042	0.058	-0.023	0.081	-0.023	0.083
切片	1.961	0.501	2.073	0.705	1.966	0.511	2.012	0.745
Breusch-Pagan統計量	0.11		0.10		0.13		0.12	
調整済みR ²	0.994		0.994		0.994		0.994	
1995年								
エネルギー消費/面積	0.955**	0.033	0.947**	0.037	0.991**	0.048	0.989**	0.057
SO ₂ 排出係数	-0.063	0.087	-0.058	0.089	-0.060	0.095	-0.060	0.976
1人あたりGDP	0.107	0.140	0.138	0.156	0.054	0.148	0.060	0.174
国有部門比率	-	-	-0.201	0.419	-	-	-0.035	0.449
重工業比率	-	-	-	-	-0.871	0.684	-0.852	0.740
東部ダミー	0.093	0.109	0.045	0.149	0.013	0.138	-0.019	0.161
北部ダミー	-0.134	0.079	-0.122	0.084	0.032	0.134	0.002	0.138
切片	0.910	0.812	1.230	1.060	0.777	0.835	0.835	1.140
Breusch-Pagan統計量	0.14		0.03		0.02		0.01	
調整済みR ²	0.985		0.984		0.968		0.981	
1999年								
エネルギー消費/面積	0.993**	0.050	1.016**	0.066	0.966**	0.059	0.985**	0.071
SO ₂ 排出係数	0.022	0.110	-0.089	0.135	-0.082	0.110	-0.083	0.112
1人あたりGDP	0.147	0.240	-0.074	0.165	0.049	0.263	0.016	0.276
国有部門比率	-	-	0.489	0.417	-	-	0.302	0.589
重工業比率	-	-	-	-	0.935	0.875	0.703	1.002
東部ダミー	0.222	0.221	0.001	0.184	-0.043	0.223	-0.002	0.241
北部ダミー	-0.149	0.116	-0.175	0.137	-0.277	0.212	-0.284	0.216
切片	-0.051	1.109	-0.638	1.313	-0.001	1.119	-0.326	1.305
Breusch-Pagan統計量	0.57		0.11		0.23		0.05	
調整済みR ²	0.968		0.968		0.968		0.967	

(注) 1) ** 1%水準で有意 (片側検定), * 5%水準で有意 (片側検定)。

2) 説明変数はt-1期の先決変数 (1991年の国有部門比率のみt期)。

表7 CO₂排出係数決定因の経年変化

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1991年								
CO ₂ 排出係数	0.110	0.090	0.099	0.089	0.139	0.096	0.118	0.098
		[0.071]		[0.072]		[0.080]		[0.090]
エネルギー消費/面積	-0.041*	0.014	-0.036	0.015	-0.046*	0.015	-0.040	0.017
		[0.022]		[0.022]		[0.022]		[0.025]
1人あたりGDP	0.051	0.042	0.026	0.046	0.058	0.043	0.034	0.049
		[0.042]		[0.048]		[0.039]		[0.052]
国有部門比率	-	-	0.215*	0.169	-	-	0.179	0.185
		-		[0.101]		-		[0.117]
重工業比率	-	-	-	-	0.244	0.257	0.144	0.278
		-		-		[0.271]		[0.293]
東部ダミー	-0.002	0.037	0.055	0.058	0.024	0.046	0.061	0.060
		[0.023]		[0.033]		[0.038]		[0.040]
北部ダミー	0.005	0.030	-0.020	0.032	-0.043*	0.050	-0.040	0.050
		[0.026]		[0.023]		[0.047]		[0.048]
切片	-5.157	0.577	-5.495	0.628	-5.019	0.596	-5.357	0.692
		[0.719]		[0.789]		[0.721]		[0.902]
Breusch-Pagan統計量	19.68		20.76		12.57		16.48	
調整済みR ²	0.328		0.346		0.325		0.323	
1995年								
CO ₂ 排出係数	0.712**	0.027	0.706**	0.035	0.711**	0.027	0.714**	0.036
		[0.038]		[0.042]		[0.037]		[0.050]
エネルギー消費/面積	0.006	0.005	0.006	0.005	0.001	0.007	0.001	0.008
		[0.006]		[0.007]		[0.004]		[0.004]
1人あたりGDP	-0.011	0.017	-0.014	0.020	-0.004	0.020	-0.002	0.024
		[0.011]		[0.011]		[0.008]		[0.012]
国有部門比率	-	-	0.024	0.072	-	-	-0.008	0.080
		-		[0.032]		-		[0.058]
重工業比率	-	-	-	-	0.106	0.095	0.110	0.105
		-		-		[0.102]		[0.123]
東部ダミー	-0.014	0.016	-0.007	0.027	-0.001	0.020	-0.003	0.028
		[0.013]		[0.018]		[0.012]		[0.019]
北部ダミー	0.017	0.011	0.015	0.012	0.000	0.019	0.000	0.019
		[0.013]		[0.015]		[0.009]		[0.010]
切片	-1.992	0.159	-2.061	0.264	-1.978	0.169	-1.954	0.297
		[0.162]		[0.202]		[0.186]		[0.314]
Breusch-Pagan統計量	5.86		5.93		6.36		6.34	
調整済みR ²	0.973		0.972		0.972		0.970	
1999年								
CO ₂ 排出係数	0.700**	0.041	0.706**	0.044	0.713**	0.042	0.713**	0.044
		[0.066]		[0.069]		[0.061]		[0.065]
エネルギー消費/面積	-0.006	0.005	-0.006	0.006	-0.001	0.007	-0.001	0.007
		[0.005]		[0.005]		[0.006]		[0.006]
1人あたりGDP	-0.009	0.021	-0.008	0.021	0.020	0.022	0.020	0.024
		[0.014]		[0.014]		[0.022]		[0.023]
国有部門比率	-	-	-0.024	0.053	-	-	0.002	0.057
		-		[0.026]		-		[0.045]
重工業比率	-	-	-	-	-0.106	0.085	-0.107	0.095
		-		-		[0.091]		[0.109]
東部ダミー	0.028	0.023	0.023	0.026	0.020	0.023	0.020	0.026
		[0.018]		[0.020]		[0.017]		[0.020]
北部ダミー	-0.000	0.011	0.004	0.015	0.021	0.020	0.021	0.021
		[0.012]		[0.015]		[0.022]		[0.023]
切片	-1.915	0.253	-1.857	0.289	-1.852	0.255	-1.857	0.287
		[0.375]		[0.400]		[0.343]		[0.386]
Breusch-Pagan統計量	8.43		8.36		7.15		7.14	
調整済みR ²	0.953		0.951		0.954		0.952	

(注) 1) ** 1%水準で有意 (片側検定), * 5%水準で有意 (片側検定)。

2) [] 内はWhiteの方法により修正された標準誤差。

3) 説明変数はt-1期の先決変数 (1991年の国有部門比率のみ t 期)。

る方向で、二酸化硫黄排出対策を講じはじめたことを示唆する。

続いて表6の面積当たりエネルギー消費量の決定因についての推定結果を検討しよう。一見して明らかなように、全期間においていずれの定式化でも過去のエネルギー消費量の係数が正の値で有意となり、しかも1999年においては係数の値は1と有意差をもたない。他の年も一部の定式化では係数値は1との有意差をもたないか0.9強であり、ほぼ1に近い値となった。これは過去のエネルギー消費が、ほぼそのまま比例的に次期に反映されているということであり、とりたてて省エネルギー対策を実施していないことを強く示している。さらに過去の二酸化硫黄排出係数が有意な効果を持たないか正で有意な効果を持ったことは仮説2と整合的である。

国有部門比率の係数が1991年だけ負に有意となるのは、おそらく国有企業の活動の盛んな地域では早い段階に何らかの省エネルギー化をすすめた結果と考えられよう。国有部門比率の高い地域は、たとえば近代的な設備の導入や石油燃料への転換、高度な燃焼管理技術を持った技術者の雇用に積極的であって、省エネルギーに対する誘因や能力が高いと思われる。

1991年をのぞいて東部ダミーの係数が正の値で有意となり、1991年だけ1人当たりGDPの係数が正になったのは、東部や所得の高い地域にある都市・工業地域では経済活動が盛んであることを反映してエネルギー消費が大きいからであると考えられよう。また、北部ダミーの係数が負に有意となっているのは、南部と比較して燃焼効率の高い石炭を利用していることによるものと解釈できよう。それ以外の変数については統計的には有意な係数はなかった。つまり面積当たりエネルギー消費はほとんどすべて過去のエネルギー消費によって決まるという結果が示された。

最後に、二酸化炭素の排出係数の決定因に関する推定結果を表7に示した。1991年の一部と1995年以降に過去の排出係数が正の決定因

となるほかは1991年において面積当たりエネルギー消費が負に、また1人当たりGDPが正の決定因となり、あとは一部の定式化で北部地域ダミーが有意となるだけで、それ以外の変数は決定因とはならなかった。過去の排出係数の係数値は、91年にはゼロと有意に異なる。すなわち、91年の排出係数は85年の排出係数と無関係に決まっている。これはおそらく当時生じた燃料輸入の本格化によって、各省級行政区の使用燃料の種類別構成が大きく変化したからであろう。91年に関する推定で過去のエネルギー消費量の係数が負で有意になったのも、エネルギー消費の多い省級行政区が輸入燃料への依存度を高めたことと、輸入燃料のエネルギー効率が高かったことによるものと考えられる。所得水準、重工業比率、国有部門比率の効果が無いという表7の結果は仮説3を支持している。

6. おわりに

本稿では、1985年から99年にかけての中国における二酸化硫黄の排出と、二酸化炭素の排出ならびに最終エネルギー消費量に関する決定構造を、省級行政区別のクロス・セクション・データを用いて分析した。データの入手や精度、対象範囲についての制約や問題がありながらも、中国における大気環境問題の決定因について意味のある推定結果が得られたように思われる。

推計結果は概ね仮説通りで、二酸化硫黄については、重工業化比率、国有部門比率という2つの変数が排出係数の低下要因であることが確認でき、過去の二酸化硫黄排出係数が正の決定因となったことも明らかになった。さらにダミー変数による東部とその他地域間との構造差も統計的に確認できた。これらの結果は都市・工業地域を中心に二酸化硫黄削減対策が行われている兆しがあることを示すものである。一方、面積当たりのエネルギー消費については、過去のエネルギー消費が主要な正の決定因となり、

その他の変数とは基本的には無関係であることが明らかになった。同様に二酸化炭素の排出係数も過去の排出係数が主な正の決定因となった。つまり、エネルギー消費とその結果生ずる二酸化炭素の排出に関しては、過去のエネルギー消費状況と大きく変わらない状況で今期のエネルギー消費が決定されており、省エネルギー化が進行している様子はほとんどうかがえなかった。以上の分析結果はデータの入手の制約から、分析方法が単純であり、価格効果を取捨しているという意味で留保が必要であろう。より厳密な方法による要因分析については、分析に必要な資料がそろった上での課題となろう。

さて、それでは中国においてどのようにして省エネルギー化と環境対策を進めるべきであろうか？ そのためには先進国からの省エネルギー技術の移転、とりわけ京都議定書のクリーン開発メカニズム（Clean Development Mechanism, CDM）の活用が重要となろう³³⁾。もし日本が積極的にCDMを実施するとすれば、二酸化硫黄と二酸化炭素の排出減少をもたらすことによって中国側の利益になるだけでなく、日本が京都議定書の削減義務を果たすためにも有効であろう。そのような情勢の中、すでに低所得段階を脱して自立的な成長段階に入ったといえる中国に向けた日本の政府開発援助を、今後は省エネルギーや環境対策に限るべきだという大塚（2002）の提言は、援助の効率性を高めるためにも、戦略的な見地からも注目に値しよう。

引用文献

[日本語文献]

- 張坤民（1998）「中国の持続可能な開発と実際行動」（環境経済・政策学会編『アジアの環境問題』東洋経済新報社、所収）。
- 藤崎成昭（1997）「開発と環境—上からの環境対策」とその問題点」（西平・その他（1997）、所収）。
- 科学技術庁科学技術政策研究所編（1992）『アジアのエネルギー利用と地球環境：エネルギー消費構造と地球汚染物質の放出の動態』大蔵省

印刷局。

- 神原達編（1991）『中国の石油産業』（研究双書 No. 408）アジア経済研究所。
- 耿順・段匡（1993）「中国の環境法と行政制度」（野村好弘・作本直行編『発展途上国の環境法：東アジア』アジア経済研究所、所収）。
- 工業経済研究所編（1998）『中国の工業化とエネルギー需給』（調査研究報告書）、機械振興協会経済研究所。
- 小島麗逸（1993）「大陸中国—環境学栄えて環境減ぶ」（小島・藤崎（1993）、所収）。
- （1997）「中国の環境状況」（西平・その他（1997）、所収）。
- ・藤崎成昭編（1993）『開発と環境：東アジアの経験』アジア経済研究所。
- 名取眞（1993）「公害防止装置と技術移転」（中国研究所編『中国の環境問題』中国年鑑 1993年版別冊、所収）。
- 日本エネルギー経済研究所編（1993）『中国のエネルギー事情と環境問題：エネルギーと環境に関する日中共同研究最終報告』同所。
- 日本エネルギー経済研究所エネルギー計量分析センター編（2002）『EDMC エネルギー・経済統計要覧』2002年版、省エネルギーセンター。
- 西平重喜・小島麗逸・岡本英雄・藤崎成昭編（1997）『発展途上国の環境意識：中国、タイの事例』アジア経済研究所。
- 大塚啓二郎（2002）「総括」（地球産業文化研究所編『経済発展と地球温暖化問題の国際合意形成研究委員会報告書』同所、所収）。
- 岡崎照夫（2002）「民間の立場から見たCDMの現状と可能性—鉄鋼業の技術移転を通じた国際貢献」（地球産業文化研究所編『経済発展と地球温暖化問題の国際合意形成研究委員会報告書』同所、所収）。

[英語文献]

- Belsley, D. A., E. Kuh and R. E. Welsch (1980). *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1979) "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol.47 No.5.
- Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1991) "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement," *National Bureau of Economic Research Working Paper 3914*, Cambridge: NBER.
- and —— (1995) "Economic Growth and the Environment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110 No.2.
- IEA (International Energy Agency) (2000) *Energy Balances of Non-OECD Countries: 2000 Edition*, Paris: International Energy Agency.
- (2001) *Key World Energy Statistics from the IEA: 2001 Edition*, Paris: International Energy Agency.

33) 名取（1993）、岡崎（2002）。

- López, R. (1994) "The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27 No. 2.
- Rawski, T. G. (2001) "What is Happening to China's GDP Statistics?" *China Economic Review*, Vol. 12 No. 4.
- Selden, T. and D. Song (1994) "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?" *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27 No. 2.
- Shafik, N. and S. Bandyopadhyay (1992) "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-country Evidence," *Research Working Paper No. 904*, Washington D.C.: The World Bank.
- Sinton, J. E. (2001) "Accuracy and Reliability of China's Energy Statistics," *China Economic Review*, Vol. 12 No. 4.
- Stern, D. I. (1997) "Progress on the Environmental Kuznets Curve?" *Environment and Development Economics*, Vol. 3 No. 2.
- Stokey, N. L. (1998) "Are There Limits to Growth?" *International Economic Review*, Vol. 39 No. 1.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48 No. 4.
- World Bank (1992) *World Development Report 1992: Development and the Environment*, Washington D.C.: The World Bank.
- (1997) *Clear Water, Blue Skies: China's Environment in the New Century*, Washington D.C.: The World Bank.
- [やぐち ゆう アジア開発銀行研究所 研究員]

The Determinants of Atmospheric Environmental Quality in China An Empirical Analysis Based on Provincial Data

Yue YAGUCHI [Asian Development Bank Institute]

Key Words: Environment, Emission factor, Environmental Kuznets curve, Economic policy, Economic development

JEL Classification Numbers: O18, Q4, Q25

This paper explores the determinants of atmospheric environmental quality in China. It estimates the emission factor and energy functions of mining and industrial sectors for the period 1991-1999.

I postulate the hypothesis that local governments have incentives to internalize the local external diseconomies arising from the SO₂ emissions, while they have little incentive to cut the use of energy as it is likely to work against the activities of local industries. I also hypothesize that the governments have little interest in reducing the CO₂ emissions as the external diseconomies due to the different nature of the externalities. In order to substantiate these hypotheses, we decompose emissions of SO₂ and CO₂ into two factors: the emission factor and the energy consumption. We then examine the determinants of each factor of the emissions of the two air-pollutants.

The results show that the share of heavy industry in provincial GDP and the value-added share of state-owned enterprises are the two main factors to reduce the emission factor of SO₂, and the structural difference between urban and non-urban areas is verified. The empirical evidence implies that even though the SO₂ emissions have kept increasing, there is little evidence to show the local government to reduce the SO₂ pollution problem in the urban area. This finding is not applicable to the cases of CO₂ and energy consumption, and the outcome has profound policy implications. In order to reduce the greenhouse-effect gases, China needs to improve the efficiency of energy-use further in accordance with a new international treaty in which China is expected to participate.