

東京大学大学院新領域創成科学研究科  
人間環境学専攻

修士論文

中国各地域に関する定量データを活用した環境  
投資・産業の分析

2008 年 9 月 5 日提出

指導教員 鎗目 雅 准教授 印

学生証番号 6 6 8 8 6

杜 宇明

# 目次

第1章 序論 .....	1
1.1 背景 .....	1
1.1.1 環境問題と政策的対応 .....	1
1.1.2 環境産業の発展 .....	2
1.1.3 地域間格差の存在 .....	3
1.2 研究の目的と研究の流れ .....	5
1.2.1 研究の目的 .....	5
1.2.2 研究の流れ .....	5
1.2.3 環境投資データに関する議論 .....	6
第2章 中国の環境保全投資の状況 .....	7
2.1 環境保全投資の現状 .....	7
2.1.1 全国の全般的な投資状況 .....	7
2.1.2 工業汚染源対策投資の調査 .....	10
2.1.3 各地域の工業汚染処理投資の投資状況 .....	14
2.2 工業汚染処理投資に影響する要素の解析 .....	23
2.2.1 被説明変数・説明変数の概要 .....	23
2.2.2 変数の状況 .....	25
2.2.3 計量分析の推定結果 .....	28
2.3 環境投資と環境汚染との相関関係 .....	34
2.3.1 被説明変数・説明変数の概要 .....	34

2.3.2 「三廃」の排出状況 .....	35
2.3.3 計量分析の推定結果 .....	41
2.4 環境クズネツ曲線による調査 .....	59
2.4.1 所得水準と工業廃水、排ガスの排出量 .....	59
2.4.2 環境クズネツ曲線の紹介 .....	64
2.4.3 中国における所得水準と環境汚染の定量分析 .....	65
2.5 まとめ .....	71
第3章 環境産業に関する分析 .....	72
3.1 環境産業の現状 .....	72
3.2 環境産業に関する情報の調査 .....	76
3.3 環境産業と環境投資の相関関係の分析 .....	79
3.3.1 説明変数・被説明変数の概要 .....	79
3.3.2 計量分析の推定結果 .....	80
3.4 まとめ .....	84
第4章 結果・考察 .....	85
4.1 結果 .....	85
4.2 考察 .....	85
参考文献 .....	87
謝辞 .....	89

# 第1章 序論

## 1.1 背景

今年は、北京オリンピックの開催において最高の時期とはいえない。近年、中国は全世界に注目されている中、北京オリンピックの開催においては、“グリーン・オリンピック（エコロジー・オリンピック）”が2008年北京オリンピックのテーマの1つとなっている。もちろん、このような課題に対して、北京オリンピック準備活動の推進に伴い、北京及び中国の姿も日々変わりつつある。しかし、北京オリンピックの準備期間中に、北京の環境整備や、インフラ建設及び環境秩序の整理・整頓に取り組んでいるにもかかわらず、様々な環境問題が多く存在し、中国の環境問題は依然深刻な状況にある。北京・上海などの大都市における慢性的な大気汚染や、2005年に起こった吉林省吉林市にある石油化学コンビナートのベンゼン類工場での爆発事故をきっかけとして、近くを流れる松花江が汚染されたような突発型の環境汚染がある一方、中国各地の農村部には水質汚染を主な原因とするガンなどの深刻な健康被害が広がっているといわれている。[10]

### 1.1.1 環境問題と政策的対応

1970年代以降、世界経済の高度成長は、途上国に長年果たせなかった経済離陸の機会を広げる一方、負の側面が増大していることは否定できない。負の側面で最も深刻かつ重大な問題の一つが地球規模での環境悪化であり、その問題の中心に位置しているのは中国である。[1]

【中共中央国民経済と社会発展第11次5ヵ年計画に関する建議】において、“循環経済を大きく発展させることは、資源節約型の環境にやさしい社会作りであり、持続的発展のための重要な過程である”と明記されている。また、【中華人民共和国国民経済と社会発展第11次5ヵ年計画（2006年～2010年）】において、“資源の節約と環境保護は基本国策であり、低投資、高生産、低消費、低排出、そして循環型の持続可能な国民経済体制、資源節約型の環境にやさしい社会作り”が目標に揚げられた。

しかし、目標を達成できていない問題が多々ある。例えば、表1.1による中国“第10次5ヵ年計画”環境保護目標の達成状況を見てみると、環境保護総局は、第10次5ヵ年計画策定当初、年間エネルギー消費総量を16億トンと見通していたが、結果的に、2005年にはこれが22.33億トンにまで急増、環境保護目標値設定の前提が大きく崩れた。2005年、第10次5ヵ年計画の環境保護主要目標指標5項目のうち、二酸化



硫黄排出量、煙塵・工業粉塵排出量、化学的酸素要求量（COD）排出量の 3 項目が未達成となった[2]。中国政府の積極的な政策にもかかわらず、達成状況は未だ厳しい現状にある。

表 1.1 “第 10 次 5 カ年計画” 主要環境保護目標指標と結果 単位：万トン

環境保護指標	第 10 次 5 カ年計画 目標値	開始年 (2001 年)	結果 (2005 年)	現在 (2006 年)
二酸化硫黄排出量	180 未満	1,948	2,549	2,589
煙塵・工業粉塵排出 量合計	計 2,000 未満	煙塵 1,070 工業粉塵 991 計 2,061	煙塵 1,183 工業粉塵 991 計 2,094	煙塵 1,089 工業粉塵 808 計 1,897
化学的酸素要求量 (COD) 排出量	1,300 未満	1,405	1,414	1,428
アンモニア性窒素排 出量	165 未満	125	150	141
工業固体廃棄物排 出量	2,900 未満	2,894	1,655	1,302

出典：中国環境保護産業市場供給指南 2006 年版

### 1.1.2 環境産業の発展

中国政府の政策が厳しくなるにつれて、中国の環境産業も大きく成長してきた。中国の環境保護産業は、その政策とともに大きく 4 つの段階に分けられる。

第一段階(1973～1979)に国務院環境保護指導グループが設立され、環境保護に関する大枠の方針が制定された。これを受け、中国の環境保護産業は、【三廃（排ガス、廃液、固体廃棄物）の処理】をスタートさせた。

第二段階(1979～1990)において、中国政府の改革開放政策がスタートし、環境保護が中国の基本国策の一つと定められ、環境管理体制の基礎が確立したため、この時期に、環境保護産業への参入が活発化、産業としての裾野が大きく拡大した。

第三段階(1990～2000)として 90 年代には、【環境保護産業の発展に関するいくつかの意見】や“環境と発展の 16 の対策”などにより政策的なバックアップを受け、この時期の中国の環境保護産業は飛躍的な発展を遂げた。21 世紀に入り、中国の環境保護産業は新しい段階へと突入した。

第四段階(2001～現在)においては、環境保護産業の基礎は確立されたものの、加速度的な経済発展に伴い、従来見られなかった環境汚染も多く発生するようになった。

よって、環境保護産業の発展スピードが工業化、都市化の進展に追いつかない状況にある。また、生活レベルの向上とともに中国社会における環境に対する意識も高まり、危機感と経済成長との間で矛盾を抱えた状態となっている。同時に世界的な地球環境保護の潮流の中、世界における中国の環境保護の重要性が最も大きくクローズアップされている [2]。

### 1.1.3 地域間格差の存在

近年になって経済成長が著しい中国では、少なくとも 1970 年代末に改革開放政策が進められて以来、貧困者の量は絶対数においても、全人口に対する比率においても低下してきたと言われている [9]。しかしながら、経済発展が急激に進む沿岸部と開発が遅れている内陸部とでは、以前として大きな経済的格差が存在している。表 1.2 に、2005 年における中国の各地域の GDP、人口、一人当たり GDP を示す。

表 1.2 中国における各地域の GDP、人口、一人当たり GDP (2005 年)

地域	GDP (万元)	人口 (万人)	一人当たり GDP
上 海	91,541,800	1,778	51,486
北 京	68,863,100	1,538	44,774
天 津	36,976,200	1,043	35,452
浙 江	134,378,500	4,898	27,435
江 蘇	183,056,600	7,475	24,489
広 東	223,665,400	9,194	24,327
山 東	185,168,700	9,248	20,023
遼 寧	80,090,100	4,221	18,974
福 建	65,689,300	3,535	18,583
内 蒙 古	38,955,500	2,386	16,327
河 北	100,961,100	6,851	14,737
黒竜江	55,115,000	3,820	14,428
吉 林	36,202,700	2,716	13,329
新 疆	26,041,900	2,010	12,956
山 西	41,795,200	3,355	12,458
湖 北	65,201,400	5,710	11,419
河 南	105,874,200	9,380	11,287
重 慶	30,704,900	2,798	10,974
海 南	8,945,700	828	10,804
湖 南	65,113,400	6,326	10,293
寧 夏	6,061,000	596	10,169
青 海	5,433,200	543	10,006
陝 西	36,756,600	3,720	9,881
江 西	40,567,600	4,311	9,410
チベット	2,512,100	277	9,069
四 川	73,851,100	8,212	8,993

安 徽	53,751,200	6,120	8,783
広 西	40,757,500	4,660	8,746
雲 南	34,728,900	4,450	7,804
甘 肅	19,339,800	2,594	7,456
貴 州	19,790,600	3,730	5,306

出典：中国統計局データベース

一人当たり GDP を見てみると、最も経済発展が進んだ上海市と最も遅れた貴州省を比較した場合、その差は約 10 倍にも達している。こうした大きな経済的な格差の存在が、中国内部における様々な不安定性を生み出す要因となっており、政府にとってもその解決が喫緊の課題となっている。特に、経済的に発展が遅れた地域では、こうした経済格差を背景として、環境汚染に抗議する「暴動」などの行動が頻繁に起こっていると報道されており、それに対する取り締まりや両者の衝突も激しさを増しつつある。中国の各地域における環境汚染の状況、環境保全に向けた投資、またそのための産業の成長がどうなっているのか、経済発展と同様にやはり大きな格差が存在しているのか、現状を適切に理解することが、今後の解決策を探っていくにあたって極めて重要になると思われる。

## 1.2 研究の目的と研究の流れ

### 1.2.1 研究の目的

中国政府は環境保全を高度に重視し、厳しい政策の設置に対応して、環境保全の投資額は逐年増加してきている。環境への対策の重要性が増しつつあるので、環境への投資や対策が今後ますます増加するものと考えられる。その一方で、中国では、1980年代以降の経済発展に伴って、沿海部と経済発展が相対的に遅れた内陸部との経済格差が拡大してきた。経済発展の早い地区では、大量生産、大量消費、大量廃棄という状態によって、環境汚染状況は顕著になっていると考えられる。その反面、環境改善及び環境産業の発展も面積も広い中国では格差が存在することも予想される。

中国全体として、環境産業の市場規模は拡大しつつあると考えられるものの、実際に環境産業市場を構成する、環境保全投資と環境産業の現状は一体どうなっているのか、環境規制はどのような影響を与えているのか、これまで十分な分析はなされていない。特に地域間でどのような違いがみられるのか、様々な事例の紹介などはあるものの、定量的なデータに基づいた検証はほとんど行われていない。本研究では、中国の環境の現状、環境保全投資、環境産業などに関する定量的なデータを活用しながら、それらがどのような相関関係を持っているのかを明らかにする。

具体的には、本研究では、

- (1) 環境投資における全国の現状及び各地域の現状を明らかにする。また、地域間にどのような格差があるのかを検証する。
- (2) 環境投資と環境投資に影響する要素間の相関関係について計量分析を行う。
- (3) 中国環境産業の現状を地域差別に着目して、分析を行う。
- (4) 環境投資の状況と環境産業の発展の相関関係について計量分析を行う。

以上の四つについての研究を行う。

### 1.2.2 研究の流れ

1.2.1の目的に沿って、中国全国及び各地区の環境関連データを収集した上で、次の流れで分析を行う。

1. 第2章で、最初に全国及び地区の環境保全投資状況を明らかにする。特に、工業汚染処理投資に対して詳しく分析する。その後、環境保全投資に影響する相関要素について回帰分析を通じて相関関係を明らかにする。

2. 第3章で、中国環境産業の現状を明らかにする。そして、中国環境産業の規模などの要素によって、環境産業に関するモデルを推定する。
3. 第4章で、研究結果と考察を述べる。

### 1.2.3 環境投資データに関する議論

本研究においては、「中国環境年鑑」[4]、「中国環境統計年鑑」[5]、中国統計局データベース[6]などから中国の環境関連データを大量に収集し、定量的な分析に活用する。しかし、中国政府が発表する環境データは信頼性があるのか、という議論がよく聞かれる[11]。ここ数年、中国の環境投資は総額からみると顕著に増えているが、1.1.1節に書いてあるように、環境保全の目標と任務はいまだ果たせていない。原因としては、環境投資の統計基準があいまいで、様々な名目の投資が入り交じり、環境投資のデータの信ぴょう性が著しく損なわれているからである。先進国の経験を見ると、一つの国は経済の高度成長期において、一定の期間中に、環境保全の投資額が持続的かつ安定的に国民総生産の1～1.5%を占めるようになれば、環境汚染を有効に制御できると考えられている。3.0%に達した時点では、環境の状況に明らかな改善が見られるといわれている。統計データを見る限り、中国の環境投資はすでに環境悪化を食い止められる規模に達しているが、その目標はまだ達成されていない。国家環境保護総局環境計画院の呉舜沢研究員によると、多くの地方では、環境汚染対策と直接関係のない都市環境整備も環境投資として扱い、環境投資の虚構を演出していると指摘している[3]。しかし、だからといって、中国に環境に関する統計は全く役に立たず、何の参考にならないということは言えないと思われる。計測されるデータの手法が毎年同じで、誤差が同程度であるとみなすことができれば、経年としてみた場合の増減などの変化にはある程度実態が反映されていると考えられる[10]。現状として、中国における環境に関する研究においては、こうした発表されたデータのみしか入手できないため、その限界・問題点を承知しつつ、重要な情報源としてできるだけ有効活用することにした。

## 第2章 中国の環境保全投資の状況

### 2.1 環境保全投資の現状

全国の環境保全投資の状況を明らかにするため、

- ① 全国の環境保全投資の総額を調査し、各年度のGDPを参照しながら、環境保全投資の年度変化を把握する。さらに、環境投資の中から工業汚染対策プロジェクト投資額を調べる
- ② 続いて、全国の工業汚染対策プロジェクト投資を詳しく調べる。特に、「工業廃水処理資金」、「工業廃ガス処理資金」、「工業固体廃棄物処理資金」についての現状を各年度のデータを通じて明らかにすること
- ③ さらに、工業汚染対策プロジェクト投資（工業廃水処理、工業廃ガス処理、工業固体廃棄物処理）に対して、各地域の現状を比較的に分析すること

の三つに焦点を当てて、分析を行った。

#### 2.1.1 全国の全般的な投資状況

まず、環境保全の投資構造について、環境投資の統計に計上されているものに、主として、

- (1) 都市環境インフラ整備
- (2) 工業汚染源対策投資
- (3) “三同時”環境保護事業投資

の三分野がある。

中国環境統計から、環境投資についての項目は表2.1のようになっている。

表2.1 環境汚染処理投資の項目

都市環境インフラ整備	工業汚染源対策投資	“三同時”環境保護事業投資
ガス	廃水処理	新規
集中供熱	排ガス処理	増築
排水	固形廃棄物処理	改築
公園等緑化	騒音処理	
市の美観環境衛生	その他処理	

出典：中国環境統計年鑑

注：“三同時”環境保護事業投資とは、生産施設を稼働させる場合に、汚染処理施設を同時に設計、施工、稼働する制度である。

中国政府は環境保全を高度に重視し、そして、環境保全を基本的な国策の一つと位置づけている。中国経済の急速な発展に伴い、環境保全への投入も逐次に増加している。表2.2を見ると、2000年から2006年までの6年間でGDPは2.15倍に増加し、環境汚染投資は2.52倍増加、工業汚染源処理資金は2.02倍増加している。経済発展指数により環境保全に対する投資の方が若干早い速度で進んでいる。このことが、中国政府が環境保全を重視する態度を反映しているのではないかと考えられる。それに対して、環境汚染処理投資全体の中で、工業汚染源処理投資額の占める割合は、2000年代初期は減少したものの、近年は上昇傾向にあると言える。しかし、環境汚染処理投資全体に占める工業汚染源処理投資額の割合は、現状では依然として少ない水準にとどまっております、都市環境インフラ整備投資がその大半を占めている。

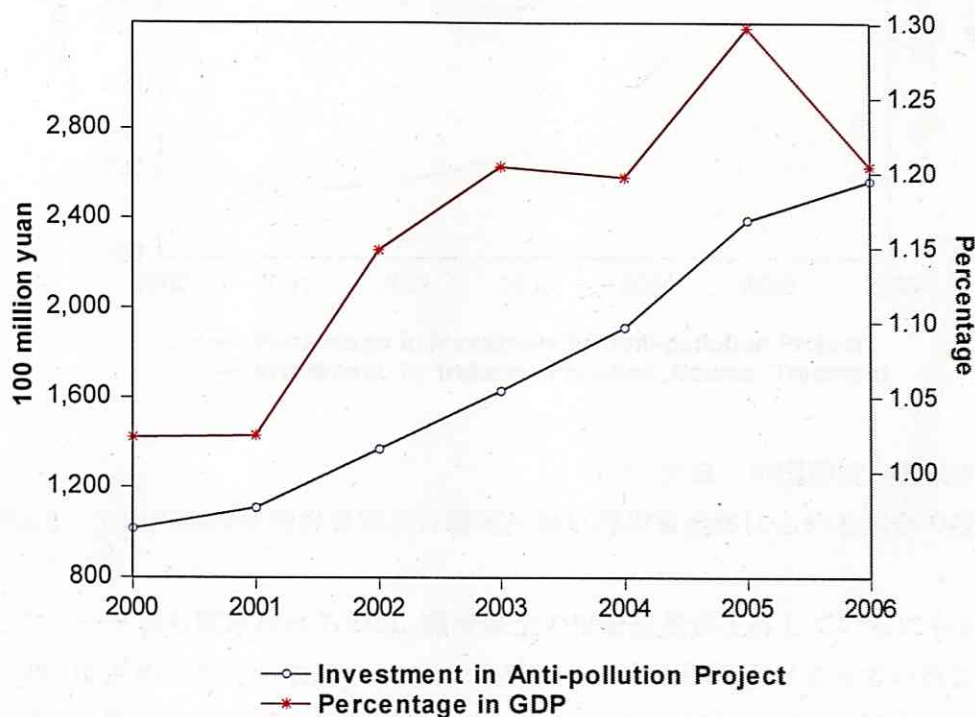
表2.2 2000－2006年におけるGDP及び環境関連投資

(億元)

年度	GDP	環境汚染処理投資額	GDP に対する環境汚染処理投資の比率	工業汚染源処理投資額	環境汚染処理投資全体に占める工業汚染源処理投資額の割合
2000	99215	1014.9	0.01023	239.4	0.2359
2001	108068	1106.6	0.01024	174.5	0.1577
2002	119096	1367.2	0.01148	188.4	0.1378
2003	135174	1627.7	0.01204	221.8	0.1363
2004	159587	1909.8	0.01197	308.1	0.1613
2005	184089	2388	0.01297	458.2	0.1919
2006	213132	2566	0.01204	483.9	0.1886

出典：中国統計局データベース、中国環境年鑑2000～2006

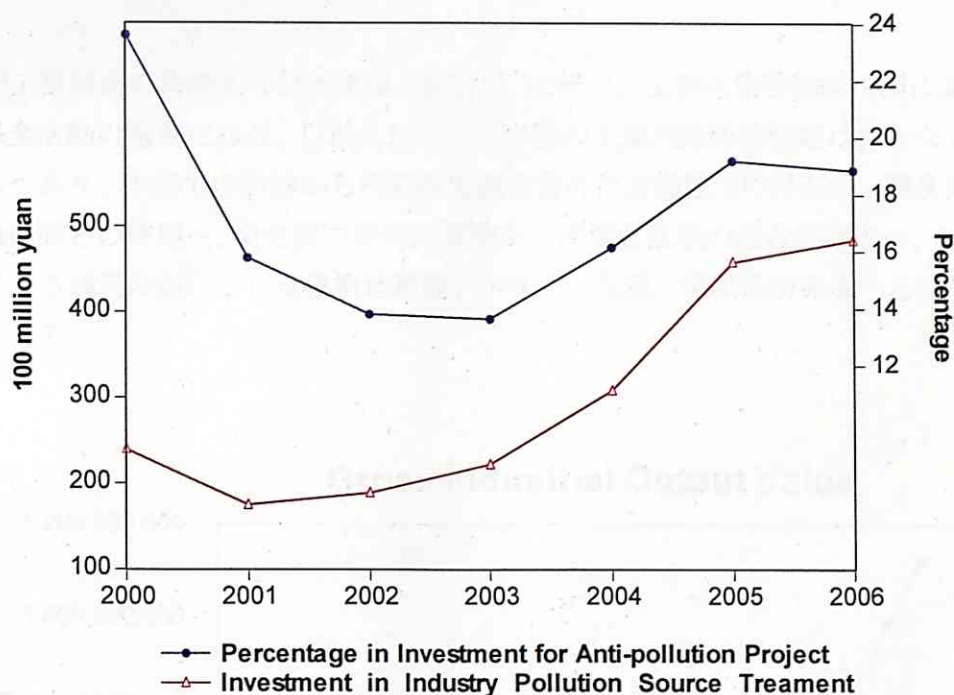
図2.1、2.2を見てみると、環境保全に向けた投資総額は2000年以降一貫して増加している。環境保全の投資額がGDPに占める割合は、全体的には増加の傾向にあるものの、2006年には減少しているのが観察された。工業汚染処理投資額に関しては、2001年に一度減少しているが、その後2006年まで、上昇の趨勢が顕著になってきている。環境汚染処理全般の投資に占める工業汚染処理投資額の割合は、2001年から3年続いた減少傾向であったが、2003年以降は基本的に増加傾向となっている。



出典：中国環境年鑑2000～2006

図2.1 環境汚染処理投資額及びGDPに占める割合の推移





出典：中国環境年鑑2000～2006

図2.2 工業汚染源処理投資額及び環境汚染処理投資全体に占める割合の推移

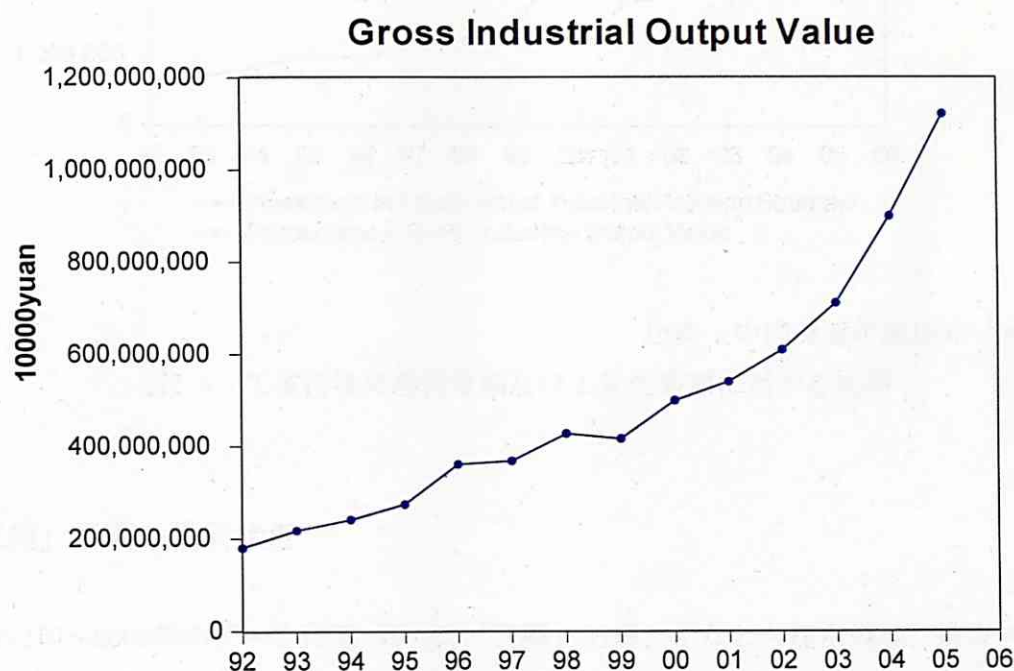
このデータから読み取れるのは、環境保全の投資総量が上昇しているにもかかわらず、GDP に占める割合が依然として1.2 %前後という水準にとどまっていることである。統計の取り方に留意する必要があるものの、OECD [8] (2007) の調査によると、日本におけるGDPに占める環境保全投資は1999年の段階で1.4 %であり、中国における割合は日本と比較してそれほど低いわけではない。しかし、中国においては近年工業発展に伴う環境汚染が大きな問題となっており、そうした環境汚染を制御し、環境の質を改善するための社会における切迫したニーズ間には、まだ大きなギャップが存在しており、将来的にはより大きな割合を環境保全投資に向ける必要があると考えられる。

## 2.1.2 工業汚染源対策投資の調査

工業汚染源対策投資は、廃水処理、排ガス処理、固形廃棄物処理、騒音処理とその他処理を含めているが、廃水処理、排ガス処理、固形廃棄物処理の投資が工業汚染源対策投資全体の90%を占めている。そこで本節では、この「三廃」の投資状況について特に焦点を絞り、工業汚染源対策投資の現状を詳しく明らかにする。

## 工業汚染源対策投資

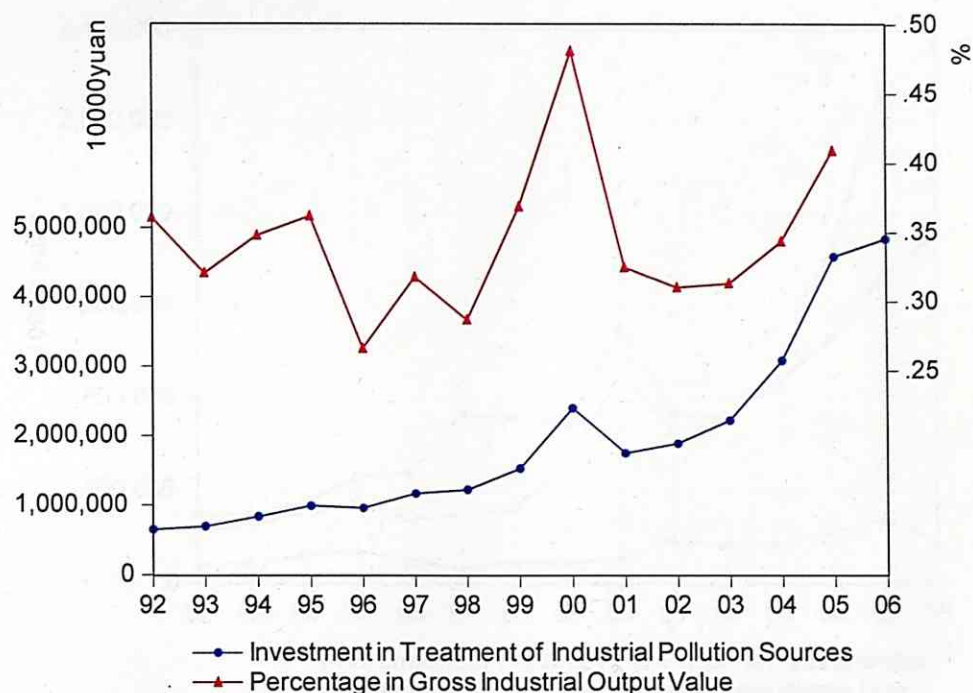
中国工業経済の持続的な急速発展（図2.3）に伴い、工業汚染防除は中国における環境保全活動の重点である。以前と比べて、中国の工業汚染防除戦略は大きな変化が生じつつあり、末端での防除から汚染発生源を含めた全過程での抑制へ、濃度抑制から総量抑制との併用へ、発生源での汚染防除から流域と区域の総合的除去へ、さらに、企業による個別の対応から産業構造調整、クリーン生産、循環経済発展へと逐次転換しつつある。



出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.3 1992年から2006年までの中国工業生産額の推移

一方、工業汚染処理投資は92年から着実に増加してきており、特に2000年以降に急激に増大しているといえる。しかし、工業生産額に対する工業汚染処理投資額の比率は1992年に比べると逐次上昇しているというわけではない。つまり、工業汚染処理投資の絶対額は増加しているものの、工業経済の発展を超えるペースで増大しているわけではないといえる。

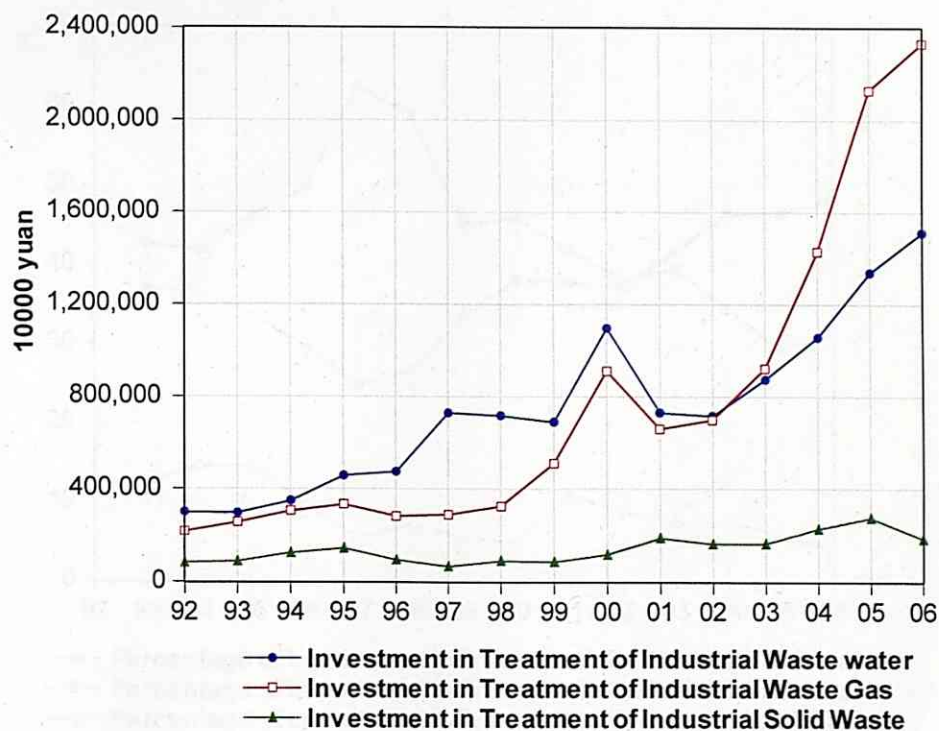


出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.4 工業汚染処理投資額及び工業生産額に対する比率

### 「三廃」処理の投資状況

1992年～2006年のデータに基づいて、「三廃」処理、すなわち廃水処理、排ガス処理、固形廃棄物処理に関する投資額の推移を図示してみた（図2.5）。このグラフを見ると、排水処理、排ガス処理に対する投資は基本的に大きく増加の傾向にあることが観察されるものの、固形廃棄物処理に向けた投資額は相対的に少ない水準にとどまっており、また15年間あまり変化は見られない。2001年まで、廃水処理の投資が排ガス処理の投資より多かったが、2002年から排ガス処理の投資額はトップになって、廃水処理の投資額差がどんどん広がってきた。そして、2000年環境全体の投資額の大幅増加に伴って、廃水、排ガス処理の投資額も急激に上がっていった。

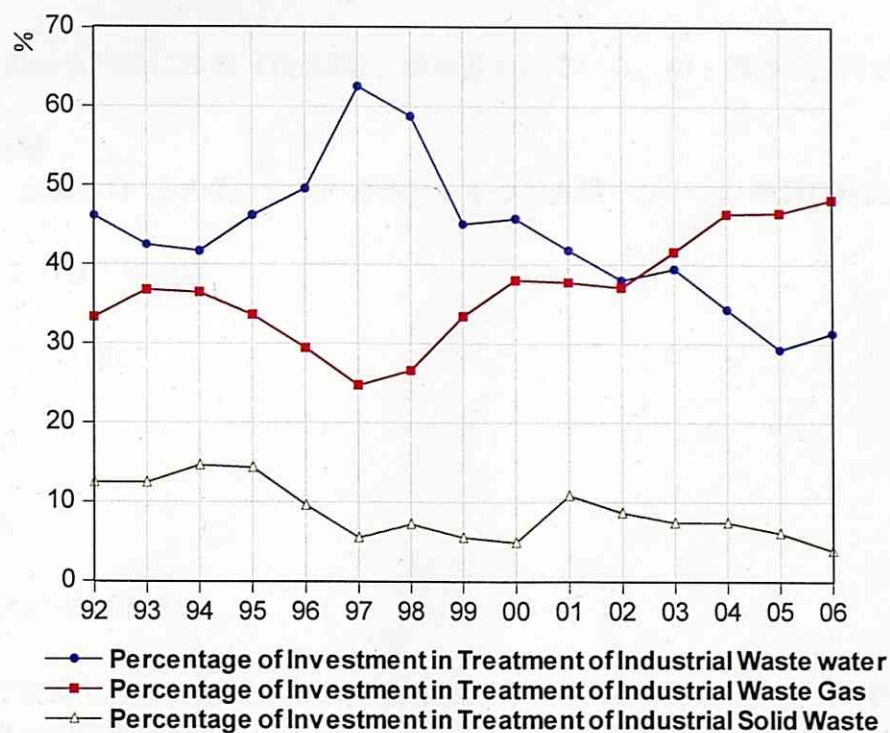


出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.5 「三廃」処理の投資額の推移

「三廃」処理投資額のそれぞれが工業汚染処理投資額に占める割合を見てみると（図2.6）、固形廃棄物処理の投資額は一番少なく、特に2001年からは全体における割合の減少の傾向が明らかになってきている。そして「三廃」処理の投資額と同様、2002年を転換点として、排ガス処理の投資額の割合はトップになり、廃水処理の投資額と比較して、増加のスピードがより大きくなってきていることがわかった。





出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.6 「三廃」処理投資額が工業汚染処理投資額に占める割合

### 2.1.3 各地域の工業汚染処理投資の投資状況

#### 工業汚染処理投資

まず本節で地域分布について説明する。

#### 行政システム

中国の現行の行政区画は、基本的に省、県、郷という三段階制である。

(1) 全国には省、自治区、直轄市が置かれている (31)。

(2) 省、自治区、直轄市には市、地区、自治州(盟)、県(自治県)が置かれている。  
市(地区・自治州・盟) (332)

県(県レベル市・自治県・旗・自治旗・特区・林区) (2135)

直轄市と比較的大きな市には区、県が置かれ、自治州には県、自治県、市が置かれて

いる。自治区、自治州、自治県はいずれも民族自治区域である。

(3) 県、自治県には郷（民族郷）、鎮が置かれている。郷・鎮の下は村がある。

#### 行政地域

現在、全国には 23 の省、5 つの自治区、4 つの直轄市、2 つの特別行政区がある。

(1) 27 の省・自治区

(2) 4 つの直轄市

北京市

上海市

天津市

重慶市

(3) 二つの特別行政区

本節で使用している地域分布は行政地域と同じである。ただし、二つの特別行政区のデータは中国環境年鑑、中国統計局データベースに収録されていないため、下記のように（27 の省、4 つの直轄市）31 の地域の各年度におけるデータを使い、分析した。これ以降、本論文では、それぞれの番号は各地域を代表するため継続して使用する。この地域分布によって、中国全国地図を加工した（図 2.7）。

華北地区:1. 北京市、2. 天津市、3. 河北省、4. 山西省、5. 内モンゴル自治区

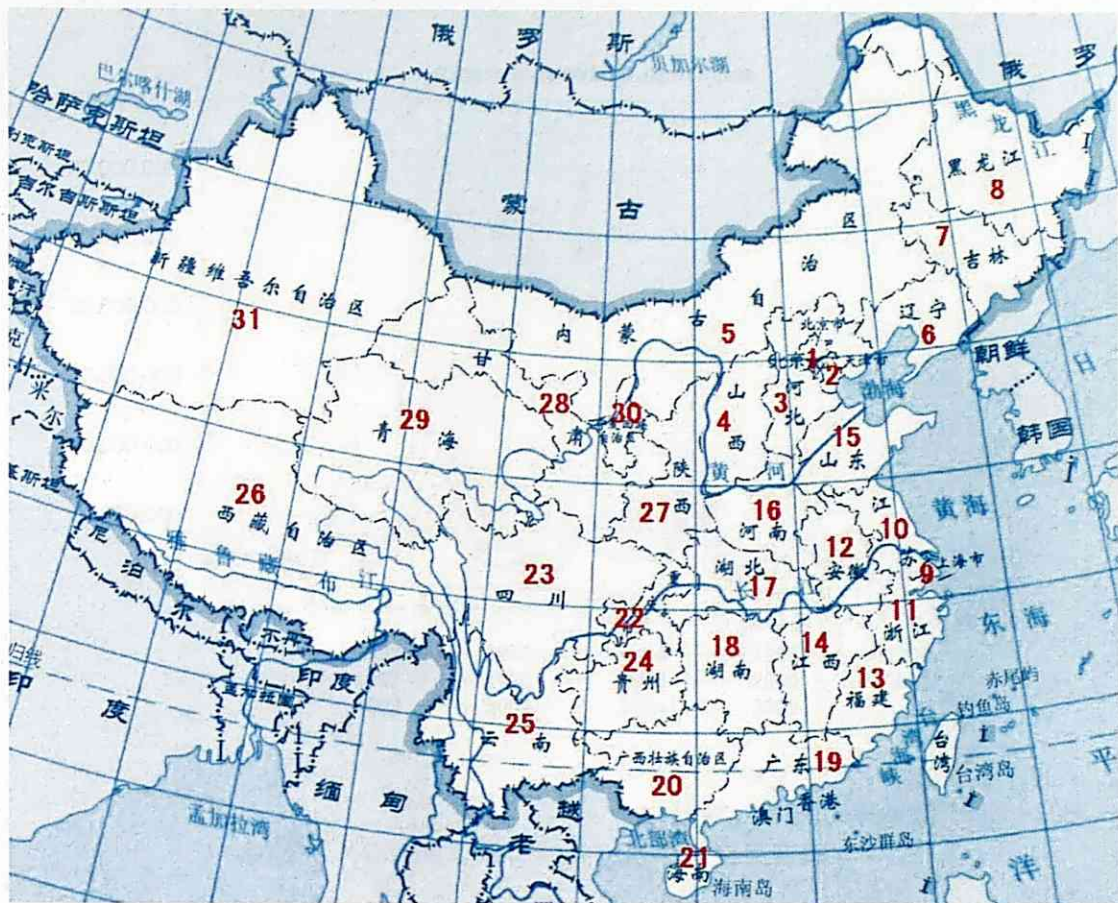
東北地区:6. 遼寧省、7. 吉林省、8. 黒竜江省

華東地区:9. 上海市、10. 江蘇省、11. 浙江省、12. 安徽省、13. 福建省、14. 江西省、15. 山東省

華南地区:16. 河南省、17. 湖北省、18. 湖南省、19. 広東省、20. 広西省、21. 海南省

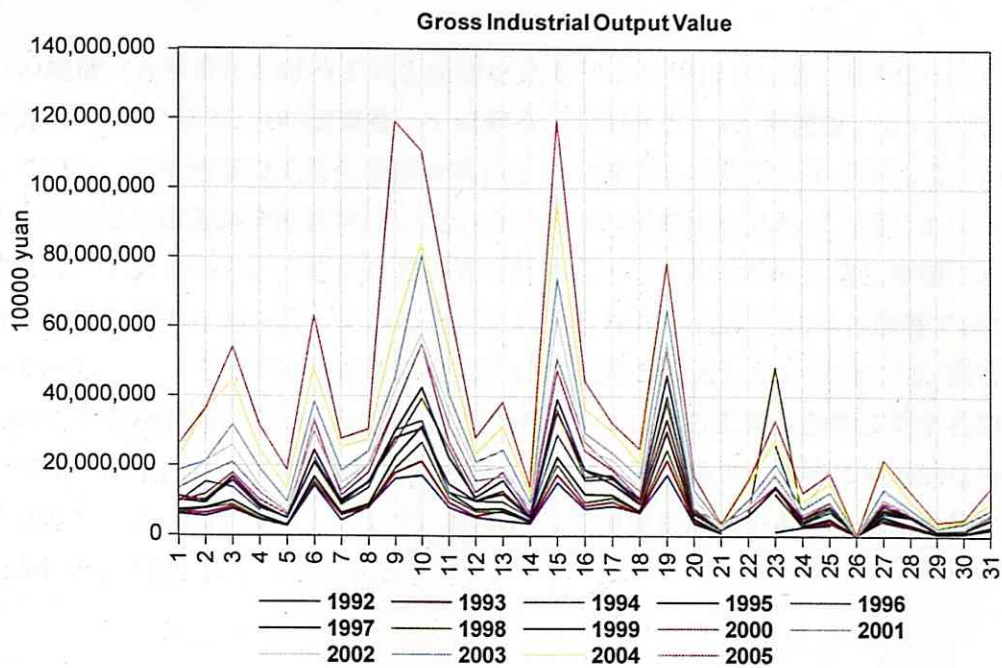
西南地区:22. 重慶市、23. 四川省、24. 貴州省、25. 雲南省、26. チベット自治区

西北地区:27. 陝西省、28. 甘肅省、29. 青海省、30. 寧夏回族自治区、31. 新疆ウイグル自治区



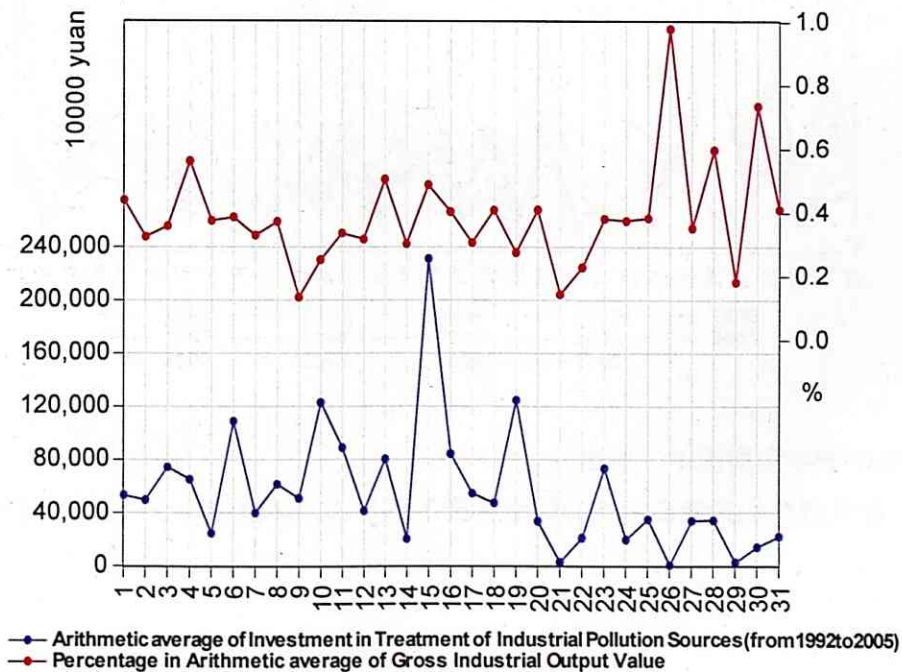
出典：国家測画局製 2006 年 3 月

図 2.7 中国の地域分布



出典：中国環境年鑑 1992～2005

図 2.8 各地域での各年度ごとの工業生産額

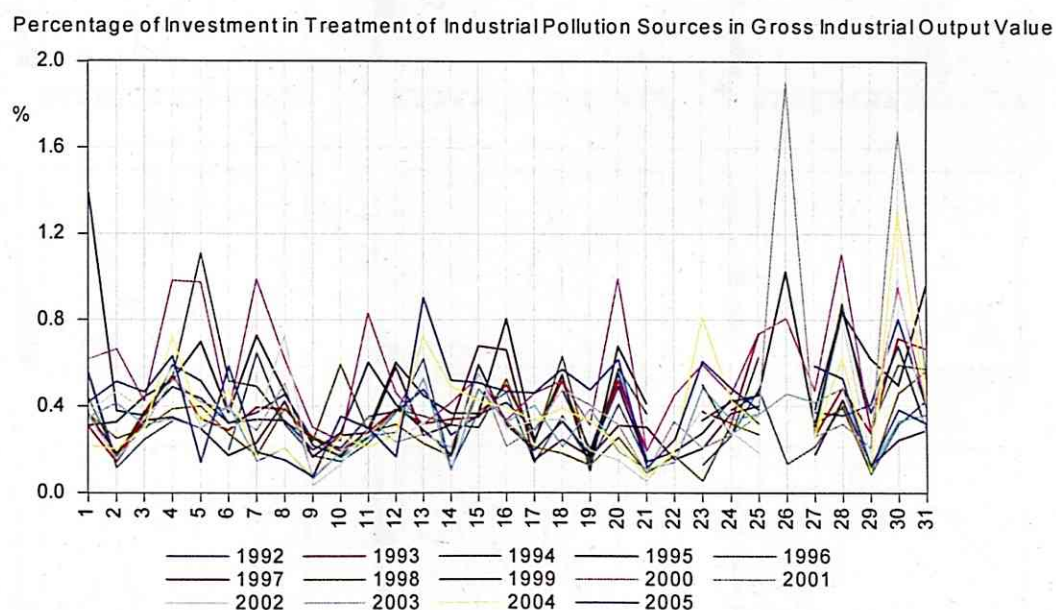


出典：中国環境年鑑 1992～2005

図 2.9 1992 年～2005 年における各地域の環境保全投資額の平均と工業生産額に対する比率

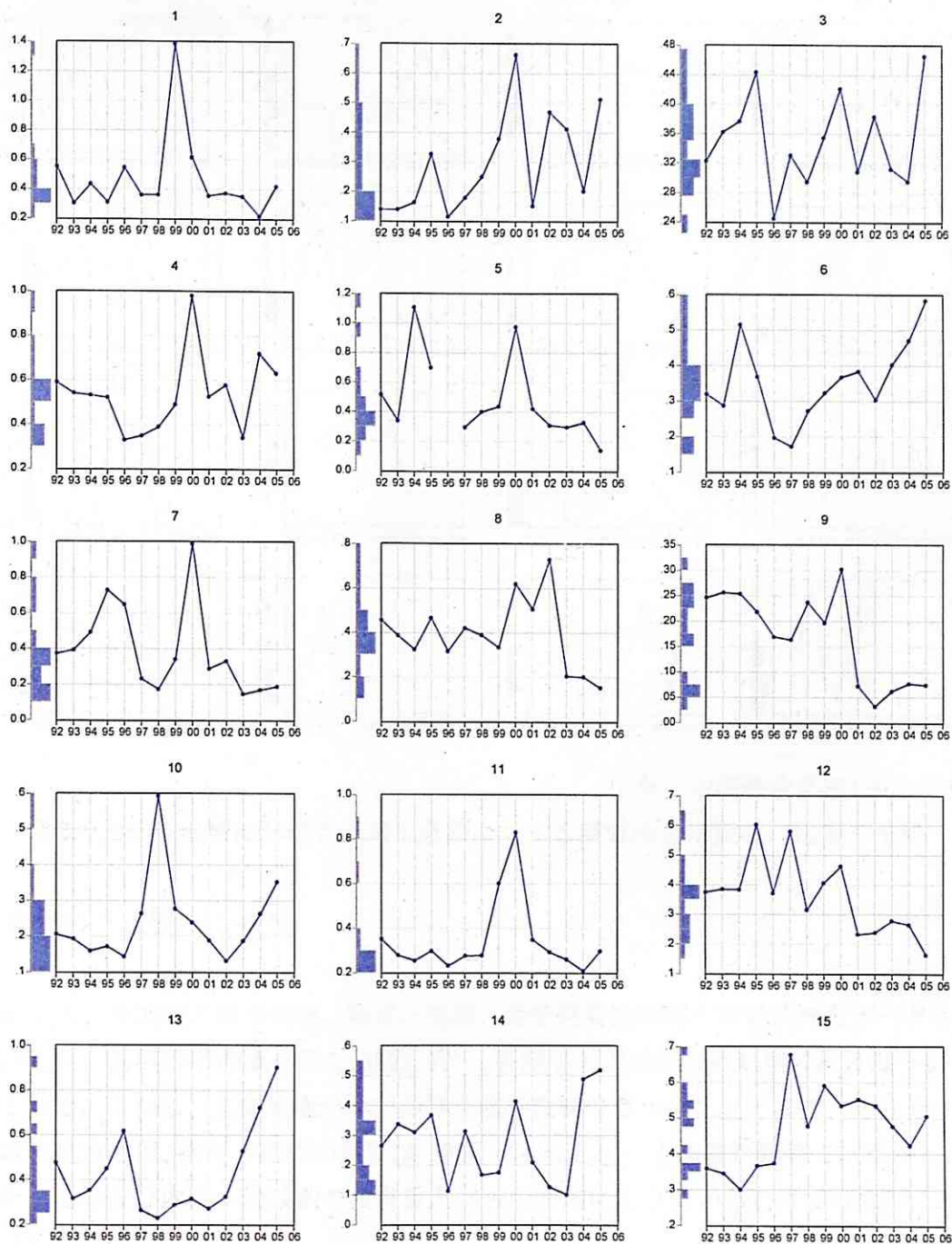


31の地域の各年度における工業生産額を見てみると(図2.8)、多い順で15. 山東省、9. 上海市、10. 江蘇省、19. 広東省、6. 遼寧省、3. 河北省、13. 福建省、という順番になっている。沿岸地域の工業生産額は高いという規則性は非常によく表れている。そして、各地域の環境保全投資額の1992年～2005年の平均値を見れば、同じように沿岸地域において大きいという傾向は若干見られるものの、各地域の工業生産額に対する環境保全投資額の比率を取ってみると、そのような規則性はそれほど顕著ではない。汚染の厳しいところで相応な環境保全に向けた投資を投入しない場合には、環境保全において大きな問題になると考えられる。各地域における工業生産額に対する環境保全投資額の比率は、各年度を通じて大体0.1～0.8の間に集中し、特に地域的な特性は見られなかった(図2.9.1)。そして、経年として増加また減少という現象も特に見られなかった。(図2.9.2)(図2.9.3)。



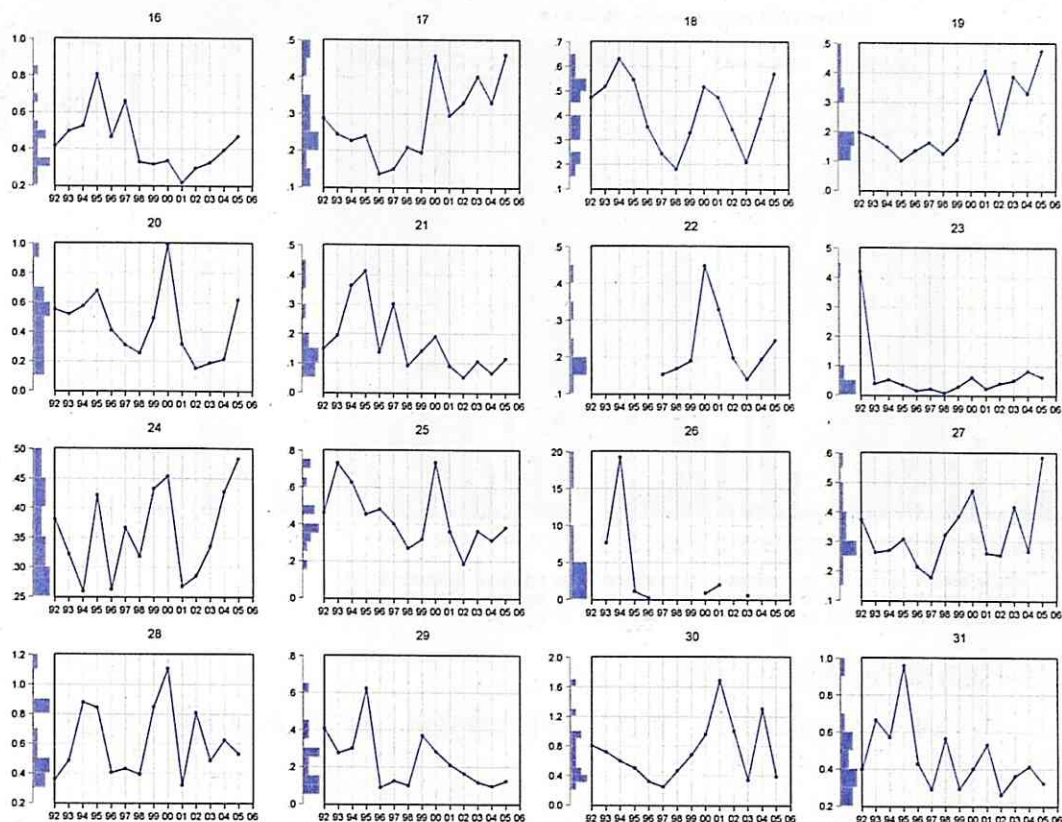
出典：中国環境年鑑1992～2005

図2.9.1 年度ごとの各地域における工業生産額に対する環境保全投資額の比率



出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.9.2 各地域における工業生産額に対する環境保全投資額の比率の推移



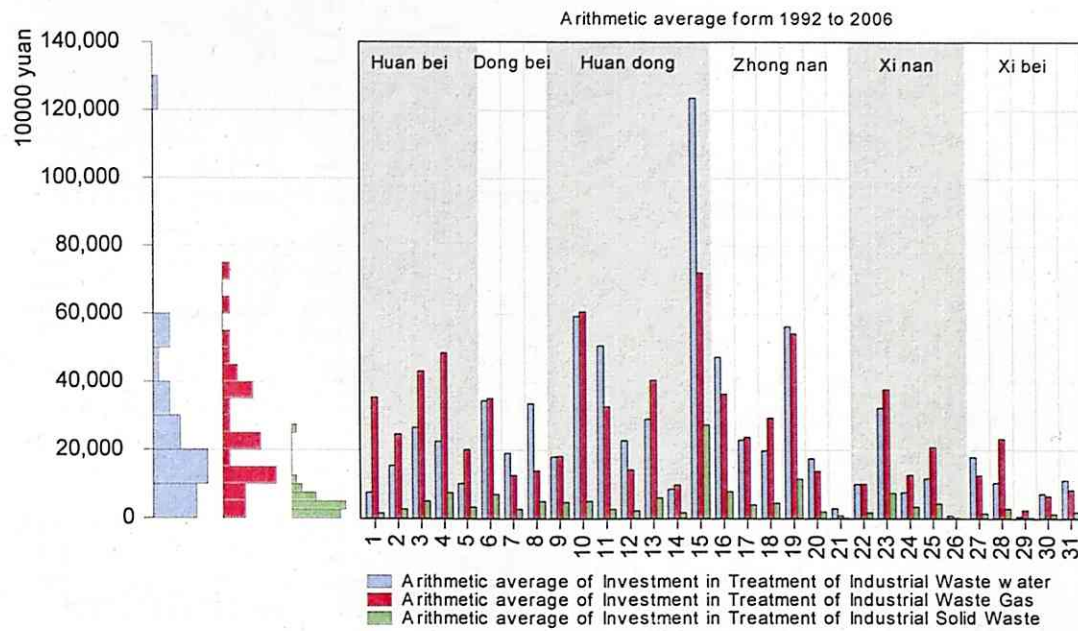
出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.9.2 各地域における工業生産額に対する環境保全投資額の比率の推移

### 各地域の「三廃」の投資

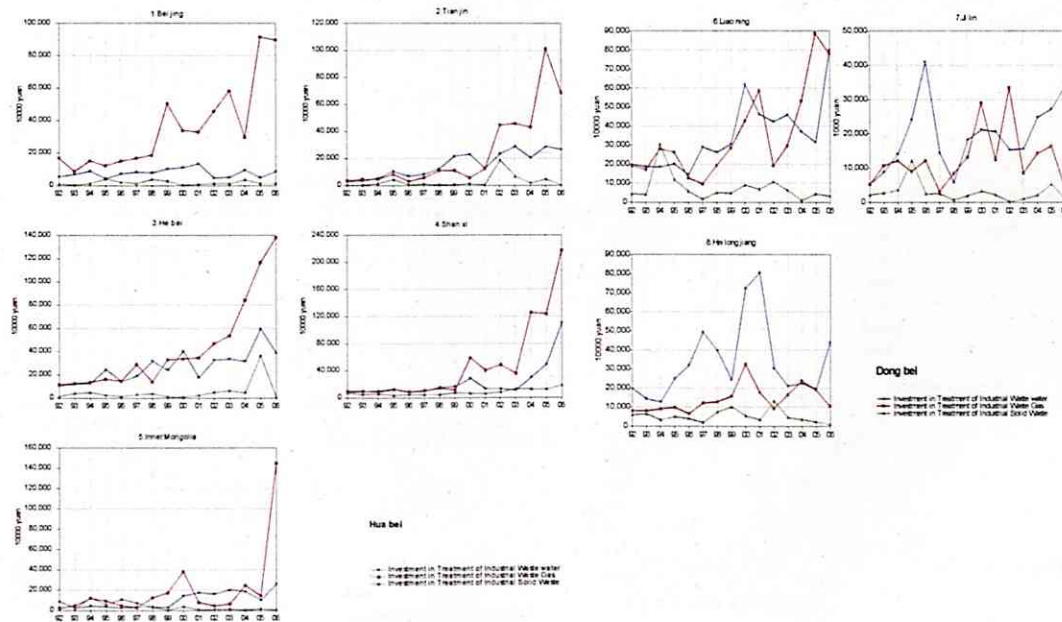
続いて、各地域の廃水処理、排ガス処理、固形廃棄物処理の投資状況をデータから整理した。長年の平均値を見て（図2.10）、各地域の固形廃棄物処理の投資は一番少なかった。しかし、工業発展が早い沿岸地域の投資は多かった。そして、それぞれの地域の廃水処理、排ガス処理の投資は、全国の場合と比べて趨勢が顕著ではなかった。また、沿岸及び内陸の地域別の投資重点は特に明確になっているわけではない。（図2.11）

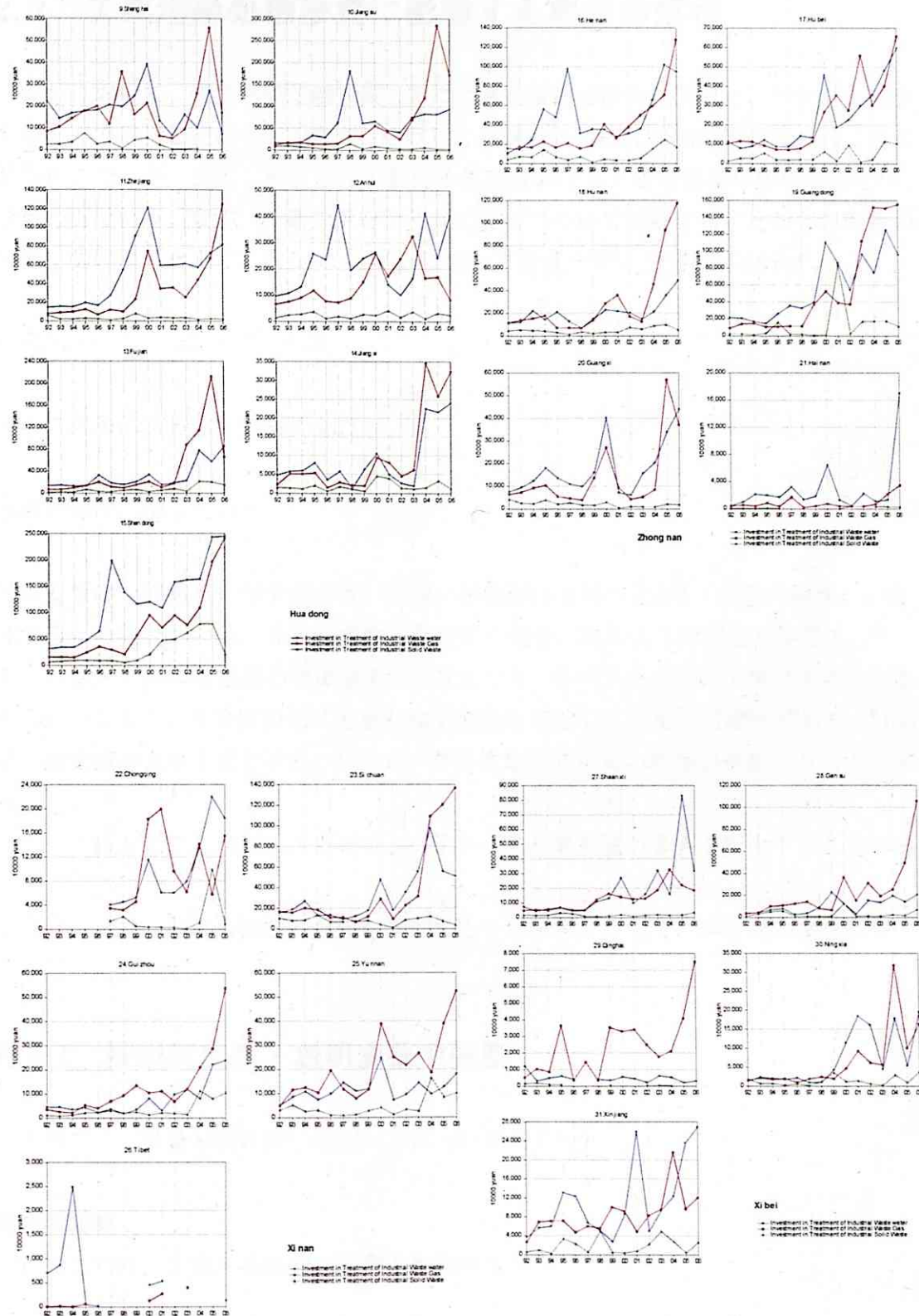




出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.10 各地域の「三廃」投資額の年度平均値（1992年～2006年）





出典：中国環境年鑑1992～2006

図2.11 各地域での「三廃」処理投資額の推移

## 2.2 工業汚染処理投資に影響する要素の解析

2.1 において、環境汚染処理投資、特に工業汚染処理投資に関して、データを検証することで現状を把握してみたが、そうした投資は全体的に増加の傾向にあることが明らかになった。次に、そうした工業汚染処理投資に与える各要素の影響に関して、計量分析を行う。まず、計量分析を行う前に変数について説明する。そして各変数の状況を明確にした上で、Eviews [12] によって計量分析の推定結果を示す。

推定式： $Y=c + aX_1 + bX_2+dX_3$

最小二乗法による重回帰分析を行う。

多重共線性に関しては：

説明変数の一部あるいは全部が互いに強い相関関係を持つとき、「多重共線性」が存在すると言われている。多重共線性が存在する場合、次のような問題が生じる。

- ① パラメータの推定値の標準誤差が大きくなり、各パラメータの  $t$  値は小さくなる。そういうことで、本来統計的に有意な説明変数を落としてしまう可能性がある。[13]
- ② 推定値が大きく変化する。パラメータの推定値の正負の符号が逆転することがある。
- ③ データ数をすこし増減しただけで、パラメータの推定値が多大きく変化する可能性がある。

ということで、多重共線性の存在を検定することを考えた上で、本研究の多重回帰分析を行った。

### 2.2.1 被説明変数・説明変数の概要

本節では、計量分析に用いるデータについて紹介する。

被説明変数：

Y:ここでは、工業汚染処理投資額を被説明変数として用いる。

説明変数：

- ①  $X_1$  (経済要素) : 工業経済の発展が進んでいるほど、工業汚染処理に対する投資に積極的に取り組むことが考えられる。そこで、経済発展の影響の要素として

工業生産額を分析に加える。

②  $X_2$  (規制要素) : まず、環境規制が厳しく施行されていることは、工業汚染処理投資額を決定する大きな要因として考えられる。そこで、今回の研究において、環境に関する規制の厳しさを捉えるため、実施された環境行政処罰事件数のデータを用いる。各地域における工業経済の規模の格差を考慮し、より正確に各地域の環境規制の厳しさを表すため、工業生産額1億元当たりの実施された環境行政処罰事件数を変数として用いる。

③  $X_3$  (地域規模) : 最後に、以上で用いられるデータの各地域の規模を代表する要素として、各地域の人口を変数として用いる。

規制要素のところで、もともとはもう一個の変数として汚染事故の罰金総額を用いる予定であったが、実際に収集されたデータの量・質にばらつきが大きいので、今回の分析に使うことは断念した。データの一部は表2.3のような示している。

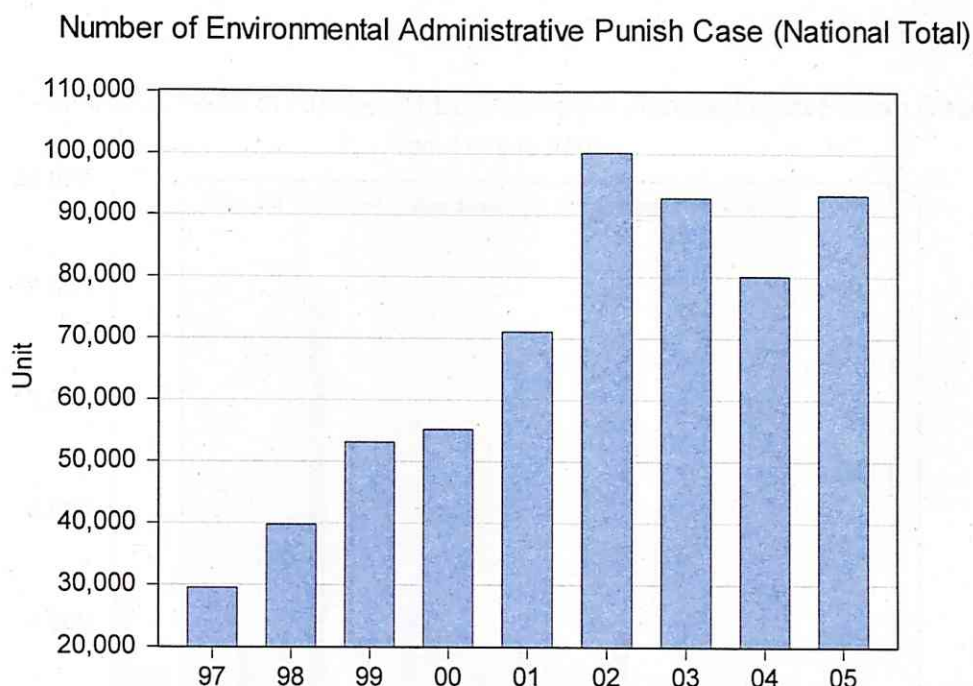
表2.3 汚染事故の罰金総額(万元) Penalties on Pollution Accidents (10000yuan)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
北	1	0.00	4.50	11.90	16.00										
京															
天	2	2.50	4.50	0.00	4.30	1.00						2	0.3	2	
津															
河	3	14.60	22.70	28.10	22.00	2.90	1.00	6.80		2.00	8.30	4.2	3	3	0.2
北															
山	4	0.90	3.00		1.30	13.80	3.51	2.20	53.20	5.90	6.30	1.2	1.5	3	
西															
内	5	6.70	7.50	17.50	5.40	2.60	8.00		4.30	1.00	2.50		19	5	20
蒙															
古															
遼	6	29.70	50.10		2.35	38.30	50.00	12.00	6.50	8.80	18.60	6	19.6	30	38.7
寧															
吉	7	13.90	13.50	9.10		4.30	5.60	4.30	2.25		3.00	4			15
林															
黒	8	11.50	2.00	0.00		0.30			0.30	26.00		5	0.5	10.2	10
竜															
江															

## 2.2.2 変数の状況

被説明変数と説明変数②は既に2.1で分析したので、ここでは、実施された環境行政処罰事件数と人口の変数の状況について分析する。

実施された環境行政処罰事件数の状況



出典：中国環境年鑑1997～2005

図2.12 中国全土において実施された環境行政処罰事件数の推移

中国の各年度の実施された環境行政処罰事件数を見てみると、97年から逐次増加し、2002年に最高になった。その後、2年連続して少し減少し、2005年にまた増加した。2005年以降どういう状況になるか、つまり近年にどういう傾向が見えるかは、今回の収集されたデータによって明確にできなかった。図2.12

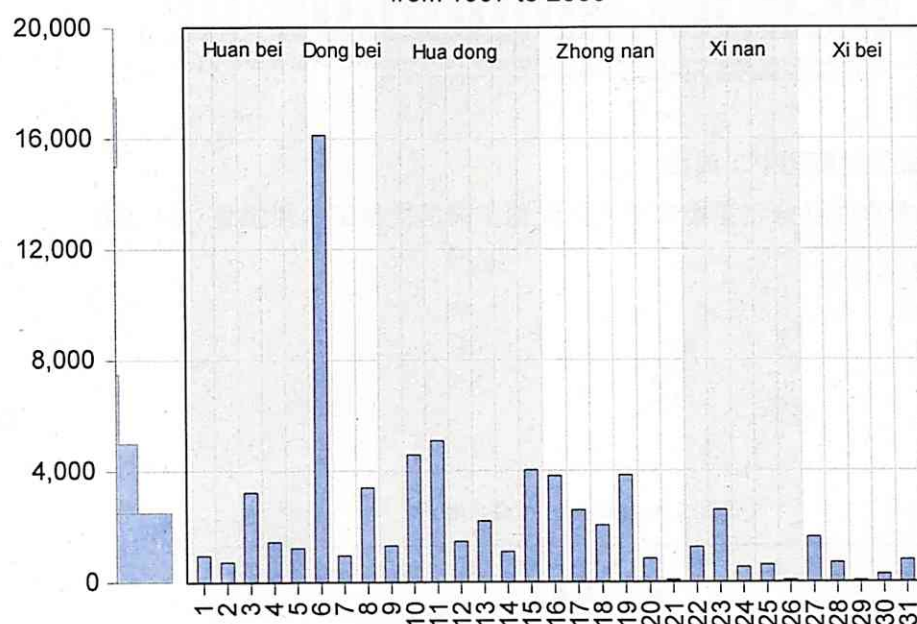
各地域において1997年から2005年まで平均的に実施された環境行政処罰事件数を見てみると（図2.13）、6. 遼寧省は明らかに一番数が多くなっている。遼寧省は東北重工業地区の一つであり、そして汚染が特に深刻な渤海湾に近い地域であることが、環境行政処罰事件数が多くなっている要因として考えられる。他には、沿岸地区の環境行政処罰事件数は内陸より明らかに多い。これは各地域に接する近海域が深刻な汚染問題を抱えていることの影響があるためではないかと考えられる。

また、各地域において1997年から2005年まで工業GDP1億元あたりの環境行政処



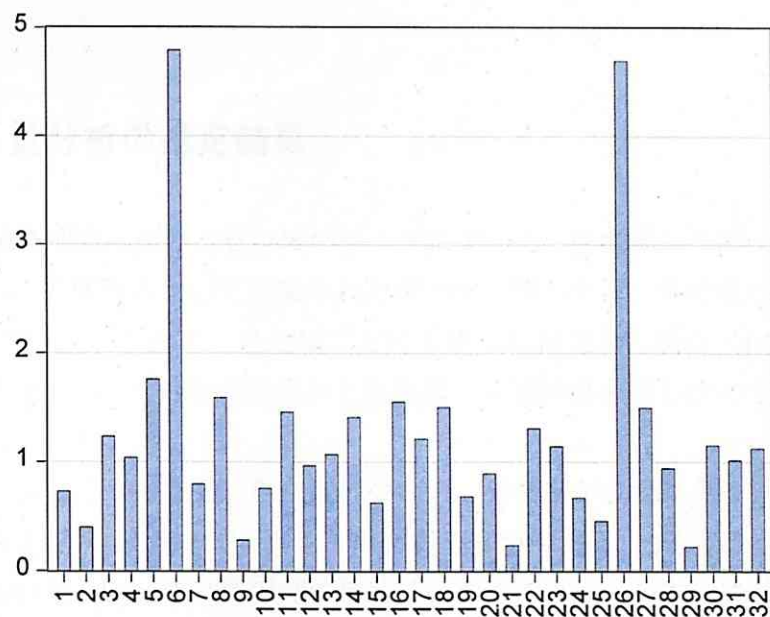
罰事件の平均的な数を見てみると（図 2.14）、遼寧省の数値はまた一番高く、32 番は全国の平均値でもある。26. チベット自治区は 1 億元あたりの件数は非常に多くなっているが、もともとの環境行政処罰の件数は少なく、工業生産額が非常に低いことが要因として考えられる。単純な件数より 1 億元あたりの件数においては、内陸も多いところもある。全国の平均値以上を上回ったのは、5. 内モンゴル自治区、8. 黒竜江省 14. 江西省、16. 河南省、17. 湖北省、18. 湖南省、22. 重慶市、23. 四川省 27. 陝西省、28. 甘肅省、29. 青海省、30. 寧夏回族自治区、ということで、環境規制の厳しさは必ずしも沿岸地区に集中しているわけではないと考えられる。

Arithmetic mean of Number of Environmental Administrative Punish Case  
from 1997 to 2005



出典：中国環境年鑑1997～2005

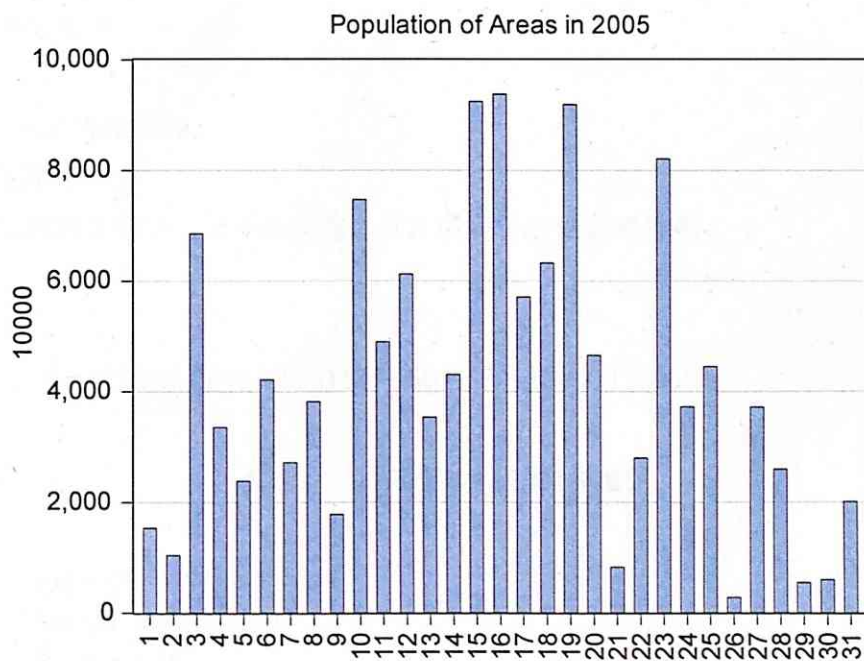
図2.13 各地域における環境行政処罰事件数



出典：中国環境年鑑1997～2005

図2.14 各地域の工業生産額1億元当たりの環境行政処罰事件数

人口



出典：中国統計局データベース

図2.15 2005年中国各地区の人口数

### 2.2.3 計量分析の推定結果

もともとは各地域における各年度のデータによって、各地域のモデルを推定するつもりだったが、各変数について収集されたデータに関しては、各地域の2001年～2005年の5年分のデータしかなく、各地域ごとにモデルを推定した場合では、自由度が少なくなってしまう、回帰分析の結果から変数間の相関関係を明らかにするのは非常に困難であった。

データ数が少なくなったら、自由度は少ない。自由度が少なくなると、回帰分析の結果に影響を及ぼす。このとき「パラメータが不安定である」ことが予想される。[13]

従って、2001年～2005年に各年度の地域データを使って（基本的には31個地域データ、欠損値によって違う場合もある）、各年度のモデルとして5つのモデルを推定してみた。

また、各年度のデータの自由度が少なく、多くのデータ数を通じて変数の相関関係を明らかにするため、各年度のデータを全て一緒にして、 $(5 \times 31)$  155個（欠損値によって違う場合もある）のデータを通じて、一つのモデルを推定してみた。

#### モデルの推定結果

Y: 工業汚染処理投資額

$X_1$ : 工業生産額

$X_2$ : 工業生産額1億円当たりの実施された環境行政処罰事件数

$X_3$ : 人口

モデル1:  $Y = -15338.26 + 0.002915X_1 + 6609.508X_2 + 3.136600X_3$

表2.4.1 モデル1(2001年度)

Dependent Variable: SER23

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-15338.26	14447.67	-1.061642	0.2982
X <sub>1</sub>	0.002915	0.000567	5.138623	0.0000
X <sub>2</sub>	6609.508	6758.850	0.977904	0.3371
X <sub>3</sub>	3.136600	3.220632	0.973908	0.3391
R-squared	0.692787	Mean dependent var	56284.57	
Adjusted R-squared	0.657339	S.D. dependent var	61156.34	
S.E. of regression	35799.25	Akaike info criterion	23.93281	
Sum squared resid	3.33E+10	Schwarz criterion	24.11963	
Log likelihood	-354.9921	Hannan-Quinn criter.	23.99257	
F-statistic	19.54390	Durbin-Watson stat	2.184549	
Prob(F-statistic)	0.000001			

モデル2 :  $Y = -11364.52 + 0.002304X_1 + 6746.162X_2 + 3.935065X_3$

表2.4.2 モデル2(2002年度)

Dependent Variable: SER24

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11364.52	17997.51	-0.6314500	0.5333
X <sub>1</sub>	0.002304	0.000646	3.565900	0.0014
X <sub>2</sub>	6746.162	4786.049	1.409547	0.1705
X <sub>3</sub>	3.935065	4.067551	0.967429	0.3422
R-squared	0.535025	Mean dependent var	62788.76	
Adjusted R-squared	0.481374	S.D. dependent var	63697.73	
S.E. of regression	45872.35	Akaike info criterion	24.42868	
Sum squared resid	5.47E+10	Schwarz criterion	24.61550	
Log likelihood	-362.4302	Hannan-Quinn criter.	24.48845	
F-statistic	9.972339	Durbin-Watson stat	2.120246	
Prob(F-statistic)	0.000150			

モデル3 :  $Y = -17273.75 + 0.002668X_1 + 3985.282X_2 + 5.595081X_3$

表2. 4. 3 モデル3(2003年度)

Dependent Variable: SER25

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-17273.75	14380.20	-1.201218	0.2401
$X_1$	0.002668	0.000469	5.692001	0.0000
$X_2$	3985.282	5375.274	0.741410	0.4648
$X_3$	5.595081	3.576585	1.564364	0.1294
R-squared	0.740690	Mean dependent var	71557.45	
Adjusted R-squared	0.711878	S.D. dependent var	75887.36	
S.E. of regression	40734.07	Akaike info criterion	24.18743	
Sum squared resid	4.48E+10	Schwarz criterion	24.37246	
Log likelihood	-370.9052	Hannan-Quinn criter.	24.24775	
F-statistic	25.70749	Durbin-Watson stat	1.934923	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル4 :  $Y = -35174.42 + 0.002568X_1 + 35669.12X_2 + 6.983812X_3$

表2. 4. 4 モデル4(2004年度)

Dependent Variable: SER26

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-35174.42	20499.62	-1.715857	0.0981
$X_1$	0.002568	0.000498	5.158740	0.0000
$X_2$	35669.12	17542.21	2.033330	0.0523

$X_3$	6.983812	4.869325	1.434246	0.1634
R-squared	0.735655	Mean dependent var	102702.0	
Adjusted R-squared	0.705154	S.D. dependent var	92821.22	
S.E. of regression	50401.67	Akaike info criterion	24.61700	
Sum squared resid	6.60E+10	Schwarz criterion	24.80383	
Log likelihood	-365.2550	Hannan-Quinn criter.	24.67677	
F-statistic	24.11880	Durbin-Watson stat	2.098392	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル5 :  $Y = -47884.43 + 0.002572X_1 + 36023.40X_2 + 17.61226X_3$

表2.4.5 モデル5(2005年度)

Dependent Variable: SER27

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-47884.43	33746.86	-1.418930	0.1678
$X_1$	0.002572	0.000554	4.640875	0.0001
$X_2$	36023.40	26692.13	1.349589	0.1888
$X_3$	17.61226	7.090713	2.483849	0.0198
R-squared	0.697040	Mean dependent var	152730.3	
Adjusted R-squared	0.662083	S.D. dependent var	142413.7	
S.E. of regression	82786.05	Akaike info criterion	25.60947	
Sum squared resid	1.78E+11	Schwarz criterion	25.79630	
Log likelihood	-380.1421	Hannan-Quinn criter.	25.66924	
F-statistic	19.93993	Durbin-Watson stat	2.236231	
Prob(F-statistic)	0.000001			

モデル6 :  $Y = -21215.67 + 0.002929X_1 + 6231.594X_2 + 6.763939X_3$

表2.4.6 モデル6(2001年～2005年)

Dependent Variable: TOUSHI

Method: Least Squares

Sample: 1 155

Included observations: 151

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-21215.67	9612.587	-2.207072	0.0289
X <sub>2</sub>	6231.594	3933.313	1.584312	0.1153
X <sub>1</sub>	0.002929	0.000236	12.41202	0.0000
X <sub>3</sub>	6.763939	2.128525	3.177758	0.0018
R-squared	0.668624	Mean dependent var 89095.69		
Adjusted R-squared	0.661861	S.D. dependent var 97520.90		
S.E. of regression	56708.10	Akaike info criterion 24.75535		
Sum squared resid	4.73E+11	Schwarz criterion 24.83528		
Log likelihood	-1865.029	Hannan-Quinn criter. 24.78783		
F-statistic	98.86838	Durbin-Watson stat 1.753337		
Prob(F-statistic)	0.000000			

表2.4.7 モデルの整理

モデル1(2001 年度)				モデル2(2002 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 30				Included observations: 30			
Adjusted R-squared: 0.657339				Adjusted R-squared: 0.481374			
	Coefficient	t 値			Coefficient	t 値	
定数項	-15338.26	-1.061642		定数項	-11364.52	-0.63145	
工業生産額	0.002915	5.138623	***	工業生産額	0.002304	3.5659	***
環境規制	6609.508	0.977904		環境規制	6746.162	1.409547	
人口	3.1366	0.973908		人口	3.935065	0.967429	

モデル3(2003 年度)				モデル4(2004 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 31				Included observations: 30			
Adjusted R-squared: 0.711878				Adjusted R-squared: 0.705154			
	Coefficient	t 値			Coefficient	t 値	
定数項	-17273.75	-1.201218		定数項	-35174.42	-1.715857	*
工業生産額	0.002668	5.692001	***	工業生産額	0.002568	5.15874	***
環境規制	3985.282	0.74141		環境規制	35669.12	2.03333	*
人口	5.595081	1.564364		人口	6.983812	1.434246	

モデル 5 (2005 年度)			モデル 6 (2001 年～2005 年)		
Sample: 1 31			Sample: 1 155		
Included observations: 30			Included observations: 151		
Adjusted R-squared: 0.662083			Adjusted R-squared: 0.661861		
	Coefficient	t 値		Coefficient	t 値
定数項	-47884.43	-1.41893	定数項	-21215.67	-2.207072 **
工業生産額	0.002572	4.640875 ***	工業生産額	0.002929	12.41202 ***
環境規制	36023.4	1.349589	環境規制	6231.594	1.584312
人口	17.61226	2.483849 **	人口	6.763939	3.177758 ***

・注:\*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

以上六つのモデルが得られた。表2.4.7で整理した。各年度の推定モデルを見てみると、各年度に各要素の影響は違っている。しかし、工業生産額はプラスで、すべて1%有意となっている。つまり、各年度に工業生産額の増加につれて、工業汚染処理投資も増加という状態になる。しかも、各年度の工業生産額の係数の偏差が大きい。また、自由度問題の考えで、モデル6（2001年～2005年の総合モデル）を推定してみた。このモデルでは、自由度修正済み決定係数は大体0.66近くになっている。推定回帰式のあてはまりはすごく良いとは言えない。工業の発展につれて、工業汚染処理投資は多めになる。環境規制の影響の説明力は非常に弱い。最後に人口が多ければ多いほど、工業汚染処理投資額も多くなることもわかった。



## 2.3 環境投資と環境汚染との相関関係

近年増加しつつある工業汚染処理投資に関しては、「三廃」処理に対する投資状況を2.1において分析している。実際にこの工業汚染処理に対する投資は環境汚染の現状にどのような影響を与えているのか、本節で明らかにする。工業汚染処理投資と環境現状の相関関係を分析するにあたって、工業廃水、工業排ガス、工業固形廃棄物の三つの領域において、環境保全投資と汚染排出量（固形廃棄物の場合は産出量）の相関関係を計量分析を通じて明らかにする。

### 2.3.1 被説明変数・説明変数の概要

推定式： $Y=c + aX_1 + bX_2 + dX_3 + eX_4$

この推定式に最小二乗法を適用する。

ここでは、工業廃水、工業排ガス、工業固形廃棄物それぞれに対する投資と排出量の相関関係を分析するにあたって、三種類のモデルを推定する。

被説明変数：

$Y_1$ (工業廃水)：工業廃水の排出量

$Y_2$ (工業排ガス)：工業排ガスの排出量

$Y_3$ (工業固体廃棄物)：工業固体廃棄物の産出量

説明変数：

環境の現状に関する変数に影響する要素として、環境規制の実施の厳しさ、工業経済の発展の度合い、工業汚染処理投資と人口の四つを考慮した。

- ①  $X_1$  (環境投資)：環境投資－工業汚染処理の投資は環境状況の改善に大きな役割を果たすと考えられるので、この投資額も変数とする。

工業廃水：工業廃水処理に対する投資額

工業排ガス：工業排ガス処理に対する投資額

工業固体廃棄物：工業固体廃棄物処理に対する投資額

- ②  $X_2$  (経済要素)：これについても、2.2で使われた経済発展の影響の要素として、

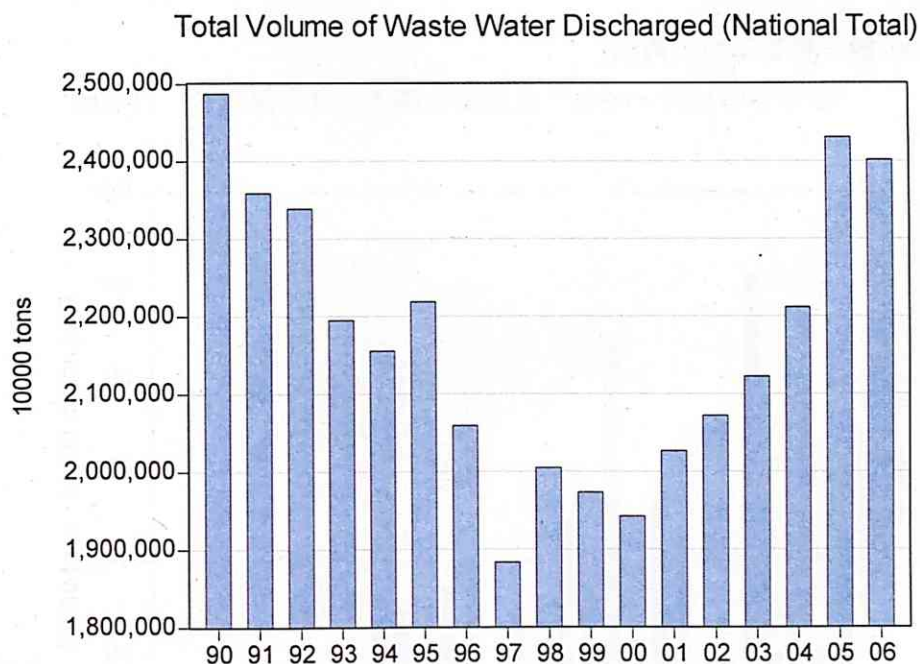
工業生産額を「三廃」共通で分析に加えている。

- ③  $X_3$  (規制要素) : 2.2で用いた環境規制と同じ環境規制状況を捉える環境行政処罰事件数のデータを用いる。環境規制の厳しさを表す工業生産額1億元当りの実施された環境行政処罰事件数を「三廃」共通で変数として用いる。
- ④  $X_4$  (地域規模) : 最後、以上に用いられるデータの各地域の規模を代表する要素として、各地域の人口を変数として用いる。

### 2.3.2 「三廃」の排出状況

他の変数についての状況は、先の分析の際に検討した。ここでは、「三廃」についての状況のみ、定量的なデータによって現状を分析する。

#### 廃水の排出状況

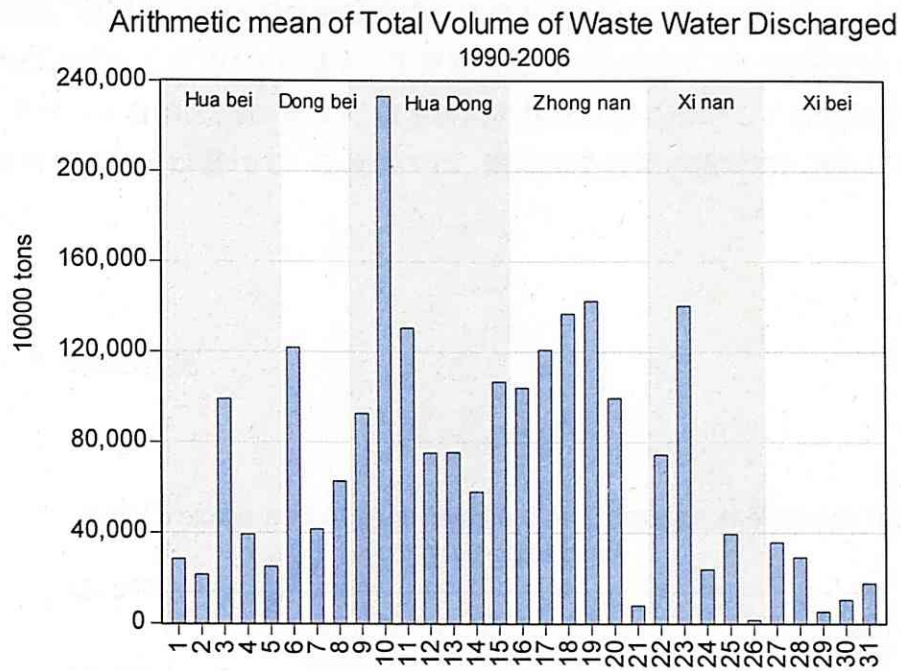


出典：中国環境年鑑1990～2006

図2.16 中国全土における廃水の排出量の推移（1990年～2006年）

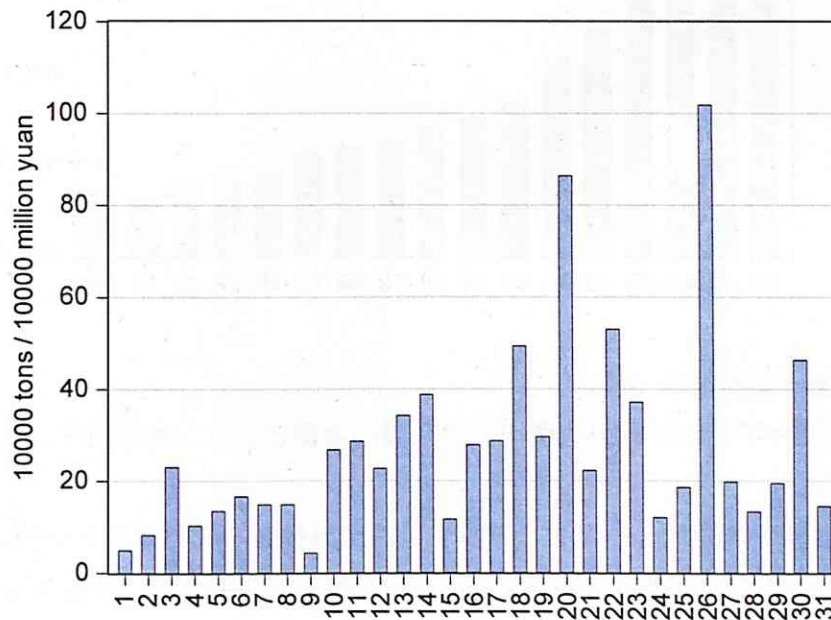
1990年代初頭から環境問題対策に着手し始め、工業廃水の排出量は年々減少していく傾向にあった。しかしながら、2000年ごろから工場建設や大量生産など再開発によ

る大規模な経済発展が原因で、工業廃水排出量が増加に転じ、2005年と2006年頃に240億トンを上回った。



出典：中国環境年鑑1990～2006

図2.17 各地域における廃水排出量（1990～2006年の平均）

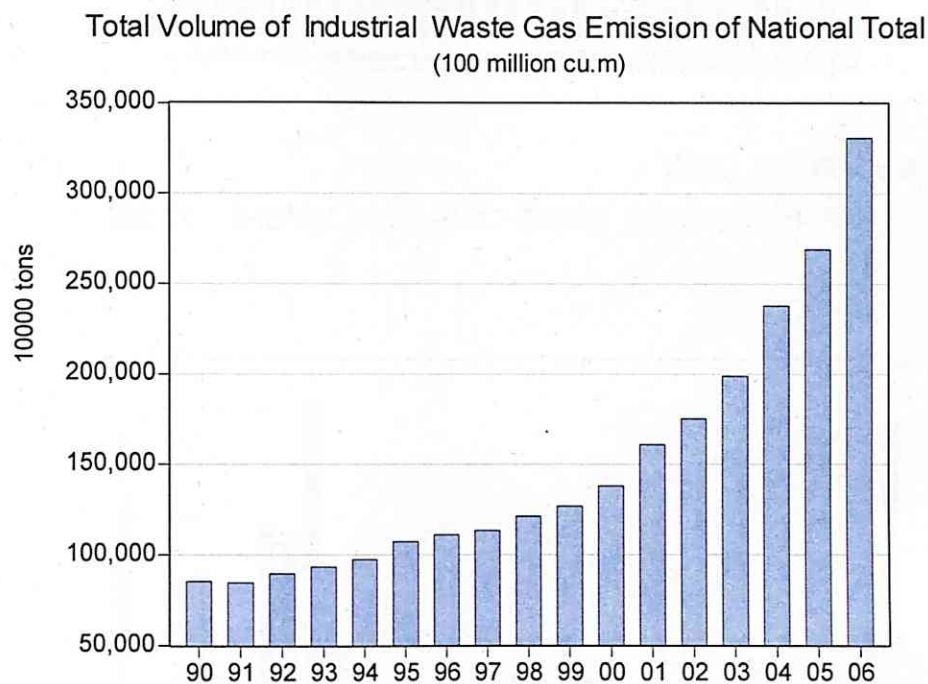


出典：中国環境年鑑2005

図2.18 工業生産額1億元当たりの廃水排出量（2005年）

この統計から、各地域の長年平均的な排出量を比べると経済発展速い沿岸地域の排出量は明らかに多い（図2.17）。しかし、廃水排出のより詳しい状況を見るために、2005年の各地域における工業生産額1億元当たりの廃水の排出量を計算してみた。その結果、中国における沿岸地区企業の汚染物質排出の平均的状況は、内陸地区より悪いとは必ずしも言えない。また、工業経済発展の比較的に遅い地区では（20. 広西省、26. チベット自治区、30. 寧夏）、廃水排出の状況はよくないことが分かった。これは、工業発展の程度が遅れている地域では、環境汚染対策が相対的に遅れていることを示唆している。

## 排ガスの排出状況



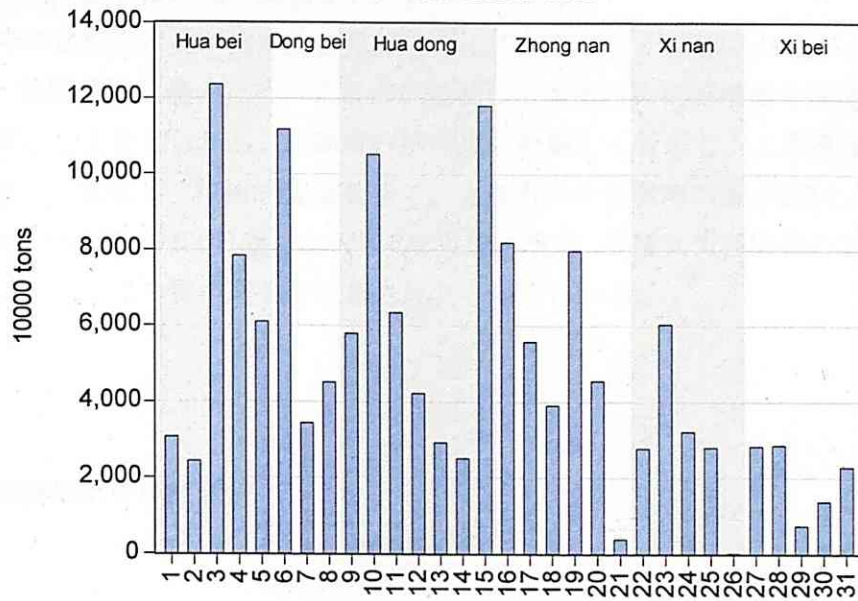
出典：中国環境年鑑1990～2006

図2.19 中国全土における廃水の排ガス排出量の推移（1990年～2006年）

大気汚染における工業排ガスの排出量も年々増加している。2006年の排出量は330,992億 $\text{m}^3$ に達し、2002年に比べほぼ2倍、90年代の平均排出量に比べほぼ3倍となっている。

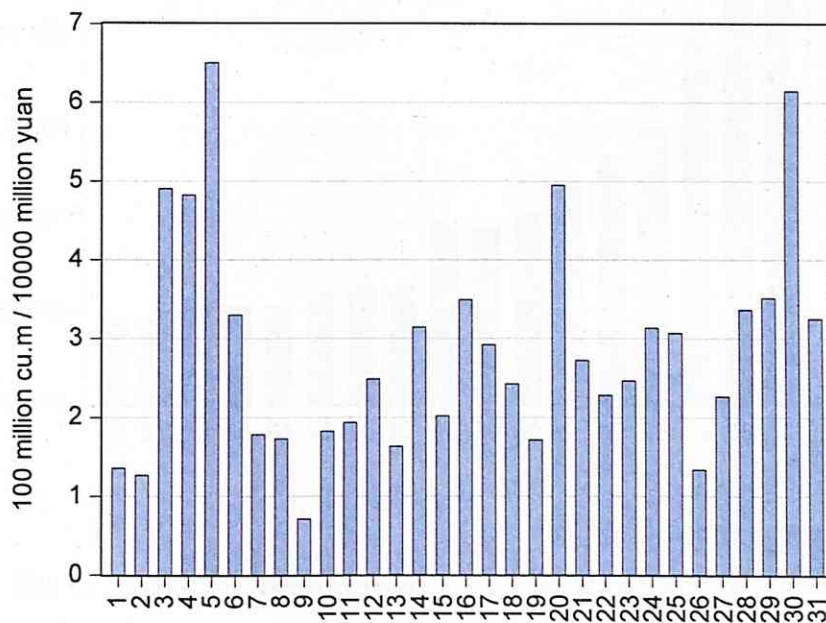


Arithmetic mean of Total Volume of Industrial Waste Gas Emission in Areas  
from 1990 to 2006



出典：中国環境年鑑1990～2006

図2.20 各地域における排ガス排出量（1990～2006年の平均）



出典：中国環境年鑑2005

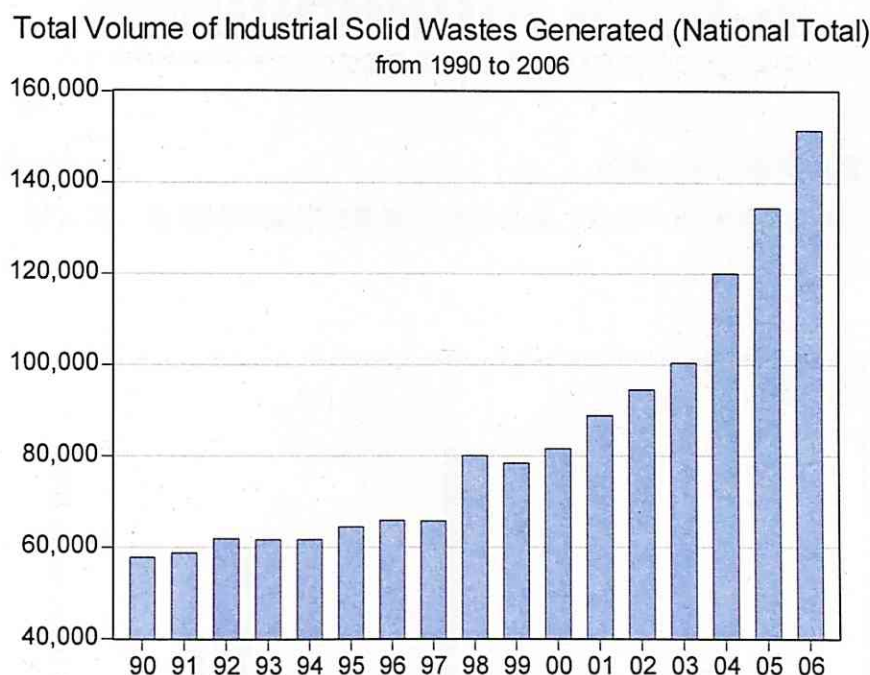
図2.21 工業生産額1億元当たりの排ガスの排出量（2005年）

この統計により、東部地区の排ガスの排出量が占める割合は、その他の地区より高

くなっていることがわかる。排ガス排出量の多い地区は、電力、石炭や非金属鉱物業が集中している中東部地域となり、これらの地区における環境モニタリング結果が示す大気汚染も相対的に深刻なものとなっている。

特に北京の状況が相対的に良好となっていることが観察されるが、これは1998年以来、首都環境改善のため、北京市が継続して大気汚染抑制措置を実施していることが要因として考えられる。自動車の排気ガスを厳しく管理し、工事現場の環境保全基準を改正、整備し、積極的整備を経て、北京市の大気環境の質が2級と2級以上に達する日数は1998年の100日から2005年の234日に増え、各種大気汚染物の濃度が普遍的に低くなり、空気の質が著しく改善されたと考えられる。

#### 固形廃棄物の産生状況



出典：中国環境年鑑1990～2006

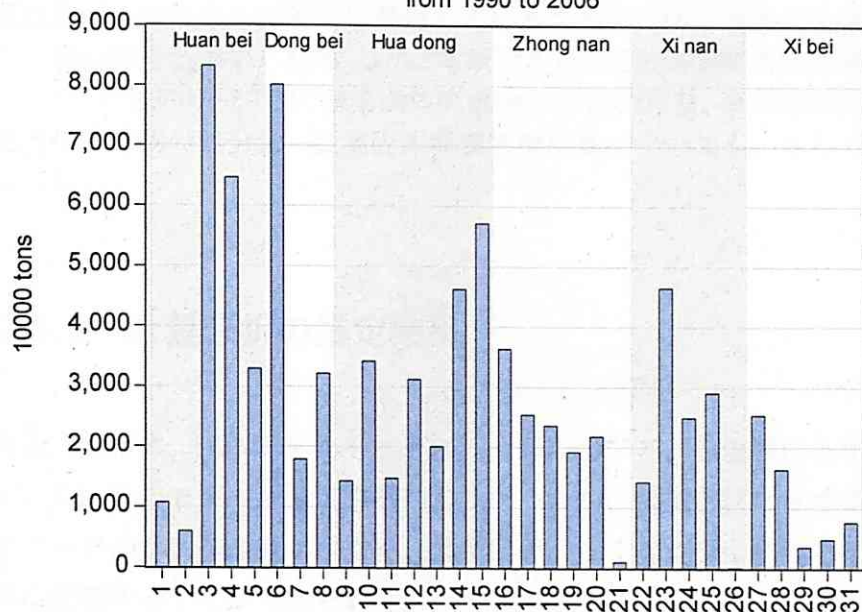
図2.22 1990年～2006年全国廃水の固形廃棄物の発生量の推移

中国における工業発達に伴い、工業固体廃棄物の発生量は年々増加している。一方で、2002年以降には、再利用による工業固形廃棄物の経済的価値も認められるようになり、産業固体廃棄物の総合利用水準が向上し、その利用量も年々増えてきており、工業固形廃棄物の一次排出量が抑えられるようになってきている。しかしながら、そ



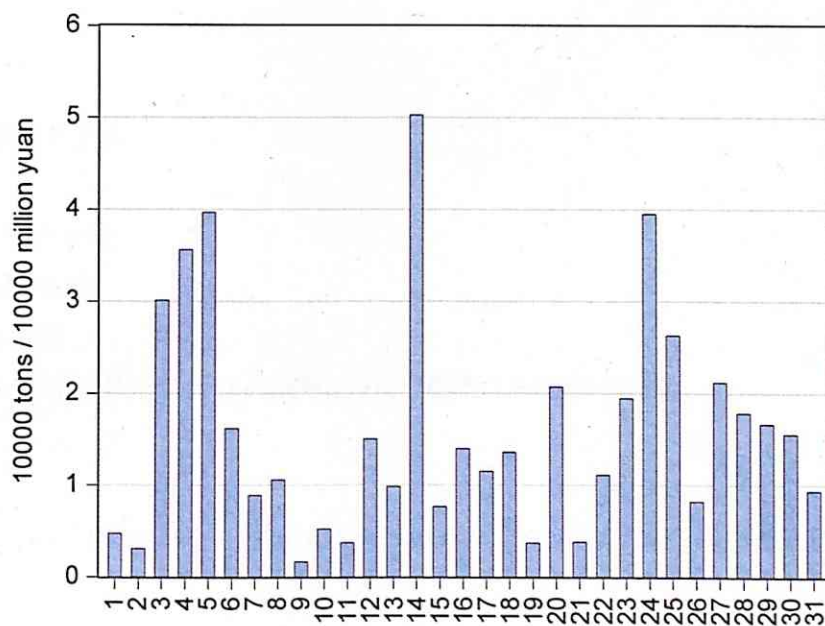
の排出に際しては深刻な二次汚染を発生するため、工業固型廃棄物の排出総量は相変わらず著しい増加を見せている。

Arithmetic mean of Total Volume of Industrial Solid Wastes Generated  
from 1990 to 2006



出典：中国環境年鑑1990～2006

図2.23 各地域の固体廃棄物の排発生量（1990～2006年の平均）



出典：中国環境年鑑2005

図2.24 工業生産額1億元当たりの固体廃棄物の発生量（2005年）

中国における産業固体廃棄物の発生量が、主に幾つかの鉱物資源（石炭、金属鉱など）の豊富な地区に集中しており、各地区における固体廃棄物の発生量にはかなり大きな差があることがわかった。図 2. 23、中国で固形廃棄物の排出量が最も多い地域は 3. 河北、以下、6. 遼寧、4. 山西、14. 江西、15. 山東、23. 四川となる。発生量の多い地区における採掘業も相対的に発達しているため、これら地域の生態環境の保全にはより一層の努力が求められる。また、本研究では、産業固体廃棄物の発生量について、調べたが、今後の研究では、産業固体廃棄物の総合利用量、産業固体廃棄物の貯蔵量、産業固体廃棄物の処分量、産業固体廃棄物排出量についても、さらに詳しく調査する必要がある。

### 2.3.3 計量分析の推定結果

廃水、排ガス、固体廃棄物それぞれの分野において、各地域の各年度のデータによって、各地域のモデルを推定するつもりだったが、収集された各地域の2001年～2005年のデータのサンプル数が少なく、自由度が小さくなってしまったために、回帰分析の結果に影響することが考えられた。

そのため、2001年～2005年の各年度の関して、全ての地域データを合わせて（基本的には31個地域データ、欠損値によって違う場合もある）、各年度の5つのモデルを推定した。

また自由度を考えて、各年度のデータを一緒にして、（5年分×31個の地域）155個のデータ数による一つのモデルを推定してみた。

#### 廃水排出状況モデル

Y: 工業廃水排出量

$X_1$ : 廃水処理投資

$X_2$ : 工業生産額

$X_3$ : 工業生産額 1 億元当たりの実施された環境行政処罰事件数

$X_4$ : 人口

モデル1:  $Y = -18391.97 - 0.780168X_1 + 0.00304X_2 + 10547.06X_3 + 8.663219X_4$

表2.5.1 モデル1(2001年度)

Dependent Variable: SER32

Method: Least Squares  
Sample: 1 31  
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18391.97	12366.17	-1.487281	0.1494
X <sub>1</sub>	-0.780168	0.340082	-2.294057	0.0305
X <sub>2</sub>	0.003040	0.000647	4.701572	0.0001
X <sub>3</sub>	10547.06	5912.058	1.783992	0.0866
X <sub>4</sub>	8.663219	2.712536	3.193771	0.0038
R-squared	0.766917	Mean dependent var 64276.40		
Adjusted R-squared	0.729624	S.D. dependent var 57860.83		
S.E. of regression	30086.31	Akaike info criterion 23.61254		
Sum squared resid	2.26E+10	Schwarz criterion 23.84607		
Log likelihood	-349.1881	Hannan-Quinn criter. 23.68725		
F-statistic	20.56449	Durbin-Watson stat 1.937322		
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル2 :  $Y = -16363.81 - 0.699316X_1 + 0.002448X_2 + 1660.703X_3 + 11.74548X_4$

表2.5.2 モデル2(2002年度)

Dependent Variable: SER33  
Method: Least Squares  
Sample: 1 31  
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16363.81	13085.25	-1.250554	0.2227
X <sub>1</sub>	-0.699316	0.318994	-2.192253	0.0379
X <sub>2</sub>	0.002448	0.000576	4.252945	0.0003
X <sub>3</sub>	1660.703	3374.035	0.492201	0.6269
X <sub>4</sub>	11.74548	2.960363	3.967583	0.0005
R-squared	0.733612	Mean dependent var 69027.40		
Adjusted R-squared	0.690990	S.D. dependent var 57911.20		
S.E. of regression	32192.04	Akaike info criterion 23.74784		
Sum squared resid	2.59E+10	Schwarz criterion 23.98137		
Log likelihood	-351.2176	Hannan-Quinn criter. 23.82255		

F-statistic	17.21206	Durbin-Watson stat	1.809864
Prob(F-statistic)	0.000001		

モデル3 :  $Y = -15651.16 - 0.673096X_1 + 0.002183X_2 + 2296.352X_3 + 12.09941X_4$

表2.5.3 モデル3(2003年度)

Dependent Variable: SER34

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15651.16	12103.83	-1.293075	0.2078
$X_1$	-0.673096	0.341987	-1.968188	0.0602
$X_2$	0.002183	0.000530	4.121313	0.0004
$X_3$	2296.352	4053.022	0.566578	0.5761
$X_4$	12.09941	2.955145	4.094355	0.0004
R-squared	0.757793	Mean dependent var	70730.50	
Adjusted R-squared	0.719039	S.D. dependent var	57835.65	
S.E. of regression	30656.20	Akaike info criterion	23.65007	
Sum squared resid	2.35E+10	Schwarz criterion	23.88360	
Log likelihood	-349.7510	Hannan-Quinn criter.	23.72478	
F-statistic	19.55433	Durbin-Watson stat	1.862205	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル4 :  $Y = -16295.03 - 0.244131X_1 + 0.001377X_2 + 5894.351X_3 + 12.13217X_4$

表2.5.4 モデル4(2004年度)

Dependent Variable: SER35

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16295.03	15363.28	-1.0606480	0.2990
X <sub>1</sub>	-0.244131	0.349475	-0.6985640	0.4913
X <sub>2</sub>	0.001377	0.000435	3.166982	0.0040
X <sub>3</sub>	5894.351	12506.36	0.471308	0.6415
X <sub>4</sub>	12.13217	3.914233	3.099500	0.0047
R-squared	0.713126	Mean dependent var 73681.07		
Adjusted R-squared	0.667226	S.D. dependent var 61493.99		
S.E. of regression	35473.78	Akaike info criterion 23.94199		
Sum squared resid	3.15E+10	Schwarz criterion 24.17552		
Log likelihood	-354.1298	Hannan-Quinn criter. 24.01670		
F-statistic	15.53655	Durbin-Watson stat 1.805340		
Prob(F-statistic)	0.000002			

モデル5 :  $Y = -20960.4 - 0.288734X_1 + 0.000999X_2 + 2833.035X_3 + 17.61779X_4$

表2.5.5 モデル5(2005年度)

Dependent Variable: SER36

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20960.40	18531.65	-1.131059	0.2688
X <sub>1</sub>	-0.288734	0.302009	-0.956045	0.3482
X <sub>2</sub>	0.000999	0.000346	2.889171	0.0079
X <sub>3</sub>	2833.035	14527.91	0.195006	0.8470
X <sub>4</sub>	17.61779	4.911379	3.587137	0.0014
R-squared	0.667988	Mean dependent var 81004.23		
Adjusted R-squared	0.614866	S.D. dependent var 71260.59		
S.E. of regression	44223.70	Akaike info criterion 24.38292		
Sum squared resid	4.89E+10	Schwarz criterion 24.61645		
Log likelihood	-360.7438	Hannan-Quinn criter. 24.45763		
F-statistic	12.57464	Durbin-Watson stat 1.768381		
Prob(F-statistic)	0.000010			

モデル6 :  $Y = -14499.1 - 0.33144X_1 + 0.00142X_2 + 3604.89X_3 + 13.25223X_4$

表2.5.6 モデル6(2001年～2005年)

Dependent Variable: WATER\_PA1

Method: Least Squares

Sample: 1 150

Included observations: 150

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14499.10	6080.802	-2.384405	0.0184
$X_3$	3604.890	2384.318	1.511917	0.1327
$X_2$	0.001420	0.000185	7.679534	0.0000
$X_4$	13.25223	1.423904	9.306969	0.0000
$X_1$	-0.331440	0.132151	-2.508032	0.0132
R-squared	0.691110	Mean dependent var 71743.92		
Adjusted R-squared	0.682589	S.D. dependent var 60915.17		
S.E. of regression	34319.16	Akaike info criterion 23.75756		
Sum squared resid	1.71E+11	Schwarz criterion 23.85791		
Log likelihood	-1776.817	Hannan-Quinn criter. 23.79833		
F-statistic	81.10563	Durbin-Watson stat 1.614023		
Prob(F-statistic)	0.000000			



表2.5.7 推定モデルの整理

モデル1(2001 年度)				モデル 2(2002 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 30				Included observations: 30			
Adjusted R-squared:		0.729624		Adjusted R-squared:		0.69099	
	Coefficient	t 値			Coefficient	t 値	
定数項	-18391.97	-1.487281		定数項	-16363.81	-1.250554	
廃水処理投資	-0.780168	-2.294057	**	廃水処理投資	-0.699316	-2.192253	**
工業生産額	0.00304	4.701572	***	工業生産額	0.002448	4.252945	***
環境規制	10547.06	1.783992	*	環境規制	1660.703	0.492201	
人口	8.663219	3.193771	***	人口	11.74548	3.967583	***
モデル 3(2003 年度)				モデル 4(2004 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 30				Included observations: 30			
Adjusted R-squared:		0.719039		Adjusted R-squared:		0.667226	
	Coefficient	t 値			Coefficient	t 値	
定数項	-15651.16	-1.293075		定数項	-16295.03	-1.060648	
廃水処理投資	-0.673096	-1.968188	*	廃水処理投資	-0.244131	-0.698564	
工業生産額	0.002183	4.121313	***	工業生産額	0.001377	3.166982	***
環境規制	2296.352	0.566578		環境規制	5894.351	0.471308	
人口	12.09941	4.094355	***	人口	12.13217	3.0995	***
モデル 5(2005 年度)				モデル 6(2001 年～2005 年)			
Sample: 1 31				Sample: 1 155			
Included observations: 30				Included observations: 150			
Adjusted R-squared:		0.614866		Adjusted R-squared:		0.682589	
	Coefficient	t 値			Coefficient	t 値	
定数項	-20960.4	-1.131059		定数項	-14499.1	-2.384405	**
廃水処理投資	-0.288734	-0.956045		廃水処理投資	-0.33144	-2.508032	**
工業生産額	0.000999	2.889171	***	工業生産額	0.00142	7.679534	***
環境規制	2833.035	0.195006		環境規制	3604.89	1.511917	
人口	17.61779	3.587137	***	人口	13.25223	9.306969	***

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

得られたモデルから考えると、各年度のモデルにおいて、自由度修正済み決定係数は0.6～0.73となっており、あてはまりは良いとは言えない。2001年、2002年、2003年には、環境投資額の係数はマイナスで、有意となっている。そして、絶対値の偏差も大きくない、工業廃水処理投資額が増えるにつれて、工業廃水量は減ってくることは言

える。しかし、2004、2005年において、廃水投資額の影響を言えない。両年とも絶対値は近いし、同じ社会背景を持っていることは考えるはずだと思う。各年度において環境規制の影響をほとんど言えない。人口（地域規模）からの影響は明らかに及ぼしている。排出量の増加の一つの原因となっていると考えられる。

最後、5年間総合モデル（モデル6）を見てみると、自由度修正済み決定係数は大体0.68近くになっている。推定回帰式のあてはまりはすごく良いとは言えない。工業廃水処理投資の大量投入に伴って、廃水排出量は減少する。工業の発展につれて、廃水排出量は多めになる。強い相関関係を持っている。環境規制の影響の説明力は弱い。人口が多い（地位規模が大きい）と、工業廃水も多いということがわかった。

#### 排ガス排出モデル

Y: 工業廃ガス排出量

X<sub>1</sub>: 廃ガス処理投資

X<sub>2</sub>: 工業生産額

X<sub>3</sub>: 工業生産額1億元当たりの実施された環境行政処罰事件数

X<sub>4</sub>: 人口

モデル1:  $Y = 40.38143 + 0.067422X_1 + 0.000123X_2 + 161.9945X_3 + 0.344183X_4$

表2.6.1 モデル1(2001年度)

Dependent Variable: SER32

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	40.38143	630.4706	0.064050	0.9494
X <sub>1</sub>	0.067422	0.026607	2.534053	0.0179
X <sub>2</sub>	0.000123	2.93E-05	4.200332	0.0003
X <sub>3</sub>	161.9945	323.8348	0.500238	0.6213
X <sub>4</sub>	0.344183	0.145377	2.367527	0.0260
R-squared	0.855807	Mean dependent var	5168.133	
Adjusted R-squared	0.832736	S.D. dependent var	3802.606	
S.E. of regression	1555.188	Akaike info criterion	17.68759	
Sum squared resid	60465206	Schwarz criterion	17.92112	
Log likelihood	-260.3139	Hannan-Quinn criter.	17.76230	

F-statistic	37.09462	Durbin-Watson stat	1.254775
Prob(F-statistic)	0.000000		

モデル2 :  $Y = -70.30069 + 0.032909X_1 + 0.000128X_2 + 296.2196X_3 + 0.490176X_4$

表2.6.2 モデル2(2002年度)

Dependent Variable: SER33

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-70.30069	742.8386	-0.094638	0.9254
$X_1$	0.032909	0.021883	1.503835	0.1452
$X_2$	0.000128	2.88E-05	4.448600	0.0002
$X_3$	296.2196	195.7365	1.513359	0.1427
$X_4$	0.490176	0.165838	2.955745	0.0067
R-squared	0.809218	Mean dependent var	5841.433	
Adjusted R-squared	0.778693	S.D. dependent var	3901.326	
S.E. of regression	1835.312	Akaike info criterion	18.01883	
Sum squared resid	84209237	Schwarz criterion	18.25236	
Log likelihood	-265.2824	Hannan-Quinn criter.	18.09354	
F-statistic	26.50992	Durbin-Watson stat	1.147836	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル3 :  $Y = 682.9892 - 0.006041X_1 + 0.000141X_2 + 480.4468X_3 + 0.513984X_4$

表2.6.3 モデル3(2003年度)

Dependent Variable: SER34

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	682.9892	922.2289	0.740585	0.4656
X <sub>1</sub>	-0.006041	0.024870	-0.242909	0.8100
X <sub>2</sub>	0.000141	3.64E-05	3.871033	0.0007
X <sub>3</sub>	480.4468	346.2626	1.387521	0.1771
X <sub>4</sub>	0.513984	0.235231	2.185021	0.0381
R-squared	0.721168	Mean dependent var	6416.323	
Adjusted R-squared	0.678271	S.D. dependent var	4586.650	
S.E. of regression	2601.601	Akaike info criterion	18.71233	
Sum squared resid	1.76E+08	Schwarz criterion	18.94362	
Log likelihood	-285.0411	Hannan-Quinn criter.	18.78773	
F-statistic	16.81155	Durbin-Watson stat	0.774287	
Prob(F-statistic)	0.000001			

モデル4 :  $Y = 816.6225 + 0.012831X_1 + 0.00012X_2 + 359.9184X_3 + 0.600539X_4$

表2.6.4 モデル4(2004年度)

Dependent Variable: SER35

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	816.6225	1505.213	0.542529	0.5923
X <sub>1</sub>	0.012831	0.024091	0.532629	0.5990
X <sub>2</sub>	0.000120	4.27E-05	2.816447	0.0093
X <sub>3</sub>	359.9184	1293.527	0.278246	0.7831
X <sub>4</sub>	0.600539	0.370223	1.622098	0.1173
R-squared	0.628460	Mean dependent var	7922.667	
Adjusted R-squared	0.569014	S.D. dependent var	5635.808	

S.E. of regression	3699.882	Akaike info criterion	19.42100
Sum squared resid	3.42E+08	Schwarz criterion	19.65453
Log likelihood	-286.3150	Hannan-Quinn criter.	19.49571
F-statistic	10.57189	Durbin-Watson stat	1.357648
Prob(F-statistic)	0.000037		

モデル5 :  $Y = -1216.076 + 0.014933X_1 + 0.0000955X_2 + 3170.197X_3 + 0.695613X_4$

表2.6.5 モデル5(2005年度)

Dependent Variable: SER36

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1216.076	1648.283	-0.737784	0.4675
$X_1$	0.014933	0.015705	0.950810	0.3508
$X_2$	9.55E-05	3.25E-05	2.936023	0.0070
$X_3$	3170.197	1306.680	2.426146	0.0228
$X_4$	0.695613	0.365625	1.902530	0.0687
R-squared	0.695047	Mean dependent var	8965.767	
Adjusted R-squared	0.646254	S.D. dependent var	6798.273	
S.E. of regression	4043.375	Akaike info criterion	19.59856	
Sum squared resid	4.09E+08	Schwarz criterion	19.83209	
Log likelihood	-288.9784	Hannan-Quinn criter.	19.67327	
F-statistic	14.24496	Durbin-Watson stat	1.011146	
Prob(F-statistic)	0.000003			

モデル6 :  $Y = 280.4787 + 0.017393X_1 + 0.000115X_2 + 450.7309X_3 + 0.584181X_4$

表2.6.6 モデル6(2001年～2005年)

Dependent Variable: GAS\_PAI

Method: Least Squares

Sample: 1 155

Included observations: 151

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	280.4787	489.1116	0.573445	0.5672
X <sub>3</sub>	450.7309	200.7904	2.244783	0.0263
X <sub>2</sub>	0.000115	1.51E-05	7.627185	0.0000
X <sub>1</sub>	0.017393	0.007679	2.264973	0.0250
X <sub>4</sub>	0.584181	0.109247	5.347324	0.0000
R-squared	0.699783	Mean dependent var	6859.907	
Adjusted R-squared	0.691558	S.D. dependent var	5191.812	
S.E. of regression	2883.407	Akaike info criterion	18.80388	
Sum squared resid	1.21E+09	Schwarz criterion	18.90379	
Log likelihood	-1414.693	Hannan-Quinn criter.	18.84447	
F-statistic	85.07865	Durbin-Watson stat	1.134197	
Prob(F-statistic)	0.000000			

表2.6.7 推定モデルの整理

モデル1 (2001 年度)			モデル 2 (2002 年度)		
Sample: 1 31			Sample: 1 31		
Included observations: 30			Included observations: 30		
Adjusted R-squared:	0.832736		Adjusted R-squared:	0.778693	
	Coefficient	t-Statistic		Coefficient	t-Statistic
定数項	40.38143	0.06405	定数項	-70.30069	-0.094638
廃ガス処理投資	0.067422	2.534053 **	廃ガス処理投資	0.032909	1.503835
工業生産額	0.000123	4.200332 ***	工業生産額	0.000128	4.4486 ***
環境規制	161.9945	0.500238	環境規制	296.2196	1.513359
人口	0.344183	2.367527 **	人口	0.490176	2.955745 ***
モデル 3 (2003 年度)			モデル 4 (2004 年度)		
Sample: 1 31			Sample: 1 31		
Included observations: 31			Included observations: 30		
Adjusted R-squared:	0.678271		Adjusted R-squared:	0.569014	
	Coefficient	t-Statistic		Coefficient	t-Statistic
定数項	682.9892	0.740585	定数項	816.6225	0.542529
廃ガス処理投資	-0.006041	-0.242909	廃ガス処理投資	0.012831	0.532629



工業生産額	0.000141	3.871033	***
環境規制	480.4468	1.387521	
人口	0.513984	2.185021	**

工業生産額	0.00012	2.816447	***
環境規制	359.9184	0.278246	
人口	0.600539	1.622098	

モデル 5 (2005 年度)			
Sample: 1 31			
Included observations: 30			
Adjusted R-squared:	0.646254		
	Coefficient	t-Statistic	
定数項	-1216.076	-0.737784	
廃ガス処理投資	0.014933	0.95081	
工業生産額	0.0000955	2.936023	***
環境規制	3170.197	2.426146	**
人口	0.695613	1.90253	*

モデル 6 (2001 年～2005 年)			
Sample: 1 155			
Included observations: 151			
Adjusted R-squared:	0.691558		
	Coefficient	t-Statistic	
定数項	280.4787	0.573445	
廃ガス処理投資	0.017393	2.264973	**
工業生産額	0.000115	7.627185	***
環境規制	450.7309	2.244783	**
人口	0.584181	5.347324	***

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

各年度のモデルの中では、モデル1の自由度修正済み決定係数は一番高く、0.83となっている。他はモデルのあてはまりはいいとは言えない。廃ガス処理投資の係数は正で、説明力がかなり弱い。工業生産額と人口からの影響をよく見えて、排ガスの増加の原因として考えられる。しかし、年度により、人口の影響も変わっている。環境規制からの影響が2005年以外見えない。

5年間総合モデル（モデル6）を見てみると、自由度修正済み決定係数は大体0.69近くになっている。推定回帰式のあてはまりはすごく良いとは言えない。人口が多い（地位規模が大きい）と、工業廃ガス排出量も多い。工業の発展につれて、廃ガス排出量は多めになる。強い相関関係を持っている。しかし、環境規制の係数は正で、説明力がやや強い。環境規制の実施の厳しくなることによって排出量は多くなる。工業廃ガス処理投資の大量投入に伴って、廃ガスの排出量は増加する。制度の厳しさと大量の投資にもかかわらず、ガスの排出量は増加しつつあるということは廃ガスの排出状況の改善に対するコントロールはまだできていない、積極的な対策の限界として考えられる。

#### 固体廃棄物発生状況モデル

Y: 工業固体廃棄物発生量

X<sub>1</sub>: 工業固体廃棄物処理投資

X<sub>2</sub>: 工業生産額

X<sub>3</sub>: 工業生産額1億円当たりの実施された環境行政処罰事件数

X<sub>4</sub>: 人口

モデル1 :  $Y = -47.27082 - 0.015265X_1 + 5.55E-06X_2 + 826.8898X_3 + 0.470814X_4$

表2.7.1 モデル1(2001年度)

Dependent Variable: SER32

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-47.27082	846.4054	-0.055849	0.9559
X <sub>1</sub>	-0.015265	0.027746	-0.550179	0.5875
X <sub>2</sub>	5.55E-06	3.53E-05	0.157319	0.8764
X <sub>3</sub>	826.8898	364.3844	2.269279	0.0329
X <sub>4</sub>	0.470814	0.174534	2.697544	0.0129
R-squared	0.423084	Mean dependent var	3062.857	
Adjusted R-squared	0.322751	S.D. dependent var	2271.242	
S.E. of regression	1869.122	Akaike info criterion	18.06476	
Sum squared resid	80353200	Schwarz criterion	18.30265	
Log likelihood	-247.9066	Hannan-Quinn criter.	18.13748	
F-statistic	4.216787	Durbin-Watson stat	1.116830	
Prob(F-statistic)	0.010498			

モデル2 :  $Y = 555.7373 + 0.048898X_1 - 9.38E-06X_2 + 413.8522X_3 + 0.438199X_4$

表2.7.2 モデル2(2002年度)

Dependent Variable: SER33

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	555.7373	756.2496	0.734860	0.4693
X <sub>1</sub>	0.048898	0.044483	1.099259	0.2821

$X_2$	-9.38E-06	2.92E-05	-0.3215880	7504
$X_3$	413.8522	200.9045	2.059945	0.0500
$X_4$	0.438199	0.170425	2.571207	0.0165

R-squared	0.420038	Mean dependent var	3150.100
Adjusted R-squared	0.327244	S.D. dependent var	2332.531
S.E. of regression	1913.183	Akaike info criterion	18.10194
Sum squared resid	91506695	Schwarz criterion	18.33547
Log likelihood	-266.5290	Hannan-Quinn criter.	18.17664
F-statistic	4.526559	Durbin-Watson stat	1.212959
Prob(F-statistic)	0.006893		

モデル3:  $Y = 1132.219 + 0.06278X_1 - 1.85E-05X_2 + 661.1512X_3 + 0.369303X_4$

表2.7.3 モデル3(2003年度)

Dependent Variable: SER34

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1132.219	796.2229	1.421988	0.1679
$X_1$	0.062780	0.041158	1.525353	0.1402
$X_2$	-1.85E-05	2.49E-05	-0.741910	0.4653
$X_3$	661.1512	263.6916	2.507290	0.0193
$X_4$	0.369303	0.183358	2.014108	0.0553
R-squared	0.431188	Mean dependent var	3459.655	
Adjusted R-squared	0.336386	S.D. dependent var	2417.871	
S.E. of regression	1969.657	Akaike info criterion	18.16469	
Sum squared resid	93109212	Schwarz criterion	18.40043	
Log likelihood	-258.3880	Hannan-Quinn criter.	18.23852	
F-statistic	4.548308	Durbin-Watson stat	1.193560	
Prob(F-statistic)	0.007083			

モデル4 :  $Y = 558.1364 + 0.012736X_1 + 1.05E-05X_2 + 1339.009X_3 + 0.434554X_4$

表2.7.4 モデル4(2004年度)

Dependent Variable: SER35

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	558.1364	1296.886	0.430366	0.6706
$X_1$	0.012736	0.050033	0.254542	0.8012
$X_2$	1.05E-05	3.28E-05	0.320529	0.7512
$X_3$	1339.009	1094.055	1.223895	0.2324
$X_4$	0.434554	0.314775	1.380523	0.1796
R-squared	0.285349	Mean dependent var	4000.600	
Adjusted R-squared	0.171005	S.D. dependent var	3439.698	
S.E. of regression	3131.816	Akaike info criterion	19.08763	
Sum squared resid	2.45E+08	Schwarz criterion	19.32116	
Log likelihood	-281.3144	Hannan-Quinn criter.	19.16233	
F-statistic	2.495532	Durbin-Watson stat	1.076313	
Prob(F-statistic)	0.068516			

モデル5 :  $Y = 896.7997 + 0.095116X_1 - 1.52E-06X_2 + 2114.641X_3 + 0.245107X_4$

表2.7.5 モデル5(2005年度)

Dependent Variable: SER36

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	896.7997	1377.550	0.651011	0.5215
$X_1$	0.095116	0.048810	1.948693	0.0636

$X_2$	-1.52E-06	2.91E-05	-0.052202	0.9588
$X_3$	2114.641	1012.008	2.089550	0.0479
$X_4$	0.245107	0.322005	0.761192	0.4543

R-squared	0.409252	Mean dependent var	4708.179
Adjusted R-squared	0.306513	S.D. dependent var	3620.422
S.E. of regression	3014.937	Akaike info criterion	19.02098
Sum squared resid	2.09E+08	Schwarz criterion	19.25887
Log likelihood	-261.2937	Hannan-Quinn criter.	19.09370
F-statistic	3.983424	Durbin-Watson stat	1.128420
Prob(F-statistic)	0.013412		

モデル6 :  $Y = 811.2583 + 0.025955X_1 + 1.45E-05X_2 + 549.6799X_3 + 0.382792X_4$

表2.7.6 モデル6(2001年～2005年)

Dependent Variable: GU\_PA1

Method: Least Squares

Sample: 1 155

Included observations: 145

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	811.2583	449.4711	1.804918	0.0732
$X_3$	549.6799	171.6869	3.201642	0.0017
$X_2$	1.45E-05	1.24E-05	1.164727	0.2461
$X_4$	0.382792	0.101030	3.788908	0.0002
$X_1$	0.025955	0.018396	1.410945	0.1605
R-squared	0.303153	Mean dependent var	3672.000	
Adjusted R-squared	0.283243	S.D. dependent var	2899.878	
S.E. of regression	2455.079	Akaike info criterion	18.48358	
Sum squared resid	8.44E+08	Schwarz criterion	18.58623	
Log likelihood	-1335.060	Hannan-Quinn criter.	18.52529	
F-statistic	15.22626	Durbin-Watson stat	1.025710	
Prob(F-statistic)	0.000000			

表2. 7. 7 固体廃棄物発生状況モデルの整理

モデル1 (2001 年度)				モデル 2 (2002 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 28				Included observations: 30			
Adjusted R-squared:		0.322751		Adjusted R-squared:		0.327244	
	Coefficient	t-Statistic			Coefficient	t-Statistic	
定数項	-47.27082	-0.055849		定数項	555.7373	0.73486	
固体廃棄物処理投資	-0.015265	-0.550179		固体廃棄物処理投資	0.048898	1.099259	
工業 GDP	0.00000555	0.157319		工業 GDP	-9.38E-06	-0.321588	
環境規制	826.8898	2.269279	**	環境規制	413.8522	2.059945	**
人口	0.470814	2.697544	**	人口	0.438199	2.571207	**
モデル 3 (2003 年度)				モデル 4 (2004 年度)			
Sample: 1 31				Sample: 1 31			
Included observations: 29				Included observations: 30			
Adjusted R-squared:		0.336386		Adjusted R-squared:		0.171005	
	Coefficient	t-Statistic			Coefficient	t-Statistic	
定数項	1132.219	1.421988		定数項	558.1364	0.430366	
固体廃棄物処理投資	0.06278	1.525353		固体廃棄物処理投資	0.012736	0.254542	
工業 GDP	-0.0000185	-0.74191		工業 GDP	0.0000105	0.320529	
環境規制	661.1512	2.50729	**	環境規制	1339.009	1.223895	
人口	0.369303	2.014108	*	人口	0.434554	1.380523	
モデル 5 (2005 年度)				モデル 6 (2001 年～2005 年)			
Sample: 1 31				Sample: 1 155			
Included observations: 28				Included observations: 145			
Adjusted R-squared:		0.306513		Adjusted R-squared:		0.283243	
	Coefficient	t-Statistic			Coefficient	t-Statistic	
定数項	896.7997	0.651011		定数項	811.2583	1.804918	*
固体廃棄物処理投資	0.095116	1.948693	*	固体廃棄物処理投資	0.025955	1.410945	
工業 GDP	-1.52E-06	-0.052202		工業 GDP	0.0000145	1.164727	
環境規制	2114.641	2.08955	*	環境規制	549.6799	3.201642	***
人口	0.245107	0.761192		人口	0.382792	3.788908	***

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

まず、各年度のモデルの自由度修正済み決定係数は低い。5 年間総合モデルを見て



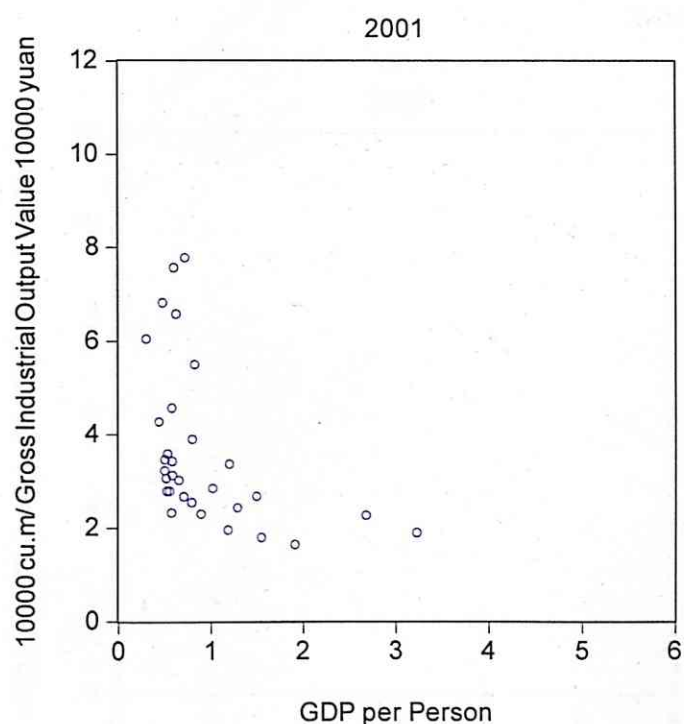
も、モデルのあてはまりは非常によくない。モデルの構成について、議論し直す必要があると思われる。本研究では、産業固体廃棄物の排出状態を表す変数を固体廃棄物の発生量にした。しかし、発生量だけではなく、工業固体廃棄物の総合利用量、工業固体廃棄物の貯蔵量、工業固体廃棄物の処分量、工業固体廃棄物排出量のような指数が存在しているので、工業固体廃棄物の分野において、投資対象の重点、つまりどの段階で一番投資されているのかを明確しなければならない。今後の研究では、このような問題を検討する必要があると思われる。

## 2.4 環境クズネッツ曲線による調査

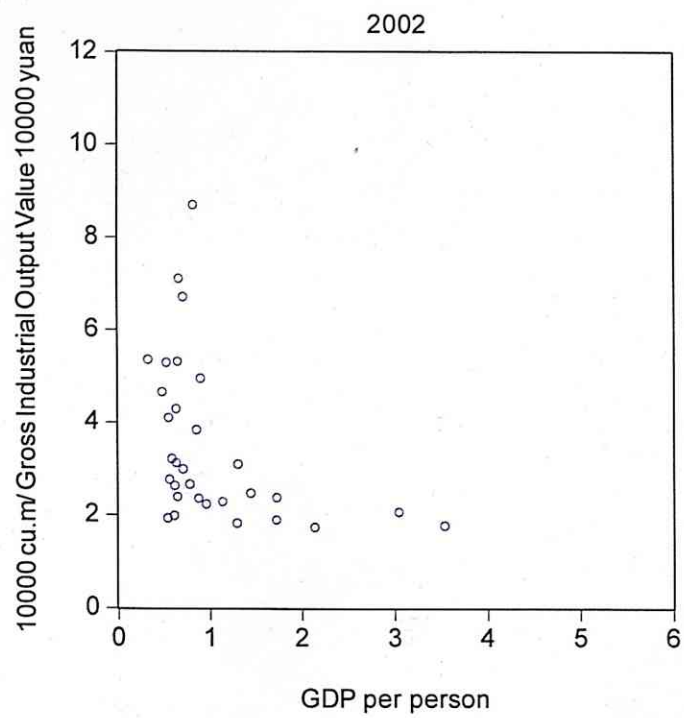
### 2.4.1 所得水準と工業廃水、排ガスの排出量

「三廃」排出量の変数の状況を調査したときに、所得水準と工業廃水、排ガスの排出量によって、中国の2001年～2005年度の全国31個の地区一人当たりGDPと2001年～2005年の工業生産額当たりの工業廃水量と排ガス量を計算した上で、環境クズネッツ曲線を描いてみた。これら図から見ると、所得水準の上昇するにつれて、環境現状は改善されてくることが発見しました。経済急速発展の中国ではなぜこういう現象が出ているのか、さらに分析しました。

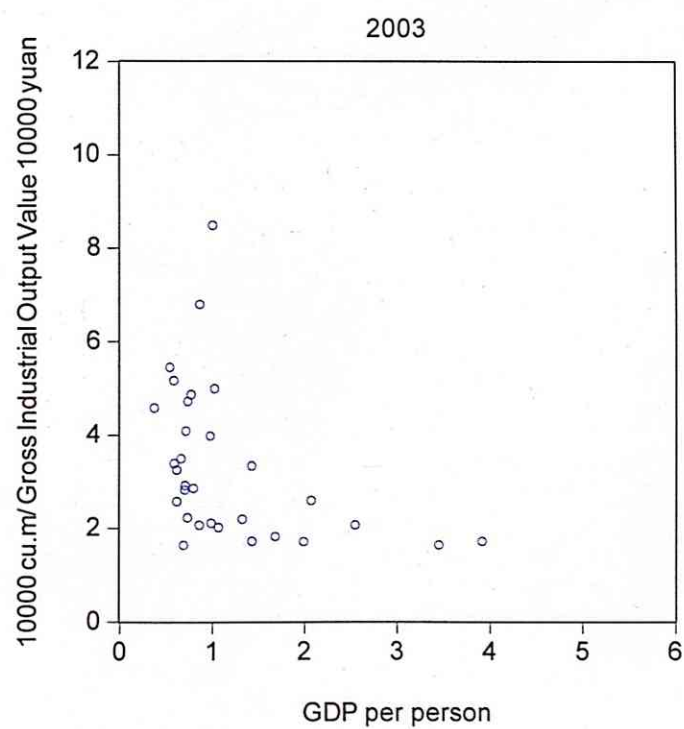
工業廃ガスと所得水準



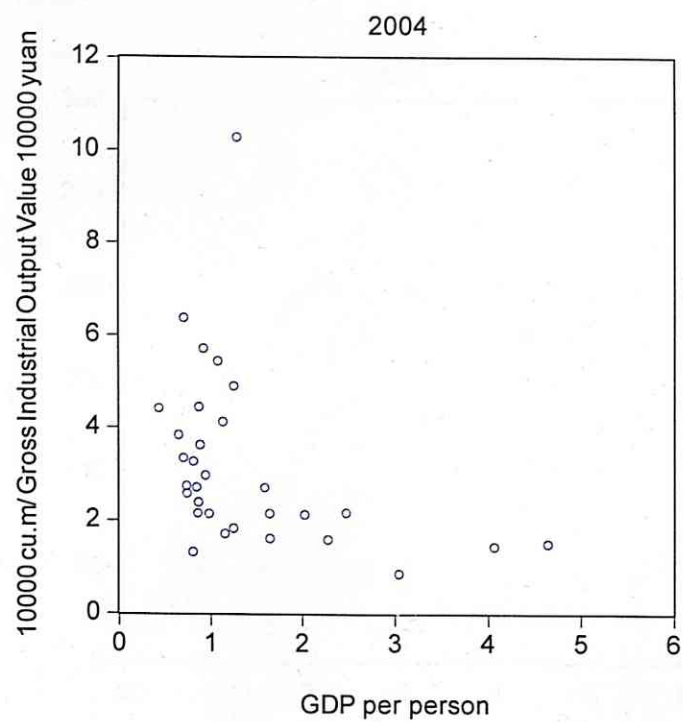
10000yuan / Person



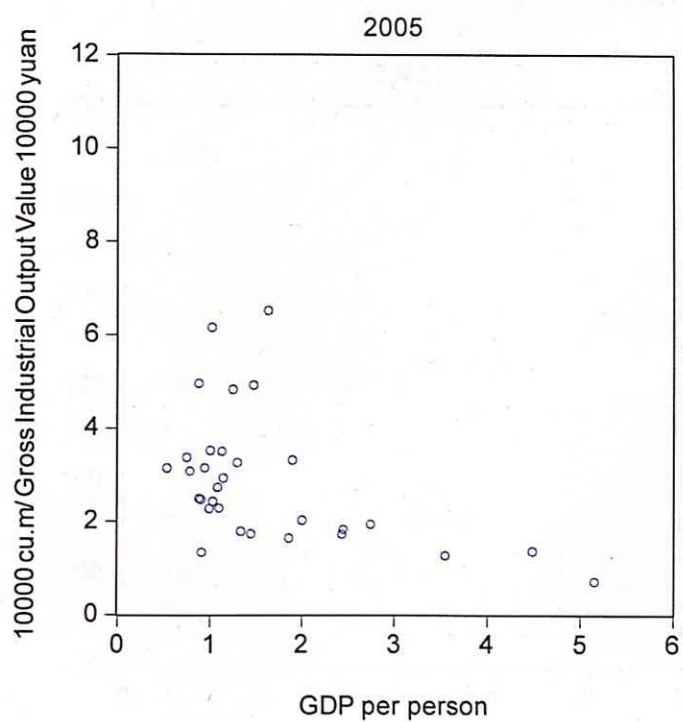
10000yuan / Person



10000yuan / Person

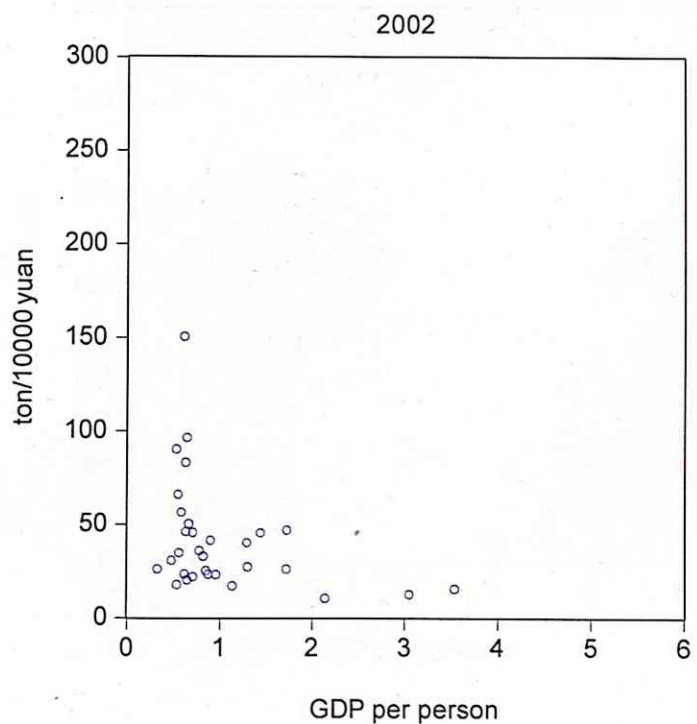
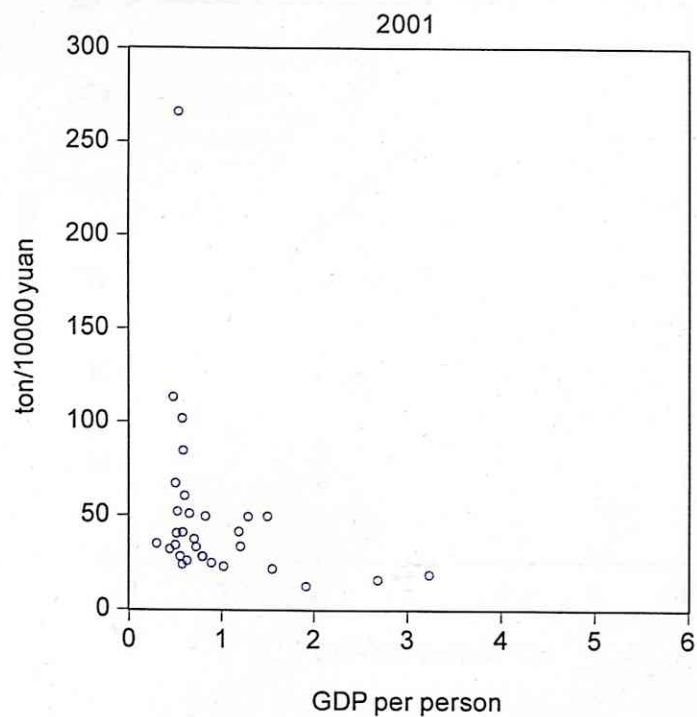


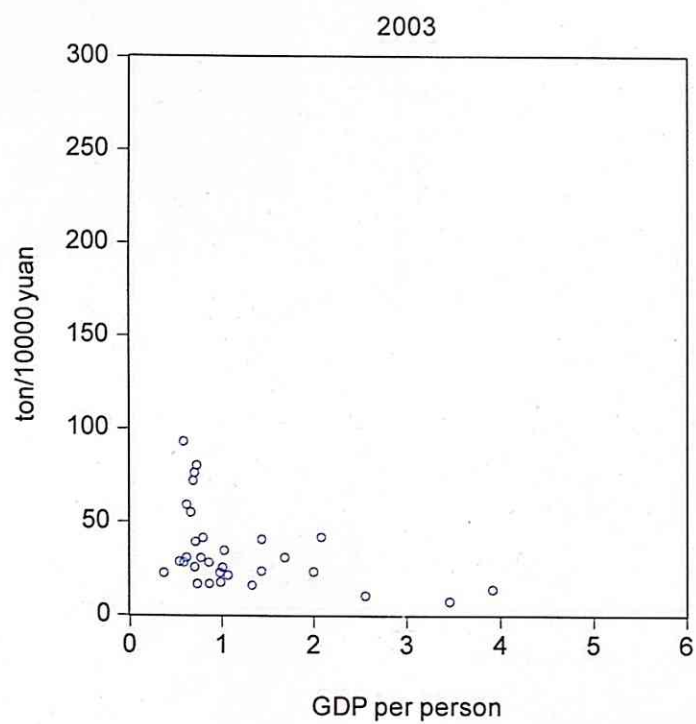
10000yuan / Person



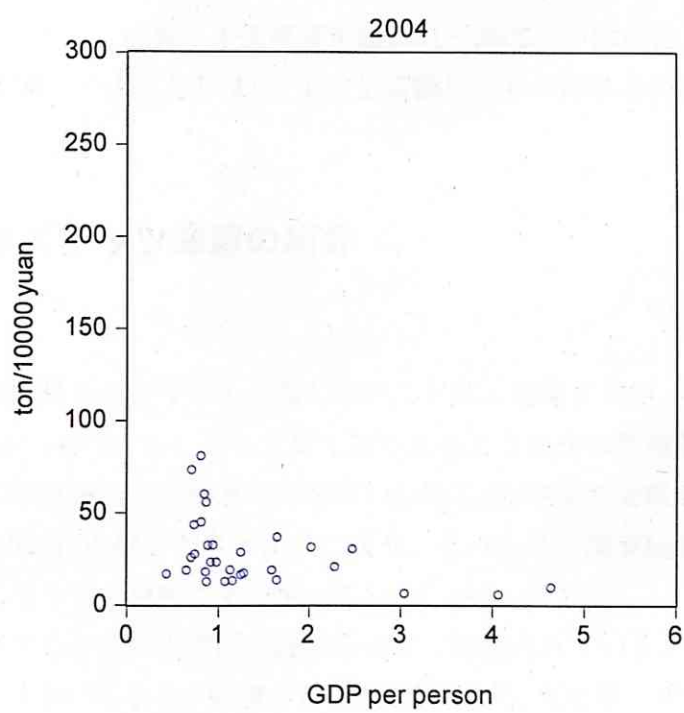
10000yuan / Person

# 工業廃水量と所得水準

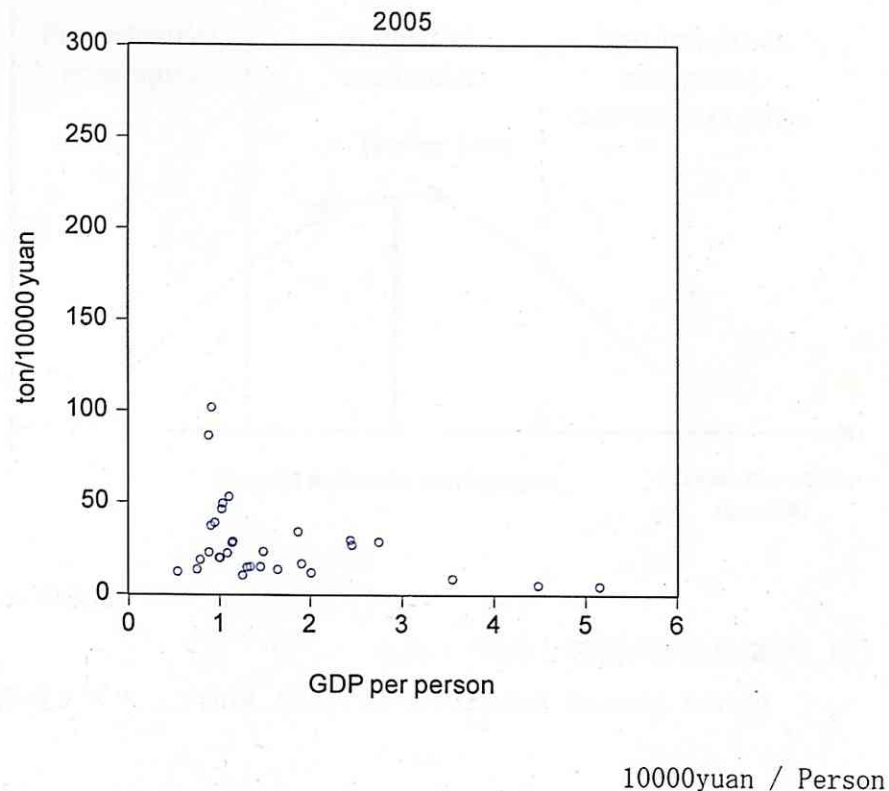




10000yuan / Person



10000yuan / Person



出典：中国環境年鑑2001～2005、中国統計局データベース  
 図2.25 一人当たりGDPと工業生産額当たりの汚染量の推移

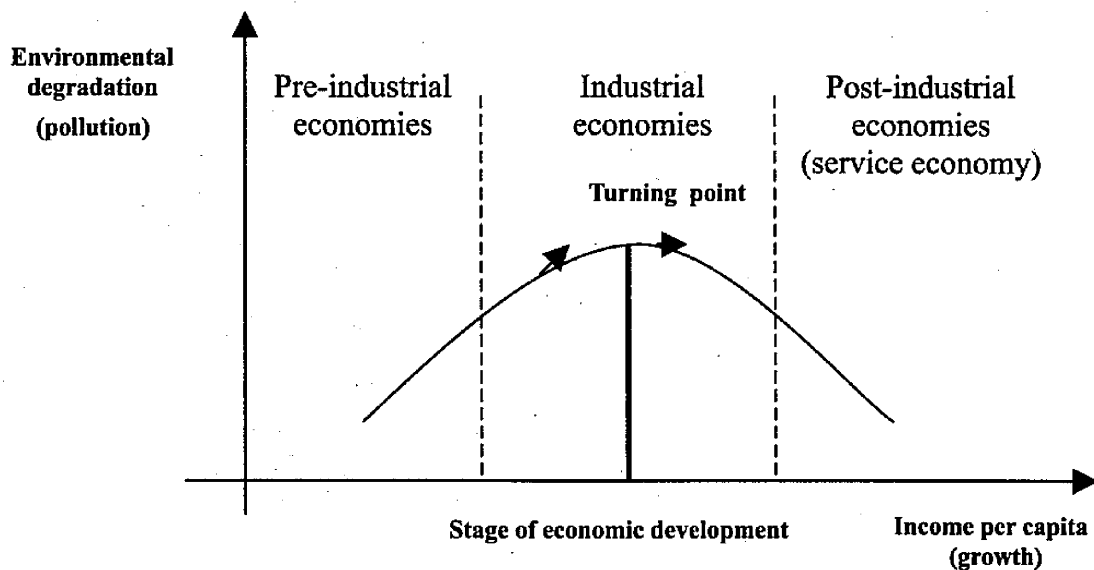
## 2.4.2 環境クズネッツ曲線の紹介

環境保全と経済成長とが必ずしも対立しないことは、環境クズネッツ曲線（EKC：Environmental Kuznets Curve）として広く知られるようになった現象からも示唆される。このように環境汚染と所得水準の間にいわゆる逆U字型の曲線がみられることは、Word Bank（1992）の紹介がきっかけになり、そのあと、環境経済学者の間で流行の研究テーマになって、現在にまで至っている。[9]

日本をはじめとする多くの先進国の経験を通じて観測されていると。第1に産業構造の転換がますますあげられる。経済が第1次産業から第2次産業に重点を移すにつれて、環境は悪化するが、やがてその後、第3次産業（サービス業や情報集約的産業）が比重を増やすにつれて、環境への付加が減少すると予想される。このことを、環境汚染度と一人当たりGDPの関係で表すと、逆U字型の曲線として表すことができる。

図2.26





Source: Panayotou (1993)

出典：「開発と環境の政治経済学」[9]

図2.26 環境クズネッツ曲線 (EKC: Environmental Kuznets Curve)

### 2.4.3 中国における所得水準と環境汚染の定量分析

一体中国の場合は、逆U字型になるかどうか、既に逆Uの後半におるのかを、さらに定量的に分析しました。

第1部分：

工業廃水排出状況と所得水準の定量モデルと工業排ガス排出状況と所得水準の定量モデル2種類で推定した。

それぞれの種類で：

まず、2001年～2005年の年度ごとのモデルを推定した、各年度のモデルで31個の地域のデータを使用した。因みにここで、五つのモデルを得られた。

次、2001年～2005年の各年度の31個の地域のデータを一緒にになって推定した。一つのモデルを得られた。

分析手法は：東京大学の経済研究科の石見徹一先生による「開発と環境の政治経済学」東アジア諸国のCO<sub>2</sub>排出の分析を参考した。[9]

工業廃水排出状況と所得水準

推定式： $\text{Log}(E) = a + b \log(y) + c \log(y)^2 + dIS + u$

E : 1 万元工業生産額当たりの工業廃水排出量

y : 1人当たりのGDP

IS : GDPに対する工業生産額の比率

逆U字型の曲線が当てはまるならば、下二つの条件がある。

y<sub>2</sub> : マイナス—逆U字型

y : プラス—曲線の頂点に対応する所得水準はプラス

表2.8 所得水準と工業廃水の推定モデル結果

被説明変数	1 万元工業生産額の工業廃水排出量					
	2001 t 値			2002 t 値		
定数	4.814112	16.68916	***	4.604032	18.50837	***
y	-0.353136	-2.391633	**	-0.325502	-2.20922	**
y <sub>2</sub>	-0.081042	-0.38237		-0.206398	-0.990406	
IS	-2.518592	-4.633352	***	-2.133488	-4.649075	***
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.552485			0.545218		

	2003 t 値			2004 t 値		
定数	4.252446	14.31126	***	4.167255	16.05533	***
y	-0.346468	-1.896997	*	-0.162708	-0.686501	
y <sub>2</sub>	-0.301888	-1.345316		-0.37836	-1.678806	
IS	-1.608838	-2.914303	***	-1.625525	-3.516606	***
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.442534			0.498638		

	2005 t 値			2001～ 2005 t 値		
定数	4.02238	15.05331	***	4.356012	37.01266	***
y	0.122311	0.353912		-0.395432	-5.218663	***
y <sub>2</sub>	-0.537067	-1.866941	*	-0.164999	-1.902394	*
IS	-1.397199	-2.89547	***	-1.826302	-8.419904	***
サンプル数	31			155		
Adjusted R-squared	0.488846			0.552151		

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

各年度の結果を見てみると状況が違っている。自由度をあげるため、2001～2005の5年間総合モデルも推定してみた。5年間総合モデルを見てみるとY<sub>2</sub>はマイナス、所得水準の上昇による廃水の排出量が少なくなる説明力は強い。逆Uになると言える可能性はある、所得水準の上昇につれて改善する状況はいえる。しかしYの係数はマイ

ナスで、曲線の頂点に対応する所得水準はプラスになる。

## 工業排ガス排出状況と所得水準

表2.9 所得水準と工業廃ガスの推定モデル結果

被説明変数	1万元工業生産額の工業廃ガス排出量					
	2001 t 値			2002 t 値		
定数	1.112398	4.489004	***	1.117418	4.678921	***
y	-0.460401	-3.629616	***	-0.437579	-3.093441	***
y <sub>2</sub>	0.05549	0.30476		0.00036	0.001798	
IS	-0.110967	-0.23763		-0.081163	-0.184219	
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.296696			0.217217		

	2003 t 値			2004 t 値		
定数	0.762146	2.956166	***	1.090683	4.04202	***
y	-0.473178	-2.985935	***	-0.421803	-1.711882	*
y <sub>2</sub>	-0.034715	-0.1783		-0.14172	-0.604865	
IS	0.675102	1.409429		0.055123	0.114709	
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.267945			0.227582		

	2005 t 値			2001～ 2005 t 値		
定数	0.952969	4.799379	***	1.046483	10.28906	***
y	-0.060152	-0.234226		-0.446428	-6.817446	***
y <sub>2</sub>	-0.500996	-2.343658	**	-0.107922	-1.439827	
IS	0.338794	0.944831		0.136157	0.726369	
サンプル数	31			155		
Adjusted R-squared	0.39751			0.336708		

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

2001年から2003年まで、結果は近い、2004年と2005年は違う状態を見られる。しかし、5年間総合モデルを見てみると、Y2はマイナスですけれども、説明力は弱い。逆Uになると言えない可能性は十分にありますが、所得水準の上昇につれて改善する状況はいえる。

## 考察

工業廃水排出状況の場合では逆Uになる可能性がある。さらに考察してみると、今

下がっている傾向に対して、上昇の部分は絶対あるので、より昔からのデータを収集できれば、図2.27のように逆U字型に見える可能性はあると思われる。しかし今回廃水の場合に逆Uなる推定できて、図2.28のように中国の場合は絶対に逆U字型に合うとは言えないと思われる。ということで、より幅広い年度のデータを収集できれば、中国実際の推移状況が見えると考えられる。

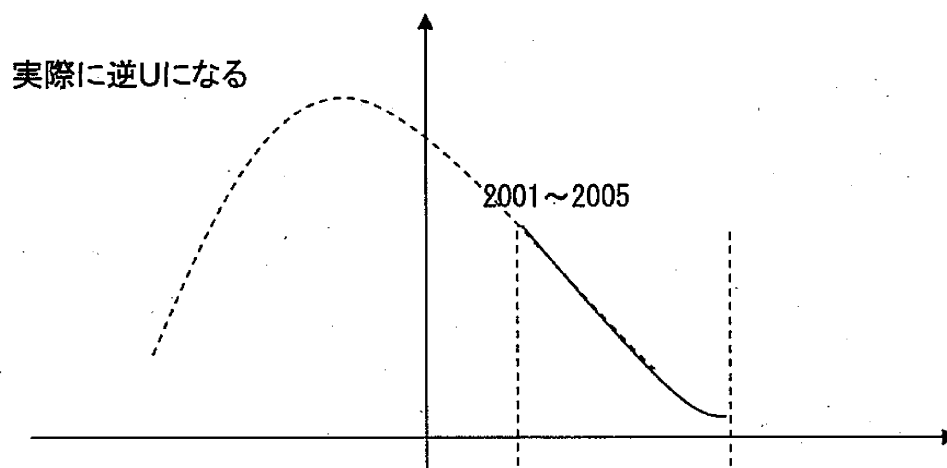


図2.27 環境クズネッツ曲線に合う仮説

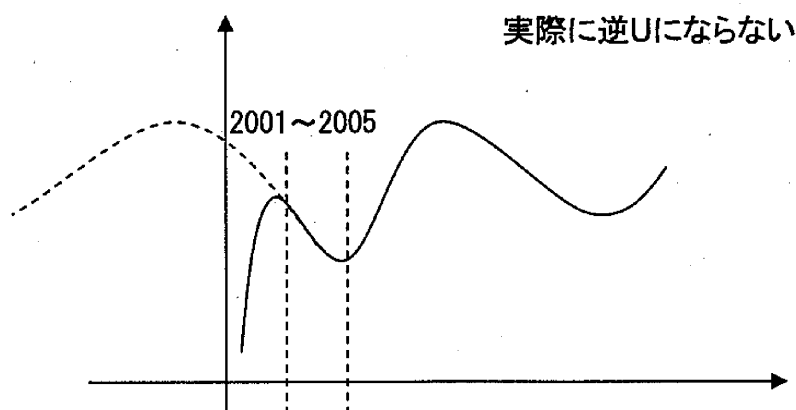
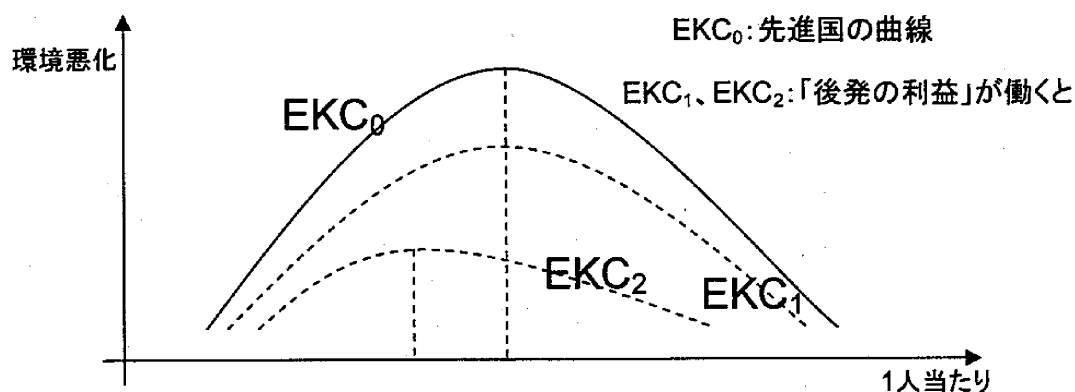


図2.28 環境クズネッツ曲線にならない仮説

もし、逆Uになれば、中国の場合では短期間で既に、ピークを早く越えていたことは言える、それはなぜかというと、もしかしたら、後発の利益が働いてるのではないか、後発の地益というのは短期間で工業化に成功すれば、環境破壊がより早く進行する、しかしもう一方では、環境対策やそれに必要な技術にも「後発の利益」が働くはずである、実際に後発国において環境汚染が改善しているとする、前者のマイナスの効果よりも後者のプラス効果の方が大きいことになる。「後発者の利益」が働くと、汚染のピークがより低くなったり、あるいは転換点がより早く、所得水準がより低い時

点で訪れたりするのである（図2.29）。ということで、中国は80年代の環境汚染程度は既に日本の最悪の時代に当たっていた、今改改善されているという話に合うのではないかとと思われる。



出典：「開発と環境の政治経済学」[9]

図2.29 「後発の利益」の曲線

## 第2部分：

石見先生の研究を見直すと、石見先生は E:1人当たりの排出量を設定した。ということは工業排出の状況ではなく、全国のすべての排出状況で分析した。そして、生産額に対する排出量の確率ではなく、1人当たりの排出量で設定した。ということで、石見先生のモデル推定条件を最も近づくように、工業排出状況ではなく、全体の排出状況に着目して、下のモデル推定を行った。

データについて：

まず、2003年～2005年の年度ごとのモデルを推定した、各年度のモデルで31個の地域のデータを使用した。因みにここで、三つのモデルを得られた。

次、2003年～2005年の各年度の31個の地域のデータを一緒にになって推定した。一つのモデルを得られた。

廃水排出状況と所得水準の定量モデルを推定した。

$$\text{Log}(E) = a + b\log(y) + c\log(y)^2 + dIS + u$$

E：1人当たりの廃水（工業と生活）排出量

y：1人当たりのGDP

IS：GDPに対する工業生産額の比率

表 2.10 廃水排出状況と所得水準の推定モデル

被説明変数	1人当たりの廃水排出量
-------	-------------

	2003 t 値			2004 t 値		
定数	2.87402	10.51346	***	3.4207	20.31768	***
y	0.655472	3.900993	***	0.705187	4.586985	***
y <sub>2</sub>	0.033086	0.160266		-0.023	-0.15733	
IS	1.113208	2.191876	**	-0.003066	-0.010227	
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.521362			0.609391		

	2005 t 値			2003～ 2005 t 値		
定数	3.268247	18.1137	***	3.255095	28.87657	***
y	0.789344	3.3825	***	0.691046	7.183103	***
y <sub>2</sub>	-0.1307	-0.672853		-0.041114	-0.432595	
IS	0.246469	0.756425		0.324486	1.571659	
サンプル数	31			93		
Adjusted R-squared	0.514003			0.554972		

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

2003～2005 総合モデルを見てみると、Y<sub>2</sub> の説明力は非常に弱い、逆 U 字型になるとは言えない。

表 2.11 SO<sub>2</sub> 排出量状況と所得水準の推定モデル

被説明変数	1人当たりの SO <sub>2</sub> 排出量					
	2003 t 値			2004 t 値		
定数	-6.327525	-12.60917	***	-5.725364	-12.92312	***
y	-0.184553	-0.598329		-0.209918	-0.518892	
y <sub>2</sub>	0.274877	0.725321		0.175725	0.456798	
IS	3.934412	4.220034	***	2.750698	3.486326	***
サンプル数	31			31		
Adjusted R-squared	0.349026			0.251509		

	2005 t 値			2003～ 2005 t 値		
定数	-5.424915	-15.22953	***	-5.679022	-24.26508	***
y	0.169775	0.368507		-0.066045	-0.33065	
y <sub>2</sub>	-0.385709	-1.005789		-0.049225	-0.24946	
IS	2.579153	4.009428	***	2.844896	6.636744	***
サンプル数	31			93		
Adjusted R-squared	0.3148			0.325468		

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

SO<sub>2</sub> 排出の場合にも Y<sub>2</sub> の説明力は非常に弱いので、逆 U 字型にならない可能性は十分にある。

## 2.5 まとめ

本章では、環境投資の状況、特に工業環境汚染処理投資を定量的なデータによって、検証した。環境保全に関する投資の総量が上昇しているにもかかわらず、GDP に占める割合が依然として比較的低いことがわかった。そして、工業汚染処理の投資額が環境保全投資額全体に占めている割合はそれほど高くない。一方で、工業「三廃」の排出状況は依然として厳しい。今後の工業環境の改善のため、もっと大量の投資が必要であると考えられる。

また、回帰分析において、環境規制の実施の厳しさは環境保全に向けた投資を特に促進しているわけではないという結果が得られた。しかし、本研究で用いた環境規制（工業生産額1億元当たりの実施された環境行政処罰事件数）に関して、変数の選択が影響を与えている可能性を考えなければならない。環境汚染状況及び環境保全投資において、環境規制の影響は無視できないと思われる。特に、中国では環境保全の社会責任意識は一般的に先進国より低い状態になっているので、環境規制は環境保全の発展方向を誘導することに非常に重要な役割を演じていると考えられる。本研究で用いられた環境規制は説明変数として、被説明変数との相関関係を検証するには適切ではなかったかもしれない。今後の研究では、環境規制の変数の選択について工夫する必要があると思われる。

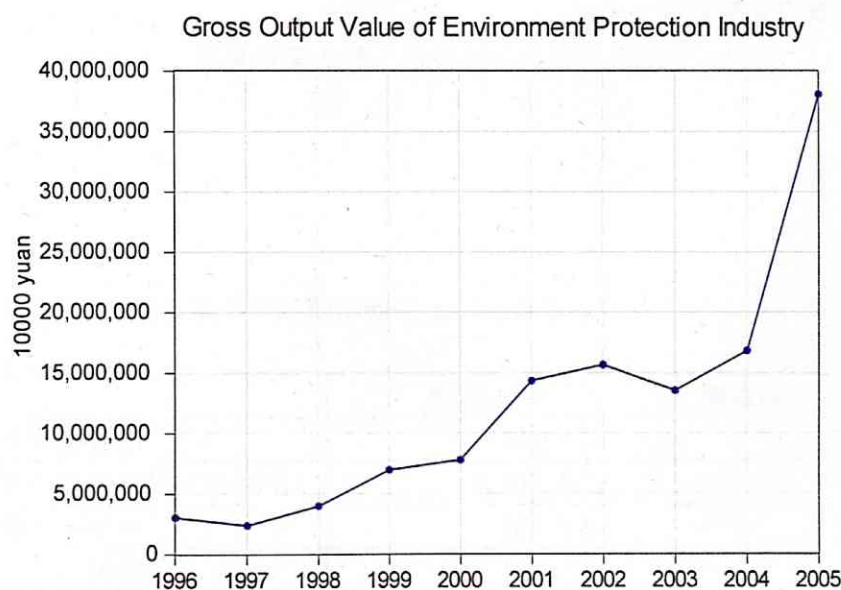
最後に、固体廃棄物の発生量と固体廃棄物分野の投資との相関関係はあまり見えなかった。原因を突き詰めると、固体廃棄物に関する変数のコントロールの問題もあったのではないかと考えられる。固体廃棄物分野の投資は、工業固体廃棄物発生、固体廃棄物の総合利用、工業固体廃棄物の貯蔵、工業固体廃棄物の処分、工業固体廃棄物排出に対するものが考えられ、どの分野で一番使われているのかを明確するのは非常に大事だと思われる。そうした上で、相関関係をより正確に分析することが可能になると考えられる。



## 第3章 環境産業に関する分析

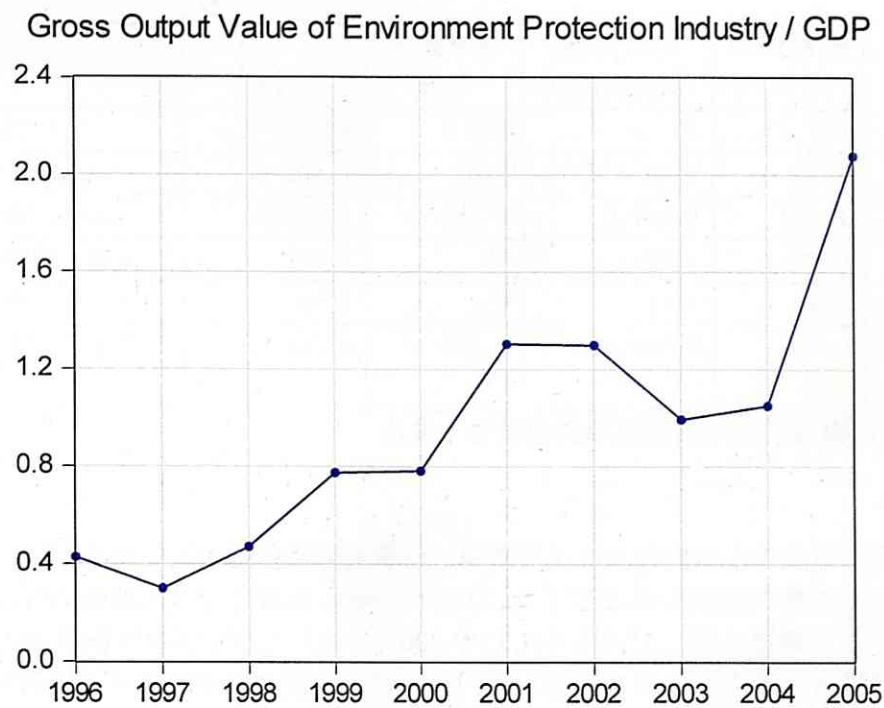
### 3.1 環境産業の現状

1996年からの10年間において、中国における環境産業の年間売上高は12.7倍近く増加した。特に2005年においては、2004年の倍以上の売上高となった。中国の経済成長とともに、環境保護産業も急激に成長していることが伺える（図3.1）。さらに、環境産業の年間売上高がGDPに占めるの割合を計算してみると（図3.2）、変化の趨勢は年間売上高の総額と同じような傾向を示していることが分かった。環境保護産業の全体規模4,572.1億元（2004年）のうち、割合が最も大きいのが資源の総合利用（再利用）分野であり、2,787.4億元で全体の61%を占める。固体廃棄物の再資源化や再利用などがこのカテゴリーに該当する。第2章で議論したように、固体廃棄物の分野では、固体廃棄物の総合利用が一番投資されるところであると考えられる。



出典：中国環境年鑑1996～2005

図3.1 環境産業の年間売上高の総額の推移



出典：中国環境年鑑1996～2005

図 3.2 環境産業の売上高が GDP に占める割合の推移

表 3.1 環境保護産業の分野別年間売上（2004年）

単位：億元

	売上	構成比
環境保護製品	341.9	7%
資源の総合利用（再利用）	2,787.4	61%
環境サービス	264.1	6%
クリーン製品	1,178.7	26%
合計	4,572.1	100%

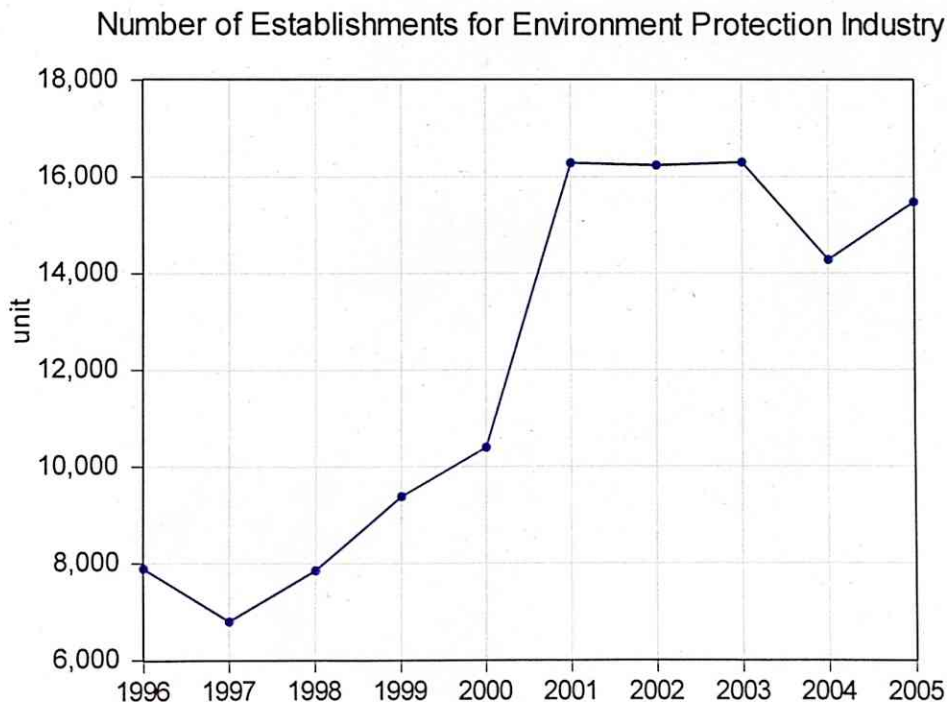
出典：中国環境保護産業市場供給指南 2006 年版

表 3.2 中国環境保護産業関連データ (2004 年)

	合計	環境保護 製品	資源の総合 利用(再利用)	環境保護 サービス	クリーン 製品
企業数 (社)	11,623	1,867	6,105	3,387	947
従事者数 (万人)	159.5	16.8	95.9	17	23.3
年間売上高 (億元)	4,572.1	341.9	2,787.4	264.1	1,178.7
年間利益総額 (億元)	393.9	37	223.4	26.2	107.3
輸出契約額 (億ドル)	61.9	1.9	11.3	0.7	48
環境関連製品工業出荷 額 (億元)	4,437.9	358.0	2,866.2	—	1,213.7

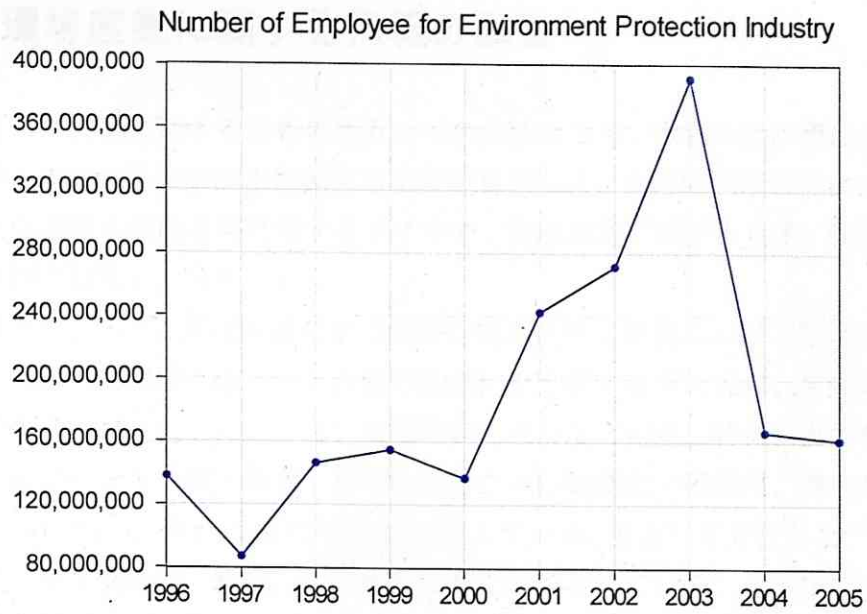
出典：中国環境保護産業市場供給指南 2006 年版

また、2004 年の中国の環境保護産業は、年間売上 200 万元以上の企業・団体がおよそ 1 万 1,600 機関あり、これが 2006 年時点には 1 万 2,500 機関に増加した。従事者数も、2004 年時点の約 160 万人から 2006 年は 170 万人に、売上規模は 4,572.1 億元（約 7 兆円弱）から約 6,000 億元（約 8 兆円）に拡大した。図 3.4 を見ると、従事者数は単純に増加し続けているわけではなく、2003 年に最高になって、その後は減ってきていることが分かった。



出典：中国環境年鑑1996～2005

図3.3 環境産業における企業数の推移



出典：中国環境年鑑1996～2005

図3.4 環境産業における従業員数の推移



### 3.2 環境産業に関する情報の調査

環境産業の現状に関する分析のもう一つの方法として、環境保護に関連する産業の主な特徴、事業分野の状況を把握することを目指して、中国環境産業協会によって開設された中国環境保護産業に関するサイトで、環境産業に関する企業、製品などの情報を分野別で収集し、分析した。

その結果によると、環境保護産業では核心的な技術と設備における国産化が進んでいる。中国政府が環境保護技術と設備の国産化を支援するとともに、自動車排ガス処理や都市の汚水処理などにおいて、技術革新も進行している。特に、火力発電所の排ガス脱硫技術とその装置・設備、都市の生活ごみの資源化・再利用、環境の観測機器（システム）などの分野において国産化が進んでいる。主として分析したデータでは、水、大気、固体廃棄物、騒音、その他の分野で区画されている。その中でも、水分野に関する情報量は圧倒的に多く、その次は大気、その他、固体廃棄物、騒音という順番になっている。

表3.3 中国環境保護産業に関する分野別状況

		INFORMATION				
		Projects	Companies	Products	Technologies	Total
Fields	Water	2400	900	1200	380	4880
	Air	1020	500	440	320	2280
	Solid Wastes	520	160	80	200	960
	Noise	1	80	140	17	238
	Others	660	540	300	140	1640
	Total	4601	2180	2160	1057	

出典：中国環境産業協会サイト

さらに、このサイトで提供された企業情報に基づき分類を行った。企業に関する詳細な情報を調べることによって、地区分布を分かるように調査した。登録された 2180 社の企業の中で、実際に活用できる情報が入手可能な企業は 1932 社であった。この 1932 社の企業を、31 個の地域、香港、国家部門、外資系（合資）、及び分野別（大気水、大気、固体廃棄物、騒音、その他）によって、整理した。

図 3.5 で、この中国環境産業協会と 2005 年環境年鑑からのデータによって、企業

の地区分布を作った。この企業の地区分布を対比すると、年鑑データでは、経済発展が進んだ地域、例えば 10. 江蘇、11. 浙江、15. 山東、19. 広東に環境保全関連企業が多い。一方、中国環境産業協会のデータを見ると、年鑑データと同じように、登録されている企業の中では、上海を含めて沿岸地域の企業は多かった。中でも、北京地区の企業は圧倒的に多い。これは、中国環境産業協会の本部が北京にあるために、北京に存在している企業に関するデータがよく収集されていることが影響している可能性が考えられる。一方、地方では環境保全関連の企業数が少なくなっており、環境産業の発展が遅れていることが示唆され、将来的な育成の必要性があると思われる。これは、地方における保護主義による独占という要素がある可能性も考えられる。現在中国では大きな問題として、市場にマッチした経済政策、法律・法規、基準などが完全に整備されていないことが挙げられる。地方における保護主義による独占、正常なコストを下回る価格競争、賄賂、詐欺など、不健全かつ不正な事例も深刻となっており、そうした要因が環境産業の健全な発展を阻んでいる可能性も否定できない。

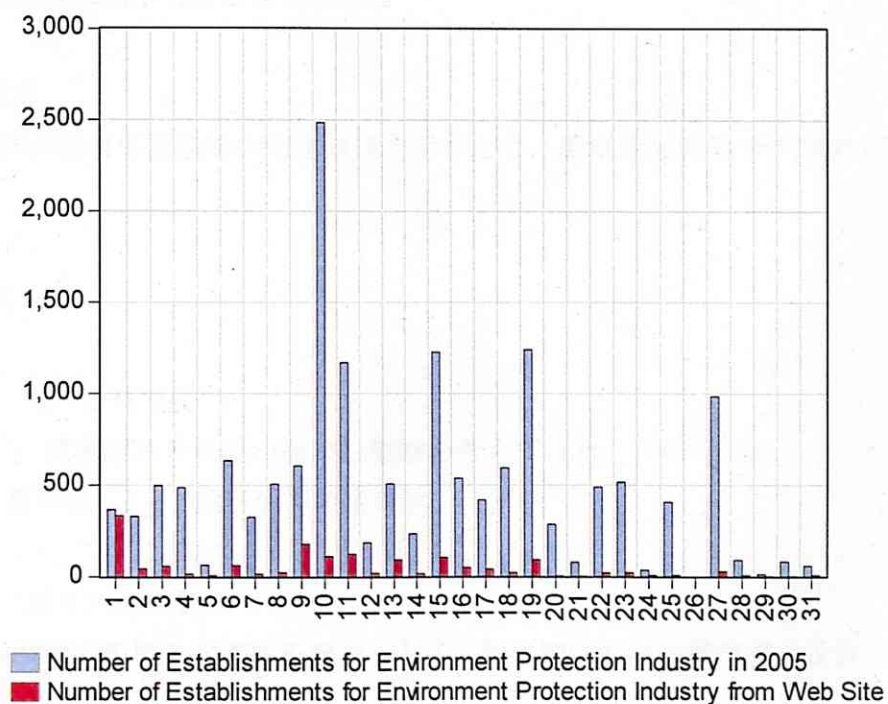
一方、表 3.4 によると、北京における企業数の次には、外資の企業数が多い。こういう現状を考えてみると、独自の技術開発と海外からの技術導入をミックスしながら、環境保護に関する技術、設備・装置の更新が進展していることも考えられる。実際、合資、合作、技術導入等、多様な方法で海外の環境保護技術を導入し、これら技術を活用するに止まらず、独自開発も進められており、知的所有権を持つ技術と製品も多く誕生していることが報告されている。

表 3.4 環境保全関連企業の地域分布

	水	固体廃棄物	大気	騒音	その他	合計
1.北 京	141	29	72	7	85	334
2.天 津	24	3	6	1	10	44
3.河 北	27	1	19	1	10	58
4.山 西	4	0	7	1	3	15
5.内 蒙 古	1	0	5	0	0	6
6.遼 寧	34	2	19	1	5	61
7.吉 林	6	2	5	0	3	16
8.黒竜江	9	1	4	1	8	23
9.上 海	89	7	35	1	47	179
10.江 蘇	0	17	44	9	41	111
11.浙 江	48	6	43	5	22	124
12.安 徽	9	1	5	0	4	19
13.福 建	18	7	27	3	38	93
14.江 西	8	0	6	0	2	16
15.山 東	51	2	18	5	28	104
16.河 南	21	5	9	2	12	49
17.湖 北	11	4	15	1	9	40
18.湖 南	8	1	7	2	4	22
19.広 東	0	4	30	7	51	92
20.広 西	1	0	1	0	2	4
21.海 南	0	0	0	0	1	1

22.重 慶	6	0	7	0	6	19
23.四 川	8	3	8	0	2	21
24.貴 州	4	0	2	1	0	7
25.雲 南	2	0	3	0	1	6
26.チベット	0	0	0	0	0	0
27.陝 西	5	0	9	1	13	28
28.甘 肅	2	0	2	2	1	7
29.青 海	2	0	0	0	0	2
30.寧 夏	0	0	0	0	1	1
31.新 疆	3	0	3	0	0	6
国家部門	95	5	33	4	16	153
外資	64	43	41	9	110	267
香港	1	0	1	0	2	4
合計	702	143	486	64	537	1932

出典：中国環境産業協会サイト



出典：中国環境産業協会サイト、中国環境年鑑2005

図3.5 環境保全関連企業の地域分布



### 3.3 環境産業と環境投資の相関関係の分析

環境保護産業の成長を促すものとして、さまざまな要素が考えられる。環境保護産業に対するマクロ・レベルでのコントロールは難しい状況にあると考えられ、また組織的な調整の手段も少なく、行政指導、政策によるオペレーション能力にも限界があると思われる。本研究では、環境に関する指標や統計のデータを用いて、環境保護産業に影響を及ぼす要素の計量分析を行った。特に、環境保全投資の面から環境産業にどのような影響があるのかのに関して検証した。

#### 3.3.1 説明変数・被説明変数の概要

本節では、計量分析に用いるデータについて紹介する。データ範囲はすべて2003年から2005年までの3年間で、各地域に関するデータを使用する。

$$\text{推定式： } Y = c + aX_1 + bX_2 + dX_3 + eX_4 + fX_5$$

この推定式に最小二乗法を適用する

被説明変数

Y：中国の環境保護産業の市場規模を示すため、環境保護産業の年間売上高を用いた。

説明変数

①  $X_1$ 、 $X_2$ （企業規模）：

まず、環境産業の規模の面から要素を考えてみた。本研究では、

$X_1$ ：職員数  $X_2$ ：環境産業の企業数

を用いることにした。

②  $X_3$ （環境保全投資）：

環境産業の市場を促進する要因として、需要側における環境保全投資を重要な要素と考えた。

③  $X_4$ （経済発展）：

全体的な経済の発展は環境産業の市場開発を促進することを考慮し、各地域の各年度のGDPを用いた。

④  $X_5$ （環境規制）：

環境産業の発展が環境規制・政策による影響が大きいと考えられることに着目して、ここでも環境規制の厳しさを表す指標として、工業生産額1億元当たりの実施された環境行政処罰事件数を変数として用いた。

### 3.3.2 計量分析の推定結果

被説明変数と説明変数のデータの範囲については、各地域の多年度のデータを収集できたが、環境保全投資データは2003年～2005年しか収集できなかったため、全体のモデルの変数データによる範囲は2003～2005年に限定した。2003年～2005年の各年度の31個地域におけるデータにより、三つのモデルを推定した。また、3年間のデータをまとめて、総合データによってモデル4も推定した。

モデル1：

$$Y = -6523.583 + 0.947452X_1 + 437.4762X_2 + 0.356774X_3 - 0.002352X_4 + 17075.34X_5$$

表3.5.1 モデル1(2003年度)

Dependent Variable: SER16

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6523.583	58553.82	-0.111412	0.9123
X <sub>1</sub>	0.947452	0.101958	9.292535	0.0000
X <sub>2</sub>	437.4762	79.45421	5.506017	0.0000
X <sub>3</sub>	0.356774	0.211415	1.687553	0.1050
X <sub>4</sub>	-0.002352	0.002051	-1.146498	0.2634
X <sub>5</sub>	17075.34	23636.59	0.722411	0.4773
R-squared	0.943076	Mean dependent var	464622.3	
Adjusted R-squared	0.930702	S.D. dependent var	653480.8	
S.E. of regression	172026.0	Akaike info criterion	27.13067	
Sum squared resid	6.81E+11	Schwarz criterion	27.41356	
Log likelihood	-387.3947	Hannan-Quinn criter.	27.21927	
F-statistic	76.21009	Durbin-Watson stat	1.768381	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル2：

$$Y = -304378 - 1.818857X_1 + 1347.484X_2 - 0.455314X_3 + 0.009844X_4 + 56989.19X_5$$

表3.5.2 モデル2(2004年度)

Dependent Variable: SER17

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-304378.0	156291.8	-1.947499	0.0633
X <sub>1</sub>	-1.818857	3.038778	-0.598549	0.5551
X <sub>2</sub>	1347.484	435.9801	3.090701	0.0050
X <sub>3</sub>	-0.455314	0.340990	-1.335271	0.1943
X <sub>4</sub>	0.009844	0.003821	2.576088	0.0166
X <sub>5</sub>	56989.19	139453.7	0.408660	0.6864
R-squared	0.800101	Mean dependent var	559023.5	
Adjusted R-squared	0.758455	S.D. dependent var	804862.1	
S.E. of regression	395567.6	Akaike info criterion	28.79089	
Sum squared resid	3.76E+12	Schwarz criterion	29.07113	
Log likelihood	-425.8633	Hannan-Quinn criter.	28.88054	
F-statistic	19.21207	Durbin-Watson stat	2.585644	
Prob(F-statistic)	0.000000			

モデル3:

$$Y = -472759.4 - 5.077959X_1 + 3360.368X_2 + 1.827353X_3 - 0.015438X_4 - 75385.65X_5$$

表3.5.3 モデル3(2005年度)

Dependent Variable: SER18

Method: Least Squares

Sample: 1 31

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-472759.4	191982.0	-2.462519	0.0214
X <sub>1</sub>	-5.077959	6.240946	-0.813652	0.4238
X <sub>2</sub>	3360.368	642.3429	5.231424	0.0000
X <sub>3</sub>	1.827353	0.431190	4.237927	0.0003
X <sub>4</sub>	-0.015438	0.004279	-3.607926	0.0014
X <sub>5</sub>	-75385.65	165371.3	-0.455857	0.6526

R-squared	0.943135	Mean dependent var	1268684.
Adjusted R-squared	0.931288	S.D. dependent var	1952505.
S.E. of regression	511808.3	Akaike info criterion	29.30614
Sum squared resid	6.29E+12	Schwarz criterion	29.58638
Log likelihood	-433.5922	Hannan-Quinn criter.	29.39580
F-statistic	79.61072	Durbin-Watson stat	2.284749
Prob(F-statistic)	0.000000		

モデル4 :

$$Y = -328079.5 + 0.111578X_1 + 482.7038X_2 + 1.722741X_3 - 0.002199X_4 - 124305.3X_5$$

表3.5.4 モデル4(2003年～2005年)

Dependent Variable: URIAGE

Method: Least Squares

Sample: 1 93

Included observations: 89

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-328079.5	150523.7	-2.179587	0.0321
X <sub>5</sub>	-124305.3	86531.95	-1.436525	0.1546
X <sub>4</sub>	-0.002199	0.004120	-0.533744	0.5949
X <sub>3</sub>	1.722741	0.373103	4.617338	0.0000
X <sub>2</sub>	482.7038	238.2472	2.026063	0.0460
X <sub>1</sub>	0.111578	0.374257	0.298131	0.7663
R-squared	0.679708	Mean dependent var	767474.8	
Adjusted R-squared	0.660413	S.D. dependent var	1317708.	
S.E. of regression	767882.0	Akaike info criterion	30.00570	
Sum squared resid	4.89E+13	Schwarz criterion	30.17347	
Log likelihood	-1329.253	Hannan-Quinn criter.	30.07332	
F-statistic	35.22767	Durbin-Watson stat	1.549939	
Prob(F-statistic)	0.000000			

表3.5.5 環境産業と関連要素の推定モデルの整理

モデル1(2003年度)	モデル2(2004年度)
Sample: 1 31	Sample: 1 31
Included observations: 29	Included observations: 30

Adjusted R-squared:	0.930702		
	Coefficient	t 値	
定数項	-6523.583	-0.111412	
職員数	0.947452	9.292535	***
企業数	437.4762	5.506017	***
環境保全投資	0.356774	1.687553	
GDP	-0.002352	-1.146498	
環境規制	17075.34	0.722411	

Adjusted R-squared:	0.758455		
	Coefficient	t 値	
定数項	-304378	-1.947499	*
職員数	-1.818857	-0.598549	
企業数	1347.484	3.090701	***
環境保全投資	-0.455314	-1.335271	
GDP	0.009844	2.576088	**
環境規制	56989.19	0.40866	

モデル 3(2005 年度)			
Sample: 1 31			
Included observations: 30			
Adjusted R-squared:	0.931288		
	Coefficient	t 値	
定数項	-472759.4	-2.462519	**
職員数	-5.077959	-0.813652	
企業数	3360.368	5.231424	***
環境保全投資	1.827353	4.237927	***
GDP	-0.015438	-3.607926	***
環境規制	-75385.65	-0.455857	

モデル 4(2003 年～2005 年)			
Sample: 1 93			
Included observations: 89			
Adjusted R-squared:	0.660413		
	Coefficient	t 値	
定数項	-328079.5	-2.179587	**
職員数	0.111578	0.298131	
企業数	482.7038	2.026063	**
環境保全投資	1.722741	4.617338	***
GDP	-0.002199	-0.533744	
環境規制	-124305.3	-1.436525	

・注： \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

## 結果考察

モデルの自由度修正済み決定係数（モデル1：0.930702 モデル2：0.758455 モデル3：0.931288 モデル4：0.660413）を見ると、推定回帰式の説明力は大きいと考えられる。各年度の結果は違っている。

3年間総合モデルを見てみると、職員数の影響はあまり見られない。そして図2.4、図3.1を見れば、職員数の減少は環境産業の年間売上高に影響されていないことも示している。企業数の推定係数は正で5%有意となっている。つまり、環境産業の企業の増加に従って、年間売上高も増える関係にあることがわかった。環境投資の推定係数は、正で1%有意となる。市場の供給と需求の関係性を考えれば、環境投資は環境産業の発展に積極的に促進することが考えられるが、それが特に近年において特に強まっている可能性も考えられる。GDPが環境産業に及ぼす影響は明確なものは見られなかった。少なくとも今回の分析からは、経済の発展が環境産業の発展を促すとは言いきれない。環境規制の変数として、工業生産額1億円当たりの実施された環境行政処罰事件数にしたが、説明力が非常に弱い。したがって、環境規制の厳しい実施が、環境産業の成長を促しているということは、今回の分析によっては観察されなかった。

### 3.4 まとめ

本章では、環境産業の現状を統計データによって分析した。中国における経済発展の中心は北京、上海、広東などの沿海部であり、内陸部との経済格差が大きくなっている。この経済格差が環境関連企業の分布の面にも反映されていることが分かった。環境産業の年間売上高の総額の推移を見ると、環境産業の規模が拡大しつつあることも判明した。しかし、企業数の増加にもかかわらず、従業者は2003年から大幅に減少しつつあり、ほぼ1996年と同じレベルになっている。これは、統計上の問題がある可能性も考えられるが、中国環境産業の企業の大多数がまだ中小企業であることが影響していることも考えられる。

また、今回の分析によって、環境保全投資は環境産業の発展を促進することは十分期待できると思われる。特に近年環境問題が重視されつつある現状においては、今後大量の環境保全投資が見込まれており、そうした環境において環境産業の成長は十分に予想できると考えられる。

最後に、本研究では、環境産業に対する環境規制の影響は見られなかった。やはり、行政指導や他の政策によるマクロ経済的な影響を検証しなければならない。今回の分析では、工業生産額1億元当たりの実施された環境行政処罰事件数を変数として使ったが、今後の研究では他の指数を使って、環境規制の影響力を検証する必要があると思われる。

## 第4章 結果・考察

### 4.1 結果

本研究では、中国における各年度、各地域の環境関連データを用いて、環境保全投資の状況と環境産業の現状の分析、及び環境保全投資と環境産業に関する計量分析を行った。

経済発展指数により環境保全に対する投資の方が若干早い速度で進んでいるが、環境保全の投資額は依然として比較的に低い水準にとどまっていることがわかった。環境汚染の状況を改善するため、今後さらに大量の投資、特に工業汚染処理の投資額を上げる必要がある。また、定量分析によって、近年に工業経済の発展は汚染状況を悪化させていて、同時に工業汚染処理投資額の大量投入を決めている。これらの工業汚染処理の投資は確かに工業廃水の排出状況の改善を促進している。しかし、廃ガスの排出状況の改善に対するコントロールができていないため、工業汚染の厳しさに相応した環境保全投資はまだ足りない。もう一方は環境産業の発展は明らかに沿海部に集中している。そして、環境保全投資と環境産業のサービス・製品は環境産業の市場の構成に供給、需求という関係になる。中国における環境保護事業への投資は、環境状況を改善する一方、環境保護産業と言う新たな市場を生み出し、この産業の市場における成長を推進している。

### 4.2 考察

今後の環境産業の発展を促進するため、環境保全投資と環境産業の相関関係を掌握することは極めて重要であると思われる。

将来の研究においては、投資対象と環境改善の領域をより具体的化して、分野別、製品別で環境保全投資と環境産業の定量的な分析を行うことによって、より詳細なレベルで相関関係を解明する必要があると思われる。

本研究では、各地域のデータを一括して処理すると、地域ごとの特殊事情を無視するという弊害が生じかねない。各地域の背景を結合する調査が必要である。そして、各地域の環境規制の実施の厳しさが環境保全投資に与える影響は無視できない可能性はあると考えられる。今回の分析においてそれが表れなかった原因の一つとして、変数として取り上げた環境行政処罰事件数が各地域の規制の厳しさを実際に反映しているのかということが考えられる。他にも環境規制の実施の厳しさを示す変数が考えられないか、さらに検討が必要と思われる。この点が本研究の限界の一つであり、今後のさらなる分析における課題となる。



最後、先進国の経験及び国際動向を掌握しなければならない、参考しながら中国の発展状況及び発展方向の分析は今後の課題となる。

## 参考文献

[1] 中国環境問題研究会；中国環境ハンドブック2008，pp. 23.

[2] 日本能率協会総合研究所；中国環境産業年鑑2008年版，pp. 15. 39.

[3] 日本経済新聞社，中国の環境投資は“見かけだおし” あいまいな基準が虚構を

演出、

[http://www.nikkeibp.co.jp/style/biz/china/comment/070223\\_kyokou/index.html](http://www.nikkeibp.co.jp/style/biz/china/comment/070223_kyokou/index.html)

2008. 2月参照

[4] 中国環境科学出版社；中国環境年鑑1991～2006年，統計データ.

[5] 中国国家統計局；中国環境統計年鑑2006.

[6] 中国統計局データベース；統計データ、<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>

2008. 3月参照.

[7] 有村俊秀、杉野誠；「環境規制の技術革新への影響：企業レベル環境関連研究開

発支出データによるポーター仮説の検証」.

[8] Organisation for Economic Co-operation and Development, “Pollution Abatement and Control Expenditure in OECD Countries,” ENV/EPOC/SE(2007)1, Environment Directorate, Environment Policy Committee, March (2007).

[9] 石見徹；開発と環境の政治経済学、東京大学出版会（2004）.

[10] 相川泰；中国汚染「公害大陸」の環境報告、ソフトバンク・クリエイティブ（2008）.

[11] 小柳秀明；中国の環境データは信用できる？——2007年中国環境白書を読む

（08/06/23）、日経エコロミー

<http://eco.nikkei.co.jp/column/eco-china/article.aspx?id=MMECcj000019062008>

2008.2月参照.

[12] 松浦克己、コリン・マッケンジー ; 「Eviewsによる計量経済学入門」 (2005) .

[13] 滝川好夫、前田洋樹 ; 「Eviewsで計量経済学入門」 (2004)

# 謝辞

本研究を進めるにあたり、多くの方々から御協力と御助言を頂きました、ここにお世話になった方々への感謝の意を記したいと思います。

指導教員の鎗目准教授には大変お世話になりました。就職活動の時期から修士論文の作成の締め切りまでずっと関心して下さい、本当に最後まで頑張る動力になりました。先生の貴重な指導を頂いて、夜遅くまで修正して頂いて、最後まで見守ってくださったことは心から感謝いたします。

岩田教授、最初の研究生の申請から今まで、いろいろの面から大変お世話になりました。貴重な成長チャンスを与えてくださいました。研究の指導だけではなく、先生方の広い知見からの経験も将来の社会人生活に生かして、全力で頑張っていきます。本当にありがとうございました。

陳准教授には、ときどき柏キャンパスにいらっしゃって、気軽に相談に乗っていただき、お部屋探しとかにも生活の面から、たくさん協力をいただけて、本当にありがとうございました。

秘書の小林さんには、本学に来た前、まだ知らないうちに研究生の申請の手続き何度も手数をかけました。後のチューターの手続き、出勤表の提出など、たくさん面倒を見てくださって、非常に暖かく感じました。本当にありがとうございました。

岡さんには、大先輩として本当に研究の面でも、生活の面でもいろいろ教えていただきました。親切的な相談に乗っていただきました。半年前から隣から離れていて、でも隣の一日でも忘れられない、ありがとうございました。

軍軍さんには、素晴らしい人だと思います。先輩とするというより、互いに親友になりました。研究に関して、いろいろ議論を聞いて下さいました。そして、生活の面でも何でも相談できますし、本当にこの2年半の生活を支えてくださって、ありがとうございました。

星田さん、初めて柏の葉キャンパスに来た時、最初に星田さんに会いました。お部屋探しとかを教えてくださいました。そして、研究室のサーバ管理のなど、本当にお疲れ様でした。しかも、いろいろ気軽に聞かせていただいて、ありがとうございました。

孫さんは日本に来てから、もう1年になりました。短い間の付き合いだけど、そろそろ中国に帰りそうです。将来いつかまた会いましょう、この一年間、いろいろありがとうございました。

布袋田さんには、先輩との付き合いはまだ短いですが、ゼミの発表の時に、先輩のたくさんの暖かい助言を頂いて、ありがとうございます。これかもよろしくお

願いいいたします。

張さんは日本に来た最初、空港まで迎えて行きまして、もう 2 年が経ていました。この 2 年の付き合いを通じて、張さんの素晴らしさを感じました。勉強だけではなく、生活能力も強くて、いろいろ助かりました。ありがとうございました。

立川さん、いつも樂觀な笑顔を見せて素晴らしいと思います。後輩だけど、いろいろ外人としての面倒を見てくださって、暖かいと感じています。就職活動の時期、いろいろ助けていただいて、本当にありがとうございました。次の半年の学生生活も頑張ってください。

亀田さん、長い間の付き合いを通じて、亀田さんがさまざまな面で優秀だと感じました。忙しいところを就職活動のいろいろな助けを頂いて、本当にありがとうございました。これからも素晴らしい人材を目指して頑張ってください。

柴田さん、陳さん、西原さん、満寫さん、古川さん、横内さん、皆さんは来てから、たっぷり活力を感じました、最後に修士論文の作成の時期にも皆さんの笑顔と歓声を聞いたら、精神から支えてくださいました。そして、論文の日本語をやさしくチェックしていただいて、満寫さん、古川さんに感謝したいと思います。半年間の付き合いはまだ短いけど、皆さんから親切感をすごく感じました。ありがとうございました。これからもよろしく願いいいたします。