

DBJ Research Center on Global Warming  
Discussion Paper Series No.32 (11/2006)

二酸化炭素排出と環境クズネツツ曲線  
ーダイナミック・パネルデータ推定による検証ー

内山 勝久

本論は、執筆者個人の暫定的な研究（内容、意見については執筆者個人に属するもの）であって、関心ある研究者との議論等のために作成されたものである。

# 二酸化炭素排出と環境クズネッツ曲線

ダイナミック・パネルデータ推定による検証

内山勝久\*

2006年11月

DBJ Research Center on Global Warming

*Discussion Paper Series No. 32*

## 概要

本稿では、地球温暖化問題のもとでの持続可能な発展の可能性を検討するために、一つの手法として「環境クズネッツ曲線」について検証を行った。環境クズネッツ曲線はナイーブな議論だけに理論面・実証面ともに批判も多い。このため、まず、現状までの議論をサーベイした。次に、二酸化炭素に関する環境クズネッツ曲線の推定を行い、その存在の有無を確認した。分析の特徴としては、(1) 推定手法としてダイナミック・パネル分析を採用し、(2) パネル単位根検定やパネル共和分検定によりデータの統計的特性にも注意を払い、(3) 2003年までの最新のデータを利用したことが挙げられる。

分析の結果、環境クズネッツ曲線仮説が成立し、転換点は全世界ベースで約22,000米ドル(1996年価格)であることがわかった。また、京都議定書が環境クズネッツ曲線の変動に及ぼした影響は限定的である可能性を示唆するファインディングを得た。

キーワード：環境クズネッツ曲線，地球温暖化，ダイナミック・パネル分析

*JEL classification:* O13; Q56

---

\* 日本政策投資銀行設備投資研究所 (E-mail: kauchiy@dbj.go.jp)

## 目次

1	はじめに	4
2	環境クズネツ曲線の理論的側面	6
2.1	理論モデルの簡単なサーベイ	6
2.2	Stokey の蓄積性汚染を伴うモデル	7
2.3	環境クズネツ曲線の問題点 (1) 概念的・理論的側面	11
3	実証分析	13
3.1	先行研究	13
3.2	環境クズネツ曲線の問題点 (2) 実証的側面	16
3.3	パネルデータの定常性	18
3.3.1	データ・ソース	18
3.3.2	パネル単位根検定	19
3.3.3	パネル共和分検定	21
3.4	環境クズネツ曲線の推定	21
3.4.1	推定方法	21
3.4.2	推定 (1) 静学的パネルデータ推定	22
3.4.3	推定 (2) ダイナミック・パネルデータ (Arellano and Bond) 推定	23
3.4.4	推定 (3) システム GMM (Blundell and Bond) 推定	26
3.5	転換点に関する若干の考察	27
4	おわりに	28
	参考文献	30
補論 A	Stokey の蓄積性汚染を伴うモデル	37
A.1	モデルの設定と最適成長経路の導出	37
A.2	定常状態における成長率	38
補論 B	非定常パネルデータ	40
B.1	パネル単位根検定	40
B.1.1	パネル単位根検定の概要	40
B.1.2	Levin, Lin and Chu テストに関する補足	41
B.2	パネル共和分検定	42
補論 C	ダイナミック・パネルデータ推定	43

C.1	Arellano and Bond のダイナミック・パネルデータ推定 . . . . .	43
C.1.1	推定方法 . . . . .	43
C.1.2	モデル特定化のテスト . . . . .	47
C.2	Blundell and Bond のシステム GMM 推定 . . . . .	48
	表・図・付表	49

## 1 はじめに

環境問題と経済活動とは密接な関係があることについては論を俟たない。現在の地球規模で生じている環境問題はもちろん、公害問題に代表される従来のローカルな環境汚染についても両者には密接なつながりがあるのであって、多くの環境破壊の根本原因は経済活動にあるということは、広く合意があるように思われる。

有名なローマ・クラブの『成長の限界』(Meadows *et al.*, 1972)では、「世界人口、工業化、汚染、食糧生産、および資源の使用の現在の成長率が不変のまま続くなれば、来るべき100年以内に地球上の成長は限界点に到達するであろう」(訳書 p. 11)と結論し、地球容量が無限であるかのように経済と人口の双方の成長を追求することに警鐘を鳴らした。しかしながら、この書籍が出版されてから現在まで既に30年以上が経過したが、そこで予想されていたような大きな破局は到来しておらず、その兆しも現在のところ少ないように思われる<sup>\*1</sup>。むしろ同書で懸念されていた点については改善が進んでいるとする見方もある。つまり、環境と経済成長はトレード・オフの関係にはないということも可能かもしれない。とは言え、『成長の限界』は環境問題や資源問題が経済成長のための大きな制約条件となりうることを認識させ、また、その後の多くの研究に影響を与えることになった点で評価しうるものである。

成長の限界に代わって登場したのが「持続可能な発展」(sustainable development)という考え方である。この考え方自体は現在ではすっかり市民権を得た感があるが、持続可能な発展の定義にも実に多様なものがある。もっとも有名な定義としてしばしば引用されるのが、「環境と開発に関する世界委員会」(World Commission on Environment and Development: WCED)<sup>\*2</sup>が1987年に公表した報告書 *Our Common Future* (WCED, 1987)の中心的な考え方として取り上げた概念である。そこでは持続可能な発展は、「将来の世代の欲求を充たしつつ、現在の世代の欲求も満足させるような開発」(訳書 p. 66)と定義されている。この概念は、環境と発展をトレード・オフではなく共存し得るものとして捉え、環境保全を考慮した節度ある発展が重要であるという考え方に立つものである。その後、持続可能な発展は1992年の「環境と開発に関する国連会議」(通称「地球サミット」)における基本理念としても採用され、環境問題と経済成長を考える上での大きな価値基準となっている。

<sup>\*1</sup> 代わりに当時はあまり深刻には予想されていなかった地球温暖化などの地球環境問題が登場するようになり、新たな懸念材料となっていることは言うまでもない。

<sup>\*2</sup> ノルウェー首相(当時)のブルントラント女史が委員長を務めていたことから、通称「ブルントラント委員会」とも呼ばれる。

環境問題と経済成長の関係を考える際の一つの仮説として、「環境クズネッツ曲線」(Environmental Kuznets Curve: EKC) 仮説がある。環境クズネッツ曲線仮説とは、経験に基づく仮説であって、1人あたり所得と環境の質との関係を図示すると逆U字型曲線を描くというものである。換言すれば、経済発展の初期段階では環境負荷は増加するが、所得がある水準を超えると、所得の増加に伴い環境負荷は低下すると主張する仮説である(図1)。サイモン・クズネッツ(Simon Kuznets)は1人あたり国民所得と不平等度の関係を捉え、経済発展の初期段階では所得格差が拡大するが、ある段階を超えると縮小に転じるとする仮説を提示した(Kuznets, 1955)。環境クズネッツ曲線仮説はこの仮説のアナロジーであって、データ観測による経験則から生まれたものである。経済成長が環境に与える影響を理解することは近年ますます重要になってきているが、環境クズネッツ曲線の考え方はその一助となるものとして、近年盛んに研究されている。

#### < 図1：環境クズネッツ曲線 >

環境クズネッツ曲線に関する研究は、Grossman and Krueger (1991) や、World Bank (1992) のバックグラウンド・ペーパーである Shafiq and Bandyopadhyay (1992) を嚆矢とし、World Bank (1992) によって広くその名を知られるようになった。そして環境クズネッツ曲線の存在は、持続可能な発展が実現可能であることの一つの有力な証左となりうると考えられるようになった。また、長期的な環境変化の予測と予防的な政策的対応にも貢献するものと期待されている。こうした環境クズネッツ曲線に関する包括的なサーベイ論文としては、Stern (1998, 2004), Panayotou (2000), Dasgupta *et al.* (2002), Dinda (2004) などがある\*<sup>3</sup>。

本稿の目的は、環境クズネッツ曲線の推定というアプローチにより、経済発展に伴い環境の質はどのように変化していくのかという問題を考察することである。特定の環境問題として、地球温暖化問題を取り上げる。これは、(1) 持続可能な発展というとき、超長期の問題を検討する必要がある、地球温暖化問題はその代表的なものであること、(2) 二酸化炭素排出に関する環境クズネッツ曲線は、存在の有無を巡ってさまざまな結果が報告されており、追加的な研究の余地があること、(3) 最新のデータを利用して、特に1997年の京都議定書採択後に何らかの構造変化が起きているのか否かを確認すること、といった問題意識があるためである。

本稿の構成は以下の通りである。次節では環境クズネッツ曲線の理論的背景

\*<sup>3</sup> 環境クズネッツ曲線に関する研究においては、専門雑誌における特集号もあり(*Environment and Development Economics*, Vol. 2, Part 4, 1997年, *Ecological Economics*, Vol. 25, No. 2, 1998年), 多くの研究者の関心を集めている。

に焦点を当て、簡単な解説等を行う。第3節では実証分析として、先行研究で残された問題を検討しながら二酸化炭素に関する環境クズネツ曲線の推定を試みる。第4節は結語である。

## 2 環境クズネツ曲線の理論的側面

### 2.1 理論モデルの簡単なサーベイ

環境クズネツ曲線は、いわば「定型化された事実」である。World Bank (1992) によって環境クズネツ曲線概念が広く知られるようになって以降、各種の環境問題に関してさまざまな汚染指標に基づきながら、環境クズネツ曲線の存在を検証するための実証研究が理論研究よりも先行した。一方、当初は環境クズネツ曲線に関する精緻な理論は存在しなかったが、それが理論的に発生しうることの説明に対する必要性も高まり、事実を整合的に説明するような理論研究がその後多くなされるようになった。

動学的モデルの背景を有する理論研究としては、これまでさまざまなものが提示されてきた。John and Pecchenino (1994) は、世代重複モデルを利用し、汚染ストックを対象にした環境クズネツ曲線を導出している。汚染物質は主として消費からの排出を想定している。Selden and Song (1995) では、Forster (1973) の成長と環境のモデルをベースに修正を加えた Ramsey-Cass-Koopmans 型モデルを適用している。生産過程から排出される、フローの汚染物質を分析の対象としている。その結果、逆 U 字型の環境クズネツ曲線が出現する可能性があるが、すべてのケースにおいて逆 U 字型となるわけではないということを出している。Stokey (1998) は AK モデルおよび Ramsey-Cass-Koopmans モデルを導入している。汚染排出は生産過程からなされると想定し、フローおよびストックの汚染物質を分析対象としている。社会的厚生を上昇させるためには生産量を抑えてでも環境汚染に対する規制を行い、排出量を低減させるべきとの示唆が得られる。López (1994) および Bulte and van Soest (2001) では自然資源ストックの枯渇を対象としている点が特徴的である。Dinda (2005) は内生的成長モデルの枠組みで検討している。ここではストックの環境を扱い、それが効用に影響を与えると同時に生産要素としても利用されること、資本ストックは生産要素として利用され汚染排出の原因となると同時に汚染削減活動にも利用されることが特徴的である。

López (1994) および Stokey (1998) では上記のような動学モデルとともに静学モデルも紹介されている。他の静学的モデルとしては次のようなものがある\*4。Lieb (2002) は McConnell (1997) の静学モデルの拡張であり、消費が

---

\*4 環境クズネツ曲線は一国の経済成長プロセスにおける環境質の変化を議論しているもので

らの汚染物質排出を検討対象としている。消費の飽和 (satiation) が環境クズネツ曲線導出の必要条件であることを示している\*<sup>5</sup>。また、ここで導出された環境クズネツ曲線は Stokey (1998) のモデルを特殊ケースとして含むとしている。Andreoni and Levinson (2001) では、環境クズネツ曲線導出には汚染削減活動における規模の経済性が十分条件であると結論している\*<sup>6</sup>。

動学的理論モデルとしてしばしば引用される John and Pecchenino (1994) および Selden and Song (1995), Stokey (1998) のモデルでは、次のような点が特徴的である。第1に、資本蓄積が少ない成長の初期段階では汚染削減支出を行わなかったりクリーンな技術を導入したりしないコーナ解の状態にあるが、資本蓄積に伴いこれらの汚染削減活動を導入するような内点解への移行が生じ、その結果逆U字型の関係がもたらされる可能性を示している点である。第2に、逆U字型の関係がもたらされないのは、経済がコーナ解の状態にあるケースであるが、汚染削減支出やクリーンな技術の導入は汚染物質ごとに収益性に差があると考えられ、コーナ解からの離脱をもたらす所得水準は汚染物質ごとに異なる可能性があるという点である。これは、汚染指標によっては環境クズネツ曲線が存在しないとする実証分析結果(3.1節を参照)の理論的な解釈となり得る可能性がある。

なぜ環境クズネツ曲線は逆U字型になるのか、すなわち、なぜコーナ解から内点解への移行が生じるのかについてはいくつかの解釈がある。(1) 生産や消費の構成が変化すること、(2) 環境に対する選好が強まること、(3) 外部不経済を内部化するような制度の導入、(4) 汚染削減活動における規模に関する収穫逓増の効果、というものである (Andreoni and Levinson, 2001)。

環境クズネツ曲線の理論的導出は、上記のようにさまざまなものが試みられているが、対象となっている汚染指標の経路は各種の仮定やパラメータの値に依存していることがわかる。この点を見るために、および後の実証分析における関数型特定化の際の参考とするために、理論モデルの代表的なものを節を改めて概観したい。

## 2.2 Stokey の蓄積性汚染を伴うモデル

以下では、最適成長理論のフレームワークで環境クズネツ曲線を理論的に導出している代表的な研究として Stokey (1998) を取りあげ、赤尾 (2002) や伊ヶ崎 (2004) を参考にしながら理論的な解説を行う。

Stokey (1998) では、(a) 静学モデル、(b) フロー汚染物質の動学モデル、(c)

---

あるから、その意味において静学モデルよりも動学モデルが相応しいように思われる。

\*<sup>5</sup> 要するに、追加的な所得の増加分は汚染削減の支出に廻るというストーリーからこの条件が導出されている。

\*<sup>6</sup> Andreoni and Levinson (2001) は理論モデルの簡単なサーベイも行っている。



外生的技術進歩を (b) に組み込んだ動学モデル, (d) ストック汚染物質の動学モデル, の 4 種のモデルが分析され環境クズネツ曲線が導出されている。地球温暖化問題は二酸化炭素をはじめとする温室効果ガスの大気中への蓄積が問題となっていることから, 本稿では二酸化炭素というストックの汚染物質を念頭に置く。したがって, ここで展開されているモデルのうち, (d) のストック汚染物質を伴うモデルを取りあげることにする。

このモデルでは, 外生的な技術進歩を組み込んだ次のコブ・ダグラス型の生産関数を設定する。

$$Y(t) = Ae^{gt}K(t)^\alpha L^{1-\alpha}z(t) \quad (1)$$

ただし,  $Y(t)$  は総生産量,  $A$  は生産性のパラメータ,  $g$  は外生的な技術進歩率\*7,  $K(t)$  は資本ストック量,  $L$  は経済全体の労働の投入量であり, 時間を通じて一定であると仮定する。 $\alpha$  は  $\alpha \in (0, 1)$  とする。

$z(t)$  は環境技術の指標を表し,  $z(t) \in [0, 1]$  とする。 $z(t) = 1$  は汚染物質を最大に排出する生産技術を表し, 逆に  $z(t) = 0$  は最もクリーンな生産技術を採用していることを表すものとする。

汚染物質は生産過程からのみ排出されるものとし\*8, 汚染排出 (フロー) を表す関数を次のように設定する。

$$x(t) = Ae^{gt}K(t)^\alpha L^{1-\alpha}z(t)^\beta \quad (2)$$

ただし,  $x(t)$  は汚染フローの各時点での排出量,  $\beta$  は環境技術と汚染フローの関係を表すパラメータで,  $\beta > 1$  とする。

$z(t) = 1$  のとき, 生産量および汚染排出量は最大になる。Stokey (1998) はこのときの生産量を「潜在的生産量」(potential output)と呼んでおり, 実際の生産量と潜在的生産量が一致することになる。 $z(t)$  を 1 から減少させると, クリーンな技術の導入とともに環境は改善されるが, 生産量の減少という代償を要求されることになる。 $z(t) = 0$  のときは生産量および汚染量ともゼロになる。このように, 実際の生産量は潜在的生産量と環境技術の積で表されているとも考えられる\*9。

\*7 Stokey(1998)では,(b)(および(a))において基本モデルとしてAKモデルをベースとしてそこに環境制約を導入している。このモデルによると,結果としてすべての変数の成長率がゼロであるような定常状態に収束してしまう。これは後に示すように $z(t)$ が時間とともに単調減少することに伴い,資本の限界生産性( $\partial Y(t)/\partial K(t) = \partial(AK(t)z(t))/\partial K(t) = Az(t)$ )も単調減少するからである。すなわち長期的な成長率はゼロになり,「持続可能な成長」は実現しないことになる。この点を修正するため,(c)および(d)のモデルでは外生的な技術進歩が導入されている。新古典派モデルと同様に外生的な技術進歩が生産性の上昇をもたらす,  $z(t)$ の低下を補うので,定常状態における成長率はプラスになる。

\*8 ゴミ問題のような,消費が環境に影響を与えるケースはここでは想定しない。

\*9 (1),(2)式から明らかであるが, $z(t)$ の値が大きいつまには, $z(t)$ をわずかに減少させることによる生産量の減少に比べて汚染排出量の減少幅の方がより大きいことになる。一方, $z(t)$ の値が小さいつまには汚染排出量の減少幅はそれほど大きくない。

1人あたりの生産量は、

$$y(t) = Ae^{gt}k(t)^\alpha z(t) \quad (3)$$

となる。ここで、 $y(t) \equiv Y(t)/L$  は1人あたりの生産量、 $k(t) \equiv K(t)/L$  は1人あたりの資本ストック量を表す。また、汚染排出量を表す(2)式は、

$$x(t) = Ae^{gt}k(t)^\alpha Lz(t)^\beta \quad (4)$$

と書ける。

無限期間生存する代表的個人の  $t$  期における瞬時的効用関数は次のようなものを想定する。

$$u(t) = \frac{c(t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{B}{\gamma} X(t)^\gamma \quad (5)$$

ただし、 $u(t)$  は代表的個人の効用、 $c(t)$  は1人あたりの財の消費量、 $\sigma$  はArrow-Prattの相対的リスク回避測度(消費の異時点間の代替の弾力性の逆数)を表すパラメータで、 $\sigma > 0$  とする。 $B$  と  $\gamma$  は汚染に対する不効用の程度を表すパラメータで、 $B > 0$ 、 $\gamma > 1$  とする。 $X(t)$  は経済における汚染ストックの水準を表す。

(5)式は、右辺第1項が標準的なCRRA(constant relative risk aversion)型効用関数であり、右辺第2項が汚染ストックから被る不効用を表す加法分離的な効用関数である。汚染の増加は消費者の効用を低下させ、さらにその限界不効用は逡増する。このように代表的個人の効用関数は環境水準に影響されることになる。

汚染の蓄積方程式は次のように書ける。

$$\dot{X}(t) = x(t) - \eta X(t) \quad (6)$$

ここで、 $\eta$  は汚染の自然浄化能力の程度(あるいは汚染除去比率)を表し、 $\eta \in [0, 1]$  であるとする<sup>\*10</sup>。なお、変数に関するドットは時間に関する導関数、すなわち、 $\dot{X}(t) \equiv dX(t)/dt$  を表すものとする。

また、資本の蓄積方程式は、

$$\dot{K}(t) = Ae^{gt}K(t)^\alpha L^{1-\alpha}z(t) - \delta K(t) - C(t)$$

すなわち、

$$\dot{k}(t) = Ae^{gt}k(t)^\alpha z(t) - \delta k(t) - c(t) \quad (7)$$

となる。ここで、 $\delta$  は資本減耗率であり、 $\delta \in [0, 1]$  とし、 $C(t) \equiv c(t)L$  は総消費量を表す。

<sup>\*10</sup>  $\eta = 1$  のときは、汚染ストックが当期中に除去されてしまうことから、フローの汚染物質を意味する特別な場合と考えられる。

以上の設定のもとで，社会的計画者は次の代表的個人の目的関数最大化問題を解くことになる．

$$\begin{aligned}
 \text{(問題)} \quad & \max \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \left( \frac{c(t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{B}{\gamma} X(t)^\gamma \right) dt \\
 & \text{subject to} \quad \dot{k}(t) = Ae^{gt} k(t)^\alpha z(t) - \delta k(t) - c(t) \\
 & \quad \quad \quad \dot{X}(t) = Ae^{gt} k(t)^\alpha L z(t)^\beta - \eta X(t) \\
 & \quad \quad \quad k(0) = k_0, \quad X(0) = X_0
 \end{aligned}$$

ただし， $\rho$  は主観的割引率であって， $\rho \in (0, 1)$  とする．

定常状態 (stationary state) への最適経路上においては，次の条件が満たされることになる (補論 A.1 節参照)．

$$c(t) = \lambda(t)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (8)$$

$$z(t) = \begin{cases} 1 & (\lambda(t) \geq \mu(t)\beta L \text{ のとき}) \\ \left( \frac{\lambda(t)}{\mu(t)\beta L} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} & (\lambda(t) < \mu(t)\beta L \text{ のとき}) \end{cases} \quad (9)$$

$$\frac{\lambda(\dot{t})}{\lambda(t)} = \begin{cases} \rho + \delta - \alpha \left( 1 - \frac{\mu(t)L}{\lambda(t)} \right) \frac{y(t)}{k(t)} & (z(t) = 1 \text{ のとき}) \\ \rho + \delta - \alpha \left( 1 - \frac{1}{\beta} \right) \frac{y(t)}{k(t)} & (z(t) < 1 \text{ のとき}) \end{cases} \quad (10)$$

$$\frac{\mu(\dot{t})}{\mu(t)} = \rho + \eta - \frac{BX(t)^{\gamma-1}}{\mu(t)} \quad (11)$$

ただし， $\lambda(t)$ ， $\mu(t)$  はそれぞれ資本ストック  $k(t)$ ，汚染ストック  $X(t)$  のシャドー・プライス (shadow price) あるいは効用単位での帰属価値を表す．

次に各変数の動学を検討する．このモデルには 2 つの状態変数 (state variable)  $k(t)$ ， $X(t)$  があるので，位相図 (phase diagram) による分析は不可能である．そこで，いくつかの変数に焦点を当てて考察する．今，初期資本ストック  $k(0) = k_0$  が定常状態より小さな値をとっているものとする．このとき資本ストック  $k(0)$  のシャドー・プライス  $\lambda(0)$  は汚染ストック  $X(0)$  のシャドー・プライス  $\mu(0)$  より十分大きく，その結果  $z(0)$  は 1 の値をとる． $k(t)$  は最適経路において定常状態に向けて通時的に上昇するが， $t$  が十分小さい場合 (経済発展の初期段階にある場合) は  $k(t)$  は小さく， $z(t) = 1$  の状態となる． $z(t) = 1$  のときは  $y(t)$ ， $k(t)$ ， $x(t)$  とともに通時的に上昇する．しかし資本蓄積が進むにつれて， $\lambda(t)$  は低下し， $\mu(t)$  は上昇する．そしてある時期を過ぎると  $\lambda(t)$  は  $\mu(t)$  より小さくなり， $z(t) < 1$  となる．その後  $z(t)$  は通時的に減少する．この場合，汚染排出量も減少する可能性がある．

次に定常状態に焦点を当て，長期的な成長率を見してみる．この経済は唯一の (内点) 定常状態に収束する．定常状態における  $y(t)$ ， $k(t)$ ， $c(t)$  の成長率は同

一となり、それは、次式で与えられる。

$$g_y = \frac{\gamma(\beta - 1)g}{(1 - \alpha)\gamma(\beta - 1) + (\gamma + \sigma - 1)} \quad (12)$$

ここで、 $g_y$  は添字の変数に関する成長率を表す ( $g_y \equiv \dot{y}/y$ )。このとき汚染排出量の変化率は次式となる (補論 A.2 節参照)。

$$g_X = g_x = \frac{1 - \sigma}{\gamma} g_y \quad (13)$$

したがって  $\sigma > 1$  のとき、かつそのときに限って (13) 式の汚染排出量変化率はマイナスになり、長期的に汚染ストックは減少する<sup>\*11</sup>。すなわち環境クズネッツ曲線は右下がりになる<sup>\*12</sup>。

以上をまとめると、経済発展の初期段階では生産の増加とともに汚染排出も増加するが、経済がある一定水準にまで発展すると省エネなど環境に配慮した生産技術が導入され、汚染排出量が減少する。すなわち環境クズネッツ曲線が理論的に導出されたことを示している。ただしそれは、消費の異時点間の代替の弾力性に関する条件を伴う。以上のモデルで理論的に導出された環境クズネッツ曲線を模式的に示すと図 2 のようになる<sup>\*13</sup>。

< 図 2：環境クズネッツ曲線 (Stokey モデル) >

### 2.3 環境クズネッツ曲線の問題点 (1) 概念的・理論的側面

環境クズネッツ曲線は上で見たように理論的にも、また、次節で触れるように実証的にも非常にナイーブな仮説であると言える。そのためこれまでに多くの研究成果がもたらされることになったが、その一方で多くの批判的検討も行われてきた。そこでここでは主として環境クズネッツ曲線の概念的あるいは理論的側面に対するこうした批判や問題点を簡単に整理してみたい。

<sup>\*11</sup> 上でみたように、Stokey (1998) のモデルでは技術進歩が外生的に与えられている。伊ヶ崎 (2004) では技術進歩を内生化する試みを行っている。そこでは持続可能な成長が可能となっており、かつ (技術進歩が内生的、外生的にかかわらず  $\sigma > 1$  のときに) 汚染排出量は通時的に減少することが示されている。

<sup>\*12</sup> (12)、(13) 式から明らかなように、 $\eta$  は長期的な成長率および汚染排出量変化率には含まれない。すなわち汚染のストックとフローの相違は長期的な成長率および汚染排出量変化率に影響を与えないことがわかる。宇沢 (1995) においても最適成長モデルによって二酸化炭素のストックとフローの相違は成長率と無関係であることの指摘がなされている。また、資本ストックの減耗率  $\delta$  も長期的な成長率および汚染排出量変化率に影響を与えないことがわかる。

<sup>\*13</sup> Selden and Song (1995) では、Stokey (1998) と同様に動学的最適化問題を解くことにより環境クズネッツ曲線を導出しているが、その形状は、ある所得水準までは汚染レベルが「上昇して」その後「下降する」ということを示しているにすぎない。すなわち、「逆 V 字型」曲線の可能性もあり得る。

環境クズネツ曲線仮説については、(1) 低所得のうちは、環境と経済成長はトレード・オフの関係にあるので、成長のためには多少の環境汚染はやむを得ず、その結果として不可逆的な環境破壊を生じさせる可能性があること、(2) 汚染の増大に伴い、環境は希少な財になり、その価値は増加すること、また、成長に伴う資本蓄積もあって、適切な汚染防止対策がとられるようになることから、成長と環境保全の両立がはかられるようになる、という理解が一般的になされる傾向がある。しかしながら、批判的検討の契機となった Arrow *et al.* (1995) は、「いくつかの環境指標で経済成長と環境改善が関連づけられたとしても、一般に環境改善を誘発するためには経済成長だけで十分であるということではなく、経済成長による環境への影響を無視してよいということでもない」と述べている。この批判はある意味当然の指摘であって異論を挟む余地はなかろう。彼らはこの点に加えていくつかの問題点の指摘を行っている。また、他の論文でもこれを踏まえた形でさまざまな問題点のさらなる指摘もなされている。

Arrow *et al.* (1995) やその後発表されたいくつかの論文で指摘されている問題点を要約すると次のようになる<sup>\*14</sup>。

問題の第1は、環境破壊が生産および所得に及ぼすフィードバック効果が考慮されていないことである。本来であれば環境破壊は成長を抑止する方向に影響を与えると考えられるが、環境クズネツ曲線では所得が外生変数として仮定されており、生産および所得から環境への経路しか考慮されていないため、こうしたフィードバックのメカニズムが考慮されていない。

第2は、システム全体における排出削減については何も言及していない点である。先進国では多くの汚染物質についてその汚染水準は環境規制の導入や技術進歩により低下した。しかし、ある国におけるある汚染物質の削減は、その物質と代替的な他の汚染物質の排出をもたらしたりするかもしれない。あるいは、当該物質の他国での排出を誘発したりするなど、他の問題を誘発する可能性も考えられる。

第3は、貿易の影響に関するものである。労働や天然資源が相対的に豊富な途上国が、人的資源が豊富な先進国より汚染を伴う生産に比較優位を持つ。貿易が比較優位に基づいて行われるとするならば、途上国は汚染集約的な産業に特化し、排出を増加させることになる。また、先進国における環境規制の増加は、より規制が緩い国や地域への汚染集約的産業の移転を伴う<sup>\*15</sup>。こうした汚

<sup>\*14</sup> Arrow *et al.* (1995) を巡っては、*Ecological Economics*, Vol. 15, No. 2, 1995年、*Environmental and Development Economics*, Vol. 1, Part 1, 1996年、においていくつかの議論が行われている。

<sup>\*15</sup> 大抵の場合は、環境の改善は所得の上昇と言うよりもむしろ、外部不経済を内部化するための当該国の制度上の改革、すなわち環境規制の導入やインセンティブを伴う制度の導入、あるいはそこから派生する技術革新によってもたらされるのではないかとする指摘もある。

染集約的産業の移転は、より低所得国へと向かうことになる<sup>\*16</sup>。しかし環境クズネツ曲線ではこのような貿易の影響（あるいはリーケージの影響）が考慮されていない。

第4は、所得分布と長期的動向に関するものである。個々の国や汚染物質に関して環境クズネツ曲線の存在が確認されたとしても、世界の所得分布は一樣ではないことが問題になる。世界では途上国に属する人口が大部分であるので、環境クズネツ曲線の右上りの部分に位置する彼らが成長を続ける今後相当の長期間にわたって、世界全体で見た汚染水準は悪化し続けると予想される。すなわち、地球規模で見た環境クズネツ曲線は単調増加の可能性がある<sup>\*17</sup>。

### 3 実証分析

#### 3.1 先行研究

環境クズネツ曲線は、前節で見たように多くの問題点を指摘されながらも、解明されていない点が多いなどその不完全性がゆえに研究者の関心を引くことになった。元々実証研究が先行していたこともあって、これまでに豊富な研究蓄積がある。そのすべてを網羅することは困難であるので、ここでは代表的な研究のいくつかを取り上げる。

Grossman and Krueger (1991) の先駆的な研究以来、環境クズネツ曲線の実証研究においては、1人あたり所得水準の2次式によって1人あたり汚染水準を説明しようとするものが一般的となっている<sup>\*18</sup>。標準的な回帰式は次のようなものであり、これは現在多くの実証研究においてパネルデータが用いられていることに対応している。

$$\left(\frac{E}{P}\right)_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta_1 \left(\frac{\text{GDP}}{P}\right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{\text{GDP}}{P}\right)_{it}^2 + u_{it} \quad (14)$$

ここで、 $E$  は環境汚染の指標、 $P$  は人口である。また、 $i$  は国や地域、 $t$  は時間、 $\mu_i$  は個別効果、 $\lambda_t$  は時間効果を表している<sup>\*19</sup>。

このとき、 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$  で統計的に有意であって、汚染水準が低下に転じる「転換点」(turning point) が常識的に考えて納得できる水準にあれば環境クズネツ曲線が成立するとするものである (Selden and Song, 1994)。 (14) 式

<sup>\*16</sup> 最後に汚染移転を受けた国は、経済成長を実現できたとしても、それ以上汚染を移転させようとする国が既に存在しないので、環境改善を達成することは不可能かもしれない。

<sup>\*17</sup> Selden and Song (1994)、Holtz-Eakin and Selden (1995) を参照。

<sup>\*18</sup> 速水 (2000) 等、単位所得あたりの二酸化炭素排出量を被説明変数としている研究も存在するが、これは省エネなどのエネルギー利用効率の指標であり、環境クズネツ曲線あるいは環境水準一般の指標としては必ずしも適切ではないかもしれない。

<sup>\*19</sup> 本節では、変数記号の表記法が2.2節とは異なっている点、注意する必要がある。

の場合、転換点を示す 1 人あたり所得水準は  $(-\beta_1/(2\beta_2))$  で与えられる。そして、実証分析上の最大の関心は転換点の水準がどのくらいであるかということにある。

実際の分析では (14) 式を基本とするが、特に森林などの天然資源利用を分析対象にする場合は、被説明変数がゼロ以下になることは許されない。この点を考慮して対数線形や半対数線形にしたモデルもある。また、1 人あたり所得水準の 3 次の項を加えている分析も多い。これは、所得の上昇により汚染水準が低下するのは一時的なもので、技術的な限界等の理由により、さらに高い所得の段階に移行すると逆に汚染水準が悪化する、すなわち、環境クズネツ曲線は N 字型を示すという仮説にしたがった定式化である。さらに追加的な説明変数を伴った研究も存在する\*<sup>20</sup>。

これまでの実証研究においては、大気の質、水質、廃棄物、都市衛生、エネルギー利用等が対象になってきた。とりわけ大気質（二酸化硫黄：SO<sub>2</sub>、窒素酸化物：NO<sub>x</sub>、一酸化炭素：CO、二酸化炭素：CO<sub>2</sub>、粒子状浮遊物質：SPM）に関するものが研究の中心を占めている。

二酸化炭素以外の大気質に関する代表的な研究としては以下のものがある。Selden and Song (1994) は、二酸化硫黄、粒子状浮遊物質、窒素酸化物、一酸化炭素の分析を行っており、環境クズネツ曲線の成立を確認している。転換点は 10,000 米ドル (1985 年価格) 前後の水準となっている。特徴的な点としては説明変数に人口密度を加えている点である。Grossman and Krueger (1995) は大気質と河川水質に関する計 14 種類の環境指標を対象にして検討している。そのほとんどの環境指標について環境クズネツ曲線が成立することを確認している。転換点は多くの環境指標で 8,000 米ドル (1985 年価格) 未満となっている。Cole *et al.* (1997) では、追加的ないくつかの説明変数を利用し、ローカルな大気汚染物質について環境クズネツ曲線の成立を支持している。転換点は汚染物質によって異なるが 6,000 から 18,000 米ドル (1985 年価格) の水準となっており、サンプルの範囲内に収まっている。Stern and Common (2001) は硫黄排出物を対象にしている。逆 U 字型の関係を確認しているが、サンプルとして OECD 諸国を採った場合は、転換点もサンプル内の妥当な水準 (9,181 米ドル, 1990 年価格) であるのに対して、非 OECD 諸国や全世界をサンプルにした場合には転換点の水準が極端に高くなり、実質的には単調増加の関係を示している。このように、サンプルの選択が重要な影響を及ぼすことを指摘している。

以上のように、人間の健康に直接的な影響を及ぼす大気汚染物質のいくつか

\*<sup>20</sup> Agras and Chapman (1999) では、所得以外の説明変数をサーベイしている。しかし、過去の研究においては結局のところ所得の説明力が一番高いとしている。Stern (1998)、Neumayer (2002) でも同様の結論を支持している。

の環境指標については環境クズネツ曲線の成立を支持する研究が多い。しかし、環境改善が開始する転換点については一致した見解や合意は見られない。

一方、二酸化炭素など地球規模での汚染物質については、他の大気質に比べて研究の蓄積は少なく、かつ環境クズネツ曲線の成立について明快な結論は得られていないのが現状である。二酸化炭素に関する代表的な研究としては次のものがある。Shafic (1994) は World Bank (1992) を発展させたものであるが、そこでは環境クズネツ曲線は単調増加するとしている。Holtz-Eakin and Selden (1995) では逆 U 字の関係を見出しているが、その転換点は 35,428 米ドルまたは 800 万米ドル以上の極端に高い値であり、実質的に単調増加に等しい。Schmalensee *et al.* (1998) では、同じデータを利用し高所得の国において負の所得弾力性が確認できること、つまり環境クズネツ曲線の成立を支持しており、その転換点もサンプルの範囲内にあるとしている。Agras and Chapman (1999) は説明変数にエネルギー価格と貿易量-GDP 比を採用している。さらに自己回帰分布ラグ (autoregressive distributed lag: ADL) モデル (ADL(1,0)) を採用し、ダイナミックな過程を考慮している点に特徴がある。結論としてエネルギー価格は重要な説明変数となりうることを指摘し、転換点は 13,630 ドル (1985 年価格) としている。速水 (2000) は、1995 年時点ののクロス・カントリー 25 カ国のごく簡単な分析である。所得あたりの排出量を 1 人あたり所得で説明している。環境クズネツ曲線が成立するとしており、その転換点は 10,000 米ドル (1995 年価格) 弱となっている。Cole (2003) は、貿易の影響を考慮しているのが特徴である。環境クズネツ曲線の成立を確認しており、転換点の水準は採用するモデル (説明変数) により差があるが、20,352 から 56,696 米ドル (1985 年価格) の幅にあるとしている。Dijkgraaf and Vollebergh (2005) では、転換点として 20,600 米ドル (1990 年価格) を得ているが、各国のパラメータの同質性は成立しないという結論を得ている。つまり、各国共通の環境クズネツ曲線は成立せず、個別効果で各国の異質性を考慮するのみならず、所得にかかるパラメータにも異質性を許す必要があると主張している。Richmond and Kaufmann (2006) では、変数欠落バイアスに対応するため、説明変数に燃料種別のシェアを採用している。結論として全サンプルでは環境クズネツ曲線が成立し、転換点は 29,687 米ドル (1996 年価格) を得ている。また、OECD 諸国のみから構成されるサブサンプルでも成立を確認している (転換点は 25,450 米ドル) が、非 OECD 諸国のみサブサンプルでは成立しないとしている。Galeotti *et al.* (2006) は IEA のデータと ORNL のデータとで推定結果を比較している。加えて従来の所得の多項式とは別の関数型を採用し検討を加えている点が特徴的である。環境クズネツ曲線の成立を確認しており、転換点は採用する関数型やデータ・ソースにも依存するが、OECD 諸国で 15,698 米ドルから 16,595 米ドル、非 OECD 諸国のサン



ブルで 15,600 から 21,186 ドル（1990 年価格）の範囲にあるとしている（表 1 参照）。

< 表 1：環境クズネツ曲線（二酸化炭素）に関する代表的実証研究 >

このように、二酸化炭素の場合は、環境クズネツ曲線は単調増加するという場合と成立するという場合が並存している。推定期間が長いほど成立するという結論が多くなる傾向がある。成立するという場合も転換点は 20,000 米ドルを超えているケースが多く、他の汚染物質と比べて高い水準にあるというのが現状の研究動向である。また、二酸化炭素に関しては、個別の国に関して成立が観察されたとしても、世界全体では単調増加となり成立しないと結論する研究もあり、サブサンプルと全体とでは異なる推定結果である研究結果も多い。

以上をまとめると、大気質に関して環境クズネツ曲線が観察されるのは、汚染エリアがローカルであって、比較的短時間のうちに分解されるという意味でフローの、しかも規制が導入されているという特徴を持つ汚染物質についてであると言える。二酸化炭素のようなストックで規制がないという特徴を有する汚染物質では、環境クズネツ曲線の存在については議論の余地が残されているという見方が一般的である。

### 3.2 環境クズネツ曲線の問題点 (2) 実証的側面

環境クズネツ曲線の実証研究については、以上で言及したもの以外にもさまざまな環境指標を対象にして、大変多くの結果が報告されている。これらの成果を踏まえて、ここでは環境クズネツ曲線の実証分析の観点から見た問題点を簡単に整理してみたい。

問題の第 1 は、モデルの定式化に関するものである。推定モデルは初期の頃から現在に至るまで (14) 式のように、所得の多項式で回帰するのが標準的手法となっている。一方、理論モデルによる説明は実証分析に比べ遅れて進展したが、理論モデルに忠実な実証分析は存在しない。環境クズネツ曲線は所得の多項式による推定が現在でも行われているが、この理由のために推定されたパラメータの値に対する経済学的な解釈をすることはできず、理論と実証との間に距離感があるナイーブなものとなっている。このような定式化による推定がやむを得ないと考えられているのは、主として環境指標データの利用可能性やデータの質の問題が大きいと思われる。

また、多くの実証研究はパネルデータに基づいて行われており、個別国の環境クズネツ曲線の推定はあまり行われていない。パネルデータによる推定は、すべての国が同様の軌跡を持つことを想定している。しかし、容易に想像がつくように、実際には自然条件や社会状況など経済発展を規定する各種の条件は

国ごとに異なる。また、途上国では後発の利益により、環境クズネツ曲線が左下にシフトしている可能性も考えられる。このためパネルデータによる分析手法に対する疑問もある。Dijkgraaf and Vollebergh (2005) はパネルデータを用いた各国同一のパラメータ推定には問題があると主張し、二酸化炭素に関する環境クズネツ曲線の存在に疑問を呈している。

定式化に関しては、変数欠落のバイアス (omitted variable bias) の問題も指摘されている。所得の多項式による推定が行われた場合にも、所得以外に環境指標に影響を与えると考えられる変数、例えば貿易の影響やエネルギー価格の影響などが欠落しているという問題である\*<sup>21</sup>。

問題の第 2 は、計測に際しての技術的な問題である。一つには同時性 (simultaneity) の問題がある。前述のように環境クズネツ曲線は所得の多項式により推定されているが、これは外生変数である所得から環境負荷への因果関係を示すものにすぎず、逆方向の因果関係については何も説明していない\*<sup>22</sup>。また、前述した変数欠落のバイアスは、系列相関の問題をもたらしほか、固定効果推定とランダム効果推定の推定量の大きな相違を招いたり、サブサンプルの採り方次第で推定量にバラツキが出たりするなどの弊害をもたらししている。

不均一分散の問題も指摘されている。パネルデータによる分析は個別経済主体の相違に焦点を当てているので、一般的にこの問題はパネルデータでは常に存在する。環境クズネツ曲線に関しても、その背景にある各国の社会的条件は異なるのが自然である。さらに、Stern and Common (2001) が指摘するように、データの定常性の問題がある。これまでの環境クズネツ曲線に関する実証研究では、データの定常性についてはあまり意識されていなかった。最近になって Perman and Stern (2003)、および二酸化炭素のデータに関しては Cole (2003)、Dinda and Coondoo (2006) や Richmond and Kaufmann (2006) などごく少数が単位根検定や共和分検定を行っているにすぎない。

以上のように、これまで報告されてきた環境クズネツ曲線の推定結果には多くの問題があると言わざるを得ない。しかしながら、こうした点を改善しようとする場合にも、環境に関する利用可能なデータが質的にも量的にもきわめて不十分であるという現状を踏まえると、困難や限界に直面せざるを得ない。

---

\*<sup>21</sup> 説明変数に貿易の影響を加えたものとして、Suri and Chapman (1998)、Cole (2003, 2004) がある。エネルギー消費構造の影響を考慮したものとして Richmond and Kaufmann (2006) がある。また、気温などの自然要因を考慮したものとして Neumayer (2002) がある。

\*<sup>22</sup> Coondoo and Dinda (2002) は二酸化炭素排出と所得について、1960-90 年のデータによりグレンジャーの因果関係テストを行っている。途上国では因果関係なしあるいは所得から排出の因果関係が見られ、先進国では排出から所得への因果関係があると報告している。

### 3.3 パネルデータの定常性

#### 3.3.1 データ・ソース

環境クズネツ曲線の推定を行う前に、利用するデータについて検討を加える。

本稿では推定にあたって利用可能な最新のデータを採用する。このことは本稿の特徴の一つである。これまでの二酸化炭素に関する環境クズネツ曲線の実証分析では大半が 1990 年前後ないし 1995 年までのデータを用いており、ごく最近になって Dijkgraaf and Vollebergh (2005) などいくつかの研究が 1997 年までのデータを分析しているにすぎなかった。本稿では 2003 年までのデータを分析対象とすることにより、1997 年に採択された京都議定書が何らかの構造変化をもたらしたのであれば、それを確認することも目的の一つとしている。

各国の二酸化炭素データは、先行研究と同様に Oak Ridge National Laboratory (ORNL) のものを利用した。このデータでは化石燃料の消費とセメント生産からの二酸化炭素排出量が利用可能となっており、最新のデータでは 2003 年までの排出量が提供されている。

1 人あたり所得に関するデータは、基本的に Penn World Table Version 6.1 (PWT 6.1) (Heston *et al.*, 2002) を利用した。1 人あたり実質 GDP のデータとして採用したのは系列 RGDPCH である。ただし、PWT 6.1 に収録されている国・地域のうち、Grade D であるもの（推定精度が相対的に劣るもの）については、これを分析対象から除外している。なお、この系列は 2000 年までのデータしか収録されていない。そこで二酸化炭素データと同様に 2003 年まで利用可能とするために、世界銀行のデータ (*World Development Indicator 2006*: WDI 2006) を利用してデータを補完した<sup>\*23</sup>。具体的には、RGDPCH は購買力平価 (PPP) で調整されており、かつ、連鎖方式 (chain series) で作成されているので、これに WDI の購買力平価で調整された 1 人あたり実質 GDP データを 2000 年で水準調整して接続し、各年を基準として延長するという簡便な方法によった。

また、異常値による変動を回避するため、各国のデータの分布状況を検討した結果、二酸化炭素排出量のデータに特異性があるルクセンブルクを除外した。

本稿で利用するデータセットは、以上のような方法により ORNL と PWT 6.1 から共通して得られた 120 ヶ国・地域について、基本的に 1960 年から 2003 年までの時系列データを利用して構築したパネルデータである。分析対象とした国・地域を「気候変動枠組条約」附属書の分類から整理すると、表 2 のように

<sup>\*23</sup> Grossman and Krueger (1995) においても同様の方法でサンプル数を増加させている。

なる\*<sup>24</sup>。後の実証分析ではこの分類に基づくサブサンプルによる推定も行う。また、時系列方向に関しては、一部の国について 2003 年までのデータ補完や 1960 年までのデータの遡及が不可能だったケースもある。そのため分析対象とするデータセットは非バランス型・パネルデータ (unbalanced panel data) である。120 カ国・地域のうち 1960 年から 2003 年までデータが揃っているのは 74 カ国・地域 (全体の 62 %) である。分析対象の 120 カ国・地域は 2003 年において、人口ベースで見ると世界の約 92 % (WDI 2006) を占めており、また、二酸化炭素排出量で見ると世界全体の排出量の約 89 % (ORNL) をカバーしている。

<表 2：分析対象国 (気候変動枠組条約附属書に基づく分類) >

分析対象となるデータの記述統計量は、表 3 のようになる\*<sup>25</sup>。平均値を見るといわゆる先進国グループである「附属書 II 国 (23 カ国)」の値が二酸化炭素排出量、実質 GDP とも高い。「非附属書 I 国 (82 カ国)」および「気候変動枠組条約の非対象地域 (2 地域)」(以下、この 84 カ国・地域を「非附属書 I 国 (84 カ国)」という) はいわゆる発展途上国のグループであるが、シンガポール、香港、マカオ、韓国といった比較的所得の高い国・地域も含む。また、「市場経済移行国 (13 カ国)」はほとんどの国において 1992 年以降のデータしか揃っていないことを踏まえると、分析結果にはある程度のバイアスが生じる可能性がある点、留意が必要である。

<表 3：記述統計量 >

### 3.3.2 パネル単位根検定

環境クズネツ曲線の実証分析においてはパネルデータの利用が主流となっている。パネルデータでも時系列方向にかなり長期にわたるのであればデータの定常性について考慮する必要があるが、これまで定常性に関して注意が払われることは少なかった。パネルデータが非定常な変数である場合、時系列データ分析と同様に見せかけの (spurious) 回帰となってしまうおそれがある。しかし、個別主体ごとの単位根検定は検定力が低く\*<sup>26</sup>、データが非定常過程であ

\*<sup>24</sup> 先行研究においては分析対象国を OECD 諸国と非 OECD 諸国とに分類しているものがほとんどである。環境クズネツ曲線は経済発展との関連を捉えるものであるからこの分類方法は適切なものであると言える。本稿において気候変動枠組条約附属書の分類にしたがったのは、附属書 I 国の大部分は OECD に加盟しており、先行研究の分類と大きな差はないこと、さらに、地球温暖化問題の国際交渉が当該条約に基づくグループで行われることが多いといった政治的な背景を意識していることによる。

\*<sup>25</sup> 1 人あたり実質 GDP の 2 乗項については省略している。

\*<sup>26</sup> 通常の個別主体ごとの単位根検定がパネルデータによる単位根検定に比べて検定力 (power) が低いのは、主として時系列方向のサンプル数が不足しがちなためであると考えられている。

るという帰無仮説を受容しがちであるという問題点がある。近年、パネルデータの単位根検定に関する手法が発展してきたことにより、分析に先立ってデータの特性について検討を加える研究も現れ始めた。Perman and Stern (2003) は硫黄排出物を対象としているが、回帰分析で使用する各変数に関してパネル単位根検定を行っており、「単位根がある」という帰無仮説を棄却できないという結論を得ている。Cole (2003) は二酸化炭素排出量および所得その他の説明変数に関してパネル単位根検定を実施しているが、同様に帰無仮説を棄却することはできず、1 階の階差をとった系列が定常であること、すなわち  $I(1)$  であるという結論を得ている。

本稿においても使用する各変数に関して分析対象の 120 カ国をサンプルにパネル単位根検定を実施した。パネル単位根検定としては、Levin and Lin (1993) を拡張した Levin, Lin and Chu (2002) テスト (LLC)、Im, Pesaran and Shin (2003) テスト (IPS)、Maddala and Wu (1999) および Choi (2001) による Fisher type ADF (Augmented Dickey-Fuller) テスト (F-ADF)、Hadri (2000) テストなどいくつかの手法が提案されている。

本稿では LLC、IPS および頑健性チェックの意味も含めて F-ADF による 3 通りの検定を行った<sup>\*27</sup>。パネル単位根検定は仮定の相違に基づき大きく 2 つのタイプに分類されるが、LLC は第 1 のタイプに、IPS および F-ADF は第 2 のタイプに対応するものである (補論 B.1 節参照)。検定に当たっては定数項 (individual effects) を含めたモデルを採用し、さらにトレンドの有無を考慮した。結果は表 4 のとおりである。なお、1 人あたり二酸化炭素排出量を “ $CO_2/P$ ”、1 人あたり実質 GDP を “ $GDP/P$ ”、およびその 2 乗を “ $(GDP/P)^2$ ” と表記することにする。

#### <表 4：パネル単位根検定>

第 1 に、 $CO_2/P$  についてレベルに関する検定結果 (表 4 上段) を見ると、トレンドの有無にかかわらず、すべての検定において「単位根がある」という帰無仮説を有意水準 10 % でも棄却できないという結果になった。1 階の階差をとると (表 4 下段) 帰無仮説を棄却することができ、定常過程となることがわかる。第 2 に、 $GDP/P$ 、および  $(GDP/P)^2$  についてレベルに関する検定結果を見ると、トレンドの有無にかかわらずいずれの検定でも帰無仮説を棄却できない。すなわち、単位根の存在が疑われることを示している。しかし 1 階の階差をとった場合は帰無仮説を棄却することができ、定常過程となる。以上の検定結果を踏まえ、以下の分析においては各変数とも  $I(1)$  であると仮定することに

<sup>\*27</sup> Perman and Stern (2003) および Richmond and Kaufmann (2006) は LLC および IPS の手法を、Cole (2003) および Dinda and Coondoo (2006) は IPS の手法をそれぞれ用いている。

する。

### 3.3.3 パネル共和分検定

本稿で用いる各変数は非定常であるので、データの水準を用いた回帰分析は見せかけのものになる。しかし、ここでは各変数が  $I(1)$  であることを前提として、(14) 式にあるような関係が長期的に安定した均衡関係として成立するか否かをパネル共和分検定により検証する。長期的な均衡関係が確認できれば各変数が定常性を満たさない場合であっても見せかけの回帰ではなくなる。パネル共和分検定についてもいくつかの手法が提案されている（補論 B.2 節参照）。単位根検定と同様に共和分検定においても、個別主体ごとの検定に比べてパネル共和分検定は検出力が高いことが知られている<sup>\*28</sup>。

本稿では検定の頑健性を確認する意味も含めて、Kao (1999) および Pedroni (1999) の 2 通りの方法により検定を行った<sup>\*29</sup>。Kao (1999) の ADF テストにおけるラグ数は 1 とした。検定統計量の計算には GAUSS 上で動作する NPT 1.3 (Chiang and Kao, 2002) を利用した。結果は表 5 のとおりである。

<表 5：パネル共和分検定>

検定結果からは、いずれの検定方法においても帰無仮説は有意に棄却されており、 $CO_2/P$ 、 $GDP/P$ 、 $(GDP/P)^2$  の各変数間において共和分関係が検出されていることがわかる。すなわち、これらの各変数は長期的に安定した均衡関係にあることを支持していることになる。

以上の結果を踏まえ、以下における環境クズネツツ曲線の推定においては、長期的関係として各変数のレベル・モデルを用いた推定を行うことにする。

## 3.4 環境クズネツツ曲線の推定

### 3.4.1 推定方法

先にも述べたように、先行研究においては理論モデルにしたがった構造型による推定を行った実証研究は存在しない。その理由の一つは、前節で見たように理論モデルでは環境クズネツツ曲線の成立がパラメータに依存する形になっており、その代理変数となりうる適切なデータを見つけるのは困難であるためであると思われる。また、環境に関するデータそのものの利用可能性が乏しいということも実証分析を困難にしていると考えられる。このような難点を伴うために、本稿においても構造型による推定には立ち入らず、(14) 式に基づく従

<sup>\*28</sup> 個別主体ごとの小標本に基づく検定では統計量の分散が大きくなりがちであり、長期的に安定した関係が存在してもそれを検出するのは困難であることが指摘されている。

<sup>\*29</sup> Richmond and Kaufmann (2006) は Pedroni (1999) の検定手法を採用している。

来の定式化による推定を行うことにしたい。所得の多項式による推定を行うことで、他の環境クズネツ曲線研究と整合性をとったり、比較可能にしたりする利点があるとも考えられる。

以下では、(1) 静学的パネルデータ推定、(2) Arellano and Bond (1991) によるダイナミック(動的)パネルデータ推定、(3) Blundell and Bond (1998) によるシステム GMM 推定により環境クズネツ曲線を推定する。

### 3.4.2 推定(1) 静学的パネルデータ推定

多くのパネルデータを用いた先行研究で主として採用されてきたのは標準的なモデル、すなわち静学的パネルデータのモデルである。このモデルを環境クズネツ曲線の推定に適用しようとする場合には、後に示すようにいくつかの問題点を含むと考えられるが、推定結果比較のため、本稿でも先行研究にならってこの標準的な推定を新しいデータセットを用いて行うことにする。

個別主体と時系列観測値を表すインデックスをそれぞれ  $i$  および  $t$  ( $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T_i$ ) とする。 $N$  は個別主体の総数、 $T_i$  は個別主体  $i$  における利用可能な期間の数である。ここで推定するモデルは次のような二元配置誤差構成要素 (two-way error component) モデルである。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (15)$$

ここで、 $y_{it} = (\text{CO2}/P)_{it}$ 、 $x_{it} = (\text{GDP}/P)_{it}$  であり、 $u_{it}$  は攪乱項である。また、 $\mu_i$  および  $\lambda_t$  はそれぞれ個別効果と時間効果である。観察不可能な個別効果の導入は、所得の高い国は寒冷地に位置する機会が多いなどの要因をコントロールするためのものであり、観察不可能な時間効果の導入は、石油価格、技術変化、景気変動、環境政策や環境水準等のコントロールのためである。時間効果は各年のタイム・ダミーによるパラメータにて計測する。

この式についてレベルデータでの推計を行う。説明変数は 1 人あたり所得のみとするが、これは所得の説明力がもっとも高いという Stern (1998)、Agras and Chapman (1999)、および Neumayer (2002) の指摘、および先行研究においても 1 人あたり所得のみを説明変数とするケースが多いことを踏まえたものである。期待される符号条件は  $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$  である。

以下では 120 ヶ国ベースの全サンプル(以下、「全世界」という)を使用した推定を主として行うが、各グループごとの動向にも関心があることや頑健性チェックの意味も含めて、附属書 II 国、附属書 I 国、非附属書 I 国のサブサンプルごとの推定も行うことにする。

<表 6: 推定結果(1): ランダム効果モデル>

ランダム効果モデルによる推定結果は表 6 のとおりである。結果の表では個

別効果，時間効果の報告は省略している<sup>\*30</sup>。

推定されたパラメータは有意であって期待される符号条件を満たし，形式的にはすべてのケースで環境クズネツ曲線の成立を確認することができる。サブサンプルでの推計も行っている先行研究においては，所得の高い先進国では成立し，また，グローバルな規模での汚染物質については環境クズネツ曲線は成立しにくいとする結果が多いのとは対照的である。

全世界の転換点は 24,233 米ドル（1996 年価格）であり，その転換点はサンプル内にあることがわかる。グループ別の転換点を見ると，最低は附属書 II 国の 24,970 米ドル，附属書 I 国は 31,184 米ドルとなっている。いずれのグループにおいても転換点はサンプル内にあり，先行研究に近い水準であることが確認できる。なお，附属書 I 国は附属書 II 国に市場経済移行国を加えたものである。市場経済移行国が転換点の上方シフトをもたらしていると考えられるが，市場経済移行国のサンプル数が少ないため，結果の評価には留意を要する。

非附属書 I 国の転換点は 27,545 米ドルであり，やはりサンプル内に存在することがわかる。これらの国々の推定された転換点は，先行研究の結果と比較すると低い数値になっている。しかし，この数値はサンプルの上限（28,999 米ドル）に近く，これらの国々の現状の所得水準からすれば当面は単調増加に近いとも考えられる。

しかし，全世界の転換点の水準は各グループの転換点の水準よりも低くなっており，この推定結果にはやや違和感がある。

### 3.4.3 推定 (2) ダイナミック・パネルデータ (Arellano and Bond) 推定

二酸化炭素排出量と所得の関係は長期的に安定した均衡関係として捉えることができる（3.3.3 節参照）。したがって環境クズネツ曲線が成立するとすれば，それは長期的均衡への調整過程を意味しており，しかも調整過程にある程度の時間を要していると考えられる。この場合，モデルの定式化には時間要素を考慮したモデルの採用が適切になる（Perman and Stern, 2003）。一方，(15) 式のような静学的モデルは（短期的な）均衡を表している式，あるいは調整速度がきわめて速い場合の推定に妥当するものと考えられる。

また，3.2 節でも述べたとおり，(15) 式では同時性を考慮していないという大きな問題点がある。先行研究では (15) 式のような定式化を「誘導型」(reduced form) と記述しているものが多いが，誘導型であるならば，説明変数は外生変数，先決内生変数など外生性を満たすものに限られる。しかし，同時性が考えられる状況下では外生性の条件は満たされない。

これらの問題点に対処するための一つの方法として，ダイナミック・モデル

<sup>\*30</sup> 以下の推定結果の表においても同様とする。



および操作変数を用いた GMM (一般化モーメント法) 推定の必要性が高いように思われる。環境クズネツ曲線のダイナミックなプロセスが明らかになれば、それを基にした将来の変動予測に資することが可能になるとも考えられる。先行研究の中では、Agras and Chapman (1999) がダイナミックな過程を考慮しており、自己回帰分布ラグ (ADL) モデルを適用している。Halkos (2003) は硫黄排出物に関する環境クズネツ曲線の推定に Arellano and Bond (1991) によるダイナミック・パネルデータ・モデルを適用している。

Arellano and Bond (1991) による手法は、上記のような環境クズネツ曲線の静学的パネルデータの推定から生じる問題点に対する一つの解決法を与える。本稿でも Halkos (2003) にならってこのモデルの適用を試みる (補論 C.1 節参照)。二酸化炭素を対象とした環境クズネツ曲線の推定において、このモデルを適用した先行研究は、現在のところ見あたらない。GMM による推定は固定効果およびランダム効果を区別する必要がないことに加え、攪乱項の分布に関して特定化する必要がないという特長があるので、このモデルを採用することで、推定方法、統計的処理に厳密性をもたせることも可能になるというメリットがある。

推定式は次の通りである。

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (16)$$

ダイナミック・パネルデータ・モデルの特徴は、このように説明変数にラグ付き被説明変数があることである。

この式に対して GMM 推定を行うので適切な操作変数が必要になる。Arellano and Bond (1991) の手法にしたがい、ラグ付き被説明変数  $y_{i,t-1}$  と個別効果  $\mu_i$  の相関から生じる同時性バイアスは  $y_{it}$  の 2 期前以前のラグ項を操作変数とし、1 人あたり実質 GDP  $x_{it}$  およびその 2 乗項と攪乱項  $u_{it}$  の相関から生じる同時性バイアスは、 $x_{it}$  および  $x_{it}^2$  の 2 期前以前のラグ項を操作変数とする (補論 C.1 節参照)。ただし、理論的には 2 期前以前の説明変数が操作変数になりうるが、実際の推定においては必ずしもすべての操作変数を利用するのは望ましくないとも考えられている。情報の少ない操作変数は不要という発想である。事実、多くの操作変数を利用することは overfitting バイアスを生じやすい。また、本稿のように説明変数が内生変数の場合、多くの操作変数を利用することは、推定にバイアスを生じさせることも知られている。

したがって、ここでは操作変数は、被説明変数のラグ項については 10 期分 ( $y_{i,t-2}, \dots, y_{i,t-11}$ ), 内生の説明変数については 5 期分 ( $x_{i,t-2}, \dots, x_{i,t-6}, x_{i,t-2}^2, \dots, x_{i,t-6}^2$ ) とした。

推定結果は表 7 のとおりである。推定には Ox 4.04 (Doornik, 2006), および DPD 1.24 (Doornik *et al.*, 2006) を使用した。

<表 7 : 推定結果 (2) :>

Arellano and Bond (1991) ダイナミック・パネルデータ・モデル>

推定に際しては one-step 推定と two-step 推定を試みた。前者は攪乱項の均一分散を仮定するものであり、後者は攪乱項の分布に特段の制約を置かない手法である。two-step 推定については、表 7 では全世界についてのみ報告している。これは各サブサンプルを用いた推定ではパラメータが安定しなかったためである。

推定されたパラメータを見ると、すべてのグループで符号条件を満たしており、かつ、1%水準で有意であるという結果となった。

モデル特定化に関するテストは、AR(2) テストと Sargan テストを実施した(補論 C.1.2 節参照)。

AR(2) テストは攪乱項  $u_{it}$  が 2 階以上の自己相関を持たないことをテストするものである。2 階以上の自己相関を持つ場合には操作変数として利用できないものが存在することになり、ダイナミック・パネルデータ推定は適用不可能になる。これは重要な仮定である。「2 階以上の自己相関がない」という帰無仮説に対して、非附属書 I 国を除く他のグループにおいては有意水準 10%でもこれを棄却することはできない。非附属書 I 国についても 5%水準では棄却できないという結果が得られた。

Sargan テストは操作変数に関する過剰識別制約テストである。「過剰識別制約は有効である」という帰無仮説に対して、one-step 推定では附属書 II 国でこれを棄却できないが、他のグループでは棄却するという結果となり、two-step 推定では棄却できないという結果が得られた。ただし、Sargan テストは攪乱項が不均一分散のときには過剰に棄却してしまう傾向があることが指摘されている(Arellano and Bond, 1991)。one-step 推定で附属書 II 国を除くグループで帰無仮説が棄却されているのは、パネルデータに特有の不均一分散が存在しているためである可能性がある。

転換点については、全世界では 22,337 米ドル(1996 年価格)あるいは 21,819 米ドルとなった。各グループについても 21,141 米ドル(非附属書 I 国)から 26,780 米ドル(附属書 I 国)の範囲であり、いずれのグループについても各サブサンプル内に存在することが確認できた。転換点の水準については、いずれのグループでも 20,000 米ドルを超えているが、表 6 の静学的モデルの結果より低く、また、先行研究よりやや低めの結果となっている<sup>\*31</sup>。なお、本研究における結果の特徴としては、各グループにおける転換点がほぼ同じ水準になっ

<sup>\*31</sup> Halkos (2003) による Arellano and Bond モデルを用いた硫黄排出物に関する研究でも、先行研究 (Stern and Common, 2001) よりも低い転換点水準になるという結論を得ている。

ており、顕著な差がないことが挙げられる。

以上の結果を踏まえると、すべてのグループについて環境クズネッツ曲線の成立を確認できよう。

#### 3.4.4 推定 (3) システム GMM (Blundell and Bond) 推定

Arellano and Bond (1991) によるダイナミック・パネルデータ推定は、時系列方向のデータ数  $T$  が小さいときはバイアスが大きく、その結果として検定のサイズが歪むことが知られている。さらに、GMM に基づく推定法では、操作変数の弱相関問題も指摘されている。

Blundell and Bond (1998) による手法 (システム GMM 推定) は、この問題に対応するための一つの解決方法となる。この手法はダイナミック・パネルデータ推定の一つであり、Arellano and Bond (1991) の拡張となっている。具体的には、 $y$  の水準だけでなく、 $y$  の階差 ( $\Delta y$ ) と攪乱項からも有益な情報 (直交条件) を獲得し、これに基づいて操作変数を拡張して推定を行うものである (補論 C.2 節参照)。本稿においても上記の問題点を改善し推定の精度を高めるべく、この手法による推定を試みた。ここで用いた操作変数は、3.4.3 節で採用した操作変数に加え、 $\Delta y_{i,t-1}$ 、 $\Delta x_{i,t-1}$ 、および  $\Delta x_{i,t-1}^2$  とした。

推定式は (16) 式と同じであり、推定結果は表 8 のとおりである。推定には Ox 4.04 (Doornik, 2006)、および DPD 1.24 (Doornik *et al.*, 2006) を使用した。

<表 8: 推定結果 (3): Blundell and Bond (1998) システム GMM・モデル>

推定に際しては 3.4.3 節と同様に one-step 推定と two-step 推定を試みた。two-step 推定について全世界についてのみ報告しているのは、やはりサブサンプルを用いた推定ではパラメータが安定しなかったためである。

推定されたパラメータを見ると、すべてのグループで符号条件を満たしていることがわかる。また、それらは 1% 水準ないし 5% 水準で有意であるという結果が得られた。また、 $x_{it}$  と  $x_{it}^2$  のパラメータは表 7 における結果よりも小さくなっている。これは、Arellano and Bond (1991) による推定ではパラメータが過大推定だった可能性を示唆しているのかもしれない。AR(2) テストおよび Sargan テストも行ったが、結果は 3.4.3 節と同様であった。

転換点については、全世界では 21,739 米ドル (1996 年価格) あるいは 21,583 米ドルとなった。各グループごとに見ると 19,596 米ドル (非附属書 I 国) から 25,746 米ドル (附属書 II 国) の範囲となり、転換点はやはりサブサンプル内に存在することが確認できた。また、非附属書 I 国を除けば 20,000 米ドルを超える高い水準となっていることがわかる。転換点の水準を表 7 と比較すると、全世界ではほぼ同じ水準である。附属書 II 国では上昇しており、表 6 における結

果をも若干上回っている．その他のグループでは小さくなっている．さらに，各グループにおける転換点は表 7 と比較すれば若干のばらつきが見られる．

これまでの結果を総合的に判断すると，すべてのグループについて環境クズネツ曲線の成立を確認できると考えても差し支えなからう．

### 3.5 転換点に関する若干の考察

ダイナミック・パネルデータ推定による表 8 を見て興味深いのは，転換点がいわゆる発展途上国である非附属書 I 国において最小となっており，逆に先進国である附属書 II 国において最大となっていることである．先行研究では，発展途上国の環境クズネツ曲線は単調増加か，あるいは逆 U 字型曲線が成立したとしても当面は単調増加に近く，途上国の転換点はサンプルを超えた非常に高い水準であるという結果がいくつか存在する．そして，それは直観的にも受容しやすいので，広く支持されているように思われる．しかし，本稿での転換点の推定結果はこうした「通念」とは逆となっている．この結果はどのように理解すればよいのであろうか．

この点に関する解釈の一つの可能性として，京都議定書の影響に着目してみる．本稿で使用したデータは先行研究よりも期間の長い 2003 年までのデータを使用していることから，京都議定書を採択した 1997 年を境として何らかの変化が生じたのだとすれば，転換点の逆転現象はそれが反映されているのかもしれないということである．換言すれば，京都議定書の採択や批准は二酸化炭素排出量削減のため，あるいは転換点を低下させるための「制度」として影響を持ったかもしれないということである．外部不経済を内部化するような何らかの「制度」の導入は転換点をもたらしたり変化させたりするための要因の一つであると考えられるからである．以下ではこうした環境クズネツ曲線の構造変化の問題を簡単に考察してみたい．

構造変化の検証は，本来ならば Chow テストなどの仮説検定を行うべきである．しかし，ここでの問題意識にしたがって仮に 1997 年でサンプル期間を区分した場合，1998 年以降のサンプルに十分な自由度を確保できないという困難があるので断念せざるを得ない．ここでは，推定期間の終期を 1995 年から 1 年ずつ 2003 年まで変更しながら推定を繰り返し，得られた転換点の推移を簡単に検討することにする．転換点の推移は表 9 のとおりである．

#### <表 9：平均 1 人あたり実質 GDP と転換点の推移>

表 9 を見ると，1995 年から 2003 年まで推定期間を 1 年ずつ伸ばした場合，各グループの 1 人あたり実質 GDP のサンプル平均値も上昇していることがわかる．一方，転換点の推移は各グループで増減に差があることがわかる．転換

点は1997年までは各グループとも上昇しているが、1998年には低下している。このことは議定書採択の影響があった可能性とも考えられる。

さらに、非附属書Ⅰ国は1998年以降、転換点は傾向的に低下しているが、他のグループでは上昇傾向にある。このことを説明する一つの可能性として、非附属書Ⅰ国が後発の利益を享受していることが考えられる。すなわち、転換点のシフトをもたらす要因の一つとして技術進歩やイノベーションの影響が考えられるが、京都議定書の採択を受けて、特に附属書Ⅱ国からの技術移転等により非附属書Ⅰ国の転換点が低くなり、環境クズネツツ曲線自体が左方にシフトしているというものである。

2003年に非附属書Ⅰ国の転換点が大きく低下(21,316→19,596)しているのは、2002年に京都議定書を批准する国が多かったからという可能性も考えられる。表10を見ると、全世界で2002年に京都議定書を批准したのはもっとも多い55カ国である。そのうち本稿で分析対象となっているのは45カ国である。45カ国のうち附属書Ⅰ国は25カ国を占め、特に附属書Ⅱ国はEU諸国や日本などを含め19カ国に達する。多くの附属書Ⅱ国がこの年に京都議定書の拘束を受けることになったことから、クリーン開発メカニズム(CDM)等につながるような対策を本格的に進める附属書Ⅱ国が増加したという解釈である。

<表10：京都議定書締結国数(締結年別)>

以上の簡単な考察をまとめると、1997年の京都議定書の採択は、附属書Ⅱ国に対しては、自身の転換点を低下させるまでには及んでいないという点で影響を与えていない可能性がある。また、非附属書Ⅰ国の転換点に影響を及ぼすのは主として附属書Ⅱ国の経済行動であると考えれば、非附属書Ⅰ国の転換点が低下しているという意味では、京都議定書は附属書Ⅱ国に影響を与えている可能性がある。しかし、いずれも推測にすぎない。本稿の分析からはこれ以上の確定的なことは何も言えず、今後の課題として残る点である。

## 4 おわりに

本研究の特徴と結論を要約すると、以下のようになろう。

まず、先行研究と比較した本研究の特徴は、第1に、推定手法として2種類のダイナミック・パネルデータモデルを採用し、同時性バイアス等の推定における技術的な問題に対応したこと、第2に、先行研究では取り上げられることが少なかった、パネル単位根検定とパネル共和分検定を行い、パネルデータの定常性について注意を払ったこと、第3に、2003年までの最新のデータを利用し、1997年の京都議定書採択後の動向も含めて検討したことである。

得られた結論は、第1に、環境クズネツツ曲線の成立を確認したこと、第2

に、転換点の水準は全世界ベースで約 22,000 米ドル（1996 年価格）であって、その水準は先行研究の結果と比較してやや低めの水準であることを確認したことである。

推定結果を基にすると、非附属書 I 国の環境クズネツ曲線が左方へシフトしていることがわかる。その理由の一つの可能性として、京都議定書の導入が限定的に影響を及ぼしたことが考えられるが、確定的な理由とは言えない。

注意すべき重要な点は、環境クズネツ曲線が確認されたからといって、単純に経済成長を追求するような政策を採用すればよいというものではないということである。2.3 節で述べた Arrow *et al.* 等の指摘は依然として有効であると考えられる。指摘の中でも特に地球温暖化問題に関しては、世界の大部分の国が発展途上にある非附属書 I 国に属することから、その転換点の水準の高さも考慮すると、世界全体で考えた場合、当面は排出量が増加し続けるのは避けられない。

世界全体の排出量を抑制するためには、環境クズネツ曲線との関係では次の点が重要であろう。

第 1 に、環境クズネツ曲線上の転換点を生じさせるためには、二酸化炭素は将来甚大な被害をもたらす「汚染物質」であることを認識させる必要がある。それと同時に、環境改善は社会的費用を意識させる制度改革（環境規制の導入）から生じることにも認識すべきである。京都議定書の採択や批准がその役割を果たすものと期待されたが、3.5 節で見たように、京都議定書は附属書 I 国自身の転換点の低下には影響を与えていないようである。したがって、京都議定書以外の環境規制、例えば、炭素税の導入なども本格的に検討する必要があるかもしれない。また、ポスト京都議定書、すなわち 2013 年以降の国際協調の枠組、ルール役割はきわめて重要である。

第 2 に、世界の大半が位置する環境クズネツ曲線の左側の部分の場合、すなわち、所得増加とともに環境が悪化する場合は、社会的費用よりも削減費用が相対的に高いと考えられ、排出量の削減は困難である。こうした国々に対して排出量削減を促進するためには、二酸化炭素削減技術開発を急ぐべきであろう。附属書 II 国で環境技術、特にエポック・メイキングな二酸化炭素削減技術が開発・導入されれば、それは附属書 II 国自身の環境クズネツ曲線を左下方にシフトさせることになる。また、3.5 節で示唆したように、開発援助や直接投資による技術移転が行われれば、非附属書 I 国自身の環境クズネツ曲線をさらに左下方にシフトさせる可能性もある。

本稿で十分に検討できなかった問題は次のような点である。

第 1 に、推定式の定式化、精緻化にかかる問題である。本稿では所得の 2 次式を採用したが、先行研究には 3 次式を採用し、環境クズネツ曲線が N 字型を示す可能性を検討しているものもある。所得以外の説明変数採用の是非も本

稿では十分に検討していない。各国同一のパラメータを持つ環境クズネット曲線の推定に問題があるならば、random coefficient モデルなどの採用も検討に値しよう。また、所得の多項式以外の定式化も検討の余地がある。あるいは、単純な放物線よりも非線形の関数型の方が適切であるかもしれない。理論モデルにしたがった定式化ができればもっとも望ましい。

第2に、環境クズネット曲線のシフトの要因に関する検討である。京都議定書との関係は3.5節でごく簡単に考察したが、満足のいく結果ではなく、今後はこれを深める必要がある。また、技術進歩との関係を明らかにすることも興味深い点である。いずれもデータを用意するには時間を要するが、検討に値する重要な問題であると考えられる。

以上の点については今後の課題としたい。

## 参考文献

- [1] Aghion, P. and P. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press.
- [2] Agras, J. and D. Chapman (1999), “A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis,” *Ecological Economics*, 28, pp. 267–277.
- [3] Andreoni, J. and A. Levinson (2001), “The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve,” *Journal of Public Economics*, 80, pp. 269–286.
- [4] Arellano, M. (2003), *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
- [5] Arellano, M. and S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277–297.
- [6] Arellano, M. and O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29–51.
- [7] Arrow, K., B. Bolin, R. Costanza, P. Dasgupta, C. Folke, C. S. Holling, B.-O. Jansson, S. Levin, K.-G. Mäler, C. Perrings and D. Pimentel (1995), “Economic Growth, Carrying Capacity and the Environment,” *Science*, 268, pp. 520–521. (Reprinted in *Ecological Economics*, 15, pp. 91–95, in *Environment and Development Economics*, 1, pp. 104–110, and in *Ecological Applications*, 6, pp. 13–15.)
- [8] Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed.,

John Wiley & Sons.

- [9] Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill. (大住圭介訳 (1997, 1998), 『内生的経済成長論 I・II』九州大学出版会.)
- [10] Blundell, R. and S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115–143.
- [11] Bulte, E. H. and D. P. van Soest (2001), “Environmental Degradation in Developing Countries: Households and the (Reverse) Environmental Kuznets Curve,” *Journal of Development Economics*, 65, pp. 225–235.
- [12] Chiang, M-H. and C. Kao (2002), “Nonstationary Panel Time Series using NPT 1.3: A User Guide,” Center for Policy Research, Syracuse University.
- [13] Choi, I. (2001), “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 249–272.
- [14] Cole, M. A. (2003), “Development, Trade, and the Environment: How Robust is the Environmental Kuznets Curve?” *Environment and Development Economics*, 8, pp. 557–580.
- [15] Cole, M. A. (2004), “Trade, the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages,” *Ecological Economics*, 48, pp. 71–81.
- [16] Cole, M. A., A. J. Rayner and J. M. Bates (1997), “The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis,” *Environment and Development Economics*, 2, pp. 401–416.
- [17] Coondoo, D. and S. Dinda (2002), “Causality between Income and Emission: A Country Group-Specific Econometric Analysis,” *Ecological Economics*, 40, pp. 351–367.
- [18] Dasgupta, S., B. Laplante, H. Wang and D. Wheeler (2002), “Confronting the Environmental Kuznets Curve,” *Journal of Economic Perspectives*, 16, pp. 147–168.
- [19] de Bruyn, S. M. (1997), “Explaining the Environmental Kuznets Curve: Structural Change and International Agreements in Reducing Sulphur Emissions,” *Environment and Development Economics*, 2, pp. 485–503.
- [20] de Bruyn, S. M., J. C. J. M. van den Bergh and J. B. Opschoor (1998), “Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Ba-



- sis of Environmental Kuznets Curves,” *Ecological Economics*, 25, pp. 161–175.
- [21] de Bruyn, S. M. and R. J. Heintz (1999), “The Environmental Kuznets Curve Hypothesis,” in J. C. J. M. van den Bergh (ed.), *Handbook of Environmental and Resource Economics*, Edward Elgar.
- [22] Dijkgraaf, E. and H. R. J. Vollebergh (2005), “A Test for Parameter Homogeneity in CO<sub>2</sub> Panel EKC Estimations,” *Environmental and Resource Economics*, 32, pp. 229–239.
- [23] Dinda, S. (2004), “Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey,” *Ecological Economics*, 49, pp. 431–455.
- [24] Dinda, S. (2005), “A Theoretical Basis for the Environmental Kuznets Curve,” *Ecological Economics*, 53, pp. 403–413.
- [25] Dinda, S. and D. Coondoo (2006), “Income and Emission: A Panel Data-Based Cointegration Analysis,” *Ecological Economics*, 57, pp. 167–181.
- [26] Doornik, J. A. (2006), *Object-Oriented Matrix Programming using Ox*, 5th ed., Timberlake Consultants Press.
- [27] Doornik, J. A., M. Arellano and S. Bond (2006), “Panel Data Estimation using DPD for Ox,” *mimeo*. (available at <http://www.doornik.com/download/dpd.pdf>)
- [28] Ekins, P. (1997), “The Kuznets Curve for the Environment and Economic Growth: Examining the Evidence,” *Environment and Planning*, 29, pp. 805–830.
- [29] Forster, B. A. (1973), “Optimal Capital Accumulation in a Polluted Environment,” *Southern Economic Journal*, 39, pp. 544–547.
- [30] Galeotti, M. and A. Lanza (1999), “Richer and Cleaner? A Study on Carbon Dioxide Emissions in Developing Countries,” *Energy Policy*, 27, pp. 565–573.
- [31] Galeotti, M., A. Lanza and F. Pauli (2006), “Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions: A Robustness Exercise,” *Ecological Economics*, 57, pp. 152–163.
- [32] Grossman, G. M. (1995), “Pollution and Growth: What Do We Know?” in I. Goldin and L. A. Winters (eds.), *The Economics of Sustainable Development*, Cambridge University Press.
- [33] Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1991), “Environment Impacts of a North American Free Trade Agreement,” NBER Working Paper, No. 3914, NBER.

- [34] Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1995), "Economic Growth and the Environment," *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 353–377.
- [35] Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometric Journal*, 3, pp. 148–161.
- [36] Halkos, G. E. (2003), "Environmental Kuznets Curve for Sulfur: Evidence using GMM Estimation and Random Coefficient Panel Data Models," *Environment and Development Economics*, 8, pp. 581–601.
- [37] Heston, A., R. Summers and B. Atten (2002), *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- [38] Hettige, H., R. E. B. Lucas and D. Wheeler (1992), "The Toxic Intensity of Industrial Production: Global Patterns, Trends, and Trade Policy," *American Economic Review*, 82, pp. 478–481.
- [39] Holtz-Eakin, D. and T. M. Selden (1995), "Stoking the Fires? CO<sub>2</sub> Emissions and Economic Growth," *Journal of Public Economics*, 57, pp. 85–101.
- [40] Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Cambridge University Press.
- [41] Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53–74.
- [42] Islam, N., J. Vincent and T. Panayotou (1998), "Unveiling the Income-Environment Relationship: An Exploration into the Determinants of Environmental Quality," Working Paper, 98-12, Emory University.
- [43] John, A. and R. Pecchenino (1994), "An Overlapping Generations Model of Growth and the Environment," *Economic Journal*, 104, pp. 1393–1410.
- [44] John, A., R. Pecchenino, D. Schimmelpfennig and S. Schreft (1995), "Short-Lived Agents and the Long-Lived Environment," *Journal of Public Economics*, 58, pp. 127–141.
- [45] Jones, L. E. and R. E. Manuelli (2001), "Endogenous Policy Choice: The Case of Pollution and Growth," *Review of Economic Dynamics*, 4, pp. 369–405.
- [46] Kahn, M. E. (1998), "A Household Level Environmental Kuznets Curve," *Economics Letters*, 59, pp. 269–273.
- [47] Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1–44.

- [48] Kao, C. and M. H. Chiang (2000), “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data,” *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179–222.
- [49] Kuznets, S. (1955), “Economic Growth and Income Inequality,” *American Economic Review*, 45, pp. 1–28.
- [50] Kuznets, S. (1965), *Economic Growth and Structural Change*, Norton.
- [51] Kuznets, S. (1966), *Modern Economic Growth*, Yale University Press.  
(塩野谷祐一訳 (1968), 『近代経済成長の分析』東洋経済新報社.)
- [52] Levin, A. and C.-F. Lin (1992), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” Discussion Paper No. 92-93, Department of Economics, University of California at San Diego.
- [53] Levin, A. and C.-F. Lin (1993), “Unit Root Tests in Panel Data: New Results,” Discussion Paper No. 93-56, Department of Economics, University of California at San Diego.
- [54] Levin, A., C.-F. Lin and C.-S.J. Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1–24.
- [55] Lieb, C. M. (2002), “The Environmental Kuznets Curve and Satiation: A Simple Static Model,” *Environment and Development Economics*, 7, pp. 429–448.
- [56] Lindmark, M. (2002), “An EKC-Pattern in Historical Perspective: Carbon Dioxide Emissions, Technology, Fuel Prices and Growth in Sweden 1870–1997,” *Ecological Economics*, 42, pp. 333–347.
- [57] López, R. (1994), “The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, pp. 163–184.
- [58] Lucas, R. E. B., D. Wheeler and H. Hettige (1992), “Economic Development, Environmental Regulation and the International Migration of Toxic Industrial Pollution: 1960–1988,” in P. Low (ed.), *International Trade and the Environment*, World Bank Discussion Paper No. 159, World Bank.
- [59] Maddala, G. S. and S. Wu (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631–652.
- [60] Managi, S. (2006), “Are There Increasing Returns to Pollution Abatement? Empirical Analytics of the Environmental Kuznets Curve in Pesticides,” *Ecological Economics*, 58, pp. 617–636.

- [61] McConnell, K. E. (1997), “Income and the Demand for Environmental Quality,” *Environment and Development Economics*, 2, pp. 383–399.
- [62] McKoskey, S. and C. Kao (1998), “A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data,” *Econometric Reviews*, 17, pp. 57–84.
- [63] Meadows, D. H., D. L. Meadows, J. Randers and W. Behrens (1972), *The Limits to Growth*, Universe Books. (大来佐武郎監訳 (1972), 『成長の限界 ローマ・クラブ「人類の危機」レポート』ダイヤモンド社.)
- [64] Munasinghe, M. (1999), “Is Environmental Degradation an Inevitable Consequence of Economic Growth: Tunneling through the Environmental Kuznets Curve,” *Ecological Economics*, 29, pp. 89–109.
- [65] Neumayer, E (2002), “Can Natural Factors Explain Any Cross-Country Differences in Carbon Dioxide Emissions?” *Energy Policy*, 30, pp. 7–12.
- [66] Panayotou, T. (1993), “Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development,” Working Paper, WP238, Technology and Employment Programme, International Labor Office.
- [67] Panayotou, T. (1997), “Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool,” *Environment and Development Economics*, 2, pp. 465–484.
- [68] Panayotou, T. (2000), “Economic Growth and the Environment,” CID Working Paper No. 56.
- [69] Pedroni, P. (1999), “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 653–678.
- [70] Pedroni, P. (2004), “Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis,” *Econometric Theory*, 20, pp. 597–625.
- [71] Perman, R. and D. I. Stern (2003), “Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental Kuznets Curve does not Exist,” *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47, pp. 325–347.
- [72] Phillips P. C. B. and B. E. Hansen (1990), “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,” *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99–125.
- [73] Richmond, A. K. and R. K. Kaufmann (2006), “Is There a Turning Point in the Relationship between Income and Energy Use and/or

- Carbon Emissions?" *Ecological Economics*, 56, pp. 176–189.
- [74] Schmalensee, R., T. M. Stoker and R. A. Judson (1998), "World Carbon Dioxide Emissions: 1950–2050," *Review of Economics and Statistics*, 80, pp. 15–27.
- [75] Selden, T. M. and D. Song (1994), "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?" *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, pp. 147–162.
- [76] Selden, T. M. and D. Song (1995), "Neoclassical Growth, the J Curve for Abatement, and the Inverted U Curve for Pollution," *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, pp. 162–168.
- [77] Shafik, N. and S. Bandyopadhyay (1992), "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Crosscountry Evidence," World Bank Policy Research Working Paper, WPS 904.
- [78] Shafik, N. (1994), "Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis," *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 757–773.
- [79] Stern, D. I. (1998), "Progress on the Environmental Kuznets Curve?" *Environment and Development Economics*, 3, pp. 173–196.
- [80] Stern, D. I. (2004), "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve," *World Development*, 32, pp.1419–1439.
- [81] Stern, D. I., M. S. Common and E. B. Barbier (1996), "Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development," *World Development*, 24, pp. 1151–1160.
- [82] Stern, D. I. and M. S. Common (2001), "Is There an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?" *Journal of Environmental Economics and Management*, 41, pp. 162–178.
- [83] Stokey, N. L. (1998), "Are There Limits to Growth?" *International Economic Review*, 39, pp. 1–31.
- [84] Suri, V. and D. Chapman (1998), "Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the Environmental Kuznets Curve," *Ecological Economics*, 25, pp. 195–208.
- [85] Uzawa, H. (1965), "Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*, 6, pp. 18–31.
- [86] Uzawa, H. (2003), *Economic Theory and Global Warming*, Cambridge

University Press.

- [87] Vincent, J. R. (1997), “Testing for Environmental Kuznets Curves within a Developing Country,” *Environment and Development Economics*, 2, pp. 417–431.
- [88] Windmeijer, F. (2005), “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-step GMM Estimators,” *Journal of Econometrics*, 126, pp. 25–51.
- [89] Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- [90] World Bank (1992), *World Development Report 1992: Development and the Environment*, Oxford University Press.
- [91] World Commission on Environment and Development (1987), *Our Common Future*, Oxford University Press. (大来佐武郎監修・環境庁国際環境問題研究会訳 (1987), 『地球の未来を守るために』福武書店.)
- [92] 赤尾健一 (2002), 「持続可能な発展と環境クズネッツ曲線」中村愼一郎編 『廃棄物経済学をめざして』, pp. 52–79, 早稲田大学出版部.
- [93] 浅子和美・川西諭・小野哲生 (2002), 「枯渇性資源・環境と持続的成長」『経済研究』, 53, pp. 236–246.
- [94] 天野明弘 (2003), 『環境経済研究 環境と経済の統合に向けて』有斐閣.
- [95] 伊ヶ崎大理 (2004), 『地球環境と内生的成長 マクロ動学による理論分析』九州大学出版会.
- [96] 宇沢弘文 (1990), 『経済解析 基礎篇』岩波書店.
- [97] 宇沢弘文 (1995), 『地球温暖化の経済学』岩波書店.
- [98] 北村行伸 (2005), 『パネルデータ分析』岩波書店.
- [99] 速水佑次郎 (2000), 『新版開発経済学 諸国民の貧困と富』創文社.
- [100] 柳瀬明彦 (2002), 『環境問題と経済成長理論』三菱経済研究所.

## 補論 A Stokey の蓄積性汚染を伴うモデル

### A.1 モデルの設定と最適成長経路の導出

以下では 2.2 節におけるモデルを解説する．各変数の表記法は本文と同一であり，2.2 節を参照のこと．

解かれるべき問題を再掲すると，それは次のようなものである．

$$\begin{aligned}
\text{(問題)} \quad & \max \int_0^\infty e^{-\rho t} \left( \frac{c(t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{B}{\gamma} X(t)^\gamma \right) dt \\
& \text{subject to} \quad \dot{k}(t) = Ae^{gt}k(t)^\alpha z(t) - \delta k(t) - c(t) \\
& \quad \quad \quad \dot{X}(t) = Ae^{gt}k(t)^\alpha Lz(t)^\beta - \eta X(t) \\
& \quad \quad \quad k(0) = k_0, \quad X(0) = X_0
\end{aligned}$$

ハミルトニアン (current-value Hamiltonian) を次のように設定する .

$$\begin{aligned}
\mathcal{H} \equiv & \frac{c(t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{B}{\gamma} X(t)^\gamma + \lambda(t)(Ae^{gt}k(t)^\alpha z(t) - \delta k(t) - c(t)) \\
& - \mu(t)(Ae^{gt}k(t)^\alpha Lz(t)^\beta - \eta X(t))
\end{aligned}$$

不効用をもたらす汚染ストック  $X(t)$  のシャドー・プライスは負値になる . そこで ,  $-\mu(t)$  をシャドー・プライスとすることにより ,  $\mu(t) > 0$  として考える .

最大値原理より , 最適化のための必要条件 (1 階の条件 (first-order condition) および横断性条件 (transversality condition)) は ,

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial c(t)} = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial z(t)} \geq 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial k(t)} = \rho \lambda(t) - \dot{\lambda}(t) \quad (19)$$

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial X(t)} = -\rho \mu(t) + \dot{\mu}(t) \quad (20)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} \lambda(t) k(t) = 0 \quad (21)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} \mu(t) X(t) = 0 \quad (22)$$

で与えられる . なお ,  $z(t) \in [0, 1]$  であることに注意すると , (18) 式においては ,  $z(t)$  が内点解となるときに等号が成立することになる .  $\mathcal{H}$  が制御変数  $c(t)$  ,  $z(t)$  と状態変数  $k(t)$  ,  $X(t)$  について凹関数であるので , (17) ~ (22) 式は最適化のための必要十分条件となる .

$z(t) \in [0, 1]$  を考慮して (17) ~ (20) 式をそれぞれ整理すると , 2.2 節の (8) ~ (11) 式が得られる .

## A.2 定常状態における成長率

A.1 節で導出された最適化の条件を満足し , かつすべての変数が一定の率で成長する定常状態における成長率を検討する .

(8) 式より ,  $\frac{c(t)}{c(t)} = -\frac{1}{\sigma} \frac{\lambda(t)}{\lambda(t)}$  が得られるので , 定常状態で  $\frac{c(t)}{c(t)}$  が一定ならば  $\frac{\lambda(t)}{\lambda(t)}$  も一定となる . したがって (10) 式より  $\frac{y(t)}{k(t)}$  も一定 , すなわち ,  $g_y = g_k$  となる .

(7) 式より  $\dot{k}(t) = y(t) - \delta k(t) - c(t)$  であるから  $g_k \equiv \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{y(t)}{k(t)} - \delta - \frac{c(t)}{k(t)}$  となり, これは定常状態で一定であるから  $\frac{c(t)}{k(t)}$  も一定となる. すなわち,  $g_c = g_k$  となる. 以上より,

$$g_y = g_k = g_c \quad (23)$$

が得られ, 定常状態における  $y, k, c$  の成長率は等しいことがわかる.

(8) 式および (9) 式よりそれぞれ,

$$g_y = -\frac{1}{\sigma} g_\lambda \quad (24)$$

$$g_z = \frac{1}{\beta - 1} (g_\lambda - g_\mu) \quad (25)$$

が得られる.

また, (6) 式より,

$$g_X = \frac{x(t)}{X(t)} - \eta$$

となり, 定常状態では  $g_X$  および  $\eta$  は一定となるので,  $\frac{x(t)}{X(t)}$  も一定となる. すなわち,

$$g_x = g_X \quad (26)$$

が得られる.

(4) 式より,  $x(t) = y(t)Lz(t)^{\beta-1}$  と書けるので, 次式が成り立つ.

$$g_x = g_y + (\beta - 1)g_z \quad (27)$$

(25), (26), (27) 式より,

$$g_X = g_x = g_y + g_\lambda - g_\mu \quad (28)$$

となり, また, (11) 式より,

$$(\gamma - 1)g_X = g_\mu \quad (29)$$

が得られる.

(24), (28), (29) 式より,  $g_X = g_x = g_y - \sigma g_y - (\gamma - 1)g_X$  となるので, これを整理すると, 以下の関係が成立する.

$$g_X = g_x = \frac{1 - \sigma}{\gamma} g_y \quad (30)$$

これは, 定常状態における汚染排出の変化率を表している.



このとき、定常状態における成長率は、(3) 式、および (23) , (24) , (29) , (30) 式により、

$$\begin{aligned} g_y &= g + \alpha g_k + g_z = g + \alpha g_y + \frac{1}{\beta - 1}(g_\lambda - g_\mu) \\ &= g + \alpha g_y - \frac{\sigma}{\beta - 1} g_y - \frac{1 - \sigma}{\beta - 1} \frac{\gamma - 1}{\gamma} g_y \end{aligned}$$

となり、これを整理すると、

$$g_y = \frac{\gamma(\beta - 1)g}{(1 - \alpha)\gamma(\beta - 1) + (\gamma + \sigma - 1)} \quad (31)$$

が得られる。

## 補論 B 非定常パネルデータ

### B.1 パネル単位根検定

#### B.1.1 パネル単位根検定の概要

パネルデータの単位根検定には Levin and Lin (1993) を拡張した Levin, Lin and Chu (2002) テスト, Im, Pesaran and Shin (2003) テスト, Maddala and Wu (1999) および Choi (2001) による Fisher type ADF テスト, Hadri (2000) テストなどが提案されている<sup>\*32</sup>。

これらのパネル単位根検定は大きく 2 種類に区分される。各検定の特徴を理解するために、パネルデータに対する次のような AR(1) 過程を考えてみる。

$$y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + x'_{it} \beta_i + u_{it}$$

$i$  はクロス・セクション、 $t$  は時間を表す。また、 $x_{it}$  は外生変数で定数項やトレンド項を表す。

分類基準の第 1 は各主体共通の (homogeneous) 単位根 ( $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = \alpha$ ) の存在を仮定するものである。第 2 は各  $\alpha_i$  は共通ではない (heterogeneous) と仮定するものである。

前者の仮定を採用する検定は：

- Levin, Lin and Chu (2002) テスト (LLC): 基本的な ADF モデルを採用し、各主体共通の単位根 ( $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = \alpha$ ) の存在を仮定するものである。
- Hadri (2000) テスト: 定数項あるいは定数項とトレンド項のみによる OLS 回帰から求められる残差を分析し、LM (Lagrange Multiplier) 統計量を検定するものである。

<sup>\*32</sup> パネル単位根検定については Baltagi (2005) の第 12 章で手際よくまとめられている。

後者の仮定を採用する検定は：

- Im, Pesaran and Shin (2003) テスト (IPS): 各  $\alpha_i$  は共通ではないので、個別の単位根検定と同値である。個別の ADF 回帰により得られた  $\alpha_i$  の  $t$  統計量の平均値を検定統計量として利用するものである。
- Fisher type ADF テスト (F-ADF): IPS と同様に、個別主体の ADF 検定を集計して全体的な検定を行うものである。すなわち、個別の ADF 回帰により得られた  $\alpha_i$  の  $p$  値を組み合わせて検定を行うものである。

Hadri テストは「単位根は存在しない」ということを帰無仮説とするのに対し、他のテストは「単位根が存在する」ことを帰無仮説とする。より正確には、帰無仮説を  $H_0$ 、対立仮説を  $H_1$  とすると、

LLC	$H_0: \alpha = 1, \quad H_1: \alpha < 1$
Hadri	$H_0: \alpha < 1, \quad H_1: \alpha = 1$
IPS, F-ADF	$H_0: \alpha_i = 1 \quad \text{for all } i,$ $H_1: \alpha_i < 1 \quad \text{for at least one } i$

となる。

#### B.1.2 Levin, Lin and Chu テストに関する補足

3.3.2 節では対象パネルデータの水準および 1 階の階差について、3 種類の検定を実施した。このうち LLC については、同時点における攪乱項 ( $u_{it}$ ) のクロス・セクション方向の相関が推定上大きな歪みをもたらす可能性が指摘されている。例えばある時点におけるエネルギー価格の大きな変動が各国に波及した過程を考えると、各国の攪乱項が相関している可能性は否定できない。そこで、 $u_{it}$  のクロス・セクション方向での相関をコントロールするための一つの簡便な方法として、各変数  $z_{it}$  のクロス・セクション方向の平均値からの偏差 ( $z_{it} - (1/N) \sum_{i=1}^N z_{it}$ ) を表す系列を作成し、これについて LLC を実施してみた<sup>\*33</sup>。

対象国を全 120 カ国とした場合の検定結果は付表 1 のとおりである。CO2/P の場合はトレンド項の有無に関わらず、非定常性の帰無仮説を棄却できる、すなわち I(0) であるという結果を得た。一方、GDP/P, (GDP/P)<sup>2</sup> については、各変数とも I(1) であることを示唆する結果を得た。

この結果を踏まえると、CO2/P の定常性の解釈については悩ましい面がある。単純には比較できないが、LLC よりも IPS が、IPS よりも F-ADF の方がパネル単位根検定としてよいパフォーマンスを示しているという指摘もあるこ

<sup>\*33</sup> Perman and Stern (2003) では、タイム・ダミーを導入することによってこの問題に対応している。

と、クロス・セクション方向の相関の除去の方法にも問題がないわけではないことから、ここでは 3.3.2 節で示した検定結果を重視して、CO2/P についても I(1) であると仮定することにする。

< 付表 1：パネル単位根検定（平均からの偏差による LLC 検定） >

## B.2 パネル共和分検定

パネルデータの共和分検定には、3.3.3 節で採用した Kao (1999) テスト、Pedroni (1999) テストのほか、McCoskey and Kao (1998) テスト、Pedroni (2004) テストなどが提案されている<sup>\*34</sup>。最初の 2 つのテストの概要は次のようなものである。

- Kao (1999) テスト：すべての個別主体で同一の自己回帰係数を仮定する。検定の手続きとしては、パネル推定の残差に DF テスト、および ADF テストを適用する。OLS から求めた推定残差の自己回帰係数を  $\rho$  とすると、帰無仮説は  $H_0: \rho = 1$  (共和分関係なし)、対立仮説は  $H_1: \rho < 1$  として与えられる。

5 種類の検定統計量が用意されており、そのうち DF テストに基づく 4 種類の統計量はそれぞれ次のように分類される（残り 1 種類は ADF 統計量）。

- DF- $\rho$ , DF- $t$ ：説明変数が攪乱項と相関を持たない強外生性および自己相関なしを仮定。
- DF- $\rho^*$ , DF- $t^*$ ：説明変数の内生性を考慮。

すべての統計量は漸近的に標準正規分布にしたがう。片側検定であり、(負値を含めた) 小さな値であるほど帰無仮説を棄却する可能性が高まる。

- Pedroni (1999) テスト：一部の統計量で個別主体ごとに異なる自己回帰係数を許容する点に特徴がある。標準正規分布にしたがう 7 種類の検定統計量が用意されている。

そのうち 4 種類 (panel  $\nu$ , panel  $\rho$ , panel  $t$  (non-parametric), panel  $t$  (parametric)) は within 型 (panel 型) 統計量として分類され、すべての個別主体に共通の推定残差の自己回帰係数、すなわち  $\rho_i = \rho$  (for all  $i$ ) を仮定する。帰無仮説を  $H_0: \rho_i = \rho = 1$  (for all  $i$ )、対立仮説を  $H_1: \rho_i = \rho < 1$  (for all  $i$ ) として残差ベースの検定を行う。

残り 3 種類 (group  $\rho$ , group  $t$  (non-parametric), group  $t$  (para-

<sup>\*34</sup> パネル共和分検定の手法については Baltagi (2005) で簡単にサーベイされている。

metric)) は between 型 (group 型) 統計量として分類され、すべての個別主体に共通の推定残差の自己回帰係数を仮定しない。帰無仮説を  $H_0: \rho_i = 1$  (for all  $i$ )、対立仮説を  $H_1: \rho_i < 1$  (for all  $i$ ) として残差ベースの検定を行う。

panel  $\nu$ , panel/group  $\rho$ , panel/group  $t$  (non-parametric) 統計量はノンパラメトリックな検定統計量である。すなわち自己相関を制御する手法として Phillips-Perron テストのような処理を採用している。panel/group  $t$  (parametric) 統計量はパラメトリックな処理をしている。

残りの 2 つのテストの概要は、簡単に記述すると以下のようなになる。

- McCoskey and Kao (1998) テスト：他のテストとは異なり、帰無仮説を「共和分関係あり」としている。パネル推定の残差に基づく LM (Lagrange Multiplier) テストである。共和分ベクトルのパラメータを推定する際に Phillips and Hansen (1990) の FMOLS (Fully Modified OLS) 等を利用し、その残差を分析するものである。
- Pedroni (2004) テスト：単位根検定における Phillips-Perron テストのタイプのノンパラメトリックなテストである。パラメトリックな DF テストや ADF テストに比べて攪乱項の分布に関する仮定が緩い。また、説明変数の強外生性を仮定している。

ここでは参考までに対象国を 120 カ国とした場合の Pedroni (2004) テストも行ってみた。検定結果は付表 2 のとおりである。結果からは他のテストと同様に各変数間の共和分関係が検出されていることが確認できた。

< 付表 2：パネル共和分検定 (Pedroni 検定) >

## 補論 C ダイナミック・パネルデータ推定

### C.1 Arellano and Bond のダイナミック・パネルデータ推定

#### C.1.1 推定方法

ダイナミック・パネルデータ・モデルの特徴は、ラグ付きの被説明変数が説明変数に含まれることである。このとき操作変数を適切に設定し GMM で推定することにより一致推定量を得ようとするのがこの推定手法である。

ダイナミック・パネルデータ・モデルを一般的に記述すると，

$$y_{it} = \sum_{p=1}^q \alpha_p y_{i,t-p} + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, N; \quad t = q + 1, \dots, T_i) \quad (32)$$

となる．ここで  $x_{it}$  は説明変数のベクトル， $\beta$  はパラメータのベクトルである． $q$  はラグの最大の長さである． $T_i$  は個別主体  $i$  における利用可能な期間の数であり，個別主体の総数  $N$  よりも小さいものとする．利用可能な観測値の数は  $\sum_i T_i$  となる．誤差項  $\varepsilon_{it}$  は二元配置誤差構成要素 (two-way error component) モデルにしたがっているとすると，

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (33)$$

となる．ここで  $\lambda_t$  と  $\mu_i$  はそれぞれ時間効果と個別効果であり， $u_{it}$  は撓乱項 (idiosyncratic shock) である．誤差構成要素に関して以下の仮定をおく．

$$\begin{aligned} \mu_i &\sim i.i.d. (0, \sigma_\mu^2) \\ \lambda_t &\sim i.i.d. (0, \sigma_\lambda^2) \\ u_{it} &\sim i.i.d. (0, \sigma_u^2) \end{aligned}$$

ダイナミック・パネルデータ推定における問題点の一つは，ラグ付き被説明変数  $y_{i,t-p}$  が個別効果  $\mu_i$  と相関する ( $\text{Cov}(y_{i,t-p}, \mu_i) \neq 0$ ) ことである．そのため  $\alpha_p$  を一致推定することができない．一致推定量を求めるために操作変数を用いる必要があるが，Arellano and Bond (1991) は最大ラグ数より過去の被説明変数のラグ値を操作変数として効率的に組み合わせながら利用し，かつ GMM を導入することで一致推定量を求める方法を提示した<sup>\*35</sup>．以下ではその概要を説明する．

(32) 式および (33) より，個別主体  $i$  に関する  $(T_i - q)$  本の式を行列表示すると，

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{W}_i \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\delta}_i \mu_i + \mathbf{u}_i \quad (34)$$

となる．ここで， $\boldsymbol{\gamma}$  はパラメータのベクトルで， $\alpha_p$  や  $\beta$ ， $\lambda_t$  を含むものである． $\mathbf{W}_i$  は説明変数のデータ行列であり， $y_{i,t-p}$  や  $x_{it}$ ，タイム・ダミーを含むものである． $\boldsymbol{\delta}_i$  はすべての要素が 1 である  $(T_i - q) \times 1$  ベクトルである．

このとき  $\boldsymbol{\gamma}$  の GMM 推定量は次のように求められる．

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \left[ \left( \sum_i \mathbf{W}_i^{*'} \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{A}_N \left( \sum_i \mathbf{Z}_i' \mathbf{W}_i^* \right) \right]^{-1} \left( \sum_i \mathbf{W}_i^{*'} \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{A}_N \left( \sum_i \mathbf{Z}_i' \mathbf{y}_i^* \right)$$

<sup>\*35</sup> この方法は Arellano and Bover (1995)，Blundell and Bond (1998) で一般化や拡張が行われている．

ここで

$$\mathbf{A}_N = \left( \frac{1}{N} \sum_i \mathbf{Z}'_i \mathbf{H}_i \mathbf{Z}_i \right)^{-1}$$

である\*<sup>36</sup>。  $\mathbf{Z}_i$  は操作変数行列,  $\mathbf{H}_i$  は GMM 加重行列を表す。また,  $\mathbf{W}_i^*$  と  $\mathbf{y}_i^*$  は個別効果  $\mu_i$  を消去するために, それぞれ  $\mathbf{W}_i$  と  $\mathbf{y}_i$  を適切に変換したものである\*<sup>37</sup>。

以下では  $\mathbf{y}_i^*$  や  $\mathbf{W}_i^*$  への変換の方法として 1 階の階差モデルを想定する。

簡単な例として, 本稿で推定している (16) 式のような  $q = 1$  の場合, すなわち,  $t = 2, 3, \dots, T_i$  の場合を考えてみる。

1 階の階差モデルの場合,  $u_{it}$  が 2 階以上の自己相関を持たなければ, 2 期ラグをとった  $y_i$  の水準は撓乱項の階差とは無相関になる。すなわち,

$$E(y_{is} \Delta u_{it}) = 0 \quad (t = 3, 4, \dots, T_i; s = 1, 2, \dots, t-2) \quad (35)$$

という直交条件が成立することになる。つまり, 操作変数になりうるのは  $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i, T_i-2})$ , および強外生性 (strict exogeneity) つまり  $E(x_{it} u_{is}) = 0$  (for all  $t$  and  $s$ ) を満たす説明変数の階差  $(\Delta x'_{i3}, \Delta x'_{i4}, \dots, \Delta x'_{iT_i})$  の組み合わせであって\*<sup>38</sup>, 操作変数行列  $\mathbf{Z}_i$  は次のようになる。

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & & & \mathbf{0} & \Delta x'_{i3} \\ & [y_{i1} \quad y_{i2}] & & & \Delta x'_{i4} \\ & & \ddots & & \vdots \\ \mathbf{0} & & & [y_{i1} \quad \dots \quad y_{i, T_i-2}] & \Delta x'_{iT_i} \end{bmatrix} \quad (36)$$

もし  $x_{it}$  が強外生性を満たす変数ではなく先決変数 (predetermined) である

\*<sup>36</sup> とくに  $\mathbf{Z}_i$  の列数が  $\mathbf{W}_i^*$  の列数と同じであるとき,  $\hat{\gamma}$  は

$$\hat{\gamma} = \left( \sum_i \mathbf{Z}'_i \mathbf{W}_i^* \right)^{-1} \left( \sum_i \mathbf{Z}'_i \mathbf{y}_i^* \right)$$

として求められる。

\*<sup>37</sup> 変換方法の例としては 1 階の階差, 直交偏差 (orthogonal deviations) (Arellano and Bover, 1995), 個別主体の平均からの偏差などが考えられる。詳しくは Doornik *et al.* (2006) を参照。

\*<sup>38</sup> 例えば  $t = 3$  のとき, (32) 式より,

$$(y_{i3} - y_{i2}) = \alpha(y_{i2} - y_{i1}) + (x'_{i3} - x'_{i2})\beta + (\lambda_3 - \lambda_2) + (u_{i3} - u_{i2})$$

となる。通常  $y_{it}$  はある程度の自己相関を持つと考えられるので, この場合  $y_{i1}$  は  $(y_{i2} - y_{i1})$  と相関が高い。一方,  $y_{i1}$  は  $u_{it}$  に 2 階以上の自己相関がない限り  $(u_{i3} - u_{i2})$  とは無相関となる。したがって  $y_{i1}$  は操作変数として有効である。同様に,  $t = 4$  のとき,

$$(y_{i4} - y_{i3}) = \alpha(y_{i3} - y_{i2}) + (x'_{i4} - x'_{i3})\beta + (\lambda_4 - \lambda_3) + (u_{i4} - u_{i3})$$

において,  $y_{i2}$  と  $y_{i1}$  は  $(y_{i3} - y_{i2})$  と相関が高いが,  $(u_{i4} - u_{i3})$  とは無相関になり, 操作変数として有効である。

ならば, すなわち,

$$\begin{aligned} E(x_{it}u_{is}) &\neq 0 && \text{for } s < t \\ &= 0 && \text{for } s \geq t \end{aligned}$$

であるならば<sup>\*39</sup>, 操作変数としては  $y_{it}$  と同様に  $x_{it}$  の階差ではなくレベルを用いた ( $x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i,T_i-1}$ ) の組み合わせを利用する. 同様に考えて, もし  $x_{it}$  が内生変数 (endogeneous) であるならば, すなわち,

$$\begin{aligned} E(x_{it}u_{is}) &\neq 0 && \text{for } s \leq t \\ &= 0 && \text{for } s > t \end{aligned}$$

であるならば, 操作変数になりうるのは ( $x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i,T_i-2}$ ) の組み合わせとなる.

以上をまとめると, 本稿のような説明変数の内生性を考慮したモデルにおける操作変数行列の設定については, 効率的に GMM 推定の計算を行うために, 次のような操作変数行列  $Z_i$  を採用することになる<sup>\*40</sup>.

$$Z_i = \begin{bmatrix} [y_{i1} & x'_{i1}] & & & & & & & & & \\ & [y_{i1} & y_{i2} & x'_{i1} & x'_{i2}] & \cdots & & & & & \\ & & & & & \ddots & & & & & \\ & 0 & & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & & \\ & & \cdots & & & & & & & & 0 \\ & & \cdots & & & & & & & & \\ & & \ddots & & & & & & & & \\ & & \cdots & [y_{i1} & \cdots & y_{i,T_i-2} & x'_{i1} & \cdots & x'_{i,T_i-2}] & & \end{bmatrix} \quad (37)$$

加重行列の設定については, 攪乱項  $u_{it}$  に均一分散を仮定した場合の one-step 推定では,

$$H_i = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 2 & -1 \\ 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (38)$$

を使用する. 一方,  $u_{it}$  に不均一分散があるなど, 分布に制約を課さない場合の two-step 推定では,

$$H_i = \hat{u}_{1,i}^* \hat{u}_{1,i}' \quad (39)$$

で (38) 式を置き換える. ここで,  $\hat{u}_{1,i}^*$  は one-step 推定の残差である<sup>\*41</sup>.

\*39 以下では  $x_{it}$  は個別効果と相関する場合, すなわち  $E(x_{it}u_{it}) \neq 0$  の場合を考える.

\*40 非バランス型パネルデータや missing observations の場合には, 操作変数行列においてデータの無い行を削除したりデータの無い部分を 0 で置き換えたりすることにより対処する.

\*41 one-step 推定と two-step 推定は攪乱項が *i.i.d.* にしたがう場合には漸近的に等しくなる.

なお，モンテカルロ実験の結果によると，撓乱項に不均一分散がある場合でも，two-step 推定における標準誤差に関しては過小バイアスがあり信頼性に問題があることが指摘されてきた．この場合，むしろ one-step 推定の方が two-step 推定よりも標準誤差に関して信頼性のある結果が得られる場合がある（詳細は Arellano and Bond (1991), Blundell and Bond (1998) を参照）．しかし分散推定量に関する，Windmeijer (2005) によって提案された小標本修正を行うことにより，two-step 推定で得られた標準誤差に基づいて各変数の有意性を評価することができる\*42．

### C.1.2 モデル特定化のテスト

撓乱項  $u_{it}$  に 2 階以上の自己相関がないことはダイナミック・パネルデータ・モデルにおける重要な仮定の一つである．この仮定が満たされない場合は (35) 式は成立せず，操作変数として不適切なものが存在することになる．そのような操作変数で得られた GMM 推定量は一致性をもたない．そのため，Arellano and Bond (1991) では自己相関に関する検定を提案している（AR テスト）．これは撓乱項に関して 2 階の自己相関（AR(2)）の有無ををテストするものである．帰無仮説を「自己相関なし」とした場合に，統計量は漸近的に標準正規分布にしたがう\*43．

Arellano and Bond (1991) では，操作変数に関する次のような過剰識別制約テストも提案している（Sargan テスト）\*44．検定統計量は，one-step 推定の場合を  $S_1$ ，two-step 推定の場合を  $S_2$  とすると，

$$S_1 = \left( \sum_{i=1}^n \hat{u}_{1,i}' Z_i \right) A_{1,N} \left( \sum_{i=1}^n Z_i' \hat{u}_{1,i}^* \right) \left( \frac{1}{\hat{\sigma}_{1,u}^2} \right) \quad (40)$$

$$S_2 = \left( \sum_{i=1}^n \hat{u}_{2,i}' Z_i \right) A_{2,N} \left( \sum_{i=1}^n Z_i' \hat{u}_{2,i}^* \right) \quad (41)$$

で与えられる．これらは漸近的に自由度  $(l-k)$  の  $\chi^2$  分布にしたがう．ここで  $l$  は  $Z_i$  の列数であり， $k$  は  $W_i$  の列数である．また， $\hat{u}_{\bullet,i}^*$  は one-step 推定または two-step 推定の残差であり， $\hat{\sigma}_{1,u}^2 = \hat{u}_{1,i}' \hat{u}_{1,i} / (\sum_i T_i - k)$  である． $A_{\bullet,N}$  もそれぞれ one-step，two-step 推定に対応するものである．

Sargan テストの帰無仮説は「過剰識別制約は有効である」とするものである．また，テストの限界として次の点が指摘されている．第 1 に，小サンプルでは検定力が低いことである．第 2 に，one-step のテストにおいては，不均一分散の下では帰無仮説が過剰に棄却されがちであるということである．

\*42 Ox における最新バージョンの DPD パッケージではこの修正が標準で適用されている．

\*43 検定統計量については Arellano and Bond (1991) や Doornik *et al.* (2006) を参照．

\*44 Hansen の  $J$  検定と同様のアイデアである．



## C.2 Blundell and Bond のシステム GMM 推定

GMM 推定では問題点として時間方向のデータ数  $T$  が小さいときはバイアス  
 が大きいことや、操作変数の弱相関問題 (weak instruments) が指摘されてい  
 る。Arellano and Bond (1991) の GMM 推定に関しては、 $\alpha_p$  が 1 に近づく  
 か  $\mu_i$  の分散が大きいとバイアスが大きくなるという問題点が指摘されている。  
 この場合、操作変数  $y_{i,t-2}$  は  $\Delta y_{i,t-1}$  と弱相関になる。

Blundell and Bond (1998) は、ダイナミック・パネルデータ推定において  
 操作変数行列を拡張することによって GMM 推定のバイアスを改善できること  
 を示した (システム GMM 推定)。例えば、(32) 式で  $q = 1$  の場合、

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (42)$$

であり、 $\text{Cov}(y_{i,t-1}, \mu_i) \neq 0$  である。このとき両辺の 1 階の階差を考えると、

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \lambda_t + \Delta u_{it} \quad (43)$$

となり、 $\Delta y_{it}$  は個別効果  $\mu_i$  に依存しない。したがって、 $u_{it}$  に 2 階以上の自己  
 相関がなければ、 $\Delta y_{i,t-1}$  は (42) 式の攪乱項  $u_{it}$  に関して、

$$E(\Delta y_{i,t-1} u_{it}) = 0$$

となる。すなわち、 $\Delta y_{i,t-1}$  は (42) 式の操作変数として有効である。同様に考  
 えると、 $(\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{i,t-1})$  が (42) 式の操作変数として有効である。し  
 かし、 $\Delta y_{i,t-2}$  以前のラグ付き変数は、階差式 (43) 式で既に設定されている操  
 作変数と線形関係にあるため、情報としては特段必要ないものである。

レベル式 (42) 式と階差式 (43) 式を同時にシステム推定するのが、Blundell  
 and Bond (1998) が提案したシステム GMM 推定である。階差式のみを用い  
 た推定は Arellano and Bond (1991) のダイナミック・パネル推定に相当する。  
 つまり Arellano and Bond (1991) は Blundell and Bond (1998) の特殊ケー  
 スとして考えられる<sup>\*45</sup>。システム GMM 推定はより多くの情報を利用して  
 いるため、上記の GMM の問題点を改善し、より精度の高い推定量を提供する。

Arellano and Bond (1991) と同様にシステム GMM 推定の場合でも、シ  
 ミュレーション結果によると標準誤差に関しては two-step 推定では過小バイ  
 アスがあることが指摘されており、one-step 推定の標準誤差の方が信頼性が高  
 い場合がある。しかしこの場合も Windmeijer (2005) による小標本修正が適  
 用可能である。また、モデルの特定化に関する AR テストと Sargan テストに  
 関しても Arellano and Bond (1991) と同様に考えることができる。

<sup>\*45</sup> システム GMM 推定の場合の、他の説明変数 ( $x'_{it}$ ) を考慮した操作変数行列  $Z_i$ 、および  
 加重行列  $H_i$  の設定については、Doornik *et al.* (2006) を参照。

表・図・附表

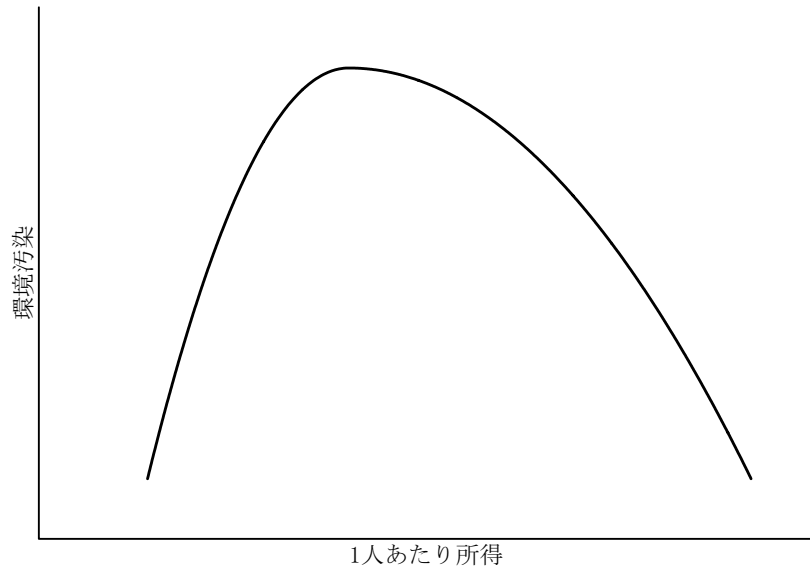


図1 環境クズネッツ曲線

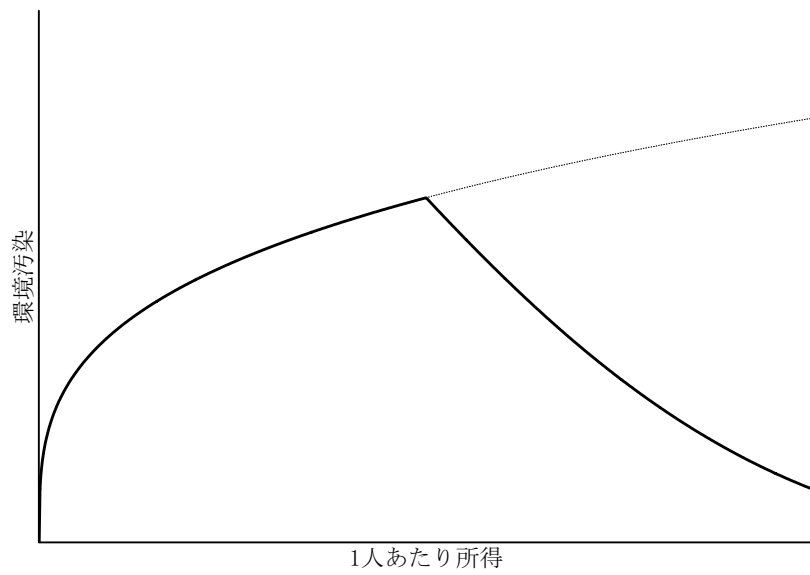


図2 環境クズネッツ曲線 (Stokey モデル)

表1 環境クズネット曲線に(二酸化炭素)に関する代表的実証研究

	データ	推定期間	分析国数	曲線の形状	転換点	モデルの特徴等
Shafik (1994)	ORNL PWT	1960-89	153	単調増加		
Holtz-Eakin and Selden (1995)	ORNL PWT	1951-86	130	(逆U字型)	35,428-800万 (1985USD)	実質的に単調増加と結論
Cole <i>et al.</i> (1997)	ORNL PWT	1960-91	7地域	(逆U字型)	25,100-62,700 (1985USD)	実質的に単調増加と結論
Schmalensee <i>et al.</i> (1998)	ORNL PWT	1950-90	141	逆U字型	N.A. (1985USD)	
Agras and Chapman (1999)	ORNL PWT, UN	1971-89	34	逆U字型	13,630 (1985USD)	貿易指標とエネルギー価格を採用 自己回帰分布ラグモデル
Galeotti and Lanza (1999)	IEA OECD	1971-96	110	逆U字型	15,073-16,646 (1990USD)	非線形の関数型を採用
速水 (2000)	WDI	1995	25	逆U字型	9,258-9,601 (1995USD)	1995年のクロス・カンントリー分析
Neumayer (2002)	ORNL PWT	1960-88	106	(逆U字型)	N.A. (1985USD)	自然要因を考慮 実質的に単調増加と結論
Cole (2003)	ORNL PWT	1975-95	32	逆U字型	20,352-56,696 (1985USD)	貿易を考慮
Dijkgraaf and Vollebergh (2005)	OECD	1960-97	24	(逆U字型)	20,647 (1990USD)	所得のパラメータが各国共通の EKCは成立しない
Richmond and Kaufmann (2006)	IEA PWT	1973-97	36	逆U字型	29,687 (1996USD)	燃料種別シエアを採用
Galeotti <i>et al.</i> (2006)	IEA, ORNL OECD, WDI	1960-97	N.A.	逆U字型	15,600-21,186 (1990USD)	非線形の関数型を採用

(注) ORNL: Oak Ridge National Laboratory.  
PWT: Penn World Table.  
WDI: World Development Indicator.

表 2 分析対象国（気候変動枠組条約附属書に基づく分類）

<p>附属書 I 国（36 カ国）</p> <p>附属書 II 国（23 カ国）</p> <p>オーストラリア*†, オーストリア*, ベルギー*, カナダ*, デンマーク*, フィンランド*, フランス*, ドイツ*, ギリシャ*, アイスランド*, アイルランド*, イタリア*, 日本*, オランダ*, ニュージーランド*, ノルウェー*, ポルトガル*, スペイン*, スウェーデン*, スイス*, トルコ*†, イギリス*, アメリカ合衆国*†</p> <p>市場経済移行国（13 カ国）</p> <p>ブルガリア, クロアチア†, チェコ*, エストニア, ハンガリー*, ラトビア, リトアニア, ポーランド*, ルーマニア, ロシア, スロバキア, スロベニア, ウクライナ</p>
<p>非附属書 I 国（82 カ国）</p> <p>アルバニア, アンチグア・バーブーダ, アルゼンチン, アルメニア, アゼルバイジャン, バングラデシュ, バルバドス, ベリーズ, ベニン, ボリビア, ボツワナ, ブラジル, ブルキナファソ, ブルンジ, チリ, 中国, コロンビア, コンゴ†, コスタリカ, コートジボワール†, ドミニカ, ドミニカ共和国, エクアドル, エジプト, エルサルバドル, エチオピア, フィジー, ガボン†, ガンビア, ガーナ, グレナダ, グアテマラ, ギニア, ホンジュラス, インド, インドネシア, イラン, イスラエル, ジャマイカ, ヨルダン, カザフスタン†, ケニア, キルギスタン, レバノン†, マケドニア, マダガスカル, マラウイ, マレーシア, マリ, モーリタニア, モーリシャス, メキシコ*, モロッコ, ネパール, ニカラグア, ナイジェリア, パキスタン, パナマ, パラグアイ, ペルー, フィリピン, カメルーン, 韓国*, ルワンダ, セネガル, シエラレオネ†, シンガポール, 南アフリカ, スリランカ, セントクリストファー・ネービス†, セントビンセントおよびグレナディーン諸島, スワジランド, シリア・アラブ, タイ, トリニダード・トバゴ, チュニジア, タンザニア, ウルグアイ, ベネズエラ, ベトナム, ザンビア, ジンバブエ†</p>
<p>気候変動枠組条約の非対象地域（2 地域）</p> <p>香港†, マカオ†</p>

（注）“\*”は OECD 加盟国。

“†”は京都議定書未批准国（2006 年 9 月 28 日現在）。

表3 記述統計量 (1960-2003年)

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	変動係数	観測値数
1人あたりCO <sub>2</sub> 排出量(CO <sub>2</sub> /P): 炭素トン/人							
全対象国(120カ国)	0.97	0.42	5.98	0.01	1.14	0.85	4,326
附属書I国(36カ国)	2.23	2.05	5.85	0.17	1.08	2.06	1,201
附属書II国(23カ国)	2.27	2.08	5.85	0.17	1.13	2.00	981
市場経済移行国(13カ国)	2.03	1.94	4.40	0.69	0.77	2.63	220
非附属書I国(84カ国)	0.49	0.23	5.98	0.01	0.71	0.68	3,125
1人あたり実質GDP(GDP/P): 米ドル/人							
全対象国(120カ国)	6,944	4,435	34,668	424	6,569	1.06	4,326
附属書I国(36カ国)	14,248	13,997	34,668	1,038	6,471	2.20	1,201
附属書II国(23カ国)	15,737	15,782	34,668	2,688	6,068	2.59	981
市場経済移行国(13カ国)	7,608	7,178	17,208	1,038	3,236	2.35	220
非附属書I国(84カ国)	4,137	3,027	28,999	424	3,906	1.06	3,125

(注) 1996年価格。

表 4 パネル単位根検定

Panel Unit Root Test Statistics  
on Level Data

		Time Trend		No Time Trend	
		Statistics	<i>p</i> -value	Statistics	<i>p</i> -value
CO <sub>2</sub> / <i>P</i>	LLC	0.526	0.700	0.054	0.521
	IPS	1.864	0.969	2.125	0.983
	F-ADF	235.889	0.526	253.028	0.240
GDP/ <i>P</i>	LLC	4.217	1.000	4.980	1.000
	IPS	5.752	1.000	12.779	1.000
	F-ADF	144.586	1.000	104.308	1.000
(GDP/ <i>P</i> ) <sup>2</sup>	LLC	8.857	1.000	14.622	1.000
	IPS	9.442	1.000	18.662	1.000
	F-ADF	123.604	1.000	74.149	1.000

Panel Unit Root Test Statistics  
on First Differenced Data

		Time Trend		No Time Trend	
		Statistics	<i>p</i> -value	Statistics	<i>p</i> -value
CO <sub>2</sub> / <i>P</i>	LLC	-32.314	0.000	-28.480	0.000
	IPS	-25.724	0.000	-28.662	0.000
	F-ADF	1728.705	0.000	1553.576	0.000
GDP/ <i>P</i>	LLC	-24.152	0.000	-20.024	0.000
	IPS	-19.170	0.000	-20.305	0.000
	F-ADF	1211.536	0.000	1066.353	0.000
(GDP/ <i>P</i> ) <sup>2</sup>	LLC	-22.148	0.000	-14.404	0.000
	IPS	-16.478	0.000	-15.701	0.000
	F-ADF	1215.377	0.000	917.821	0.000

Notes: Null hypothesis: The panel contains a unit root.

LLC: Levin, Lin and Chu (2002) test.

IPS: Im, Pesaran and Shin (2003) test.

F-ADF: Fisher type ADF (Maddala and Wu, 1999;

Choi, 2001) test.

表 5 パネル共積分検定

Panel Cointegration Test Statistics:  $CO_2/P$ ,  $GDP/P$ ,  $(GDP/P)^2$

(1) Kao (1999) Test		(2) Pedroni (1999) Test	
Statistics		Statistics	
		Trend	No Trend
1. DF- $\rho$	-126.639 (0.000)	-18.312 (0.000)	-12.592 (0.000)
2. DF- $t$	5003.040 (0.000)	-39.483 (0.000)	-48.204 (0.000)
3. DF- $\rho^*$	-159.652 (0.000)	-51.313 (0.000)	-48.667 (0.000)
4. DF- $t^*$	-56.608 (0.000)	-54.748 (0.000)	-51.574 (0.000)
5. ADF	-31.972 (0.000)	-33.248 (0.000)	-44.501 (0.000)
6. group $t$		-71.133 (0.000)	-71.133 (0.000)
7. group $t$		-56.315 (0.000)	-59.206 (0.000)

Notes: Null hypothesis: The estimated equation is not cointegrated.

$p$ -values are given in parentheses.

The number of lags for the ADF test is 1.

See appendix B.2 for the ideas of the statistics.

NPT 1.3 (Chiang and Kao, 2002) is used for the calculations.



表 6 推計結果 (1) : ランダム効果モデル

Group	The World	Annex I	Annex II	Non-Annex I
Constant	7.323E-02 (0.11)	5.248E-01 ** (2.45)	6.284E-01 ** (2.28)	-2.328E-01 *** (-3.85)
GDP/P	1.895E-04 *** (34.68)	1.528E-04 *** (10.32)	1.688E-04 *** (10.13)	1.818E-04 *** (27.44)
(GDP/P) <sup>2</sup>	-3.91E-09 *** (-24.47)	-2.45E-09 *** (-7.17)	-3.38E-09 *** (-8.93)	-3.30E-09 *** (-13.56)
R <sup>2</sup>	0.646	0.279	0.344	0.502
Turning Point	24,233	31,184	24,970	27,545
Number of Countries	120	36	23	84
Number of Observations	4,326	1,201	981	3,125

Notes: Figures in parentheses are *z* statistics for regression coefficients.  
 Estimated coefficients marked with \*\*\*, \*\* and \* are significant at 1%, 5% and 10% level, respectively.  
 Turning points are in real 1996 US dollars.

表 7 推計結果 (2) : Arellano and Bond (1991) ダイナミック・パネルデータ・モデル

Group Method	The World		Annex I		Annex II		Non-Annex I	
	one-step	two-step	one-step	one-step	one-step	one-step	one-step	one-step
Constant	2.160E-02 *** (2.68)	2.030E-02 *** (2.67)	5.780E-02 *** (3.25)	5.809E-02 *** (3.07)	2.701E-03 (0.34)			
$(CO_2/P)_{-1}$	6.641E-01 *** (23.2)	6.569E-01 *** (19.5)	7.962E-01 *** (21.7)	8.723E-01 *** (26.3)	7.513E-01 *** (21.2)			
GDP/P	7.005E-05 *** (4.27)	6.996E-05 *** (3.48)	4.188E-05 *** (3.86)	3.168E-05 *** (2.79)	7.861E-05 *** (4.62)			
$(GDP/P)^2$	-1.568E-09 *** (-3.73)	-1.603E-09 *** (-3.38)	-7.819E-09 *** (-2.93)	-7.384E-09 *** (-2.72)	-1.859E-09 *** (-3.75)			
AR(2) Test ( <i>p</i> -value)	-1.577 (0.12)	-1.598 (0.11)	1.171 (0.24)	0.760 (0.45)	-1.766 (0.08)			
Sargan Test ( <i>p</i> -value)	2651 (0.00)	70.04 (1.00)	893.0 (0.00)	783.9 (0.38)	2472 (0.00)			
Turning Point	22,337	21,819	26,780	21,453	21,141			
Number of Countries	120		36	23	84			
Number of Observations	4,086		1,129	935	2,957			

Notes: Figures in parentheses are *t* statistics for regression coefficients.

Estimated coefficients marked with \*\*\*, \*\* and \* are significant at 1%, 5% and 10% level, respectively.

Instrumental variables are  $(CO_2/P)_{-2}, \dots, (CO_2/P)_{-11}, (GDP/P)_{-2}, \dots, (GDP/P)_{-6}$  and  $(GDP/P)^2_{-2}, \dots, (GDP/P)^2_{-6}$ .

One-step: Using robust standard errors.

Two-step: Using finite sample corrected standard errors by Windmeijer (2005).

AR(2) test is the test for autocorrelation of order 2 in the differenced residuals of the first-differenced equation.

(Null hypothesis: No second-order autocorrelation.)

Sargan test is the test of overidentifying restrictions. (Null hypothesis: The overidentifying restrictions are valid.)

Turning points are in real 1996 US dollars.

表 8 推計結果 (3) : Blundell and Bond (1998) システム GMM ・モデル

Group Method	The World			Annex I		Annex II		Non-Annex I	
	one-step	two-step	one-step	one-step	one-step	one-step	one-step	one-step	one-step
Constant	-5.606E-02 *** (-4.10)	-4.015E-02 * (-1.78)	-2.110E-02 (-0.53)	-7.531E-02 * (-1.74)	-4.560E-02 ** (-2.40)				
$(CO_2/P)_{-1}$	8.774E-01 *** (36.9)	8.762E-01 *** (36.6)	9.273E-01 *** (39.8)	9.425E-01 *** (41.9)	8.669E-01 *** (33.5)				
GDP/P	4.290E-05 *** (5.83)	4.129E-05 *** (5.55)	2.234E-05 *** (3.33)	2.583E-05 *** (2.68)	4.155E-05 *** (4.01)				
$(GDP/P)^2$	-9.866E-10 *** (-4.87)	-9.565E-10 *** (-4.67)	-4.535E-10 ** (-2.44)	-5.017E-09 *** (-2.57)	-1.060E-09 *** (-4.20)				
AR(2) Test ( <i>p</i> -value)	-1.579 (0.11)	-1.585 (0.11)	1.186 (0.24)	0.812 (0.42)	-1.780 (0.08)				
Sargan Test ( <i>p</i> -value)	4578 (0.00)	80.14 (1.00)	1815 (0.00)	1767 (0.00)	5215 (0.00)				
Turning Point	21,739	21,583	24,637	25,746	19,596				
Number of Countries	120		36	23	84				
Number of Observations	4,206		1,165	958	3,041				

Notes: Figures in parentheses are *t* statistics for regression coefficients.

Estimated coefficients marked with \*\*\*, \*\* and \* are significant at 1%, 5% and 10% level, respectively.

Instrumental variables for the first-differenced equations are the same as Table 7.

Instrumental variables for the level equations are  $\Delta(CO_2/P)_{-1}$ ,  $\Delta(GDP/P)_{-1}$  and  $\Delta(GDP/P)^2_{-1}$ .

One-step: Using robust standard errors.

Two-step: Using finite sample corrected standard errors by Windmeijer (2005).

AR(2) test is the test for autocorrelation of order 2 in the differenced residuals of the first-differenced equation.

(Null hypothesis: No second-order autocorrelation.)

Sargan test is the test of overidentifying restrictions. (Null hypothesis: The overidentifying restrictions are valid.)

Turning points are in real 1996 US dollars.

表 9 平均 1 人あたり実質 GDP と転換点の推移

(単位：米ドル)

推定期間	全世界		附属書 I 国		附属書 II 国		非附属書 I 国	
	平均 GDP	転換点	平均 GDP	転換点	平均 GDP	転換点	平均 GDP	転換点
1960-1995	6,326	18,703	13,253	20,643	14,248	20,663	3,761	18,576
-1996	6,399	20,256	13,348	23,614	14,415	22,955	3,812	20,368
-1997	6,475	21,113	13,455	N.A.	14,591	24,463	3,863	24,232
-1998	6,551	20,996	13,571	23,865	14,773	23,523	3,911	22,182
-1999	6,629	21,200	13,694	N.A.	14,963	24,206	3,961	21,954
-2000	6,713	21,604	13,829	N.A.	15,160	25,398	4,013	21,370
-2001	6,792	21,730	13,967	25,946	15,357	25,581	4,058	21,231
-2002	6,867	22,026	14,107	27,197	15,549	25,500	4,097	21,316
-2003	6,944	21,739	14,248	24,637	15,737	25,746	4,137	19,596

(注) 転換点は、Blundel and Bond モデルの one-step 推定による転換点 (表 8 参照)。

平均 GDP は、(GDP/P) のサンプルの単純平均値。

“N.A.” は有意な推定結果が得られず、転換点が計算できなかったことを示す。

1996 年価格。

表 10 京都議定書締結国数（締結年別）

締結年	国数	比率	うち、分析 対象の国数	比率
1998	4	2.4%	2	1.9%
1999	17	10.2%	8	7.5%
2000	10	6.0%	6	5.7%
2001	15	9.0%	11	10.4%
2002	55	33.1%	45	42.5%
2003	19	11.4%	11	10.4%
2004	13	7.8%	8	7.5%
2005	24	14.5%	11	10.4%
2006	7	5.4%	4	3.8%
計	166	100.0%	106	100.0%

（注）2006年9月28日現在。

本稿の分析対象国は、106カ国に議定書未締結の  
12カ国および気候変動枠組条約非対象の2地域  
を加えた120カ国・地域である。

（資料）環境省資料より作成。

付表1 パネル単位根検定（平均からの偏差による LLC 検定）

Panel Unit Root Test Statistics  
on Level Data

		Time Trend		No Time Trend	
		Statistics	<i>p</i> -value	Statistics	<i>p</i> -value
CO2/ <i>P</i>	LLC	-3.623	0.000	-3.703	0.000
GDP/ <i>P</i>	LLC	4.599	1.000	6.285	1.000
(GDP/ <i>P</i> ) <sup>2</sup>	LLC	10.349	1.000	17.782	1.000

Panel Unit Root Test Statistics  
on First Differenced Data

		Time Trend		No Time Trend	
		Statistics	<i>p</i> -value	Statistics	<i>p</i> -value
CO2/ <i>P</i>	LLC	-28.791	0.000	-32.522	0.000
GDP/ <i>P</i>	LLC	-29.275	0.000	-23.247	0.000
(GDP/ <i>P</i> ) <sup>2</sup>	LLC	-27.488	0.000	-11.414	0.000

Notes: Null hypothesis: The panel contains a unit root.  
LLC: Levin, Lin and Chu (2002) test.

付表2 パネル共和分検定（Pedroni 検定）

Panel Cointegration Test Statistics: CO2/*P*, GDP/*P*, (GDP/*P*)<sup>2</sup>

(3) Pedroni (2004) Test

	Statistics	<i>p</i> -value
PC <sub>1</sub>	-341.553	0.000
PC <sub>2</sub>	-337.650	0.000

Notes: Null hypothesis: The estimated equation is not cointegrated.  
See appendix B.2 for the ideas of the statistics.  
NPT 1.3 (Chiang and Kao, 2002) is used for the calculations.