

クズネッツ曲線の例証：経済発展、所得分配と環境汚染

大坂, 仁
九州大学大学院経済学研究院：助教授：開発経済, 国際経済

<https://doi.org/10.15017/1041>

出版情報：経済學研究. 68 (1), pp.87-124, 2001-08-20. 九州大学経済学会
バージョン：
権利関係：



クズネッツ曲線の例証：経済発展、所得分配と環境汚染¹

大 坂 仁

1. はじめに

経済発展と平等な所得分配は開発経済学では中心的な課題の一つである。クズネッツ (Kuznets, 1955) は先進諸国の過去のデータより、経済発展における所得分配を分析して有名な逆U字仮説を唱えた。Kuznetsの逆U字仮説によると、経済発展の初期段階では相対的に所得分配の不平等度は拡大し、その後は低下に転ずるというものである。逆U字仮説は経済の二重構造下での所得分配の変化を考察したもので、伝統的部門と近代的部門、または農業部門と工業部門という2部門経済の構造下で、経済発展にともなって伝統的部門から近代的部門、または農業部門から工業部門へと資本や労働の生産要素の移動が、結果的に平等な所得分配をもたらすといったものである。Kuznets仮説の検証は途上国の開発戦略に重要な政策含意をもたらさう。つまり、経済発展において所得分配の不平等度に関する逆U字仮説が無条件に確認されることになれば、経済発展とともに平等な所得分配の達成がやがては導かれることになるために、途上国における開発戦略は一人当たりのGDPによって示される所得の増大を中心に推進

していけばよいことになる。しかし、一人当たりの所得増大が必ずしも平等な所得分配を導くものでないとすれば、途上国の開発戦略として一人当たりの所得増大と同時に、平等な所得分配の達成をも別途模索していく必要がある。

一方、このKuznetsの経済発展と所得分配の不平等度における逆U字仮説は、近年の環境経済学への関心の高まりとともに、経済発展における環境問題へ適用されることも多い。つまり、経済発展を示す一人当たりのGDPや所得の増大とともに、環境汚染は初めに悪化するものの、やがては経済発展に伴い環境問題の改善が観察されるというものである。本稿では、Kuznetsの逆U字仮説を経済発展に伴う所得分配と環境汚染の2つの側面から実証的に検証を試みるものである。ここでの実証分析は次のような構成に基づいて展開されるものとする。まず次章においては先行研究をレビューし、第3章にて所得分配や環境に関するデータを概観する。第5章で結語と今後の課題を述べる前に、第4章にて回帰分析、またそれに付随する諸問題について検討する。また、実証分析では一例として、世界銀行などの国際機関にて利用可能なアジア太平洋諸国のデータを用いることとした。

1 本研究は、平成13年度科学研究費補助金(課題番号:11630045及び課題番号:12730037)の助成を受けたものである。

2. 先行研究レビュー

2. 1 経済発展と所得分配の不平等度における逆U字仮説

Kuznets(1955)は、経済発展初期において所得分配の不平等度は拡大し、やがて低下に転ずるという仮説をたてた。このKuznets仮説は過去の先進諸国データの観測に基づいたものであり、精緻な理論に基づいたものではない。しかしKuznetsのこの有名な逆U字仮説は、現在に至るまで理論・実証の両面から多くの分析をもたらしている。

経済発展と所得分配におけるKuznetsの逆U字仮説の初期における理論分析についてはRobinson(1976)、Knight(1976)やFields(1979)などが上げられる。これらの分析では2部門経済下における相対的な生産性と所得の相違に注目し、恒常的な農村・都市部門間²における所得の相違が労働移動を引き起こすとしている。経済発展にともなう、労働人口が相対的に所得の低い農村部門から所得の高い都市部門へ移動を始めると考えられるため、所得分配の不平等度は経済発展初期には増大すると想定される。やがて農村部門から都市部門への大幅な労働移動が行なわれて所得分配の不平等度が低下していくと、通時的に経済発展と所得分配の不平等度には逆U字曲線が描かれることになる。

数多くの実証分析も行なわれているが、Kuznetsの逆U字仮説を定型化された事実として支持する分析としてPaukert(1973)、

Ahluwalia(1976)、Leicallon *et al*(1984)やRandolph=Lott(1993)などが上げられる。例えば、初期の実証分析としてAhluwaliaは60ヶ国による国際データによる横断面分析(クロス・カントリー分析)にて、一人当たりのGDP、農業部門産出額のGDP比、都市人口比率、識字率、中等教育入学数や人口増加などに関する変数を加えて回帰分析を行ない、Kuznetsの逆U字仮説を支持する結果を得ている。Ahluwaliaは不平等な所得分配の是正には都市化の拡大、農業部門産出額のGDP比の低下、人的資源の拡大が有効であるという分析結果をもたらす一方、人口増大は不平等な所得分配を増幅するといった結果を示している。またRandolph=Lottは所得の割合やジニ係数³を被説明変数とした回帰分析を行ない、統計的に頑強な結果を得てKuznetsの逆U字仮説を支持している。

一方、Papanek=Kyn(1986)、Ram(1988)、Jha(1996)、Higgins=Williamson(1999)の分析では逆U字仮説の支持は限定的である。Papanek=Kynは一人当たりの所得がUS\$400を境に所得分配の不平等度が逆U字を描くことを示しているものの、しかしこれは統計的に頑強な実証分析とはいえず、通時的にその効果も弱まっていると指摘している。彼らの分析によれば、教育機会の増大やGDPにおける一次産品輸出比の低下が平等な所得分配に寄与するものの、社会や政治の二重構造が所得分配の不平等度を高めている。一方、政府介入や製造業品の輸出比率は所得分配の不平等度には関連がないとされている。Ram(1988)は観測データが途上国・先進国の双方を含むときに、Kuznets仮説は成立するかのように見えるものの、途上国に限定したときには成立しないことを指摘した。Jha(1996)の実証分析では、経済成長と平等な

2 本稿では、農村部門・都市部門の2部門と農業部門・工業部門の2部門、または伝統的部門・近代的部門の2部門とを同義語として用いている。

3 ジニ係数は次のように計算される。値は0から1までであり、0が完全平等を示す。

$$\frac{1}{2n^2\bar{Y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |Y_i - Y_j|$$

Y_i : 所得分配における i 位の個人所得

Y_j : 所得分配における j 位の個人所得

$\bar{Y}$: 平均所得

所得分配とにはトレードオフの関係があること、また教育と経済成長率が統計的に有意であることが示されている。しかし、Jhaの実証分析ではRamが指摘したように、途上国の観測データのみを用いている。Higgins=Williamson(1999)では、逆U字仮説は人口動態の変化によるものであり、コーホート規模の所得分配への効果を強く示す結果となっている。

一方、Saith (1983)、Campano=Salvatore (1987)、Anand=Kanbur (1993)、Deininger=Squire (1996)、Bruno=Ravallion=Squire (1998)はKuznets仮説そのもの、または途上国への適用を疑問視している。Saith (1983)とAnand=Kanbur (1993)は、Ahluwalia(1976)のデータと分析手法に問題があると指摘した。これらの検証によると、観測データを途上国に限るとAhluwaliaの推定結果は弱まる。またSaithは、観測データから旧社会主義諸国を除くと逆U字仮説は成立しないことを示した。Anand=Kanburは国際間における所得データの比較性には問題があり、誤ったパラメータ推定に至った可能性を示している。Deininger=Squire (1996)は経済成長と貧困削減に統計的に強い有意性を見出したものの、所得増大とジニ係数で示される不平等度に規則的な関連性は見られないとしている。一方でBruno=Ravallion=Squire (1998)は、各国それぞれの特異性を考慮しない国際データにおける横断面分析（クロス・カントリー分析）の有効性に疑問を投げかけている。彼らは各国の所得分配の不平等度が通時的に安定していることに注目し、過去の不平等度から現在の不平等度が想定できるため、クロス・カントリー分析による逆U字仮説の立証は見せかけの結果によるものであるとしている。彼らのパネル検定、または各

国の時系列分析ではKuznets仮説は立証されない。このような実証分析を踏まえ、Rodrik (1998)はKuznetsの逆U字仮説は立証することはできず、所得レベルと不平等度の規則的な関係はないと結論づけている。

以上でレビューしたKuznetsの逆U字仮説の検証は、主に一人当たりのGDPと所得分配の不平等度に注目したものであり、その要因を分析したものではない。近年のAlesina=Rodrik(1994)、Persson=Tabellini (1994)、Alesina=Perrotti (1996)、Sarel (1997)、Iglesias(1998)、Bourguignon=Morrison(1998)などの一連の研究では、経済成長と所得分配の不平等度における要因のモデル化を試みている。Alesina=Rodrik (1994)、Persson=Tabellini (1994)、Alesina=Perrotti(1996)は経済成長への社会・政治的な要因に注目し、所得分配の不平等度がもたらす経済成長への影響を分析している。彼らは所得分配の不平等度が拡大するほど社会的及び政治的な安定性が損なわれ、結果的に投資の減少が経済成長を遅らせると主張している。特にAlesina=Rodrik(1994)は70ヶ国からなる国際データを回帰分析することにより、所得分配の不平等度と土地配分は次期の経済成長とはマイナスの関係があることを明らかにした。また彼らは経済成長における初等教育入学率のパラメータがプラスであるという結果が民主的・非民主的である両方の国々に有意であることを示している。Persson=Tabellini (1994)は回帰分析にて先進諸国9ヶ国の長期パネルデータを用い、また戦後の先進諸国と途上国56ヶ国からなる国際データをも利用した。彼らの分析によると、経済成長への所得分配の不平等度は統計的にマイナスで有意であるだけでなく、その重要度は増大して

いる。しかし、この結果は民主国家にはみられない。彼らの分析によると、所得分配の不平等度が大きければ、民主的な政府は大衆受けする政策を強化することになり、経済成長に必要な投資がなおざりにされることもありうるからである。Alesina=Perrotti(1996)は不安定な社会・政治がもたらす投資への相異なる2つの効果を考察している。第1の効果として、富裕層への増税による所得の再分配政策は投資性向を引き下げるが、第2の効果として、社会の不安定度を引き下げる財政政策によって所得の再分配が投資に好影響をもたらすというものである。これらは経済成長への所得の再分配政策における相異なる2つの効果を示している。

一方、Sarel(1997)は潜在的に所得分配の不平等を引き起こしそうなマクロ経済変数に注目し、分析の結果、所得分配の不平等を改善させる変数として、高い成長率・所得レベル・投資率・為替の実質減価・交易条件の改善を上げており、所得分配の不平等に影響を及ぼさないものとしてインフレーション・公共部門の消費・国際収支・実質為替レートの水準・消費財に対する投資財の価格比を上げている。Sarelは投資と経済成長を促進する政策は、所得分配の改善にも寄与する傾向があると結論づけている。Iglesias(1998)は東アジアの経済発展の経験から、未熟練労働者の減少に好影響を与えるとして、教育への投資が重要であると主張している。これが賃金格差の縮小に寄与し、平等な所得分配への改善へつながっていくと指摘している。Bourguignon=Morrison(1998)は、農業部門と非農業部門の2部門間における労働生産性の違いによって、所得分配の不平等度が拡大する傾向があることを示した。

要するに、Kuznets仮説を支持する分析の多

くは、1960年代から1970年代初めにかけてのデータに基づいており、それ以降のデータを用いた分析ではKuznets仮説はあまり支持されていない。興味深いことにKuznets仮説の検証にあたり、Bourguignon=Morrisonに代表される最近の研究では、所得レベルを示す一人当たりのGDPと就学率などは、説明変数としてあまり有意性を示さなくなっている。その一方でAlesina=Rodrik(1994)、Persson=Tabellini(1994)、Alesina=Perrotti(1996)などは、従来のKuznets仮説の検証ではあまり顧みられることのなかった政治経済学的な観点から、所得分配の不平等度の投資、及び経済成長への影響を分析している。

2. 2 環境クズネッツ曲線

所得分配の不平等度に関するKuznets曲線と同じ概念を経済発展における環境問題にも用い、これを環境Kuznets曲線と呼ぶ。Kuznets曲線を環境問題に当てはめると、経済発展は汚染集約的でない伝統的な農業部門から汚染集約的な工業部門、そして汚染の少ないサービス業部門へと移行するというものである。最近の実証研究にはHettige=Lucas=Wheeler(1992)、Selden=Song(1994)、Grossman=Krueger(1995)、Islam(1997)、Hilton=Levinson(1998)などがあり、これらの先行研究ではさまざまな環境データを回帰分析の対象としている。環境Kuznets曲線の検証では、大気汚染や水質汚染など、用いるデータによっては必ずしも支持されているわけではない。

まずHettige=Lucas=Wheeler(1992)は、産業廃棄物が長期にわたって増大傾向にあり、これは低所得国により強く見られるとしている。この主な理由として、1970年以降の先進工業国

における環境規制の強化による海外生産の増大を上げている。またSelden=Song(1994)は1970年代から1980年代にかけての30ヶ国のデータを用いて、大気中の微粒子、炭素、硫黄や窒素（それぞれSPM、CO、SO₂、NOX）などの環境データと、所得やその平方値である変数との回帰分析にて環境Kuznets曲線の検証を行なった結果、今後も環境汚染は進行していくであろうと分析している。

Grossman=Krueger(1995)は所得レベルの平方値のみならず立方値の変数も回帰分析に含め、SPMとSO₂などで示される大気汚染や水質汚染の環境データの検証を行った。Grossman=Kruegerは一人当たりのGDPがUS \$ 8000(1985年を水準値)を分岐点とし、その所得レベル以降に環境汚染は減少していることを分析結果として示している。またIslam(1997)はGrossman=Kruegerと同様に、14種類からなる大気汚染や水質汚染の環境データを逆U字曲線に限らず、所得レベルとの回帰分析にて検証し、アジア地域では大気中の固体粒子や水中の砒素や硝酸塩を減少させるために、環境改善へ向けて早急な対応策を打ち出す必要性があると主張している。また、Hilton=Levinson(1998)は過去20年間に及ぶ48ヶ国の国際データから自動車による有鉛廃棄ガスを分析し、自動車における有鉛ガソリンと、その使用頻度が排出される鉛量に影響を与えているとして、抑制のための法整備と環境に配慮した技術開発の必要性を示している。

Selden=Song(1994)を除くこれらの実証研究では、環境汚染を示す変数を被説明変数とし、所得とその平方値である変数にいくつかの他の説明変数を回帰分析に加えている。例えば、Grossman=Krueger(1995)やIslam(1997)では人口密度と地域性を示すダミー変数、Hilton=

Levinson(1998)では人口密度と観測年を示すダミー変数を回帰分析に組み入れているが、これらの分析では環境Kuznets曲線の安定性、つまり所得とその平方値を示す変数のパラメータの安定性を必ずしも検証しているわけではない。よって、本稿ではその点にも考慮して分析を行なっていくこととする。また経済発展におけるKuznetsの逆U字仮説を所得分配と環境汚染の両面から検証するとともに、Bourguignon=Morrison(1990, 1998)またはHiggins=Williamson(1999)と同様、Kuznets仮説の要因の1つとして2部門経済の与える影響も回帰分析にて明らかにしていきたい。

3. データ概観

3. 1 データについて

回帰分析の前に、アジア太平洋諸国の所得分配と環境データをDeininger=Squire(1996)、Penn World Table 5.6、及び世界銀行(2000)に基づき概観する。

まずDeininger=Squire(1996)は約2600の研究文献より、108ヶ国に及ぶ682の観測データを、次の3項目を基準として選別している。

- (1) 所得単位として家計もしくは個人が対象となっているか？
- (2) サンプルとして全人口を網羅しているか？
- (3) 計測される所得が収入もしくは支出をベースにしているか？

所得の国際データは、所得の概念やサンプリング方法、分析する単位やサンプル範囲などの違いにより、通常比較することは難しいとされているが、上記に示すデータの選別基準によって、Deininger=Squireは各国間における所得

データの比較性を高めている。また一人当たりのGDPを経済発展の擬似変数として用いるにあたり、Penn World Table 5.6の購買力平価(PPP)調整済みのデータを用いることによって、各国間の相対価格による購買力の違いを考慮する。大気汚染については工業部門における二酸化炭素(CO₂)排出量、また水質汚染については工業部門における生化学的酸素要求量(Biochemical Oxygen Demand、BOD)の環境データを世界銀行(2000)から用いる。

3. 2 経済発展と所得分配

先行研究でみられるように、数多くの実証研究で所得分配のデータが収集されているが質的に問題のあるものも多い。各国における所得データの比較性が高くなければ、分析に用いるサンプル国次第で、Kuznetsの逆U字曲線をはじめ経済成長と所得分配の不平等度はいかようにも示されよう。前述したようにDeininger=Squire(1996)は所得データを選別するにあたり、観測単位として家計もしくは個人を用い、人口全体を網羅しているかどうか、また所得データが収入ベースまたは支出ベースとなっているかという点に注目した。まずDeininger=Squireは、先行研究における所得データが家計調査によるものであるのかを検証し、国民会計などに基づくデータを除外した。家計か個人かという単位の区別は、富裕家計及び貧困家計の規模の違いを考慮すると極めて重要である。また代表サンプルの取り方によっては偏った推計をもたらすこともある。例えば、代表サンプルが農村部をベースとするものなのか都市部をベースとするものなのかによって、全体の推計は異なってくる。また、所得データが収入ベースによるものか支出ベースによるものかも重要な問題である。

一般に所得データとしては、支出ベースによるデータが収入ベースによるデータより正確であり、また未届けによる誤差も少ないとされている。しかし支出ベースによる所得データは、富裕層の高い貯蓄率によって、収入ベースによる所得データより所得分配の不平等度を低めに示す傾向がある。また、所得データが税引前か税引後のいずれかであるのかも、サンプル国における税制の違いによって大きく異なる可能性もあり、これはクロス・カントリー分析を推計する上で重要な問題である。この問題は、税制が脆弱で確立されていない途上国ではより重要である⁴。

Deininger=Squireによって抽出された所得データは総数で108ヶ国に及ぶ682観測数であるが、この分析で用いるアジア太平洋諸国に関するデータ数は21ヶ国の180観測数である⁵。まずアジア太平洋諸国のデータを概観することから始めたい。表1では1951年から1993年までの3つの選別基準によるデータ概要を示している。データ数ではインドの31が最多であるが、フィジー、キルギスタン、ラオス、ネパール、ヴェトナムでは1つのみとなっている。10年毎⁶に区切ってみても、利用可能なデータ数は異なっている。1950年代は、インド、フィリピン、韓国とスリランカの4ヶ国のみにてデータは利用可能である。また、利用可能なデータを持つ国数を10年毎にみると、それぞれ1960年代

4 Deininger=Squire(1996)、pp. 567-571.

5 Deininger=Squireによって抽出された信頼性の高いアジア太平洋諸国のデータ数は、もともと22ヶ国に及ぶ206観測数であるが、本稿では台湾のデータを除外している。これは環境データの分析に際し、世界銀行(2000)からは台湾の環境データが利用できないため、所得分配の分析との整合性を高めるためである。

6 本稿での10年毎の意味は、1960年代、1970年代というように10年毎の年代別ということである。

表 1 : Deininger=Squire(1996)の所得データ：アジア太平洋諸国(1951-93)

国名	観測数	所得 単位	収入 支出	所得 タイプ	期間
日本	23 (0, 7,10, 5, 1)	H	I	G	1962-90
オーストラリア	9 (0, 1, 3, 4, 1)	H	I	G	1969-90
ニュージーランド	12 (0, 0, 4, 7, 1)	H	I	G	1973-90
韓国	14 (1, 6, 3, 4, 0)	H	I	G, NA	1953-88
香港	7 (0, 0, 3, 3, 1)	H	I	G	1971-91
シンガポール	6 (0, 0, 2, 4, 0)	H	I	G	1973-89
インドネシア	11 (0, 2, 3, 4, 2)	P	E	-, NA	1964-93
タイ	8 (0, 2, 1, 3, 2)	H	I	G	1962-92
フィリピン	7 (1, 2, 1, 2, 1)	H, P	I	G	1957-91
マレーシア	6 (0, 0, 4, 2, 0)	H, P	I	G	1970-89
インド	31 (9,10, 4, 5, 3)	P	E	-	1951-92
ネパール	1 (0, 0, 0, 1, 0)	P	I	N	1984
パキスタン	9 (0, 1, 3, 4, 1)	H, P	I	G	1969-91
バングラディシュ	10 (0, 2, 3, 4, 1)	H, P	I, E	G, NA	1963-92
スリランカ	9 (1, 1, 3, 3, 1)	H, P	I, E	G, -	1953-90
中国	12 (0, 0, 0, 9, 3)	P	I	G	1980-92
ヴェトナム	1 (0, 0, 0, 0, 1)	P	E	-	1992
ラオス	1 (0, 0, 0, 0, 1)	P	E	NA	1992
カザフスタン	1 (0, 0, 0, 0, 1)	P	I	NA	1993
キルギスタン	1 (0, 0, 0, 0, 1)	P	I	NA	1993
フィジー	1 (0, 0, 1, 0, 0)	H	I	NA	1977
合計 [21ヶ国]	180[4,10,15,16,16] (12,34,48,64,22)	-	-	-	

備考：10年毎(1950, 1960, 1970, 1980, 1990)のデータ数は括弧内に示す。

全てのデータは人口の代表サンプルをもとにしている。[]は利用可能なデータを持つ国数。詳細はDeininger=Squire(1996)を参照のこと。

H：所得単位が家計

P：所得単位が個人

I：収入をベースとした所得データ

E：支出をベースとした所得データ

G：総所得

N：純所得（税引後）

NA：全てのデータ、もしくは部分的にデータが欠如していることを示す。

	HIG	HIN	HE	PIG	PIN	PE	他
1950	2 (2)	0	0	0	0	9 (1)	1 (1)
1960	19 (7)	0	1 (1)	0	0	12 (2)	3 (2)
1970	37 (11)	0	3 (1)	0	0	7 (2)	0 (0)
1980	38 (11)	0	4 (1)	11 (3)	1 (1)	10 (3)	0 (0)
1990	6 (5)	0	0	3 (1)	0	10 (7)	3 (3)
合計	102 (11)	0	8 (1)	14 (3)	1 (1)	48 (7)	7 (5)

備考：データ利用可能な国数は括弧内に示している。

HIG, HIN, HE, PIG, PIN, PE：所得分配のサーベイタイプの組合せを示す。

他：上記のサーベイタイプに分類されないものを示す。

は10ヶ国、1970年代は15ヶ国、1980年代は16ヶ国、1990年代は16ヶ国となっている。

Deininger=Squireの3基準によって所得データを分類すると、表1に示すように6通りのサーベイタイプが得られる。所得のサーベイタイプとしてデータ数が最多なのはHIG（家計単

位、総所得）で11ヶ国から観測数は102となっている。続いてPE（個人単位、支出ベースによる所得データ）の7ヶ国による48観測数、PIG（個人単位、総所得）の3ヶ国による14観測数、HE（家計単位、支出ベースによる所得データ）の1ヶ国の8観測数、PIN（個人単位、純所

得)の1ヶ国の1観測数となる。アジア太平洋諸国ではHIN(家計単位、純所得)に該当する所得サーベイタイプは見当たらなかった。

表1のDeininger=Squireのデータをもとに、アジア太平洋諸国の11ヶ国にわたる102のデータ数をもつHIGに焦点を当てることにする。HIGは所得のサーベイタイプでは最多のデータ数を示すものの、表1に見られるように10年毎のデータ数はさまざまである。例えば、1950年代の利用可能なデータ数は2ヶ国の2観測数であるものの、1980年代のデータ数は11ヶ国の38観測数である。この利用可能なデータ数のばらつきにより偏った分析結果が得られる可能性が強く、この問題については利用可能なデータを全て用いる分析と、各国の10年毎の平均データを用いたときの分析とを比較することで多少緩和されることになろう。

表2-1では、所得分配の不平等度を示す代表的な指数であるジニ係数のデータ概要を、各国の10年毎の平均値、最小値、最大値、標準偏差にて示している。ジニ係数の平均値はネパールの30.06からマレーシアの50.36まで、また最小値は中国の25.70、最大値はマレーシアの53.00と大きく幅があり、標準偏差も最小値を示すパキスタンの0.86からスリランカの6.10までとさまざまである。また表2-1から概観できることは、短期間の内に急激な経済成長を遂げた香港、シンガポール、タイ、フィリピン、マレーシアなどアジア新興工業国(NICS)や第二世代のアジアNICSといわれる東南アジア諸国でジニ係数が高い傾向が示されているが、ラオス、ネパール、インド、パキスタンなど、アジアでも貧困国としてみなされている国ではジニ係数は低い傾向がみられる。これに加えて、先進国である日本やニュージーランドの低めのジニ係

数を考慮すれば、図1にてKuznetsの逆U字仮説は概観的には成立するような印象を受けるが、オーストラリアの高めのジニ係数を考慮すれば慎重な分析が必要である。

表2-2では、各国の10年毎のジニ係数の平均値を示している。前述したように、利用可能な所得データの観測数は各国で異なっており、単純に比較することは困難である。また所得データは1970年代と1980年代に集中しており、1950年代や1990年代の少ないデータ数を考慮すると、次章の回帰分析にて偏った分析結果がもたらされる可能性は否定できない。表2-2からまず観測される事は、オーストラリア、中国、ニュージーランド、シンガポール、タイの6ヶ国では通時的な所得分配の不平等度の拡大が明確であり、インド、インドネシア、マレーシア、スリランカでは不平等度が低下していることである。一方、日本、パキスタン、フィリピンでは所得分配の不平等度は通時的にあまり変化していない。次に、不平等度が拡大している国の共通する特徴として、低位20%の所得者層による総所得比が低下傾向にあり、所得分配が平等化する傾向にある国では低位所得者層の総所得比の割合が拡大する傾向にあることが上げられる。オーストラリアやニュージーランドの先進国やアジアNICSでは、経済発展とともに所得分配の不平等度が悪化傾向にあるが、同じ時期に不平等度の改善傾向がみられるアジア諸国もある。興味深いことに、中国はアジアNICSと同様に所得分配の不平等度が悪化傾向にある。

所得データのサーベイタイプの中では、特定少数国のデータに相対的に影響されないと考えられるHIGを図1-1にてみると、概観的にはKuznetsの逆U字仮説が成立しているようにもみえるが、図1-2にて各国の10年毎の平均

表 2：所得分配の不平等度(ジニ係数)のデータ概要（アジア太平洋諸国）

2-1. データ概要

国名	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル 期間
日本	34.82	32.50	37.60	1.35	1962-90
オーストラリア	37.88	32.02	41.72	3.08	1969-90
ニュージーランド	34.36	30.04	40.21	2.90	1973-90
韓国	34.19	29.82	39.10	2.63	1953-88
香港	41.58	37.30	45.18	2.81	1971-91
シンガポール	40.12	37.00	42.00	1.81	1973-89
インドネシア	33.49	30.70	38.59	2.17	1964-93
タイ	45.48	41.28	51.50	3.78	1962-92
フィリピン	47.62	45.00	51.32	2.46	1957-91
マレーシア	50.36	48.00	53.00	1.96	1970-89
インド	32.55	29.17	37.05	2.06	1951-92
ネパール	30.06	-	-	-	1984
パキスタン	31.50	29.91	32.44	0.86	1969-91
バングラディシュ	34.51	28.27	39.00	3.52	1963-92
スリランカ	41.71	30.10	47.80	6.10	1953-90
中国	32.68	25.70	37.80	3.78	1980-92
ヴェトナム	35.71	-	-	-	1992
ラオス	30.40	-	-	-	1992
カザフスタン	32.67	-	-	-	1993
キルギスタン	35.32	-	-	-	1993
フィジー	42.50	-	-	-	1977

2-2. 10年毎の平均データ

国名	期間	観測数	GDPH	ジニ係数	20
日本	1960	7	4920	35.60	0.063
	1970	10	8482	34.07	0.060
	1980	3	10362	34.17	0.062
オーストラリア	1960	1	10404	32.02	0.070
	1970	3	12043	37.25	0.051
	1980	4	13684	38.87	0.050
	1990	1	14445	41.72	0.046
ニュージーランド	1970	4	10310	31.24	0.065
	1980	7	11266	35.31	0.058
	1990	1	11513	40.21	0.046
韓国	1960	4	1254	32.19	0.073
	1970	3	2018	36.14	0.067
	1980	4	4078	35.63	0.066
香港	1970	3	5638	40.53	0.050
	1980	3	9860	41.49	0.057
	1990	1	15601	45.00	0.049
シンガポール	1970	1	6247	37.00	0.072
	1980	2	8685	40.85	0.065
インドネシア	1970	2	1051	36.60	0.080
	1980	4	1519	33.44	0.078
	1990	1	1974	33.09	0.092
タイ	1960	2	1198	41.96	0.066
	1970	1	1683	41.74	0.049
	1980	3	2566	45.97	0.042
	1990	2	3761	50.15	0.039
フィリピン	1950	1	1047	46.14	0.065
	1960	2	1198	50.52	0.039
	1970	1	1432	49.39	0.036
	1980	2	1609	45.91	0.052
マレーシア	1970	3	2824	51.33	0.037
	1980	2	4547	48.18	0.044
インド	1950	9	669	35.35	0.074
	1960	10	753	31.61	0.086
	1970	4	808	30.89	0.087
	1980	5	1128	31.43	0.088
	1990	3	1266	31.41	0.090
ネパール	1980	1	930	30.06	0.091
パキスタン	1960	1	946	30.56	0.092
	1970	3	1018	31.23	0.089
	1980	4	1306	32.04	0.085
	1990	1	1394	31.15	0.084
バングラディシュ	1960	2	1111	35.76	0.074
	1970	3	904	34.84	0.072
	1980	4	1197	35.21	0.076
	1990	1	1510	28.27	0.094
スリランカ	1950	1	1105	47.80	0.052
	1960	1	1211	47.00	0.045
	1970	3	1348	38.84	0.066
	1980	3	1769	44.67	0.062
	1990	1	2096	30.10	0.089
中国	1980	9	1171	31.51	0.079
	1990	3	1398	36.20	0.065

出所：Deininger=Squire (1996), 574-577ページ、または著者の算出。

備考：(1) 一人当たりのGDP (PPP, 購買力平価調整済) のデータ、もしくは所得データがないため、カザフスタン、キルギスタン、フィジー、ラオス、ヴェトナムを上表から除く。またインドネシアの1データも同様に扱った。

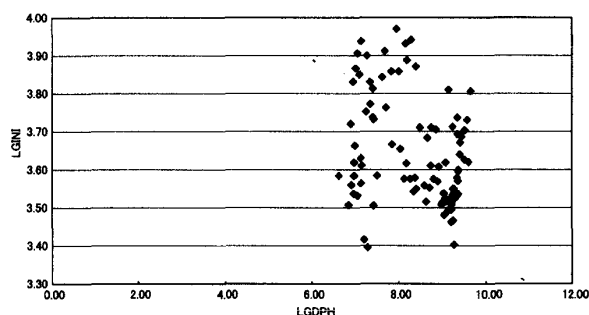
(2) 表の数値は、利用可能なデータを10年毎に平均したものである(例えば、1960は1960年代のデータの平均値を示す)。

GDPH：一人当たりのGDP (1985年を基準とする米国ドルの購買力平価, PPP, による、出所はPenn World Table 5.6)

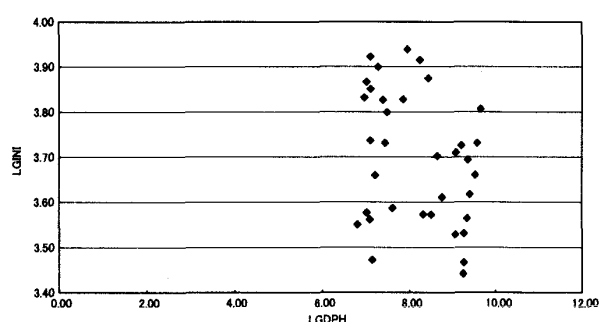
20：低位20%の所得者層の総所得比(%)

図1：所得分配（アジア太平洋諸国）：サーベイトタイプHIGのジニ係数

1-1. 全データ（観測数：95）



1-2. 10年毎の平均データ（観測数：35）



出所：Deininger=Squire (1996)のデータを基に著者の分類と算出による。

備考：利用可能なLGDPH(一人当たりGDP、1985年を基準値とするUS\$, PPP調整済、対数値)のデータ数は各国にて異なるため、図に用いられたデータ数は表1のHIGのデータ数とは異なる。

データをみると、逆U字仮説の成立はより不明瞭である。この点については、4章の回帰分析にて再検証することにする。

3. 3 環境データ：大気汚染と水質汚染

従来のKuznets逆U字仮説に加え、近年は環境問題における逆U字仮説、いわゆる環境Kuznets曲線の検証も数多く行なわれている。世界銀行(2000)のデータより表3にて、工業部門における購買力平価 (PPP, 1985年基準) GDPでUS1\$当たりの二酸化炭素排出量(g, CO₂GDP)と生化学的酸素要求量(g, BODGDP)を概観する。

まず表3-1-1のCO₂排出量(CO₂GDP)は、シンガポールが平均値、最大値ともに最大であり、続いて中国、オーストラリア、韓国、日本が大きい。またネパール、バングラディシュやラオスなど貧しい途上国ではそれらの数値が低いことがわかる。次に表3-2にて10年毎のデータをみると、いわゆる逆U字の環境Kuznets曲線を示すと考えられる国は1960年代から1990年代にかけて18ヶ国中7ヶ国あり、日本、韓国、香港、シンガポール、インドネシア、中国、フィジーなど先進国やNICSが多く、第二次世界大戦後に急成長を遂げた国が多い。

これらの国々では工業化に伴う高度経済成長下での公害・汚染の悪化、及びその後の環境改善が想定される。またタイやインドなどのアジア諸国では、依然としてCO₂増加による大気汚染が進行していると考えられる。尚、ネパール、バングラディシュ、ラオスなど全期間においてCO₂排出量が低いところでは、通時的な変動も比較的に小さいことがわかる。

世界銀行(2000)の生化学的酸素要求量のデータは1980-92の期間のみ利用可能である。全期間における平均値では、日本やオーストラリアなどの先進国、またはパキスタン、バングラディシュなどの低所得国で数値が低い傾向がみられる一方で、アジアNICSや次世代のNICSと呼ばれている東南アジア諸国など第二次世界大戦後に急速な経済成長を遂げた国々では数値が高い傾向がみられる。これもCO₂GDP同様、急速な経済成長における工業化との関連性を示すものであろう。また表3-2でのBODGDPの1980年代と1990年代だけの平均値からは、いわゆる環境Kuznets曲線は概観できないが、サンプル国の中ではフィリピン、バングラディシュ、中国だけが数値を悪化させており、他の全ての国ではBODGDPにおける環境改善が行なわれていると考

表 3：環境データの概観（アジア太平洋諸国）

3－1－1．二酸化炭素排出量(CO₂GDP)

国名	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル期間
日本	801.951	588.701	992.459	134.959	1960-92
オーストラリア	1079.462	991.765	1202.950	50.884	1960-92
ニュージーランド	577.308	501.235	655.123	39.404	1960-92
韓国	895.559	554.721	1061.346	110.677	1960-91
香港	399.212	306.855	467.216	41.230	1960-92
シンガポール	1574.274	192.388	3227.268	657.547	1960-92
インドネシア	433.075	351.655	578.858	55.772	1960-92
タイ	346.261	149.135	560.621	97.642	1960-92
フィリピン	398.921	270.107	500.662	61.658	1960-92
マレーシア	591.457	506.270	676.297	47.142	1970-92
インド	528.687	361.709	680.836	86.267	1960-92
ネパール	32.731	13.857	55.129	11.294	1960-86
パキスタン	401.012	324.353	525.349	55.298	1960-92
バングラディシュ	81.125	53.874	100.120	11.624	1972-92
スリランカ	170.133	101.463	284.101	43.539	1960-92
中国	1510.248	962.579	2062.476	235.749	1960-92
ヴェトナム	-	-	-	-	-
ラオス	42.042	40.301	44.110	1.198	1984-91
カザフスタン	-	-	-	-	-
キルギスタン	-	-	-	-	-
フィジー	310.896	191.100	431.148	64.004	1960-90

3－1－2．生化学的酸素要求量(BODGDP)

国名	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル期間
日本	0.372	0.304	0.452	0.048	1980-92
オーストラリア	0.321	0.250	0.405	0.051	1980-92
ニュージーランド	0.540	0.436	0.668	0.081	1980-92
韓国	0.653	0.407	0.873	0.131	1980-91
香港	0.551	0.270	0.847	0.175	1980-92
シンガポール	0.454	0.343	0.648	0.090	1980-92
インドネシア	0.451	0.343	0.551	0.074	1980-92
タイ	0.569	0.442	0.789	0.126	82,84,86,88-91
フィリピン	0.627	0.517	0.755	0.096	1980-92
マレーシア	0.443	0.403	0.556	0.050	1980-92
インド	0.605	0.477	0.857	0.133	1980-92
ネパール	0.508	0.487	0.528	-	1982, 86
パキスタン	0.276	0.243	0.318	0.023	1980-92
バングラディシュ	0.293	0.213	0.432	0.079	1980-92
スリランカ	0.545	0.441	1.024	0.147	1980-92
中国	1.378	1.199	1.709	0.170	1980-92
ヴェトナム	-	-	-	-	-
ラオス	-	-	-	-	-
カザフスタン	-	-	-	-	-
キルギスタン	-	-	-	-	-
フィジー	0.601	0.486	0.681	0.050	1980-90

えられる。尚、注目すべきことに、中国は唯一BODGDPが1.0を超えている国である。

4．実証分析

4．1 2部門経済と工業化

2部門経済理論は、経済発展における産業構造変化を示す代表的な理論の1つであり、途上国の生産や組織のさまざまな非対称性を説明するものとして捉えることができる。2部門経済

における古典的なコンセプトはRicardo⁷まで遡ることができるが、Boeke（1953）は社会学的な枠組みを用いて、初めて組織における非対称性を植民地下におけるインドネシアの伝統的

7 Ranis(1988)は重農主義に2部門経済理論における最初のコンセプトを見出している。Ranisによると労働移動を可能せしむる農産物余剰が十分あるとすれば、重農主義は農業部門とサービス、職工品を生産する小さな非農業部門の存在を認めているとしている。Ranisは、これが後にRicardoに代表される古典派による2部門経済理論へと発展していくとみている。

3-2. 10年毎の平均データ概要

国名	期間	CO ₂ GDP		BODGDP	
		観測数	平均値	観測数	平均値
日本	1960	10	878.069	0	-
	1970	10	925.418	0	-
	1980	10	664.576	10	0.390
	1990	3	594.583	3	0.312
オーストラリア	1960	10	1127.705	0	-
	1970	10	1057.304	0	-
	1980	10	1064.471	10	0.338
	1990	3	1042.479	3	0.265
ニュージーランド	1960	10	577.726	0	-
	1970	10	566.234	0	-
	1980	10	571.292	10	0.570
	1990	3	632.880	3	0.440
韓国	1960	10	795.543	0	-
	1970	10	955.820	0	-
	1980	10	945.623	10	0.696
	1990	2	844.014	2	0.439
香港	1960	10	412.311	0	-
	1970	10	433.221	0	-
	1980	10	377.140	10	0.621
	1990	3	315.762	3	0.319
シンガポール	1960	10	905.676	0	-
	1970	10	2402.704	0	-
	1980	10	1477.797	10	0.482
	1990	3	1363.094	3	0.359
インドネシア	1960	10	376.223	0	-
	1970	10	467.518	0	-
	1980	10	450.650	10	0.426
	1990	3	449.188	3	0.532
タイ	1960	10	233.897	0	-
	1970	10	363.393	0	-
	1980	10	386.528	4	0.601
	1990	3	529.477	3	0.488
フィリピン	1960	10	355.216	0	-
	1970	10	463.738	0	-
	1980	10	369.772	10	0.607
	1990	3	425.715	3	0.692
マレーシア	1970	10	602.377	0	-
	1980	10	566.482	10	0.454
	1990	3	638.304	3	0.408
インド	1960	10	437.226	0	-
	1970	10	508.074	0	-
	1980	10	601.651	10	0.641
	1990	3	659.057	3	0.483
ネパール	1960	10	26.014	0	-
	1970	10	34.805	0	-
	1980	7	39.365	2	0.507
パキスタン	1960	10	461.258	0	-
	1970	10	340.737	0	-
	1980	10	387.602	10	0.281
	1990	3	445.811	3	0.256
バングラディシュ	1970	8	69.155	0	-
	1980	10	86.136	10	0.261
	1990	3	96.339	3	0.401
スリランカ	1960	10	207.024	0	-
	1970	10	186.409	0	-
	1980	10	132.704	10	0.553
	1990	3	117.669	3	0.515
中国	1960	10	1336.745	0	-
	1970	10	1618.091	0	-
	1980	10	1557.972	10	1.292
	1990	3	1570.031	3	1.662
ラオス	1980	6	41.816	0	-
	1990	2	42.718	0	-
フィジー	1960	10	303.885	0	-
	1970	10	346.616	0	-
	1980	10	285.696	10	0.601
	1990	1	275.811	1	0.596

出所：世界銀行(2000)

備考：

CO₂GDP：工業部門におけるGDP(1985年を基準とする実数値, PPP調整済) US 1 \$ 当たりのCO₂排出量(g)

BODGDP：工業部門におけるGDP(1985年を基準とする実数値, PPP調整済) US 1 \$ 当たりのBOD値(生化学的酸素要求量, 水の汚染度を示す数値, g)

部門と近代的部門にて提示した。組織の非対称性に加え、Lewis(1954)は伝統的農業部門における生産要素である土地、無限に供給可能な労働と僅少な資本を、近代的工業部門の生産要素として必ずしも重要でない土地や重要とされる資本の蓄積と労働を、途上国経済の二部門における生産の非対称性として示した。Kuznets(1957)は経済発展に伴う産業構造変化、即ち工業化が農業部門から工業部門への資本と労働の移動を引き起こしていることを実証的に分析している。この生産要素移動の理由として、2部門間における技術革新や生産性向上の違いが上げられよう。Kuznetsは、伝統的農業部門と近代的工業部門からなる2部門経済は最終的に1部門からなる近代的な経済システムに発展し、農業部門と工業部門における生産性のギャップは工業化過程において拡大し、1部門からなる近代的な経済システムに発展した段階において解消されると展望している。

このKuznets仮説は、コンセプトとしてはいまだ経済発展過程にあると想定される先進国の経験に大きく依存するものである。伝統的農業部門から近代的工業部門への経済システムの移行は、付加価値で示される工業部門産出額に対する農業部門産出額の相対的な低下、または農業部門から工業部門への資本と労働の生産要素の再配分という工業化へ向けた産業構造変化として捉えることができる。また農業部門と工業部門における所得の違いは、2部門間における生産要素の配分や生産性の違いなどによって説明することができよう。⁸ 尚、農業部門と工業部門の産出額の比率の違いを、国家間における所得レベルの差を示す一つの説明として上げる

こともできる。本稿では、2部門経済の発展プロセスを工業化として捉え、Kuznets仮説の重要な要因として回帰分析を試みる。

4. 2 モデルのフレームワーク

Bourguignon=Morrisson(1990、1998)のモデル・フレームワークでは、一般均衡モデルを用いて小国開放経済、また生産要素と生産市場における完全競争の仮定をもとに、 n 個・ m 要素・ p 部門を想定している。各個人における所得 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ は次のように設定される⁹。

$$y_i = \sum_{j=1}^m a_{ij} \cdot E_j \cdot w_j, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$F_k(L_{k1}, L_{k2}, \dots, L_{km}) = \frac{w_j}{p_k}, \quad k = 1, 2, \dots, p, \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^p L_{kj} = E_j, \quad \sum_{j=1}^m a_{ij} = 1, \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (3)$$

そのうち、

a_{ij} : 個人 i が所有する要素 j の割合。

E_j : 要素 j における賦存量。

F_k : 部門 k の生産関数。 $F_k(\cdot)$ は部門 k における要素 j の限界生産。

L_{kj} : 該当部門にて用いられる要素 j の量。

w_j : 要素 j の報酬率。

p_k : 生産 k の外生的価格。

また要素所有におけるマトリックスを $A = (a_{ij})$ とし、次のように示す。¹⁰

$$Y = h(E, p, A) \quad (4)$$

上記のフレームワークをもとに本稿の回帰式では、経済発展における所得分配の不平等度

8 Bourguignon=Morrisson(1998), pp. 235-236.

9 Ibid.

10 モデルのフレームワークにて収穫一定が仮定されるのであれば、式(4)では相対的な要素賦存のみが重要であり、またすべての E_j は一人当たりベースにて示すことができる。Bourguignon=Morrisson(1998)は、特に農村部門と都市部門の2部門に注目して分析を行っている。

表4：相関マトリックス(所得別サーベイタイプと地域別ダミー変数)

	(観測数:110)			
	DC	NICS	SOUTH	SEAST
HIG	*0.454	*0.312	*-0.382	-0.253
HE	-0.156	-0.107	*0.385	-0.179
PIG	-0.195	-0.134	-0.254	*0.546
PIN	-	-	-	-
PE	-0.294	-0.202	*0.403	0.001

備考：回帰分析に用いる全変数の利用可能なデータ数が異なるため、相関に用いた観測数は表1とは異なる。

*：相関が(±)0.300(30%)を超えるもの

DC：日本、オーストラリア

NICS：香港、韓国、シンガポール

SOUTH：バングラディッシュ、スリランカ、インド、パキスタン

SEAST：マレーシア、フィリピン、タイ、中国、インドネシア

HIG：オーストラリア、バングラディッシュ、香港、日本、マレーシア、フィリピン、シンガポール、韓国、スリランカ、タイ

HE：パキスタン

PIG：中国

PIN：(該当国なし)

PE：インド、インドネシア

関し、重要な要因として農業部門と工業部門における2部門経済の発展プロセス、つまり工業化の影響についても分析する。しかしサービス部門については、Bhagwati(1985)の解釈に従い本稿では考慮しない。¹¹ よって回帰式を次の通りとする。

$$INEQ = c + \alpha_q Q + \alpha_i I + \alpha_z Z + \alpha_d Dum + u \quad (5)$$

被説明変数 $INEQ$ は所得分配の不平等度を示す指標であり、説明変数 Q はKuznetsの逆U字仮説を検証する回帰分析でいつも含まれる変数(ここでは、一人当たりの所得を示すLGDPHとその平方値を示すSLGDPH)である。説明変数 I は回帰分析にて特に注目する変数であり、ここでは工業化を示す変数(擬似変数として、GDPの工業部門産出額に対する農業部門産出額の比率を対数値で示したLINDAGRを用いる¹²)を組み込むことで、その所得分配の不平等度における影響を分析する。変数 Z は所得分配の不平等度に影響を及ぼす説明変数として先行研究にて有意とされ、かつ本分析にて利用可能であった変数の一群である。また異なる2つのダミー変

数群(Dum)も取り入れ、所得分配の異なるサーベイタイプや地域性の影響を探り、前述のデータ概観でみられた特徴を回帰分析にても検証を試みる。ところで、異なる2つのダミー変数群の相関を分析してみると、表4にて示されている通り相関が(±)30%を超えるものが6組もあり、同じ回帰式に用いると多重共線性の恐れがあると判断される。よってこの回帰分析においては、回帰式毎にいずれか一方のダミー変数群を組み込むことにする。

回帰分析では、まずKuznetsの逆U字仮説を検証するために、所得分配の不平等度を示す指標と所得レベルを示す変数だけを回帰式にて分析し、次に所得分配の不平等度における2部門経済、ここではより具体的に工業化の影響を探るために該当する説明変数を加える。また、回

11 Bhagwati (1985)は、サービス部門は何らかの生産活動を通して発生するものであるとしている。よってサービス部門への分類は、どの部門で発生するかという点にかかっている。例えば、自動車工場内における塗装作業は製造品の一部としてみることができるが、塗装作業が自動車の製造過程外で個別に依頼されるとすれば、サービス業部門の一部として分類されることになる。

12 $LINDAGR = \log((\text{工業部門産出額}/\text{農業部門産出額}) \times 100)$ 。

帰分析にて推定されたパラメータの安定性を検証するために、先行研究にて有意であるとされた幾つかの変数を、この回帰分析にても潜在的に有意である可能性が高いとして説明変数として加える。ここで加える説明変数は、Ahluwalia(1976)の回帰分析にて有意とされた人口増加率、Sen(1996)にて貧困の分析に用いられた貿易の開放度、Sarel(1997)にて有意とされた経済成長率と投資率に関するデータである。これらの説明変数を加えることによって、Kuznetsの経済発展と所得分配の不平等度に関する逆U字仮説を検証し、工業化の影響をはじめ回帰分析におけるパラメータの安定性を分析する。

次に経済発展と環境汚染に関する、いわゆるKuznetsの環境逆U字仮説については、上述した経済発展と所得分配におけるKuznets仮説の検証と同様な手順で行なうものとして、被説明変数に環境汚染を示すデータ(*ENV*)として LCO_2GDP (1985年基準の購買力平価GDPでUS\$1当たりの二酸化炭素排出量、g、log)、及び $LBODGDP$ (同じく生化学的酸素要求量、g、log)を用いる。

4. 3 所得分配データ：プーリングデータによるクロス・カンツリー分析

所得分配の不平等度を示す指標として、被説明変数とする*INEQ*にジニ係数または低位20%の所得者層の総所得比を用いることとする(回帰分析では対数値を用いるためにそれぞれ $LGINI$ と $L20$ と示される)。また利用可能なデータ数が国毎に異なるために、単に全データをそれぞれの変数にプーリングすると、回帰分析にてデータ数の多い国の影響が相対的に増幅され、偏った回帰分析結果をもたらす可能性がある

考えられる。そのために各国のデータを、例えば1960年代の平均データというように、10年毎の平均データをプーリングした変数による回帰分析も行なうことにする。よって、中間所得者層の所得分配の不平等度を比較的によく示すと考えられるジニ係数($LGINI$)、及び低位20%の所得者層における所得分配の不平等度を示す指数($L20$)を被説明変数の*INEQ*とし¹³、それぞれ全データをプーリングした回帰分析と、各国のデータを10年毎に平均したデータをプーリングした回帰分析とで比較分析を行なう。

それぞれの分析結果は付表1にて示している。付表1のモデル1はKuznetsの逆U字仮説を直接に検証したものであり、モデル2はモデル1に加えて工業化の影響を検証したものである。またモデル3は工業化を示す変数のほかに、他の先行研究にて潜在的に有意であると示された幾つかの説明変数を加えたものである。モデル4とモデル6は工業化の影響を検証するモデル2に、所得に関するサーベイタイプや地域性の違いを示すそれぞれ異なるダミー変数群を加えたものであり、モデル5とモデル7は同様にモデル3にそれぞれ異なるダミー変数群を加えて分析したものである。

回帰分析の結果は、次の5つにまとめることができよう。はじめに、モデル1の $LGINI$ を被説明変数とする回帰分析では $LGDPH$ と $SLGDPH$ は統計的に5%水準で有意であり、 $L20$ を被説明変数とする回帰分析では有意性は10%水準¹⁴まで低下するもののKuznets仮説を支持する結果

13 ジニ係数の値は0から1(%では100)までの範囲で、1に近づくほど所得分配の不平等度が高まるが、低位20%の所得者層の総所得比は、値が20%に近づくほど平等度が増すことを意味している。よって $LGINI$ または $L20$ を被説明変数として回帰分析した場合、同じ説明変数のパラメータの符号は異なる結果を示すことが予想される。

となっている。

次にモデル2では工業化を示す説明変数のパラメータ(LINDAGR)は、全データを用いた分析では有意となり所得分配の不平等度を低下させているとして示されているが、10年毎の平均データを用いた場合にはLINDAGRのパラメータは有意でなくなり、その安定性には問題がある。

第3に、全データを用いたサンプル1のモデル3では、幾つかの説明変数を加えるとLGDPHとSLGDPHのパラメータの有意性は5%水準では確認されず、代わりに工業化を示すLINDAGRのパラメータの有意性はモデル2より強まることになった。またZ変数として加えた説明変数の中では、GDP成長率(YGR)が不平等度を低下させ、貿易の開放度(LOPEN)が不平等度を拡大させるとして推定された。特に10年毎の平均データによる回帰分析では、LGDPH、SLGDPH、LINDAGR、YGR、LOPENのパラメータの統計的な有意性は、全データを用いた回帰分析に比べると低下しており、代わりにPOPGRのパラメータは不平等度を拡大させるとして有意性は増している。

第4に、全般的にダミー変数の挿入によってLGDPH、SLGDPH、LINDAGRのパラメータの有意性は低下するが、地域別ダミー変数は工業化を示すLINDAGRの有意性を高めている。また10年毎の平均データによる回帰分析では、ダミー変数のパラメータの有意性も低下している。

第5に、L20を被説明変数とする回帰分析のモデル7では、地域別ダミー変数とともにLINVのパラメータは有意であり、投資によって所得分配の不平等度が低下することを示している。またこの結果は、10年毎の平均データによる回

帰分析においても同様であり、投資拡大が貧困削減に寄与することが示されている。

要約すると、以下のことが回帰分析の結果として示されている。第1に、モデル1からKuznetsの逆U字仮説は一見成立するように思われるが、所得レベルを示す変数のパラメータの安定性は低く、他の説明変数を付け加えるなど回帰式のフレームワークを変えれば仮説は支持されない。つまり、Kuznetsの逆U字仮説の成立は条件次第ということになる。第2に工業化は所得分配の不平等度の低下に寄与する。L20を被説明変数とする回帰分析の結果をも考慮すると、工業化は貧困の削減に寄与するといえる。また工業化のパラメータの安定性は所得レベル、ここではLGDPHとSLGDPHのパラメータの安定性よりも相対的に大きいことが示されている。第3に、Z変数として加えたPOPGRは全般的に有意となることが多く、人口増加は所得分配の不平等度を拡大させることが示されている。経済成長率を示すYGRも全データを用いた回帰分析では有意となり、所得分配の不平等度の低下や貧困の削減に寄与することが示されてはいるものの、この結果は10年毎の平均データを用いた回帰分析では認められず、統計的に強固な結果とはいえない。しかしL20を被説明変数とする回帰分析では、全データまたは10年毎の平均データのどちらにおいても、投資率を示す変数であるLINVのパラメータは統計的に有意となることもあり、投資のGDP比率の増大は貧困の削減に寄与する可能性を示唆している。第4に、所得データのサーベイタイプや地域別によるダミー変数は全般的に有意であることが多い。特に地域別ダミー変数のパラメータからは、東南アジア諸国において所得分配の不平等度が相対的に大きいことが示されている。この結果は前述し

14 通常は5%水準にて統計的な有意性を検証することが多いが、本稿では10%水準での有意性も考慮する。

たデータ概観と一致するものである。

4. 4 環境データ

環境Kuznets曲線についても上式(5)で示される回帰式のフレームワークを用いて検証することができる。つまり上式(5)の被説明変数である $INEQ$ を環境データを示す変数 ENV と置き換えることであり、ここでは大気汚染を示す指標の1つである工業部門における CO_2 (二酸化炭素)排出量と、水質汚染を示す指標の1つであるBOD(生化学的酸素要求量)を、購買力平価(PPP, 1985年基準)GDPのUS1\$当たりで算出したデータの対数値(それぞれ LCO_2GDP と $LBODGDP$)を用いる。尚、1960年代からの LCO_2GDP の時系列データが利用可能な国については、単位根または共和分分析を用いた時系列分析にても検証を試みる。

4. 4. 1 プーリングデータによるクロス・カントリー分析

環境Kuznets曲線の分析結果は付表2に示している。付表A2-1では、 LCO_2GDP を被説明変数とする回帰分析の結果が示されており、次の5つのことが要約できる。

まず第1に、モデル1では所得分配の分析結果とは異なり、大気汚染における環境Kuznets曲線は図2-1のデータ概観から予測される通り、統計的に10%水準でも有意ではなく支持されないが、モデル4にて工業化を示す変数($LINDAGR$)と地域別ダミー変数を加えた場合のみ環境Kuznets曲線の有意性は認められる。第2に、モデル2からは $LINDAGR$ は大気汚染悪化の要因となっていることが示されている。これは全データを用いたときに他の幾つかの説明変数を加えても認められるが、10年毎の平均デー

タを用いたときには認められない。第3に、地域別ダミー変数のパラメータは統計的に有意であり、工業化による大気汚染は地域によってその影響が異なることがわかる。特に、先進国やNICSにおけるパラメータの数値が東南アジア諸国の数値より大きいことに注目すべきである。

第4に、貿易の開放度($LOPEN$)のパラメータは、全データを用いた回帰分析ではマイナスの符号で有意となるが、10年毎の平均データでは有意とはならずパラメータの安定性に問題がある。

第5に、投資のGDP比($LINV$)のパラメータは、全データでも10年毎の平均データでも回帰分析にて有意でプラスの符号となり、投資の増大は大気汚染悪化の要因であるという結果となっている。この結果は、これまでの主な投資先が工業部門ということであれば理解しやすいが、この点に関しては、今後詳細な分析が必要である。

また付表A2-2にて、水質汚染を表す $LBODGDP$ を被説明変数とする回帰分析の結果からは次の5つのことが示されている。

まず第1に、全データを用いたモデル1とモデル2では図2-2の概観と同様、所得レベルを示す変数($LGDPH$, $SLGDPH$)のパラメータは5%水準で統計的に有意となり、環境Kuznets曲線の有効性を示しているが、これは10年毎の平均データを用いた分析では認められない。次に工業化を示す変数($LINDAGR$)のパラメータは、全データを用いたサンプル1のモデル2とモデル5のみで統計的に有意(ともに1%水準)となるが、10年毎の平均データを用いた分析では10%水準でも統計的に有意でなくパラメータの安定性に問題がある。第3に、地域別ダミー変数のパラメータは統計的に有意であり、工業化による水質汚染には地域性があることがわかる。特に、10年毎の平均データによる分析結果をみ

ると、NICSや東南アジア諸国などに強い地域性を見出すことができる。第4に全データと10年毎の平均データによる両分析で、人口増加率(POPGR)が水質汚染のマイナス要因として示されており、先行研究とは異なる結果については今後詳しく検証する必要があると思われる。第5に、貿易の開放度(LOPEN)や投資のGDP比(LINV)はモデル次第で統計的に有意となり、パラメータの不安定性を示している。

まとめとして、 LCO_2GDP や $LBODGDP$ における環境Kuznets曲線は、モデル次第で常に支持されるわけではない。また工業化による影響は LCO_2GDP の回帰分析ではみられるが、 $LBODGDP$ の回帰分析ではそれほどでもない。いずれにしても環境汚染への工業化の影響は、パラメータの安定性から絶対的に支持されるものではない。

これに比べると回帰分析の結果、投資のGDP比率(LINV)の増大が二酸化炭素排出量の増大による大気汚染の悪化に寄与することが明確に示されている。また水質汚染の悪化に関しては、貿易の開放度(LOPEN)や投資のGDP比率(LINV)の拡大が寄与していると示唆されている。加えて統計的に有意となっている地域別ダミー変数からは、 LCO_2GDP と $LBODGDP$ の両方で、地域性も環境汚染の要因として重要であることが示されている。

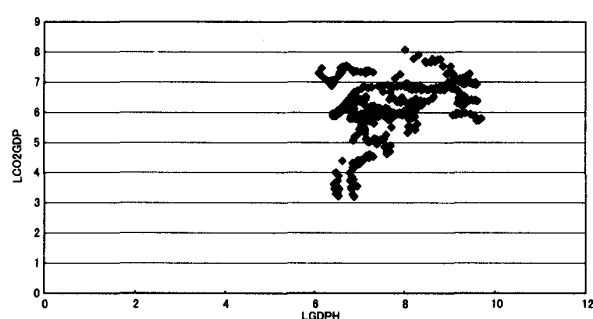
4. 4. 2 国別の時系列分析¹⁵

所得分配や環境汚染についてKuznetsの逆U字仮説を検証するにあたり、これまでアジア太平洋諸国のデータを該当する変数にプーリングすることでクロス・カンツリー分析を行なっ

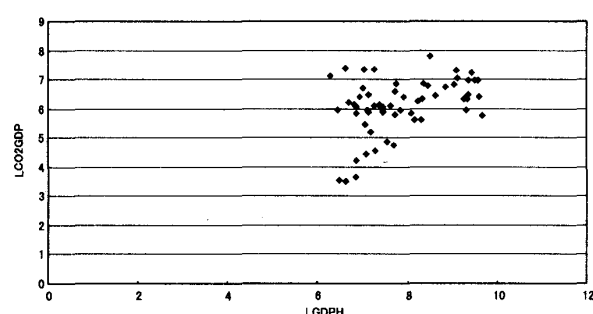
図2：環境データ（アジア太平洋諸国）

2-1. 工業部門における二酸化炭素排出量(LCO_2GDP)

全データ(観測数：451)

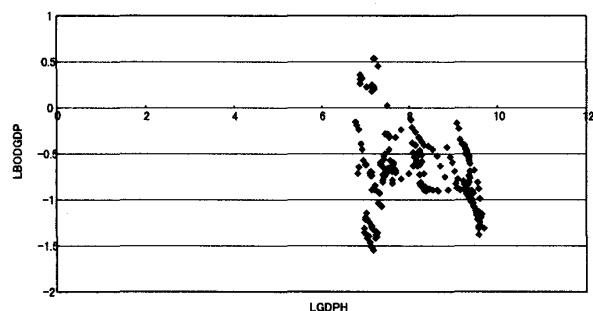


10年毎の平均データ(観測数：60)

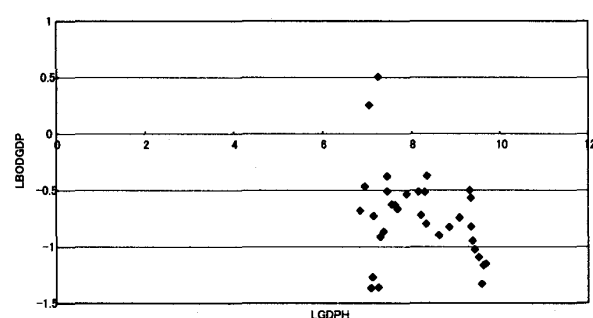


2-2. 工業部門における生化学的酸素要求量($LBODGDP$)

全データ(観測数：201)



10年毎の平均データ(観測数：33)



出所：世界銀行（2000）

きたが、各国のデータが利用可能であれば時系列分析がより適切である。経済発展と所得分配におけるKuznets曲線の検証では、国際データによるクロス・カンツリー分析を用いることが多い。これは一般に各国の所得に関する時系列データが十分に利用できないため、国際データによるクロス・カンツリー分析と各国の時系列分析の結果が同じであるという仮定に立脚している。本稿のクロス・カンツリー分析で、一般的に地域別のダミー変数が有意であったということは、地域性による影響を示すものである。地域性による影響が有意であるならば、各サンプル国の特異性も分析結果に影響していないか検証する必要があると考えられる。この点について、長期にわたるデータが利用可能であれば時系列分析をも試みるべきであろう。経済発展と所得分配、または経済発展と水質汚染の時系列分析に関しては、利用可能なデータ数に限りがあるために困難である。しかし世界銀行(2000)にて、十分といえないまでも工業部門の二酸化炭素排出量に関する時系列データが1960年代より利用可能であるため、本稿では二酸化炭素排出量に関する環境Kuznets曲線の検証を時系列分析にて試みる。ちなみに、二酸化炭素排出量に関して環境Kuznets曲線の時系列分析を試みる国は、利用可能な変数のデータ数を考慮して、図3の18ヶ国の中で香港とラオスを除く16ヶ国である。

まず時系列分析に入る前に、見せかけの検定を避けるために単位根検定を行ない、次に長期にわたる二酸化炭素排出量の環境Kuznets曲線を共和分検定にて分析する。単位根のテストでは、Dickey=Fuller (DF) 及び修正されたDF (ADF) テストを用い、 $I(0)$ の可能性としては日本 (LGDPH, SLGDPH)、オーストラリア (LINDAGR)、

ニュージーランド (LINDAGR)、韓国 (LINDAGR, LCO_2GDP)、マレーシア (LCO_2GDP)、ネパール (LCO_2GDP)、パキスタン (LINDAGR)、バングラデッシュ (LGDPH, SLGDPH, LCO_2GDP)、中国 (LGDPH, SLGDPH)、フィジー (LINDAGR) が上げられる。但し本稿の分析では、小サンプルによるバイアスに基づく結果の可能性があるため、またDF及びADFテストはともに検定力が頑強でないことから便宜上すべての変数を $I(1)$ として扱うことにする。

共和分検定¹⁶で有意とされた結果の詳細は付表3にて示しているが、表5にても簡単にまとめている。共和分検定では被説明変数を LCO_2GDP とし、説明変数をLGDPH, SLGDPH, LINDAGR、もしくはそれらの組合せが長期にわたる関係を示しているのか検証したが、5%水準で統計的に有意な結果を示したのは僅かに5例のみで、その内の3例についても診断テストの結果、自己相関や正常分布に関する問題が示された。¹⁷

いずれにせよ、二酸化炭素排出量 (LCO_2GDP)、所得レベル (LGDPH, SLGDPH) や工業化を示す変数 (LINDAGR) にて5%水準で有意な共和分関係を見出せたのは韓国、シンガポール、インドネシアのアジアNICSや第2世代のNICSといわれる東南アジアの国だけである。これらの国々に共通する特徴は、第二次世界戦後、特に1960年代以降に短期間のうちに工業化を推進し、急速な

15 時系列分析にて、単位根・共和分検定を行う際は、見せかけの回帰分析を防ぐ為に全ての変数を水準値にて検定を行う。よって、クロス・カンツリー分析にて用いたYGR, POPGRを時系列分析では削除し、代りにLPOP(人口、対数値)を加える。

16 共和分検定ではDoornik=Hendry(1994)によるOLS検定をベースとしたSSLR(Solved Static Long-run Equation)によって分析をおこなった。

17 単位根、共和分検定の詳細な結果については、要望に合わせて提供する。

表5：共和分検定のまとめ

(被説明変数: LCO ₂ GDP, ラグ数: 1)								
説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	サンプル期間
(国名)	LGDPH	SLGDPH	LINDAGR	LGDPH SLGDPH	LGDPH LINDAGR	SLGDPH LINDAGR	LGDPH SLGDPH LINDAGR	
日本								1961-92
オーストラリア								1963-92
ニュージーランド								1972-92
韓国				有*(A, 結果1)			有*(A, 結果2)	1961-91
シンガポール				有*(AN, 結果3)				1961-92
インドネシア					有(結果4)	有(結果5)		1961-92
タイ								1961-92
フィリピン								1961-92
マレーシア								1971-92
インド								1961-92
ネパール								1966-86
パキスタン								1961-92
バングラディシュ								1973-92
スリランカ								1961-92
中国								1961-92
フィジー								1964-90

備考：図3にて示されている国の中で、香港(LINDAGR)とラオス(LCO₂GDP)はデータ数に限りがあるために共和分検定から除外した。
尚、5%水準で有意とされた検定結果の詳細については付表3を参照のこと。
有：共和分検定で5%水準にて統計的に有意である(空欄は共和分検定で5%水準にて統計的に有意でないことを示す)
*：診断テストにて問題がみられることを示す(自己相関[A], 不均一分散[H], 正常分布に関する問題[N], 5%水準での有意性)

経済成長を遂げたということである。とりわけ韓国やシンガポールでは、有意となった共和分検定の説明変数にLGDPHやSLGDPHの所得レベルを示す両変数を含んでおり、回帰における診断テストでの自己相関や正常分布に関する問題を考慮せねばならないものの、環境Kuznets曲線を支持する結果を示している。尚、インドネシアの共和分分析の結果では、工業化を示す変数であるLINDAGRと大気汚染を示す変数(工業部門における二酸化炭素排出量、LCO₂GDP)との間に長期的な関連性があることが示されている。¹⁸

また図3を合わせて概観すると、日本や香港ではLCO₂GDPに関して急速な改善が見られる。また、フィリピンでは統計的に有意とされる結果は導き出されなかったものの、環境Kuznets曲線を示唆するデータが概観される。タイ、イ

ンド、マレーシア、バングラディシュ、パキスタンにおいては、一人当たりのGDPとともに工業部門におけるLCO₂GDPが増大する傾向にある。これらの国々では更なる経済成長に向けて今後も工業化を推進していくことに際し、二酸化炭素排出量の削減をどう実現していくのか重要な政策課題となっていくことが予想される。

4. 5 分析結果と含意

回帰分析の結果、経済発展における所得分配の不平等度と環境汚染について、Kuznetsの逆U字仮説は必ずしも支持されるものではなかったが、それらの要因として次の事項を今後検証していくことが重要であると考えられる。

まず各国の時系列分析にて、環境Kuznets曲線を裏付ける結果(表5におけるモデル4と7)を示した国はNICSの韓国やシンガポールであり、これらの国々は比較的の短期間のうちに急速な経済成長を果たし、その原動力の1つに産業構

18 付表3の韓国の結果2において、LINDAGRのパラメータがマイナスの符号で共和分を示す回帰式に入っているが、標準誤差から判断すると5%水準で統計的に有意ではない。

造の変化、いわゆる工業化を推進してきた事実が上げられる。重要なことは、その工業化に伴う経済発展過程で環境問題にも配慮してきたということである。例えば、韓国は1980年前後より環境対策として法整備に努めてきているが、Chun(1999)によれば1977年に制定された環境保護法をはじめとして、1980年以降さまざまな公害対策や環境整備に対応策を打ち出してきている。¹⁹ そういう成果もあつてか、図4にて観測される通り、1980年代より韓国の工業部門における1ドル当たりのCO₂排出量は相対的に低下傾向にある。シンガポールについては図4にて見られるように、一人当たりのGDPの増大とともに工業部門産出額のGDP比の低下、いわゆる脱工業化は1970年代という比較的早い時期に起こっており、1980年代より工業部門における1ドル当たりのCO₂排出量も低下している。このように、環境Kuznets曲線を裏付ける分析結果が得られるかどうかという問題の1つに産業構造の変化、いわゆる工業化や脱工業化の時期と、また計量分析で利用可能なデータが長期にわたって得られるかどうかという問題がある。長期にわたる十分な時系列データが利用可能かどうかという問題は、各国によって集計方法が異なる所得データを用いて検証するKuznets仮説についても同様のことがいえる。

また韓国の例からもいえることであるが、国内での公害対策や環境関連法の整備にて示される環境問題への関心の高まりと、1992年にブラジルのリオデジャネイロで、国際連合などが取りまとめた環境と開発のリオ宣言に代表される国際的な環境問題への対応が、どのような効果を上げているのか十分な分析を行なう必要がある。

ろう。また、先進国から途上国への環境問題に関連した技術移転と普及の実態も、どれだけ大気汚染や水質汚染などの環境問題に対して効果を上げているのかといった問題も今後詳しく検討していく必要がある。

尚、環境データに関するKuznetsの逆U字仮説が必ずしも支持されない理由について、上記の工業化などの産業構造変化や、環境問題への関心の高まりと国際環境協力の問題に加えて、Islam(1997)は人口動態と消費性向に関する2問題も取り上げている。

まず人口動態の変化については、工業化との時期的な関連性である。日本とNICSの急速な経済成長は工業化が1つの要因であるが、急速に展開する工業化に比べると人口動態の変化は緩慢である。特に、NICS以外のアジア太平洋の途上国では、医薬品や医療技術の開発によって死亡率は急速に低下しているにもかかわらず、出生率の低下は緩やかであり、これが人口増大を引き起こし、所得分配の不平等と環境汚染の悪化の1要因となっている。一般に人口増大は人口過密を引き起こし、面積一単位当たりの公害増大へ影響していると考えられる。消費性向の変化については、所得レベルの増加とともに環境汚染の悪化をもたらす製品の消費拡大が上げられる。例えば、商品の包装に使用されるプラスチックや毒性物質の生産増大に加え、典型的な例としては、自動車の利用増大とそれに伴う粉塵や大気汚染などの公害の拡大が上げられる。²⁰

以上のように、Kuznetsの逆U字仮説が必ずしも支持される結果が得られない理由として、経済発展における工業化などの産業構造変化や環

19 Chun (1999)、p. 154.

20 Islam (1997)、pp. 24-25.

境問題への関心の高まり、または人口動態や消費性向の変化などにおける時間的な問題と、長期の時系列データがあまり利用できない点が上げられる。

5. 結語と今後の課題

本稿ではKuznetsの逆U字仮説について、経済発展に伴う所得分配と環境問題の2つの側面から実証分析を試みた。Kuznetsの逆U字仮説とは、経済発展初期には所得分配の不平等度や環境汚染は悪化するものの、やがては経済発展に伴い改善が行なわれるというものである。本稿では、まず先行研究レビューやデータ概観をおこない、次に回帰分析にて世界銀行などの国際機関で利用可能なアジア太平洋諸国のデータを用いて、クロス・カンントリー分析や時系列分析を行なった。

回帰分析では次のような結果が得られた。まず所得分配に関するKuznets仮説については、一見成立するように見えるが、所得レベルを示す変数のパラメータの安定性は低く、他の説明変数を付け加えるなど回帰式を変えれば仮説は支持されなくなる。つまり、Kuznetsの逆U字仮説が成立するかどうかは回帰式の条件次第である。この点については、大気汚染を示す二酸化炭素排出量(LCO₂GDP)や水質汚染を示す生化学的酸素要求量(LBODGDP)における環境Kuznets曲線のクロス・カンントリー分析についても同様であり、常に支持されるわけではない。

また本稿でKuznets仮説の検証に際して注目した工業化は、所得分配の不平等度の低下もしくは貧困の削減に寄与するものの、その影響はモデル次第であり、パラメータの安定性に問題がある結果となった。環境汚染への影響も同様

である。また人口増加は所得分配の不平等度を拡大させる効果を示し、経済成長率や投資比率の増大は不平等度の低下や貧困の削減に寄与することが示された。環境汚染に関しては、投資比率の増大が悪化を引き起こす結果となっている。また地域別ダミー変数は統計的に有意であり、所得分配や環境汚染の両面で地域性も重要な要因として示されている。

時系列分析については、大気汚染を示す二酸化炭素排出量の16ヶ国のデータが利用可能であり、単位根や共和分分析の結果、大気汚染、所得レベルと工業化を示す変数間において共和分関係がみられたのは韓国、シンガポール、インドネシアのNICSや第2世代のNICSといわれる東南アジアの国だけであった。これらの国々に共通する特徴は、第二次世界戦後、特に1960年代以降に短期間のうちに工業化を推進し、急速な経済成長を遂げたということである。とりわけ韓国やシンガポールについては回帰分析での診断テストの結果、自己相関や正常分布に関する問題を考慮せねばならないものの、工業部門における二酸化炭素排出量に関して長期的な環境Kuznets曲線が支持される結果となっている。尚、共和分分析の結果、インドネシアについては、工業化が大気汚染を示す二酸化炭素排出量の長期的な要因であることが示された。また図3からは、タイ、インド、マレーシア、バンラディシュ、パキスタンでは、一人当たりのGDPとともに工業部門における二酸化炭素排出量が増大する傾向がみられ、今後の更なる経済成長へ向けて二酸化炭素排出量の削減にどう取り組んでいくのか、重要な政策課題になることが予想される。

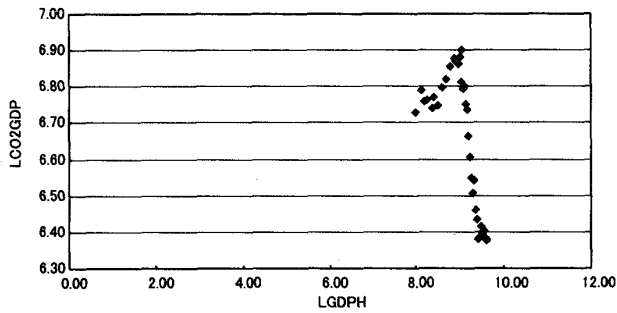
本稿での分析結果を踏まえ、Kuznetsの逆U字仮説が必ずしも支持されない結果に至った要因、

または経済発展における所得分配と環境汚染の問題を、より長期にわたる時系列データにて検

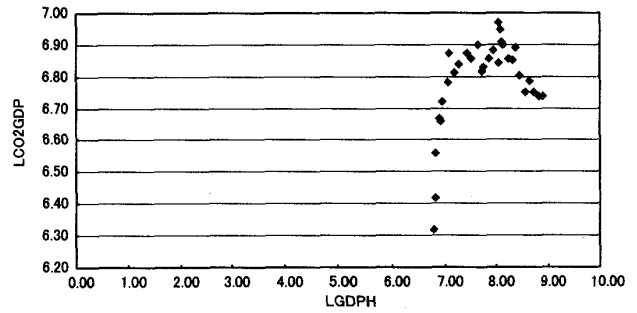
証することを今後の課題としたい。

図3：工業部門における二酸化炭素排出量（ LCO_2GDP ）の各国データ（アジア太平洋諸国）

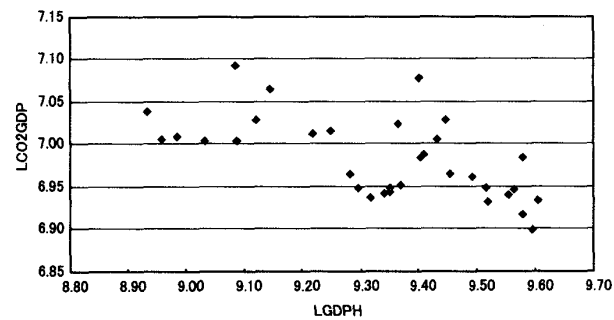
日本（観測数：33）



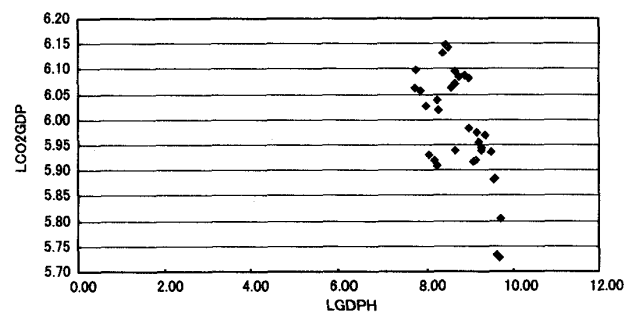
韓国（観測数：32）



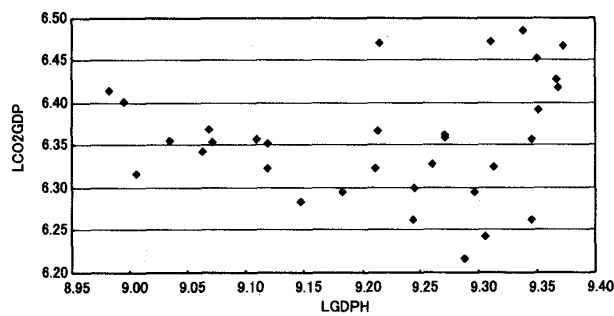
オーストラリア（観測数：33）



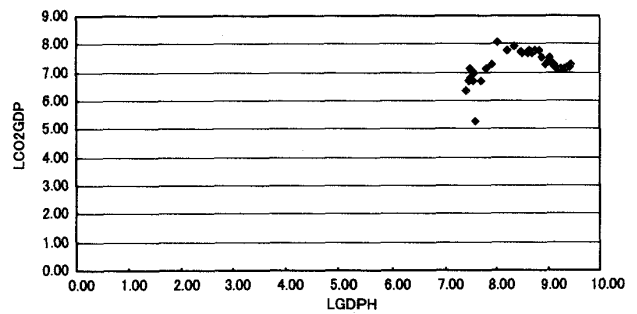
香港（観測数：33）



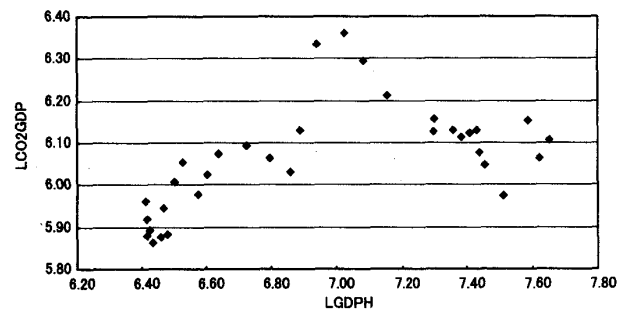
ニュージーランド（観測数：33）



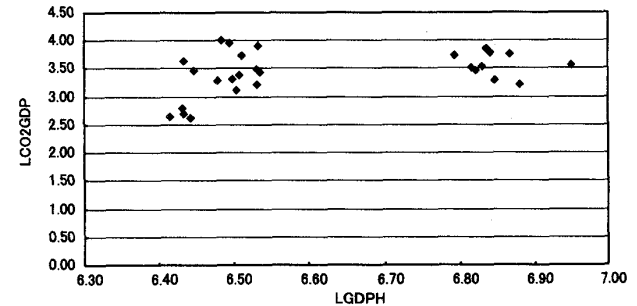
シンガポール（観測数：33）



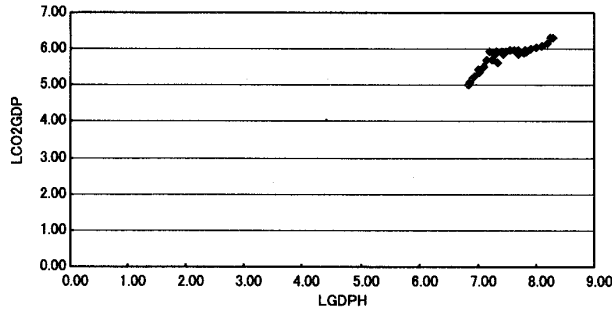
インドネシア（観測数：33）



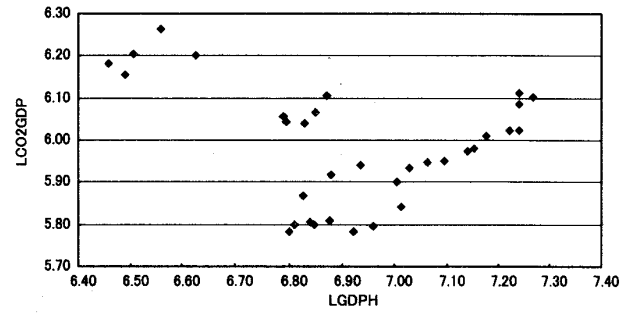
ネパール（観測数：27）



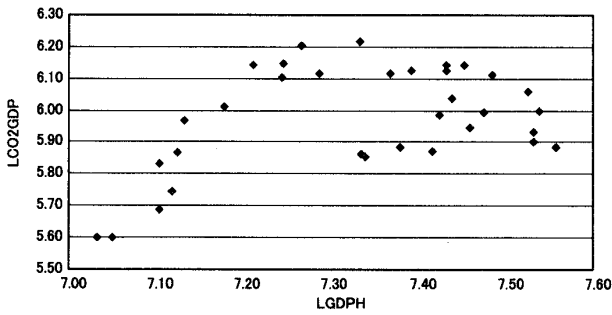
タイ (観測数 : 33)



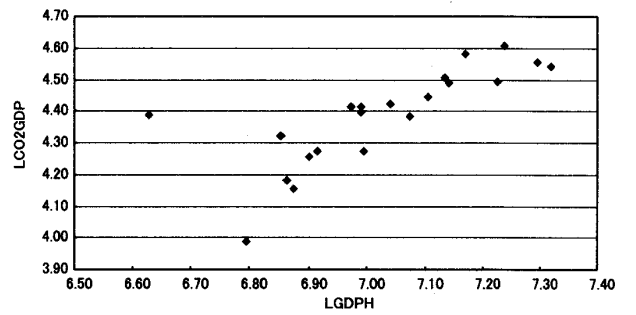
パキスタン (観測数 : 33)



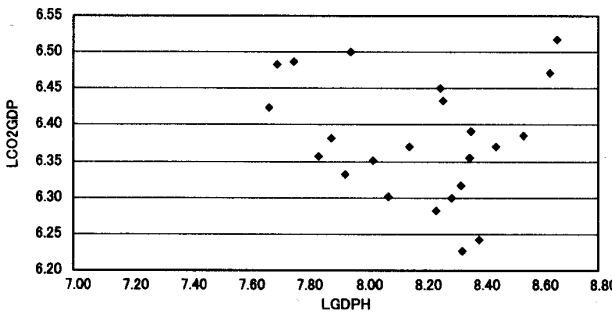
フィリピン (観測数 : 33)



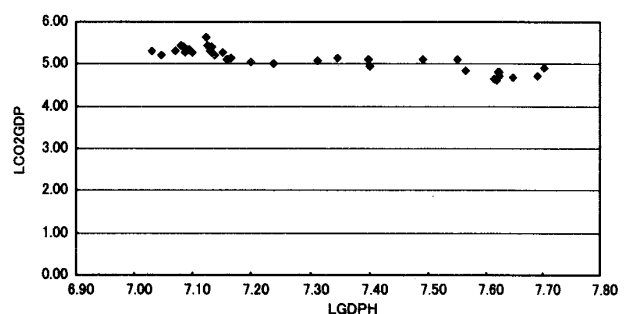
バングラデッシュ (観測数 : 21)



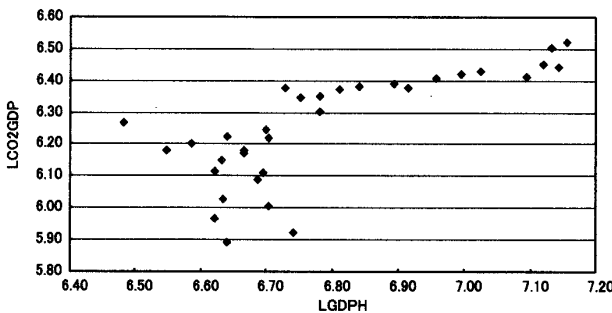
マレーシア (観測数 : 23)



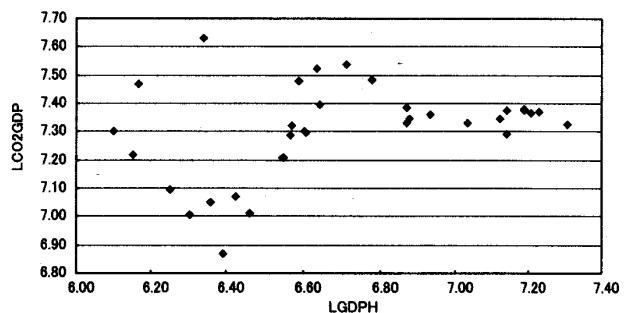
スリランカ (観測数 : 33)



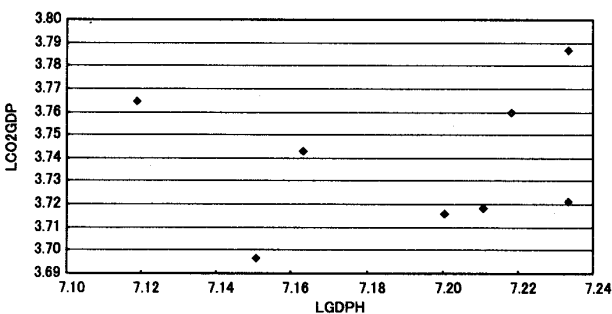
インド (観測数 : 33)



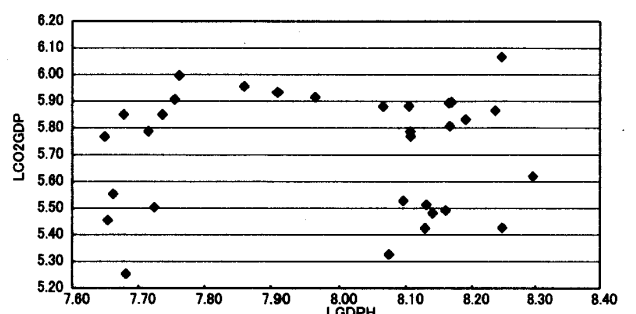
中国 (観測数 : 33)



ラオス (観測数 : 8)



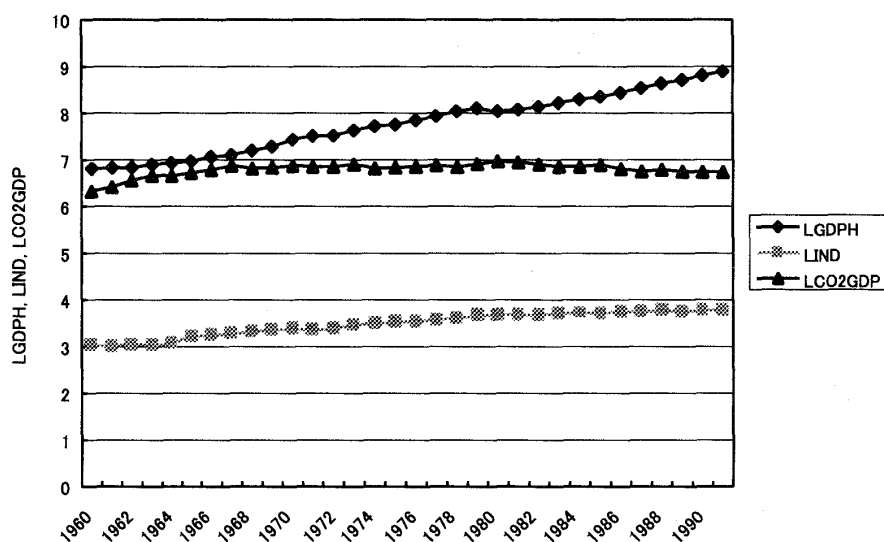
フィジー (観測数 : 31)



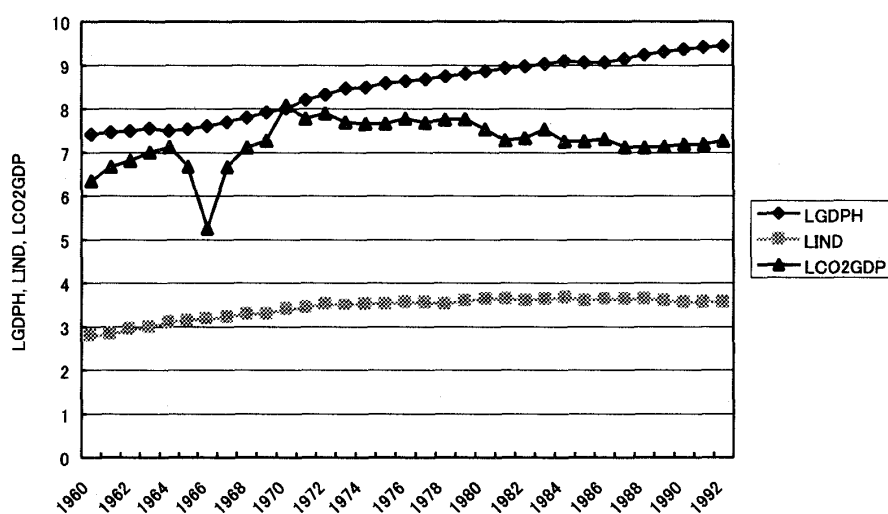
出所 : 世界銀行 (2000) に基づく 著者による算出

図4：工業部門産出額のGDP比と二酸化炭素排出量（韓国とシンガポール）

4-1 韓国



4-2 シンガポール



出所：世界銀行（2000）に基づく著者による算出

備考：LGDPH：一人当たりのGDP（1985年を基準値とする米国ドルのPPPによる。出所はPenn World Table 5.6、対数値）

LCO2GDP：工業部門におけるGDP（1985年を基準とする実数値、PPP調整済）US 1 \$当たりのCO2排出量(g、対数値)

LIND：工業部門産出額のGDP比(%、対数値)

付表1：回帰分析結果（経済発展と所得分配）

A1-1：被説明変数：LGINI

A1-1-1：サンプル1（観測数：110）

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
C	-2.959	-3.274	0.085	-1.168	0.584	0.077	1.196
(SE)	*(1.308)	*(1.289)	(1.559)	(1.286)	(1.480)	(1.284)	(1.442)
LGDPH	1.604	1.703	0.763	1.226	0.640	0.758	0.483
(SE)	** (0.329)	** (0.325)	+(0.394)	** (0.320)	+(0.369)	*(0.328)	(0.360)
SLGDPH	-0.097	-0.099	-0.039	-0.073	-0.033	-0.030	-0.021
(SE)	** (0.020)	** (0.020)	(0.024)	** (0.019)	(0.022)	(0.021)	(0.022)
LINDAGR	-	-0.066	-0.093	-0.049	-0.085	-0.090	-0.094
(SE)	-	*(0.028)	** (0.027)	+(0.028)	** (0.024)	** (0.026)	** (0.025)
YGR	-	-	-0.004	-	-0.004	-	-0.003
(SE)	-	-	+(0.002)	-	+(0.002)	-	+(0.002)
POPGR	-	-	0.036	-	0.086	-	0.038
(SE)	-	-	(0.024)	-	** (0.025)	-	+(0.021)
LOPEN	-	-	0.114	-	0.093	-	0.116
(SE)	-	-	** (0.024)	-	** (0.021)	-	** (0.034)
LINV	-	-	0.005	-	0.011	-	-0.036
(SE)	-	-	(0.026)	-	(0.025)	-	(0.027)
Dummy 1							
HE	-	-	-	-0.182	-0.237	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.050)	** (0.043)	-	-
PIG	-	-	-	-0.099	-0.002	-	-
(SE)	-	-	-	*(0.044)	(0.041)	-	-
PE	-	-	-	-0.149	-0.092	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.037)	** (0.033)	-	-
Dummy 2							
DC	-	-	-	-	-	-0.305	0.046
(SE)	-	-	-	-	-	** (0.065)	(0.093)
NICS	-	-	-	-	-	-0.090	-0.030
(SE)	-	-	-	-	-	*(0.045)	(0.044)
SEAST	-	-	-	-	-	0.084	0.127
(SE)	-	-	-	-	-	** (0.032)	** (0.033)
R ²	0.236	0.273	0.507	0.401	0.633	0.501	0.629
F-test	**16.550	**13.285	**14.961	**11.474	**17.092	**17.260	**16.797
σ	0.135	0.132	0.111	0.122	0.097	0.111	0.098

A1-1-2：サンプル2（観測数：39）

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
C	-3.435	-3.661	-3.355	-0.689	-0.677	2.835	1.708
(SE)	(2.520)	(2.567)	(3.915)	(2.385)	(3.554)	(2.629)	(3.405)
LGDPH	1.727	1.791	1.581	1.114	0.955	0.062	0.359
(SE)	** (0.629)	** (0.643)	(0.981)	+(0.591)	(0.881)	(0.671)	(0.846)
SLGDPH	-0.104	-0.106	-0.090	-0.069	-0.055	0.011	-0.012
(SE)	*(0.039)	*(0.039)	(0.060)	+(0.036)	(0.054)	(0.043)	(0.052)
LINDAGR	-	-0.029	-0.074	-0.009	-0.066	-0.070	-0.066
(SE)	-	(0.046)	(0.053)	(0.041)	(0.045)	(0.044)	(0.046)
YGR	-	-	-0.010	-	-0.011	-	-0.002
(SE)	-	-	(0.008)	-	(0.008)	-	(0.007)
POPGR	-	-	0.107	-	0.117	-	0.054
(SE)	-	-	*(0.051)	-	*(0.051)	-	(0.043)
LOPEN	-	-	0.081	-	0.076	-	0.076
(SE)	-	-	(0.056)	-	(0.048)	-	(0.073)
LINV	-	-	0.034	-	0.064	-	-0.097
(SE)	-	-	(0.037)	-	(0.065)	-	(0.065)
Dummy 1							
HE	-	-	-	-0.231	-0.286	-	-
(SE)	-	-	-	*(0.090)	** (0.080)	-	-
PIG	-	-	-	-0.102	-0.050	-	-
(SE)	-	-	-	(0.095)	(0.104)	-	-
PE	-	-	-	-0.218	-0.152	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.064)	*(0.066)	-	-
Dummy 2							
DC	-	-	-	-	-	-0.269	0.036
(SE)	-	-	-	-	-	*(0.129)	(0.195)
NICS	-	-	-	-	-	-0.026	0.041
(SE)	-	-	-	-	-	(0.089)	(0.092)
SEAST	-	-	-	-	-	0.183	0.229
(SE)	-	-	-	-	-	** (0.056)	** (0.063)
R ²	0.206	0.215	0.437	0.452	0.641	0.541	0.667
F-test	*4.679	*3.200	**3.444	**4.404	**5.004	**6.287	**5.608
σ	0.150	0.152	0.136	0.132	0.115	0.121	0.110

A 1 - 2 : 被説明変数 : L20

A 1 - 2 - 1 : サンプル 1 (観測数 : 110)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
C	10.422	11.138	9.851	7.289	8.088	5.825	6.977
(SE)	** (2.073)	** (1.987)	** (2.722)	** (1.888)	** (2.435)	** (2.025)	** (2.377)
LGDPH	-2.011	-2.236	-1.799	-1.362	-1.374	-0.829	-1.124
(SE)	** (0.521)	** (0.501)	*(0.689)	** (0.470)	*(0.608)	(0.518)	+(0.594)
SLGDPH	0.116	0.120	0.092	0.071	0.068	0.024	0.047
(SE)	** (0.032)	** (0.031)	*(0.042)	*(0.029)	+(0.037)	(0.033)	(0.036)
LINDAGR	-	0.149	0.164	0.138	0.153	0.206	0.186
(SE)	-	** (0.044)	** (0.048)	** (0.041)	** (0.040)	** (0.040)	** (0.041)
YGR	-	-	0.007	-	0.006	-	0.007
(SE)	-	-	+(0.004)	-	+(0.003)	-	*(0.003)
POPGR	-	-	-0.072	-	-0.162	-	-0.073
(SE)	-	-	+(0.042)	-	** (0.041)	-	*(0.035)
LOPEN	-	-	-0.077	-	-0.037	-	-0.057
(SE)	-	-	+(0.041)	-	(0.035)	-	(0.057)
LINV	-	-	-0.038	-	-0.058	-	0.091
(SE)	-	-	(0.045)	-	(0.041)	-	*(0.044)
Dummy 1							
HE	-	-	-	0.332	0.436	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.073)	** (0.071)	-	-
PIG	-	-	-	0.091	-0.009	-	-
(SE)	-	-	-	(0.065)	(0.067)	-	-
PE	-	-	-	0.273	0.227	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.055)	** (0.054)	-	-
Dummy 2							
DC	-	-	-	-	-	0.133	-0.177
(SE)	-	-	-	-	-	(0.103)	(0.153)
NICS	-	-	-	-	-	-0.022	-0.131
(SE)	-	-	-	-	-	(0.071)	+(0.073)
SEAST	-	-	-	-	-	-0.254	-0.343
(SE)	-	-	-	-	-	** (0.050)	** (0.054)
R ²	0.348	0.413	0.488	0.560	0.662	0.578	0.657
F-test	**28.535	**24.839	**13.906	**21.874	**19.401	**23.514	**18.966
σ	0.214	0.204	0.194	0.179	0.160	0.176	0.161

A 1 - 2 - 2 : サンプル 2 (観測数 : 39)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
C	11.026	11.971	17.192	6.541	11.512	2.013	7.598
(SE)	*(4.369)	** (4.326)	*(7.000)	(3.875)	+(6.160)	(4.451)	(5.898)
LGDPH	-2.177	-2.443	-3.551	-1.205	-2.224	0.147	-1.264
(SE)	+(1.091)	*(1.083)	+(1.754)	(0.961)	(1.527)	(1.136)	(1.465)
SLGDPH	0.127	0.135	0.199	0.067	0.125	-0.035	0.051
(SE)	+(0.067)	*(0.066)	+(0.108)	(0.058)	(0.093)	(0.073)	(0.090)
LINDAGR	-	0.121	0.131	0.089	0.118	0.183	0.134
(SE)	-	(0.077)	(0.095)	(0.067)	(0.078)	*(0.074)	(0.079)
YGR	-	-	0.019	-	0.019	-	0.005
(SE)	-	-	(0.015)	-	(0.013)	-	(0.012)
POPGR	-	-	-0.216	-	-0.221	-	-0.110
(SE)	-	-	*(0.091)	-	*(0.089)	-	(0.075)
LOPEN	-	-	-0.006	-	-0.002	-	0.032
(SE)	-	-	(0.099)	-	(0.083)	-	(0.127)
LINV	-	-	-0.077	-	-0.141	-	0.195
(SE)	-	-	(0.119)	-	(0.113)	-	+(0.112)
Dummy 1							
HE	-	-	-	0.415	0.517	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.146)	** (0.139)	-	-
PIG	-	-	-	0.132	0.104	-	-
(SE)	-	-	-	(0.155)	(0.180)	-	-
PE	-	-	-	0.396	0.313	-	-
(SE)	-	-	-	** (0.104)	*(0.115)	-	-
Dummy 2							
DC	-	-	-	-	-	0.137	-0.053
(SE)	-	-	-	-	-	(0.219)	(0.338)
NICS	-	-	-	-	-	-0.092	-0.209
(SE)	-	-	-	-	-	(0.151)	(0.159)
SEAST	-	-	-	-	-	-0.387	-0.472
(SE)	-	-	-	-	-	** (0.095)	** (0.109)
R ²	0.229	0.280	0.419	0.533	0.652	0.575	0.677
F-test	**5.358	**4.534	**3.193	**6.087	**5.241	**7.222	**5.877
σ	0.135	0.256	0.244	0.215	0.199	0.205	0.191

備考:

サンプル 1 : 全データをプーリングした変数を用いた回帰分析

サンプル 2 : 各サンプル国の10年毎 (1960-69, 1970-79, 1980-89, 1990-92) の平均データをプーリン

グした変数を用いた回帰分析

R² : 決定値

F-test : 回帰分析の有意性に関する F-テスト

σ : 回帰分析の標準誤差

LGINI : ジニ係数 (%、対数値)

L20 : 低位20%の所得者層の総所得比 (%、対数値)

LGDPH : 一人当たり GDP (1985年を基準とするUS \$、PPP調整済、対数値)

SLGDPH : LGDPHの平方値

LINDAGR : 工業部門産出額に対する農業部門産出額の比率 (%、対数値)

YGR : GDP成長率 (%)

POPGR : 人口増加率 (%)

LOPEN : 財・サービスの輸出入のGDP比率 (%、対数値)

LINV : 投資のGDP比率 (%、対数値)

Dummy 1 : 所得のサーベタイプにおけるダミー変数(群)

Dummy 2 : 地域別のダミー変数(群)

HE : サーベタイプのHEに対するダミー変数(詳しくは表4を参照)

PIG : サーベタイプのPIGに対するダミー変数(詳しくは表4を参照)

PE : サーベタイプのPEに対するダミー変数(詳しくは表4を参照)

DC : 先進諸国のダミー変数(詳しくは表4を参照)

NICS : アジア新興工業国のダミー変数(詳しくは表4を参照)

SEAST : アジア新興工業国以外の東南アジア諸国のダミー変数(詳しくは表4を参照)

** : 1%水準での統計的有意性

* : 5%水準での統計的有意性

+ : 10%水準での統計的有意性

付表 2 : 回帰分析結果 (経済発展と環境汚染)

A 2 - 1 : 被説明変数 : LCO₂GDP

A 2 - 1 - 1 : サンプル 1 (観測数 : 451)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
C	2.758	1.411	4.282	-6.447	2.070
(SE)	(3.209)	(2.821)	(3.790)	*(2.623)	(3.386)
LGDPH	0.472	0.717	-0.609	2.971	0.207
(SE)	(0.810)	(0.712)	(1.021)	** (0.676)	(0.913)
SLGDPH	-0.005	-0.059	0.030	-0.223	-0.034
(SE)	(0.050)	(0.045)	(0.064)	** (0.044)	(0.057)
LINDAGR	-	0.533	0.375	0.464	0.229
(SE)	-	** (0.046)	** (0.058)	** (0.052)	** (0.058)
YGR	-	-	0.008	-	-0.005
(SE)	-	-	(0.008)	-	(0.007)
POPGR	-	-	0.057	-	0.051
(SE)	-	-	(0.056)	-	(0.050)
LOPEN	-	-	-0.284	-	-0.161
(SE)	-	-	** (0.057)	-	*(0.069)
LINV	-	-	1.163	-	1.018
(SE)	-	-	** (0.147)	-	** (0.137)
Dummy	-	-	-	-	-
DC	-	-	-	1.791	1.266
(SE)	-	-	-	** (0.156)	** (0.190)
NICS	-	-	-	1.052	1.121
(SE)	-	-	-	** (0.133)	** (0.127)
SEAST	-	-	-	0.824	0.665
(SE)	-	-	-	** (0.080)	** (0.077)
R ²	0.164	0.356	0.518	0.554	0.621
F-test	**43.811	**82.391	**67.943	**91.790	**72.192
σ	0.863	0.758	0.659	0.634	0.586

A 2 - 1 - 2 : サンプル 2 (観測数 : 60)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
C	-0.105	-2.186	7.782	-9.699	4.715
(SE)	(8.916)	(8.054)	(12.019)	(7.543)	(11.543)
LGDPH	1.179	1.637	-1.776	3.790	-0.782
(SE)	(2.237)	(2.020)	(3.240)	+(1.929)	(3.123)
SLGDPH	-0.049	-0.113	0.116	-0.272	0.024
(SE)	(0.138)	(0.126)	(0.203)	*(0.126)	(0.194)
LINDAGR	-	0.472	0.220	0.446	0.153
(SE)	-	** (0.125)	(0.183)	** (0.151)	(0.180)
YGR	-	-	0.049	-	-0.013
(SE)	-	-	(0.048)	-	(0.050)
POPGR	-	-	0.213	-	0.181
(SE)	-	-	(0.186)	-	(0.176)
LOPEN	-	-	-0.291	-	-0.054
(SE)	-	-	(0.177)	-	(0.228)
LINV	-	-	1.349	-	1.441
(SE)	-	-	** (0.502)	-	** (0.525)
Dummy	-	-	-	-	-
DC	-	-	-	1.802	1.483
(SE)	-	-	-	** (0.436)	*(0.554)
NICS	-	-	-	0.973	1.034
(SE)	-	-	-	*(0.392)	*(0.415)
SEAST	-	-	-	0.822	0.539
(SE)	-	-	-	** (0.230)	*(0.238)
R ²	0.175	0.342	0.555	0.553	0.639
F-test	**6.051	**9.693	**9.268	**10.911	**8.676
σ	0.866	0.780	0.666	0.661	0.618

A 2 - 2 : 被説明変数:LBODGDP

A 2 - 2 - 1 : サンプル 1 (観測数:201)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
C	-9.511	-11.107	-2.141	-6.122	6.191
(SE)	** (3.182)	** (3.187)	(4.126)	(4.444)	(4.191)
LGDPH	2.255	2.634	0.222	1.569	-1.555
(SE)	** (0.779)	** (0.779)	(1.053)	(1.107)	(1.056)
SLGDPH	-0.142	-0.172	-0.031	-0.112	0.075
(SE)	** (0.047)	** (0.048)	(0.065)	(0.072)	(0.067)
LINDAGR	-	0.094	-0.044	-0.039	-0.164
(SE)	-	** (0.034)	(0.047)	(0.062)	** (0.055)
YGR	-	-	-0.005	-	-0.007
(SE)	-	-	(0.007)	-	(0.006)
POPGR	-	-	-0.328	-	-0.357
(SE)	-	-	** (0.046)	-	** (0.043)
LOPEN	-	-	0.121	-	0.191
(SE)	-	-	*(0.055)	-	** (0.062)
LINV	-	-	0.625	-	0.371
(SE)	-	-	** (0.126)	-	** (0.122)
Dummy	-	-	-	-	-
DC	-	-	-	0.641	0.450
(SE)	-	-	-	** (0.177)	*(0.193)
NICS	-	-	-	0.789	0.631
(SE)	-	-	-	** (0.156)	** (0.135)
SEAST	-	-	-	0.451	0.451
(SE)	-	-	-	** (0.079)	** (0.072)
R ²	0.090	0.123	0.394	0.285	0.507
F-test	**9.763	**9.190	**17.924	**12.898	**19.548
σ	0.404	0.398	0.334	0.362	0.303

A2-2-2 : サンプル2 (観測数 : 33)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
C	-9.680	-11.077	3.492	-6.920	8.047
(SE)	(7.429)	(7.589)	(10.077)	(10.817)	(9.935)
LGDPH	2.326	2.662	-1.359	1.774	-1.986
(SE)	(1.812)	(1.850)	(2.608)	(2.702)	(2.533)
SLGDPH	-0.149	-0.175	0.060	-0.126	0.088
(SE)	(0.109)	(0.113)	(0.160)	(0.175)	(0.159)
LINDAGR	-	0.077	-0.106	-0.026	-0.153
(SE)	-	(0.081)	(0.120)	(0.142)	(0.128)
YGR	-	-	-0.047	-	-0.029
(SE)	-	-	(0.039)	-	(0.039)
POPGR	-	-	-0.375	-	-0.441
(SE)	-	-	**(0.128)	-	**(0.124)
LOPEN	-	-	0.224	-	0.321
(SE)	-	-	(0.133)	-	+(0.163)
LINV	-	-	1.043	-	0.486
(SE)	-	-	*(0.467)	-	(0.490)
Dummy	-	-	-	-	-
DC	-	-	-	0.587	0.663
(SE)	-	-	-	(0.449)	(0.510)
NICS	-	-	-	0.671	0.598
(SE)	-	-	-	+(0.389)	+(0.338)
SEAST	-	-	-	0.440	0.475
(SE)	-	-	-	*(0.199)	*(0.196)
R ²	0.159	0.184	0.489	0.342	0.619
F-test	+2.838	2.181	*3.421	+2.250	**3.576
σ	0.386	0.386	0.329	0.366	0.303

備考 :

サンプル1 : 全データをプーリングした変数を用いた回帰分析

サンプル2 : 各サンプル国の10年毎(1960-69、1970-79、1980-89、1990-92)の平均データをプーリングした変数を用いた回帰分析

R² : 決定値

F-test : 回帰分析の有意性に関するF-テスト

σ : 回帰分析の標準誤差

LCO₂GDP : 工業部門におけるGDP(1985年を基準とする実数値、PPP調整済)のUS1
\$当たりのCO₂排出量(g、対数値)

LBODGDP : 工業部門におけるGDP(1985年を基準とする実数値、PPP調整済)のUS1
\$当たりのBOD値(生化学的酸素要求量、水の汚染度を示す数値、g、対数値)

LGDPH : 一人当たりGDP(1985年を基準とするUS\$, PPP調整済、対数値)

SLGDPH : LGDPHの平方値

LINDAGR : 工業部門産出額に対する農業部門産出額の比率(%、対数値)

YGR : GDP成長率(%)

POPGR : 人口増加率(%)

LOPEN : 財・サービスの輸出入のGDP比率(%、対数値)

LINV : 投資のGDP比率(%、対数値)

Dummy : ダミー変数(群)

DC : 先進諸国のダミー変数(オーストラリア、日本、ニュージーランド)

NICS : アジア新興工業国のダミー変数(香港、シンガポール、韓国)

SEAST : アジア新興工業国以外の東南アジア諸国のダミー変数(タイ、マレーシア、インドネシア、フィリピン、中国)

** : 1%水準での統計的有意性

* : 5%水準での統計的有意性

+ : 10%水準での統計的有意性

付表 3：共和分検定の結果

A 3-1. 結果 1

(1) SSLR(Static Solved Long Run) 方程式

$$\text{LCO}_2\text{GDP} = -0.720 + 1.768 \text{LGDPH} - 0.101 \text{SLGDPH}$$

(SE) (3.465) (0.913) (0.060)

ワルド(WALD)テスト $\text{Chi}^2(2) = 17.485 [0.0002] **$

(2) 自己回帰過程分析(Analysis of the Autoregressive Distributed Lag Representation)

	0	1	Σ
LCO ₂ GDP	-1.000	0.535	-0.465
(SE)	-	(0.121)	(0.121)
C	-0.334	-	-0.334
(SE)	(1.660)	-	(1.660)
LGDPH	9.910	-9.090	0.821
(SE)	(3.980)	(3.920)	(0.562)
SLGDPH	-0.649	0.602	-0.047
(SE)	(0.254)	(0.253)	(0.035)

$R^2 = 0.909$ $F(5, 25) = 49.817 [0.000]$ $\sigma = 0.038$ $DW = 2.60$ $RSS=0.035$
 $AUTO = 4.616 [0.021]$ $ARCH = 0.187 [0.669]$
 $NORM = 2.574 [0.276]$ $RESET = 5.189[0.032]$

(3) 各変数の有意性における検定

変数	F検定	値[確率]	単位根テスト
LCO ₂ GDP	F(1, 25) =	19.615[0.0002] **	-3.842*
C	F(1, 25) =	0.041 [0.8417]	
LGDPH	F(2, 25) =	3.631 [0.0413] *	1.462
SLGDPH	F(2, 25) =	3.843 [0.0351] *	-1.328

(4) ラグの有意性に対する検定

ラグ	F検定	値[確率]
1	F(3, 25) =	15.709 [0.0000] **

A3-2. 結果2

(1) SSLR(Static Solved Long Run) 方程式

$$\text{LCO}_2\text{GDP} = -1.121 + 1.871 \text{ LGDPH} - 0.108 \text{ SLGDPH} - 0.007 \text{ LINDAGR}$$

(SE) (3.219) (0.849) (0.058) (0.126)

ワルド(WALD)テスト $\text{Chi}^2(3) = 20.553 [0.0001] **$

(2) 自己回帰過程分析(Analysis of the Autoregressive Distributed Lag Representation)

	0	1	Σ
LCO ₂ GDP	-1.000	0.497	-0.503
(SE)	-	(0.128)	(0.128)
C	-0.564	-	-0.564
(SE)	(1.700)	-	(1.700)
LGDPH	10.500	-9.560	0.941
(SE)	(4.120)	(4.060)	(0.583)
SLGDPH	-0.684	0.630	-0.054
(SE)	(0.262)	(0.263)	(0.038)
LINDAGR	0.083	-0.086	-0.003
(SE)	(0.079)	(0.075)	(0.064)

$R^2 = 0.914$ $F(7, 23) = 35.041 [0.000]$ $\sigma = 0.038$ $DW = 2.68$ $RSS=0.033$
 $AUTO = 7.051 [0.005]$ $ARCH = 0.313 [0.582]$
 $NORM = 2.067 [0.356]$ $RESET = 7.025 [0.015]$

(3) 各変数の有意性における検定

変数	F検定	値[確率]	単位根テスト
LCO ₂ GDP	$F(1, 23) =$	15.081 [0.0008] **	-3.932*
C	$F(1, 23) =$	0.110 [0.7428]	
LGDPH	$F(2, 23) =$	3.983 [0.0327] *	1.615
SLGDPH	$F(2, 23) =$	4.207 [0.0277] *	-1.432
LINDAGR	$F(2, 23) =$	0.736 [0.4901]	-0.054

(4) ラグの有意性に対する検定

ラグ	F検定	値[確率]
1	$F(4, 23) =$	9.723 [0.0001] **

A 3－3. 結果 3

(1) SSLR(Static Solved Long Run) 方程式

$$\text{LCO}_2\text{GDP} = -66.020 + 17.400 \text{ LGDPH} - 1.027 \text{ SLGDPH}$$

(SE) (20.510) (4.938) (0.295)

ワルド(WALD)テスト $\text{Chi}^2(2) = 13.333 [0.0013] **$

(2) 自己回帰過程分析(Analysis of the Autoregressive Distributed Lag Representation)

	0	1	Σ
LCO ₂ GDP	-1.000	0.259	-0.741
(SE)	-	(0.193)	(0.193)
C	-48.900	-	-48.900
(SE)	(19.800)	-	(19.800)
LGDPH	-2.420	15.300	12.900
(SE)	(22.700)	(23.900)	(4.960)
SLGDPH	0.144	-0.904	-0.761
(SE)	(1.380)	(1.450)	(0.295)

$R^2 = 0.579$ $F(5, 26) = 7.140 [0.000]$ $\sigma = 0.368$ $DW = 1.71$ $RSS = 3.524$
 AUTO = 3.760 [0.038] ARCH = 0.054 [0.818]
 NORM = 21.855 [0.000] RESET = 0.002[0.965]

(3) 各変数の有意性における検定

変数	F検定	値[確率]	単位根テスト
LCO ₂ GDP	F(1, 26) =	1.795 [0.1920] **	-3.837*
C	F(1, 26) =	6.114 [0.0203]	
LGDPH	F(2, 26) =	3.415 [0.0482] *	2.602
SLGDPH	F(2, 26) =	3.366 [0.0501]	-2.581

(4) ラグの有意性に対する検定

ラグ	F検定	値[確率]
1	F(3, 26) =	1.110 [0.3631]

A 3－4．結果 4

(1) SSLR(Static Solved Long Run) 方程式

$$\text{LCO}_2\text{GDP} = 7.667 - 0.434 \text{ LGDPH} + 0.325 \text{ LINDAGR}$$

(SE) (0.864) (0.185) (0.107)

ワルド(WALD)テスト $\text{Chi}^2(2) = 13.119 [0.0014] **$

(2) 自己回帰過程分析(Analysis of the Autoregressive Distributed Lag Representation)

	0	1	Σ
LCO ₂ GDP	-1.000	0.402	-0.598
(SE)	-	(0.165)	(0.165)
C	4.580	-	4.580
(SE)	(1.240)	-	(1.240)
LGDPH	-0.208	-0.051	-0.260
(SE)	(0.515)	(0.463)	(0.116)
LINDAGR	0.087	0.108	0.194
(SE)	(0.083)	(0.086)	(0.075)

$R^2 = 0.726$ $F(5, 26) = 13.777 [0.000]$ $\sigma = 0.071$ $DW = 1.97$ $RSS = 0.132$
 $AUTO = 0.053 [0.948]$ $ARCH = 0.956 [0.338]$
 $NORM = 1.489 [0.475]$ $RESET = 1.976 [0.172]$

(3) 各変数の有意性における検定

変数	F検定	値[確率]	単位根テスト
LCO ₂ GDP	$F(1, 26) =$	5.902 [0.0223] *	-3.614*
C	$F(1, 26) =$	13.738[0.0010] **	
LGDPH	$F(2, 26) =$	2.940 [0.0706]	-2.230
LINDAGR	$F(2, 26) =$	3.356 [0.0505]	2.590

(4) ラグの有意性に対する検定

ラグ	F検定	値[確率]
1	$F(3, 26) =$	3.649 [0.0255] *

A 3－5．結果 5

(1) SSLR(Static Solved Long Run) 方程式

$$\text{LCO}_2\text{GDP} = 6.134 - 0.029 \text{ LGDPH} + 0.312 \text{ LINDAGR}$$

(SE) (0.231) (0.012) (0.099)

ワルド(WALD)テスト $\text{Chi}^2(2) = 13.357 [0.0013] **$

(2) 自己回帰過程分析(Analysis of the Autoregressive Distributed Lag Representation)

	0	1	Σ
LCO ₂ GDP	-1.000	0.395	-0.605
(SE)	-	(0.166)	(0.166)
C	3.710	-	3.710
(SE)	(0.991)	-	(0.991)
SLGDPH	-0.0143	-0.036	-0.018
(SE)	(0.036)	(0.033)	(0.008)
LINDAGR	0.084	0.105	0.189
(SE)	(0.082)	(0.085)	(0.072)

$R^2 = 0.727$ $F(5, 26) = 13.827 [0.000]$ $\sigma = 0.071$ $DW = 1.97$ $RSS = 0.132$
 $AUTO = 0.045 [0.956]$ $ARCH = 0.978 [0.333]$
 $NORM = 1.493 [0.474]$ $RESET = 2.003[0.169]$

(3) 各変数の有意性における検定

変数	F検定	値[確率]	単位根テスト
LCO ₂ GDP	$F(1, 26) =$	5.631 [0.0253] *	-3.637*
C	$F(1, 26) =$	14.028[0.0009] **	
SLGDPH	$F(2, 26) =$	2.982 [0.0683]	-2.279
LINDAGR	$F(2, 26) =$	3.481 [0.0458] *	2.639

(4) ラグの有意性に対する検定

ラグ	F検定	値[確率]
1	$F(3, 26) =$	3.501 [0.0295] *

備考：
R²：決定値
F-test：回帰分析の有意性に関するF-テスト
σ：回帰分析の標準誤差
LCO₂GDP：工業部門におけるGDP(1985年を基準とする実数値、PPP調整済)のUS1
\$当たりのCO₂排出量(g、対数値)
LGDPH：一人当たりGDP(1985年を基準とするUS\$, PPP調整済、対数値)
SLGDPH：LGDPHの平方値
LINDAGR：工業部門産出額に対する農業部門産出額の比率(%, 対数値)
**：1%水準での統計的有意性
**：1%水準での統計的有意性
*：5%水準での統計的有意性

参考文献

- Ahluwalia, Montek S. (1976), "Income distribution and development: some stylized facts", *American Economic Review*, 66: pp.128-135.
- Alesina, Alberto, and Dani Rodrik (1994), "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109: pp.465-490.
- Alesina, Alberto, and Roberto Perotti (1996), "Income distribution, political instability, and investment", *European Economic Review*, 40: pp.1203-1228.
- Anand, Sudhir, and S. M. R. Kanbur (1993), "The Kuznets process and the inequality-development relationship", *Journal of Development Economics*, 40: pp.25-52.
- Bhagwati, Jagdish (1985), *Wealth and Poverty*, Oxford: Basil Blackwell.
- Boeke, J. H. (1953), *Economics and Economic Policy of Dual Societies as Exemplified by Indonesia*, New York: Institute of Pacific Relations.
- Bourguignon, F., and C. Morrisson (1990), "Income distribution, development and foreign trade: a cross-sectional analysis", *European Economic Review*, 34: pp.1113-1132.
- (1998), "Inequality and development: the role of dualism", *Journal of Development Economics*, 57: pp.233-257.
- Bruno, Michael, Marin Ravallion, and Lyn Squire (1998), "Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues", in Tanzi, Vito and Ke-young Chu (eds.), *Income Distribution and High-Quality Growth*, Massachusetts, Cambridge: MIT Press.
- Campano, F. and D. Salvatore (1987), "Income inequality and economic development", *Working Paper No. 4, Department of International Economic and Social Affairs*, New York: United Nations.
- Chun, Byung-Seong (1999), "Republic of Korea: introduction to the strategic environmental planning", in United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific (UN-ESCAP) (ed.), *Strategic Environmental Planning*, New York: United Nations.
- Deininger, Klaus and Lyn Squire (1996), "Measuring income inequality: a new data-base", *World Bank Economic Review*, 10: pp.565-591.
- (1998), "New ways of looking at old issues: inequality and growth", *Journal of Development Economics*, 57: pp.259-287.
- Doornik, Jurgen A., and David F. Hendry (1994), *PcGive 8.0: An Interactive Econometric Modelling System*, London: International Thomson Publishing.
- Fields, G. (1979), "A welfare economic approach to growth and distribution in

- the dual economy” , *Quarterly Journal of Economics*, 93: pp.325-353.
- Grossman, G., and A. Krueger (1995), “Economic growth and the environment” , *Quarterly Journal of Economics*, 110: pp.353-377.
- Hettige, Hemamala, Robert E. B. Lucas, and David Wheeler (1992), “The toxic intensity of industrial production: global patterns, trends, and trade policy” , *AEA Papers and Proceedings*, 82: pp.478-481.
- Higgins, Matthew and Jeffrey G. Williamson (1999), “Explaining inequality the world round: cohort size, Kuznets curves, and openness” , *NBER Working Paper 7224*.
- Hilton, F. G. Hank, and Arik Levinson (1998), “Factoring the environmental Kuznets curve: evidence from automotive lead emissions” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 35: pp.126-141.
- Iglesias, Enrique (1998), “Income distribution and sustainable growth: a Latin American perspectives” , in Tanzi, Vito and Ke-young Chu (eds.), *Income Distribution and High-Quality Growth*, Massachusetts, Cambridge: MIT Press.
- Islam, Nazrul (1997), “Income-environment relationship: how different is Asia?” , *Asian Development Review*, 15: pp.18-51.
- Jha, Sailesh K. (1996), “The Kuznets curve: a reassessment” , *World Development*, 24: pp.773-780.
- Knight, J. (1976), “Explaining income distribution in less developed countries: a framework and an agenda” , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 38: pp.161-177.
- Kuznets, Simon (1955), “Economic growth and income inequality” , *American Economic Review*, 45: pp.1-28.
- (1957), “Quantitative aspects of the economic growth of nations: industrial distribution of national product and labour force” , *Economic Development and Cultural Change*, 5: supplement.
- Leicallon, J., F. Paukert, C. Morrison, and D. Germidis (1984), *Income Distribution and Economic Development: An Analytical Survey*, Geneva: International Labour Organisation.
- Lewis, Arthur (1954), “Development with unlimited supplies of labour” , *Manchester School of Economics and Social Studies*, 20: pp.139-192.
- Osaka, Hitoshi (2000), “Economic development and income distribution: survey and regional empirical analysis” , *Kyushu University Discussion Paper No.2000-5* (Kyushu University, Fukuoka, Japan).
- Papanek, Gustav F., and Oldrich Kyn (1986), “The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy” , *Journal of*

- Development Economics*, 23: pp.55-65.
- Paukert, F. (1973), "Income distribution at different levels of development: a survey of evidence", *International Labour Review*, pp.97-125.
- Persson, Torsten, and Guido Tabellini (1994), "Is inequality harmful for growth?", *American Economic Review*, 84: pp.600-621.
- Ram, Rati (1988), "Economic development and income inequality: further Evidence on the U-curve hypothesis", *World Development*, 16: pp.1371-1376.
- Randolph, Susan M., and William F. Lott (1993), "Can the Kuznets effect be relied on to induce equalizing growth?", *World Development*, 21: pp.829-840.
- Ranis, Gustav (1988), "Analytics of development: dualism", in Chenery, H., and T. N. Srinivasan (eds), *Handbook of Development Economics vol 1*, Amsterdam: North-Holland.
- Rodrik, Dani (1998), "Comments on 'Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues'", in Tanzi, Vito and Ke-young Chu (eds.), *Income Distribution and High-Quality Growth*, Massachusetts, Cambridge: MIT Press.
- Robinson, Sherman (1976), "A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development", *American Economic Review*, 66: pp.437-440.
- Saith, Ashwani (1983), "Development and distribution: a critique of the cross-country U-hypothesis", *Journal of Development Economics*, 13: pp.367-382.
- Sarel, Michael (1997), "How macroeconomic factors affect income distribution: the cross-country evidence", *IMF Working Paper WP/97/152*, Washington, D. C.: IMF.
- 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.
- Sen, B. (1996), "Changes in poverty in a cross section of countries", in Abdullah, A. and A. R. Khan (eds.), *State, Market and Development*, New Delhi: University Press Limited (jointly published by Oxford University Press).
- World Bank (世界銀行、2000), *World Development Indicators (CD-ROM)*, Washington, D. C.: World Bank.

[九州大学大学院経済学研究院助教授]