

Title	経済発展と不平等のパネル分析
Sub Title	Economic growth and inequality : a panel data approach
Author	風神, 佐知子(Kazekami, Sachiko)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2007
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.50, No.1 (2007. 4) ,p.217- 239
JaLC DOI	
Abstract	本稿では経済発展と不平等の関係について、その関係は波形で表すことができ、かつ波形は経済が発展するに伴い下に凸の放物線上を推移することを提示した。2者の関係を決定する要因として様々なものが論じられているが、その中でもクズネッツらと同様に産業構造による人口シフトが最も主要な要因であると考えた。そしてクズネッツの逆U字カーブ後も新たな産業が起こることで再び不平等は上昇するとした。すなわち、経済発展と不平等の関係は逆U字型とU字型を繋げた形で表される。また、これまでの実証研究では多くが国別横断面分析であり、時系列の変化を考慮してこなかった。しかし、産業構造が経済の外部環境の影響を受けて変化するならば時間を考慮しない実証分析は問題がある。同程度の経済水準からの上昇であっても、技術変化や貿易の影響を受け、不平等の変化は時代により異なる。よって、経済発展と不平等の関係を表す波形は推移すると考えた。以上を、パネル分析を用いて実証した。
Notes	商学部創立50周年記念 = Commemorating the fiftieth anniversary of the faculty 論文
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20070400-0217">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20070400-0217</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

## 経済発展と不平等のパネル分析\*

風 神 佐知子

### <要 約>

本稿では経済発展と不平等の関係について、その関係は波形で表すことができ、かつ波形は経済が発展するに伴い下に凸の放物線上を推移することを提示した。2者の関係を決定する要因として様々なものが論じられているが、その中でもクズネッツらと同様に産業構造による人口シフトが最も主要な要因であると考えた。そしてクズネッツの逆U字カーブ後も新たな産業が起こることで再び不平等は上昇するとした。すなわち、経済発展と不平等の関係は逆U字型とU字型を繋げた形で表される。また、これまでの実証研究では多くが国別横断面分析であり、時系列の変化を考慮してこなかった。しかし、産業構造が経済の外部環境の影響を受けて変化するならば時間を考慮しない実証分析は問題がある。同程度の経済水準からの上昇であっても、技術変化や貿易の影響を受け、不平等の変化は時代により異なる。よって、経済発展と不平等の関係を表す波形は推移すると考えた。以上を、パネル分析を用いて実証した。

### <キーワード>

経済発展, 不平等, 所得格差, パネル分析, クズネッツ, 逆U字型, 3次曲線, 時系列変化, 産業構造変化, 経済外部環境の変化

### 1. はじめに

アダム・スミスの時代から、経済発展と不平等の問題は、経済学の大きなテーマの一つであった。日本語では一人当たりGDPの増加を経済発展、粗GDPの増加を経済成長と呼んでいる。本稿では、一国全体の経済成長より、一人一人の豊かさに力点を置き、経済発展と不平等の関係を考えたい。しかしながら、欧文の先行研究では一人当たりGDPを用いて分析を行っていても、economic growthと表現することが一般的である。そこで本稿でも英文タイトルはeconomic growthを用いる。経済発展と不平等の関係はいうまでもなく、政策決定上もきわめて重要である。

\* 本研究の執筆において慶應義塾大学商学部の清家篤教授より多大なご指導を賜った。また同大学の遠藤正寛、中島隆信、早見均、樋口美雄、深尾光洋、和気洋子の諸先生より貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

不平等が経済発展を阻むのであればそれを除去する政策をとるべきであるし、逆に経済発展は不平等を常に伴うのならば多くの国民が納得できる範囲まで受け入れざるを得ない。

このような経済発展と不平等に関する議論の中でも大きな里程碑となった研究が、1955年のクズネッツの研究である。彼はその中で、経済発展と不平等の間に逆U字型の関係があることを明らかにした。これは、農業中心型経済に近代部門が現れることで、人口が近代部門へシフトし、その初期に一時的に不平等が上昇するというものであった。その後、この結論は実証分析により繰り返し確認され、同時にまたそれとは反対の結論となる研究も出されてきた。

クズネッツの理論は当時の実態を反映し、農業部門と近代部門の2部門で成り立っている。その研究から半世紀近くが経った今日、新たな産業も大きく発展してきた。そこで本稿では最近の現象を付加し、次のような仮説をたてた。すなわち、新たな産業が起きる度に人口はシフトし、人口シフトの初期時点においてはその度に不平等は上昇する。そして十分に人口シフトが進むと不平等は減少する。つまり、クズネッツの研究では近代部門の興隆までを説明しており、本稿では近代部門興隆後さらに新たな産業が起こることで不平等は再び上昇すると考えた。よって、経済発展と不平等の関係は逆U字型に留まらず、その後さらに不平等が上昇することから、逆U字型とU字型を合わせた波形によって表せるという仮説を立てた。新たな産業の興隆は、IT産業などを想定している。これまでの蒸気エンジンや電気、レーザー、コンピューター化などの汎用技術の革新よりも、働き方を変える、あるいは資本と労働比率の逆転傾向を起こすような大きなスケールの経済構造革新を指す。<sup>1)</sup>

これまでの実証研究は、どのような結果であれ国別横断面分析を用いるものがほとんどであった。一国の時系列分析ではデータに制約があり、限られたデータの下では逆U字型は検証されない[速水, 1995]。しかし、経済発展と不平等の関係を、時間をプールして、かつ時間効果を考慮しないで分析することには問題がある。なぜなら、それは、クズネッツが用いた第一次世界大戦前の(現在の先進国の)工業化と、今日のすでに工業化している国がある中での途上国の工業化を同一の現象であると捉えることになるからである。しかし、現実には、経済発展は技術進歩や貿易など経済外部要因を受けており、産業構造変化が不平等へ与える影響は時代により異なる。そこで、経済発展と不平等の関係は時間と共に推移するのではないか、というもう1つの仮説をたてた。

以上2つの仮説より、「経済発展と不平等の関係は、逆U字とU字を繋げた波形をしており、その波形は時間と共に推移しているのではないか」という問いを検討しよう。構成は以下の通りである。次節では先行研究を理論別に整理し、国別横断面分析を批判する。さらに時間を考慮した既存研究を検討し、本研究の位置付けをする。同時に先行研究と対比させながら本研究の理論枠組みを述べる。3節では(1)項で経済発展と不平等それぞれの計測モデルについて説明し、(2)項で推計方法を述べ、(3)項で実証分析に用いるデータを紹介する。そして4節で得られた推計結果について明示し、経済発展と不平等の関係について考察する。5節で計測の留保点と残され

1) 但し、「部門」と呼んで良いものなのか疑問が残るためここでは産業と呼ぶに留める。

2) 詳細は次節で述べるが、先取りすると経済発展と不平等の関係は図1のように表せるのかを検討する。

た課題に言及する。最後にこれまでの分析をまとめ結論とする。

## 2. 先行研究の概要と本研究の理論枠組み

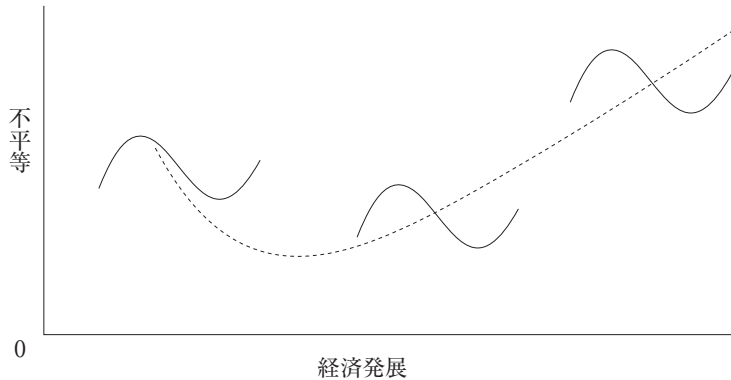
まず、これまでの研究ですでに分かっていることと、まだ分かっていないことを整理し、本研究で新たに行うことを明確にする。

経済発展と不平等の関係について述べた先行研究を、基とする理論により分類すると、①クズネッツらのような産業構造変化による人口シフト、②民主主義、③貿易、④技術変化、の4つに分けることができる。クズネッツは経済発展と不平等の関係は逆U字型になると Kuznets (1955) で発表した。ここでは numerical に述べられており、理論は伝統部門から近代部門に人口がシフトすることで経済発展が起こりそれに伴い不平等が一時的に高くなるとする。その後これを実証する論文 [Paukert, 1973, 山下, 2004など] や、反証する論文 [Ahluwalia, 1976, Knowles, 2005など] が出されてきた。民主主義とするものには Acemoglu and Robinson (2000) がある。彼らは不平等として所得再分配後の所得を対象にして、民主主義が起こる前までは不平等が上昇しその後下降し、クズネッツの逆U字型モデルは成り立つと主張する。そして Williamson (1985) らの研究を挙げて実際のデータでもそのように観察されると述べる。Bourguignon and Verdier (2000) も同様に民主主義を経済不平等の説明要因とする。しかし、これらは近年の再分配後の収入を指標としても不平等が拡大する現象を説明し得ない。貿易で説明する論文、Krugman and Venables (1995) は不平等を賃金の差とし、輸送コストの削減により各国の産業構造を決める均衡点に変化し、これにより不平等度も変化すると言う。Greiner, Semmler and Gong (2005) は貿易により自国の高技術生産品の価格が低技術生産品に比べ上昇すれば高技術労働者の賃金は上昇すると述べる。そしてその変化の要因として輸送コストの減少など貿易障害の削減、高技術・低技術労働者の供給量を挙げる。技術を要因とする論文 Greiner, Rubart and Semmler (2004) は技術を内生化したモデルを立て、技術は経済成長を促し、そして技術変化、技術の波及、高技術者と低技術者の供給、両者の代替性により賃金格差は変化すると言う。技術変化は新たな産業を創造する場合もあり、また産業を創造しなくても高技術者と低技術者の供給バランスはクズネッツらの人口シフトの考え方に相通ずるものがあると言えよう。

このように経済発展と不平等の関係の変化には、様々な要因が考えられる。<sup>3)</sup> Aghion and Durlauf (2005) では、国による経済発展の差異に、人的資本、教育の質、政策など様々な要因を挙げる。最も大きな差異は TFP に因る差異に表れ、その中でも GDP に占める産業セクターのウエイトの差異に因るところが大きいと言及する。これより、確かに経済発展と不平等を決定する要因は様々なものであるが、その主たる原因はクズネッツらの産業構造変化による人口シフトであり、その他に政策や技術発展により国ごとにそれぞれ経済発展と不平等の度合いは変化すると言えよう。すなわ

3) Sala-I-Martin (1997) や Sala-I-Martin, Doppelholfer and Miller (2004) は、既存研究ではそれぞれの理論ごとに実証分析が行われているが、各説明要因は相反するものではないと言う。ベイジアンモデルを用いて、各要因の確からしさの検証を試みている。

図1 経済発展と不平等の推移



ち、経済発展と不平等の関係を説明する様々な要因のうち、経済発展に最も大きな影響を与えている産業構造変化が、経済と不平等の関係にも最も強く影響する。よって、本研究では産業構造による人口シフトを、経済発展と不平等の関係を決定する主要な要因と位置付け、議論する。

クズネッツらの理論では、新たな産業が起こると、はじめは少数の者だけが新産業に従事するので一時不平等は上昇する。その後人口シフトが進み不平等は低下する。よって、経済発展と不平等の関係は逆U字型になると言う。本研究では近年の現象を捉えるべく、一旦減少した不平等は、再び新たな産業が起こることで再度不平等は上昇するのではないかと考えた。つまり、経済発展と不平等の関係は、逆U字型とU字型を繋げた形で描かれる。縦軸に不平等、横軸に経済発展をとると図1の実線のように図示される。図1もさらに時間が経つと不平等度は減少し、さらに再度新たな産業が起こると再び不平等度は高くなると考えられる。つまり、図1は延々と続く波形の一部を表していると言えよう。

Korzeniewicz and Moran (2005) でも、クズネッツの伝統・近代部門の2部門モデルに新興部門を加える。しかし、シューペンターの資本主義を踏襲し、経済は新たな産業が生まれ、古い産業は消滅していき、その繰り返しのなかで新たな産業ほど所得が高いので、不平等度は高くなっていくという。消滅していく古い産業から新しい産業へ人口がシフトする過程においては不平等が高くなるとするが、その移行期間は全体からみれば極僅かな期間であるとする。しかし、新たな産業が起きてから次に新たな産業が起こるまでの期間を考えると、不平等低下傾向の期間は無視できない程の長さではないだろうか。そうであるならば、経済発展と不平等は逆U字型の後に再び不平等が上昇する波形と考えられる。さらに、山下(2004)は実証分析の中で経済発展と不平等の関係は3次曲線に近似し、3000ドルの水準で山、17000ドルの水準で谷となるとしている。但しこの実証分析では1980年代と1990年代のデータをプールしている。

山下(2004)は時間をプールし、時間効果を含めない実証分析である。経済発展と不平等の関係を考える際に時間は考慮しなくて良いのだろうか。そこで近年の論文をまとめたのが表1である。大きく分けて、経済発展と不平等の関係を逆U字型の関係、ポジティブ、ネガティブ、関係ない、とする論文に分けることができる。表中の関係がないとする論文はいずれも世界銀行のエ



表 1 近年の先行研究

論文	内容	データ	備考
逆 U 字			
Anand and Kanbur (1993)	Kuznets (1955) を理論モデルで証明したもの。また国家間についても論じている。	—	
速水 (1995)	WDI のデータを用いて、1980～1990年代におけるクロスカントリーでの逆 U 字の実証。	WDI	時間のプール
Barro (1999)	不平等の要因を探る中で、逆 U 字を実証。また時間を通じて GDP の対数とその二乗の推計係数は安定しているとする。	Deininger and Squire (1996)	時間に対して安定を実証、パネル
Banerjee (2003)	経済成長要因が容易に伝わるグループとそうではないグループがあるとして理論モデルの構築。パネル分析でネガティブ、逆 U 字を証明。	Deininger and Squire (1996)	パネル、サンプルにアフリカなし*
山下 (2004)	Deininger and Squire (1996) と WDI のデータを用いて 2 次、3 次曲線に当てはめ。	WDI, Deininger and Squire (1996)**	時間のプール
ポジティブ			
Forbes (2000)	経済成長を従属変数、不平等を説明変数にしたパネル分析。国別固定効果大きい。	不平等は Deininger and Squire (1996), 所得は World Bank	パネル、サンプルにアフリカなし*
Korzeniewicz and Moran (2005)	クズネットの伝統・近代部門にさらに新興部門を加え、経済成長と共に不平等は増加すると理論図の提示（人口シフトを基）。実際のデータで既存研究の批判。	実証なし	
ネガティブ			
Odedokun and Round (2004)	ジニ係数のみならず4分位による貧困メジャーも使って回帰。	WIDER/UNDP	時間のプール
Knowles (2005)	先行研究のデータを批判し、より質を上げて線形回帰。	WIID	線形のみで 2 次関数なし
関係なし			
Deininger and Squire (1996)	経済成長と貧困には関係があるが、不平等にはない。収集データの開示。不平等、貧困削減、経済成長のマトリックスを作り、それぞれに当てはまる国の数を調べている。	データ作成	データ元混在、時間のプール
Ravallion (2001)	国別横断面分析に問題があると指摘。マトリックスによる国数の数え上げと簡単な回帰。	47 途上国の家計調査	時間のプール
Adams JR. (2004)	経済成長は貧困削減に関係するが不平等とは関係ない。経済成長を平均で計った方が一人あたりよりより強く貧困削減とネガティブな関係になる。回帰分析。	World Bank, Global Poverty Monitoring Database	時間のプール、データ元混在

\*チュニジアのみ

\*\* 図表では Deininger and Squire (1996) のうち、同一の個人または機関が同一の定義の下で調査したものを抽出し散布図を作成

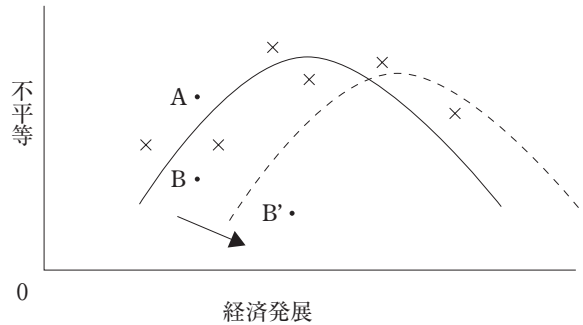
近年の論文のうち、産業構造変化による人口シフトを理論の根底においていると考えられる論文、あるいは、不平等を経済発展で回帰している論文についてまとめた。

コノミストから出されている。

既存の実証分析の多くは結果としてどのような関係が導かれるものであっても時間効果を考慮せずにデータをプールして国別横断面分析を行っている。これは、1 つに時系列でのデータ収集が困難であったことと、もう 1 つに理論モデルを明示していなくてもクズネットのように産業間

- 4) 産業構造変化による人口シフトを理論の根底においていると考えられる論文、あるいは、不平等を経済発展で回帰している論文について表にしてまとめた。

図2 経済発展と不平等の関係



の人口シフトにより経済発展と不平等が導かれるとするからと考えられる。つまり、国別横断面分析で実証するのは、国により様々な経済段階にあるので異なった経済発展のデータを得ることができ、人口シフト理論ではいつその経済段階が達成されていてもかまわないからである。

しかし、時間を考慮するのであれば、時間でデータをプールし、かつ時間効果を含めないこれらの実証分析は問題であると考えられる。国別横断面分析による実証では、経済発展水準が同一で異時点の2データ、点Aと点Bは図2のように同一平面にプロットされる。これは産業革命が起こったところの工業化と後発諸国の工業化を同一視しているのではないか。また Korzeniewicz and Moran (2005)<sup>5)</sup> はクズネッツの逆U字型が成り立っていない例として、台湾と韓国では1970年から90年にかけてU字型にジニ係数の軌跡が描かれることを挙げる。しかし、これは逆U字型が時系列変化すると仮定すると図2の点Bの軌跡で反証することになるのではないか。点Bの軌跡は逆U字型にならないが、移動後のB'は再び逆U字上にある。

そこで、本研究では逆U字型は安定的ではないと考える。経済発展と不平等の関係は産業構造の変化による人口シフトで決まるが、その際にどのくらい不平等が変化するかは、貿易や技術など経済環境の外部要因に左右されると考えられる。「時間と共に経済は発展する<sup>6)</sup>」と仮定すると、経済発展と不平等の関係を表す図1の実線の波形は破線のようにシフトする。時間を考慮しない国別横断面分析では経済発展に伴い不平等の水準は波形上を移動する。しかし時間を考慮すると、波形自体がシフトする。破線の形状は、Korzeniewicz and Moran (2005)において移行期間を無視しないとすると、新たな産業ほど高所得なことから不平等は増加傾向にあるとするので、右上

5) Korzeniewicz and Moran (2005) は経済発展と不平等は正の関係になると主張するが、同時に経済発展と不平等の関係は多様・重複的であると言う。多様・重複の例として東アジアの例を挙げている。

6) このような仮定をおくことで時間を考慮した経済発展と不平等の関係を同一平面に図示できる。つまり、縦軸を不平等、横軸を経済発展とする図を書く、「時間と共に経済は発展する」のであれば、時間が経つほど横軸を右に進むことになる。この仮定が妥当であるのか、本研究で用いたデータを使用して確かめた。平均が線形トレンドに従い、定数項を持つ定常なAR(1)のトレンドモデルで128カ国について推計した結果が附表の表5である。階差モデルは、関係が明らかでない例で当てはまりが悪いため、トレンドモデルで推計した。分析の結果69カ国で有意にプラスの線形トレンドを持っていた。また有意に線形トレンドをもたない国でもある時点を境に正の線形トレンドを持つ国があった。これより、実際のデータでも時間が経つにつれ経済は発展していると言える。

がりの直線になる。しかし、前述のように経済発展が不平等に与える影響は、外部環境の変化により時代により異なるとすると、必ずしも右上がりの直線にはなるとは言えない。形状については本稿推計結果で明らかにする。

僅かながら時間を考慮した実証分析として Barro (1999, 2000), Forbes (2000), Banerajee and Duflo (2003) がある。Barro (1999, 2000) はジニ係数を従属変数、一人当たり GDP の対数とその二乗を説明変数として回帰分析を行って、1960年、70年、80年、90年の推計係数は共に安定しているとし、逆 U 字型モデルを実証する。これに対し Korzeniewicz and Moran (2005) では、縦軸にジニ係数、横軸に (GDP ではなく) GNP の対数をとってグラフを描くと、1970年頃と1990年頃を比較し、高・中・低所得国の3つに分けて3点で描いた逆 U 字型のカーブは右下に移動しているとする。また Forbes (2000) は、不平等ではなく経済成長を従属変数とし、説明変数として一期前の不平等を取上げ、正の関係があるとしている。Banerajee and Duflo (2003) は技術革新や貿易の条約締結、海外直接投資などの経済成長の機会を直ぐに反映するグループとそうでないグループとを仮定し、2時点間の経済成長の差を従属変数に、ジニ係数の差を説明変数にしてパネル分析を行い、逆 U 字型を実証している。ここでは時間は考慮されているが、経済成長機会をすぐに活かすことができるかどうか、「時間差」に焦点を置いている。これは差分をとることで個別効果を消去できているが、本研究で問題にしている異時点の経済環境変化による不平等の生じ方の差異を捉えられない。

本研究では先行研究より観察数と期間を大規模にする。そして Barro (1999, 2000) が逆 U 字カーブの安定性を唱えるのに対し時間による推移を示し、それによりこれまでの時間効果を考慮しない国別横断面分析の問題点を証明する。

### 3. 実証分析モデル

#### (1) 計測モデル

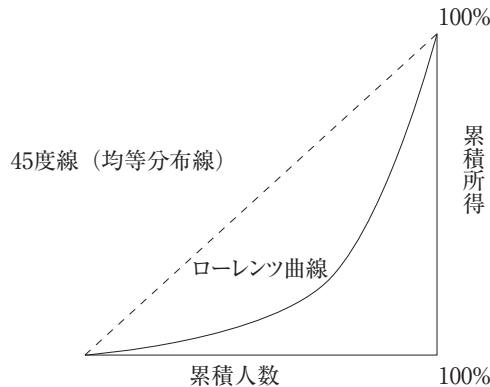
具体的な分析の前に、経済発展と不平等の計り方についてみてみよう。経済発展を表す指標としては一人当たり GDP を用いる。

不平等の計測方法としては、ジニ係数を用いる。ジニ係数とは、所得分布で説明すると、全ての人が平等に所得を得ている状態に対して、どの位所得分配に偏りがあるかを示す。図3のように横軸に累積人数、縦軸に累積所得をとる。所得の低い人から順に並べた場合の所得累積額の描く曲線 (ローレンツ曲線) と45度線 (均等分布線) で囲まれた面積を、三角形 (45度線と縦軸、横軸に囲まれた部分) の面積で割ったものがジニ係数である。全ての人の所得が等しい場合、ジニ係数は0になる。反対に、一人の人が社会の所得の合計を得て残りの人の所得が0の場合、ジニ係数は1 (100%) になる。本稿で使用したデータのジニ係数の多くは次の式<sup>7)</sup>で与えられる [Shorrocks and Wan, 2003]。

7) ジニ係数のデータ源 WDI, WIID, PovcalNet のうち、WIID は完全データがある場合はこの式でジニ係数を求め、部分データのみときと PovcalNet では POVCAL (所得の分布データからローレンツ曲線を推計し



図3 ジニ係数の計測



出所：WIID User Guide and Data Sources, 2005を参考に筆者作成

$$G(y) = \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i \in N} r_i (y_i - \mu)$$

$N = \{1, 2, \dots, n\}$  : 標本

$y$  : 所得

$\mu$  : 平均所得

$r_i$  : 所得の低い順に  $y = \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$  と並べた際の個人  $i$  のポジション

ジニ係数は不平等の計測方法として最も良く用いられる尺度の一つである。但し、ローレンツ曲線の形に拘らないため、富裕層と貧困層の比率が異なっても同じジニ係数になり得る。

## (2) 推計方法

次に本稿の仮説の推計方法を述べよう。第1に経済発展と不平等の関係について両者の関係は前節で論じたように逆U字型とU字型を繋げた波形、つまり3次曲線に近似できるのかを明らかにするため、パネル分析を行う。波形は3次曲線に留まらず、継続していくものと考えられるが、現時点では3次曲線までが確かめられるのではないかと考えた。従属変数にジニ係数の対数をとったもの、説明変数に一人当たりGDPの対数をとったもの（以下、本稿では単に一人当たりGDPと記載する）、その二乗と三乗をとる。説明変数には、既存研究で教育などを加えるものもあるが、ここでは広域データにするためそれらを加えない。ここでは形状にのみ注目し、要因は変数にいれない。このような方法は先行研究の速水（1995）やBarro（1999, 2000）などでもみられる。ジニ係数はその算出の際に、所得として可処分所得を用いるのか、課税前所得を用いるのか、でも変化する。そこで推計は①サンプル数を増やすため全て合わせて、②可処分所得を用い

ㄨてジニ係数を求める方法）を用いている。POVCALの詳細は <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/Software.html>。

たとき、③課税前所得のとき、の3通りに分けて分析する。

第2に時間効果に注目する。なぜなら、これまでの経済発展と不平等の分析は時間をプールしかつ時間効果を考慮しない分析がほとんどであり、また考慮した Barro (1999, 2000) では時代の変化によるクズネッツの逆U字型の安定性が証明されているからである。

そこで1つ目としてパネル分析の時間効果に注目する。2つ目として Barro (1999, 2000) と同一手法で推計することで、逆U字型の安定性を証明した Barro (1999, 2000) と比較する。Barro (1999, 2000) は、データを、1960年、70年、80年、90年のうち最も近い年に振り分けて10年ごとに、ジニ係数を、一人当たり実質 GDP の対数をとったもの、その二乗、可処分所得か課税前所得かのダミー、データ単位が個人か世帯かのダミー、教育年数（初等、中等、高等）、アフリカダミー、ラテンアメリカダミーで回帰分析をしている。本研究のパネル分析で用いるデータと同様に、ジニ係数を一人当たり GDP の対数、その二乗、教育年数（初等、中等、高等）、アフリカダミー、ラテンアメリカダミーで回帰しよう。教育年数は Barro (1999, 2000) と同じ15歳以上の平均学校教育年数<sup>8)</sup>（初等、中等、高等）を用いる。データ単位のダミーに関しては、本稿では個人を単位としたデータを対象としているので含めない。Barro (1999, 2000) では推計の際、一人当たり GDP とその二乗以外の説明変数の推計係数については固定している。本稿でも同様に一人当たり GDP とその二乗以外の説明変数の推計係数は年に関わらず一定とする。

第1に本研究のデータを10年ごとに区切って推計する。第2に、本稿ではデータをプールしかつ時間効果を考慮しないことに問題意識を持っているので、10年ごとではなく、さらに細かく5年ごとに区切って推計する。第3に Barro (1999, 2000) では可処分所得か課税前かをダミー変数で処理している。すなわち、切片が異なるとして、経済発展の効果は等しい効果（傾き）が得られていると仮定している。そこで、ダミー変数で処理するだけでなく、サンプルそのものを可処分所得と課税前所得に分けても推計する。

### (3) データ

データは、経済発展を表す一人当たり GDP を世界銀行の World Development Indicators (WDI) から取得した。これは、2000年を基準年としドル表示の購買力平価で表している。

ジニ係数は WIID (World Income Inequality Database) から取得する。またサンプル数を増やすために WDI と PovcalNet のジニ係数を含めた場合も考える。

時間を考慮している3人 (Barro, 1999, 2000, Forbes, 2000, Banerajee and Duflo, 2003) の論文では、Forbes (2000) と Banerajee and Duflo (2003) は Deininger and Squire (1996) からデータを抽出している。Deininger and Squire (1996) はデータの質が高いとされている<sup>9)</sup>。しかし対象地域が狭く、アフリカは北アフリカのチュニジアが含まれるのみでサブサハラ以南は対象とされてい

8) [http://devdata.worldbank.org/edstats/ThematicDataOnEducation/CountryData/total\\_age15.xls](http://devdata.worldbank.org/edstats/ThematicDataOnEducation/CountryData/total_age15.xls) から入手した。

9) 国民経済計算から算出したもの、レファレンスのはっきりしていないもの、対象者が限られているデータなどを除いている。

ない。Barro (1999, 2000) は Deininger and Squire (1996) のデータに、精度が落ちるとしてもサンプル数を増やすためとして48観測数を加えている<sup>10)</sup>。それでも、Barro (1999, 2000) では年代ごとに分けた回帰分析の一回あたりでは観測数が50位と非常に少ない。そこで本研究ではサンプル数と対象国を増やすため WIID を主に用い、所得種類の峻別をしない場合には WDI, PovcalNet からジニ係数を算出する。

これらの中で対象者が全人口、対象地域が全国となっているもの、2期間以上のデータがあるものを選んだ。ジニ係数の算出方法として、所得に可処分所得を用いるものには、具体的に消費額 (consumption), 正味収入 (net earning), 可処分所得 (disposable income), 貨幣で得る可処分所得 (monetary disposable income) がある。課税前所得を用いるものには、粗収入 (gross earning), 支出額 (expenditure), 要素所得 (factor income), 粗所得 (gross income), 市場取引により得る所得 (market income), 貨幣で得る粗所得 (monetary gross income) がある<sup>11)</sup>。

本研究では、①サンプル数を増やすため全て合わせて、②可処分所得を用いたとき、③課税前所得のとき、の3通りに分けて分析する。全て算出単位は個人を用いる。①では WIID と WDI, PovcalNet のジニ係数を用いる。WDI, PovcalNet ではどのような所得定義で算出したものか分からないため、②・③では WIID のジニ係数を用いる。WIID の中でもただ単に所得 (income) や収入 (earning) となっており税引き前か後か分からないものは②・③で取り除く。

①では1975年から2004年までの30年間128ヶ国、②では1975年から2003年の29年間92ヶ国、③では1976年から2003年の27年<sup>12)</sup>45ヶ国の unbalance パネルデータである。基本統計量は表2の通りである。先行研究に比べ広範囲の地域が対象となっている。

#### 4. 推計結果

前節の推計方法を用いて推計した。パネル分析の結果が表3a~3cである。第1にまず全てのデータで推計した(1-1)列から(1-4)列を比較しよう。(1-1)列のプーリングデータの分析結果をみると、どの説明変数も有意に説明し得なかった。国別ダミーのみをいれた一元配置固定効果モデルの結果(1-2)列では、一人当たりGDP、その二乗、三乗のどの項も1%以下有意水準で有意に説明する。また決定係数も大きい。(1-3)列で国別ダミーと時間ダミーを割り当てた二元配置固定効果モデルでの分析結果をみると、先ほどと同様にどの説明変数も有意に説明する。また決定係数は(1-2)列の一元配置固定効果モデルの際より高くなった。(1-2), (1-3)列の固

10) 観測数を加えた結果、84カ国は少なくとも1回の観測をし(そのうち20はサブサハラ以南)、2回か3回の観測をする国が68カ国あると言う。

11) ジニ係数の算出において、所得の他に一人当たりの所得を算出するのに必要な家族の定義にもばらつきがある。家族には住居を共にするまたは所得を分かち合っている家計 (household), 血縁や義理, 結婚, 養子縁組で関係があるとする家庭 (family) などを含む。しかしこれらのばらつきは殆ど差異がない [WIID User Guide and Data Sources, 2005]。またどのように一人当たり所得を計算するか等価尺度についての留保は5節を参照。

12) 1977年のデータがないため。

表 2 基本統計量

	全てのデータ		可処分所得のみ		課税前のみ		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
ジニ係数	40.005	11.275	36.133	11.090	42.076	13.044	
一人当たり GDP	8950.200	8855.270	12247.710	9936.710	7026.010	5835.800	
年	1991.750	7.340	1993.350	6.455	1991.850	5.831	
			数	%	数	%	
所得種別		消費額	149	22.99	粗収入	5	1.96
		正味収入	28	4.32	支出額	58	22.75
		可処分所得	348	53.70	要素所得	9	3.53
		貨幣可処分	123	18.98	粗所得	154	60.39
					市場所得	3	1.18
				貨幣粗所得	26	10.20	
観察数 (国数)	1558 (128)		648 (92)		255 (45)		

貨幣可処分 = 貨幣で得る可処分所得, 市場所得 = 市場取引による所得, 貨幣粗所得 = 貨幣で得られる粗所得

定効果モデルでは国ごとにダミーを割り当てるので推定における自由度は著しく低下する。そこで、国ごとの固定効果をランダムとしたランダム効果モデルで推定した結果が (1-4) 列である。ランダム効果モデルでも全ての説明変数は 1 % 以下有意水準で有意に説明し得る。

次にどのモデルを選択するのが良いのか検定しよう。まず、固定効果があるのか、固定効果モデルと Pooled モデルの F 検定を行うと固定効果があると分かった<sup>13)</sup>。次に、時間ダミーを入れない一元配置固定効果モデルと時間ダミーを加えた二元配置固定効果モデルを比較するため F 検定を行うと時間ダミーを 0 とする帰無仮説を棄却する。時間ダミーは全ての期間でマイナスを取る。時間効果については次項で詳しく述べる。さらに、パネル分析のモデル選択の検定手順に習い、ランダム効果モデルと Pooled モデルの Breusch-Pagan 検定を行うとランダム効果モデルを採択する。最後に、固定効果モデルとランダム効果モデルを比較しよう。ハウスマン検定を行うと固定効果モデルを採択する。よって、二元配置固定効果モデルを選択する。(1-3) 列の二元配置固定効果モデルでは一人当たり GDP, その二乗, 三乗で有意に説明する。またこの式の形状は、判別式が 0 より大きく、一人当たり GDP の三乗項が正であることから、グラフにするとはじめに右上がり、次に右下がり、再度右上がりの形である。よって、ジニ係数算出の際に全ての所得定義を合わせたサンプルでは、経済発展と不平等の関係は 3 次関数に近似できると言える。

今度は、ジニ係数を可処分所得で算出したもののみの推計結果 (2-1) 列から (2-4) 列をみよう。これらの推計では、説明変数に可処分所得の種類別ダミーを加えた。つまり、可処分所得の中でも、消費額、正味収入、可処分所得、貨幣で得る可処分所得ならそれぞれ 1、それ以外なら 0 とするダミー変数を入れる。プーリングデータを分析した結果 (2-1) 列では、全てのサン

13) 固定効果の影響の重要性は Forbes (2000) の中でも述べられている。また Forbes (2000) は国別の固定効果を考えることで、これまでの研究では経済発展と不平等の関係が研究されても政策上の貢献は乏しかったが、役立つようになると言及している。

表 3a 推計結果 (全てのサンプル)

	(1-1)		(1-2)		(1-3)		(1-4)	
	Pooled		一元配置固定効果		二元配置固定効果		ランダム効果	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
定数項	1.045	2.986	-4.052	3.194	-2.705	3.143	-4.648 <sup>#</sup>	2.959
lnGDP	0.699	1.083	3.109***	1.154	2.646**	1.132	3.079***	1.067
lnGDP 二乗	-0.042	0.129	-0.383***	0.137	-0.314**	0.135	-0.366***	0.127
lnGDP 三乗	0.000	0.005	0.015***	0.005	0.012**	0.005	0.014***	0.005
時間ダミー	No		No		Yes		Yes	
R 二乗	0.197		0.817		0.831		0.022	

\*\*\* &lt;1%, \*\* &lt;5%, \* &lt;10%, #&lt;15%。

表 3b 推計結果 (可処分所得のみ)

	(2-1)		(2-2)		(2-3)		(2-4)	
	Pooled		一元配置固定効果		二元配置固定効果		ランダム効果	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
定数項	-16.335***	4.235	5.162	6.605	9.893 <sup>#</sup>	6.784	-3.305	5.513
lnGDP	7.043***	1.517	-0.617	2.340	-2.173	2.397	2.473	1.955
lnGDP 二乗	-0.800***	0.179	0.084	0.273	0.260	0.279	-0.287	0.228
lnGDP 三乗	0.029***	0.007	-0.003	0.010	-0.010	0.011	0.011	0.009
所得種別ダミー 正味収入			-0.121**	0.048	-0.082*	0.049	-0.076*	0.046
(レファレンス: 可処分所得			-0.025	0.030	-0.016	0.030	-0.030	0.028
消費額) 貨幣可処分			0.028	0.032	0.033	0.033	0.017	0.030
時間ダミー	No		No		Yes		Yes	
R 二乗	0.401		0.890		0.901		0.028	

\*\*\* &lt;1%, \*\* &lt;5%, \* &lt;10%, #&lt;15%。

貨幣可処分 = 貨幣で得る可処分所得

表 3c 推計結果 (課税前所得のみ)

	(3-1)		(3-2)		(3-3)		(3-4)	
	Pooled		一元配置固定効果		二元配置固定効果		ランダム効果	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
定数項	3.381	13.392	-48.439***	12.149	-29.249**	11.819	-34.366***	10.102
lnGDP	-0.034	4.845	19.165***	4.432	12.155***	4.321	13.885***	3.706
lnGDP 二乗	0.033	0.579	-2.301***	0.536	-1.424***	0.526	-1.651***	0.450
lnGDP 三乗	-0.003	0.023	0.091***	0.022	0.054**	0.021	0.064***	0.018
支出額			0.048	0.075	-0.068	0.066	-0.048	0.062
所得種別ダミー 要素所得			0.491***	0.092	0.484***	0.082	0.495***	0.077
(レファレンス: 粗所得			0.056	0.069	0.042	0.060	0.046	0.057
粗収入) 市場所得			0.375***	0.112	0.396***	0.098	0.412***	0.093
貨幣粗所得			0.086	0.080	-0.025	0.071	0.002	0.067
時間ダミー	No		No		Yes		Yes	
R 二乗	0.068		0.872		0.922		0.391	

\*\*\* &lt;1%, \*\* &lt;5%, \* &lt;10%, #&lt;15%。

市場所得 = 市場取引による所得, 貨幣粗所得 = 貨幣で得られる粗所得



ルを合わせた推計のときと異なり、説明変数は全て有意に説明する。国別の固定効果のみを考慮した一元配置固定効果モデルの推計結果(2-2)列では、決定係数は大きくなるが、一人当たりGDP、その二乗、三乗は有意に説明しない。さらに時間ダミーも加えてみよう。二元配置固定効果モデルの結果(2-3)列でも、どの説明変数も有意に説明しない。国別の固定効果をランダムとするランダム効果モデルの結果(2-4)列でも同様にどの説明変数も有意に説明しない。

次に、Pooledモデル以外は説明変数が有意に説明しないが、モデルを選択するため検定を行おう。前述と同様にF検定、BP検定、ハウスマン検定を行うと二元配置固定効果モデル(2-3)列が採択される。しかし一人当たりGDP、その二乗、三乗は有意に説明し得ず、またその符号も全サンプルのときと逆になった。これは所得の再分配により不平等が縮小されている可能性が示唆されよう。

さらに、可処分所得ではなく課税前所得でジニ係数を算出したときを分析する。ここでも、所得の種類により、粗収入、支出額、要素所得、粗所得、市場取引により得る所得、貨幣で得られる粗所得ならそれぞれ1、それ以外なら0のダミー変数を用いる。その結果(3-1)列から(3-4)列をみよう。(3-1)列のプーリングデータの結果は、全サンプルで推計した際と同様にどの説明変数も有意にならない。国別ダミーを用いた一元配置固定効果モデルの結果(3-2)列では一人当たりGDP、その二乗、三乗項は1%以下有意水準で説明する。決定係数も大きい。さらに時間ダミーも用いた二元配置固定効果モデルの推計結果(3-3)列でも、一人当たりGDP、その二乗、三乗項全てにおいて有意に説明し得る。決定係数は時間ダミーを用いない一元配置固定効果モデルでの推計結果よりも高くなる。国別のダミーを割り当てずに、固定効果をランダムと仮定しよう。ランダム効果モデルの結果が(3-4)列である。ここでも一人当たりGDPに関する説明変数は全て有意になる。

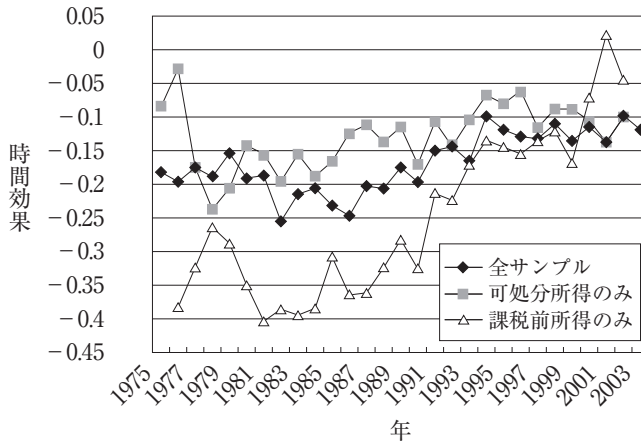
これまでと同様にモデルの検定を行うと、二元配置固定効果モデルが採択される。<sup>14)</sup>(3-3)列では、一人当たりGDPとその二乗項は1%以下有意水準で有意に説明する。一人当たりGDPの三乗項でも5%以下有意水準で有意に説明し得る。(3-3)列の式では、判別式は0より大きくなり、一人当たりGDPの三乗項が正であるので、グラフにするとはじめに右上がり、次に右下がり、再び右上がりの形状になる。よって、ジニ係数を算出する際に課税前所得を用いたサンプルでは、<sup>15)</sup>経済発展と不平等の関係は逆U字とU字を合わせた波形で表せると言える。

次に時間効果に注目してみよう。パネル分析ではいずれの場合においても一元配置固定効果モ

14) ハウスマン検定においては変数の数を減らすため所得種別ダミーを落として検定した。

15) 推計結果を元にシミュレーションを行うと、例えば、ブラジルの不平等度(ジニ係数)は1990年には56.69%(実際のデータでは60.50%)、2000年には73.54%と計算される。この上昇分は本稿の推計モデルでは時間効果として表れている。時間効果は本文後述のように、1990年から2000年にかけて上昇している。時間による不平等の増加傾向は、貿易や技術など外部環境による変化が考えられる。同様にフィンランドの不平等度を計算すると1990年には36.33%(実際のデータでは38.90%)、2000年には47.13%と計算される。ブラジルと同様に10年の間に不平等度は上昇している。さらに、ブラジルとフィンランドの不平等度の国固有の差異は、本稿のモデルでは国別固定効果として表れている。レファレンスの国(ザンビア)に対して、ブラジルのジニ係数の対数をとったものは0.2967高くなるのに対し、フィンランドは-0.1385低くなる。これは国ごとの就業構造の差などによると考えられる。

図4 時間効果の時系列推移



デルと二元配置固定効果モデルでF検定を行い、時間ダミーが有意であると分かった。時間ダミーの時間による推移を示したのが図4である。課税前所得の2001年を除き、全ての期間でマイナスを取る。サンプルを合わせたときでは1980年まで上昇し、その後1985年ごろまで下降傾向にあり、再び上昇傾向になっている。全体として、一旦下降傾向にあり、その後上昇する放物線を描いている。時代によるサンプルの偏りを調べると、アフリカ、ラテンアメリカ諸国が毎年全サンプルに占める割合の分散は0.002から0.016と非常に小さく、目だった偏りはない。これより、時間の流れにより経済発展と不平等の関係は推移すると言える。

Korzeniewicz and Moran (2005) では、新たに興隆する産業ほど賃金が高いので、時間の経過と共に不平等度は増加傾向にあるという。しかし、本研究の時間ダミー効果は放物線を描く。Korzeniewicz and Moran (2005) の挙げる理由だけでなく、経済は貿易など外部環境の影響を受けると考えられ、その影響は時代により異なり、それ故に時間ダミーの効果は放物線を描くと解釈できる。

しかし、Barro (1999, 2000) と比較するのならば、同じ手法で比べるべきであろう。Barro (1999, 2000) と同様に推計した結果のうち、一人当たりGDPの対数とその二乗の推計値のみをまとめたのが表4である。表の一番上の段はBarro (1999, 2000) の推計結果である。Barro (1999, 2000) では10年ごとにデータを分けて推計している。本研究のデータでもまず、10年ごとにデータをプールして推計する。本研究では1975年以降のデータであるため、1980年代と90年代を推計した。その結果が表4の本研究①である。両年代とも一人当たりGDP、その二乗は有意になりBarro (1999, 2000) の推計係数に似通った値となった。

16) アフリカダミー、ラテンアメリカダミーの年毎平均の分散は、それぞれ全サンプルで0.012, 0.002, 可処分所得のみのサンプルで0.016, 0.009, 課税前所得で0.006, 0.036。

17) Barro (1999, 2000) では一人当たりGDP、その二乗以外の説明変数の推計係数を固定している。そこで本稿では表4本研究①の1980年の推計係数の値で固定した。表4本研究③では、本研究①の1980年の推計係数ではなく、可処分所得、課税前所得それぞれのサンプルで固定しても得られる結果の傾向に変化はない。

表4 先行研究との比較

Barro (2000)											
		1960		1970		1980		1990			
		推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値		
lnGDP		0.407	0.090	0.380	0.090	0.400	0.090	0.410	0.090		
lnGDP 二乗		-0.025	0.006	-0.023	0.006	-0.024	0.006	-0.025	0.005		
サンプル数		40		59		61		70			
R 二乗		0.520		0.590		0.670		0.670			
本研究①可処分所得 + 課税前所得, 10年ごと											
		1980				1990					
		推計値		P 値		推計値		P 値			
lnGDP						0.464	0.092	0.390	0.019		
lnGDP 二乗						-0.030	0.016	-0.025	0.009		
サンプル数						143		401			
本研究②可処分所得 + 課税前所得, 5年ごと											
		1975		1980		1985		1990		1995	
		推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値
lnGDP		-1.389	0.293	-0.023	0.955	0.751	0.038	0.163	0.537	0.590	0.000
lnGDP 二乗		0.081	0.302	-0.002	0.919	-0.047	0.028	-0.013	0.400	-0.036	0.000
サンプル数		22		50		93		174		406	
本研究③可処分所得または課税前所得, 10年ごと											
可処分所得						課税前					
		1980				1990					
		推計値		P 値		推計値		P 値		推計値	P 値
lnGDP						0.235	0.512	0.532	0.005	1.437	0.038
lnGDP 二乗						-0.017	0.425	-0.033	0.002	-0.092	0.032
サンプル数						94		277		49	124
本研究④全てのサンプル, 所得のダミーなし											
		1975		1980		1985		1990		1995	
		推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値	推計値	P 値
lnGDP		0.219	0.584	0.415	0.128	0.368	0.166	0.451	0.025	0.680	0.000
lnGDP 二乗		-0.016	0.503	-0.025	0.129	-0.022	0.149	-0.026	0.029	-0.040	0.000
サンプル数		94		184		182		273		303	

推計式は、全て従属変数にジニ係数の対数を取り、説明変数に一人当たり GDP の対数、その二乗、所得ダミー（所得が可処分所得の値なら 1）、単位ダミー（個人なら 1、世帯なら 0）、15歳以上の教育年数（初等、中等、高等）、アフリカダミー、ラテンアメリカダミーをとる。但し、一人当たり GDP とその二乗以外は推計係数を一定として比較。また本研究の推計では全て個人を単位とするので単位ダミーは用いない。本研究④では所得の分類ができないものを含むので所得ダミーを用いない。

推計結果は一人当たり GDP とその二乗のみ掲載。

固定する推計係数には、本研究①の1980年の係数を用いた。

教育年数の値は、1973～1977年は1975年、1978～1982年は1980年、1983～1987年は1985年、1988～1992年は1990年、1993～1997年は1995年の値を用いた。

10年ごとは、1980年 = 1980～1989年、1990年 = 1990～1999年で推計。5年ごとは1975年 = 1975～1979年、1980年 = 1980～1984年、以下同じで推計。5年ごとの区分を前後を挟んだ5年（例えば1980年 = 1978～1982年）にしても一人当たり GDP の対数、その二乗の推計係数は不安定。

本研究③において、他の変数の推計係数をそれぞれのサンプルの1980年代の値で固定しても一人当たり GDP の対数とその二乗の推計係数は安定しない。またさらに5年ごとにするるとさらに安定しない。

次に、本稿では時間をプールしたデータで時間効果を考慮しないことに対し問題意識を持っている。そこで、10年ごとではなく、5年ごとにして推計した。その結果が本研究②である。すると推計係数はばらつきがみられる。5年ごとの区切り方を、例えば1980年の前後にして1978～1982年としても、推計値は不安定になった。つまり、Barro (1999, 2000) では時間効果が考慮されているように見えたが、まだまだプーリング期間が長くその間の時間効果は無視されていたと言える。

さらに、所得の種類をダミー変数ではなく、サンプル自体を分けることで区別した。その結果が表4本研究③である。すると10年ごとであっても、可処分所得のみのときも課税前所得のみのときも推計係数の値にばらつきが見られる。また、上述の3次曲線に近似させる推計では、所得の種類を区別しないサンプルでも推計した。そこでここでも、そのサンプルを用いて、所得の種類ダミーを用いないで推計した。その結果が表4本研究④である。ここでは、5年ごとであっても、1995年でやや高く、1975年で低いものの、1980年、1985年、1990年では安定した推計係数の値となった。

よって、Barro (1999, 2000) と同様な推計方法でも、時間区分を細かくし、またジニ係数の算出時の所得の種類別にサンプルを分けることで、推計係数は安定しなくなると言える。ここからも、時間効果を考慮しない国別横断面分析では問題があると指摘できる。

以上より、パネル分析を用いて、全サンプルと課税前所得のみのサンプルでは経済発展と不平等の関係は3次曲線に近似できた。パネル分析では、時間効果は有効であった。また、先行研究と同様な手法を用いても、経済発展と不平等の安定性は否定された。従って、「経済発展と不平等の関係は一時点において3次曲線に近似でき、時間により下に凸の放物線上を推移している」という図1のような関係が示唆される。

## 5. 計測についての留保

前節の留保点を挙げておこう。不平等度の計り方として、ジニ係数は代表的なものであり、広くデータも集められている [Deininger and Squire, 1996, 橘木・浦川, 2006]。しかし、ジニ係数は3節(1)項で説明したように、富裕層と貧困層の比率を反映しない。よって社会の状態を表すのに適切かどうか問題となる。先行研究でもこの問題を焦点にクズネッツの結論を再分析する論文がだされてきた。不平等をジニ係数ではなく、平均所得の40%以下を取得している人口割合や、人口の貧困層40%、次の中間層40%、富裕層20%の所得シェアを指標としたり [Odedokun and Round, 2004]、TheilのT指標や所得の対数の分散などを用いたり [Anand and Kanbur, 1993] して分析されてきた。本稿の推計結果も他の指標で推計することで頑健性が確かめられよう。

また不平等度としてジニ係数を用いるとしても、国際比較の際に計測尺度が揃っていないものがある。所得の精密な区別についてはダミー変数での区別に留まる。また一人当たりの所得を求める際の等価尺度として、家族人数そのまま、等価弾性値を0.5にする(家族人数の0.5乗)、等価

弾性値を大人は0.7、子供は0.5にする (OECD scale)、大人は0.5、子供は0.3にする (Modified OECD scale) 方法が用いられている。しかしこれによる区別は推計の際に行っていない。厳密に国際比較するにはこれらの計測尺度を揃えることがより望ましいであろう。但し、計測尺度を揃えることと広範囲な地域の大規模データを集めることはトレードオフの関係にある。

本稿では経済発展と不平等の関係はクズネッツを踏襲し、部門間の人口シフトにあるとした。しかし、実証分析では、両者の関係が3次曲線に近似できるかどうかにより留まり、経済発展に伴う不平等の変化を構造的に捉えていない。それについては、生産関数自体の変化などから求められよう。しかしこれらについては紙面の制約からも稿を改めたい。

## 6. まとめ

以上をまとめてみよう。経済発展と不平等の関係についてはクズネッツの論文以降からでも半世紀以上に渡って議論され、様々な結果が実証分析でも提示されてきた。経済発展と共に不平等が生じるのならば、国民の大半が容認できるように政策を講じなければならないし、またその政策が経済発展を阻むものであってはならず、人々の高い関心が払われてきた結果と言えよう。

本研究では経済発展と不平等の関係の最大要因は産業構造変化によるものであり、その他の要因として人的資本、政策などがあると考えた。クズネッツらのように新たな産業が起ると人々はその産業へシフトするので不平等度が高くなる。クズネッツらは、伝統部門と近代部門を想定しているため、経済発展と不平等の関係は逆U字型で表せると言う。本稿ではこれに続きさらに新しい産業が起ると人口シフトが起こり、不平等は増加すると考えた。つまり、経済発展と不平等の関係は逆U字とU字を合わせた波形で表される。なお、これはさらに新たな産業が興隆することで波形は継続していくと考えた。

これまでの実証研究では大部分が国別横断面分析であり、時系列の変化を考慮してこなかった。また時系列変化を考慮していてもそのサンプルは極限られたものであった。しかし、時間を考慮しない実証分析は問題があると言える。産業構造が経済外部環境の影響を受けて変化するならば、新たな産業が起きたとき、同程度の経済水準からの変化であっても時代により不平等へ表れる変化は異なる。そこで、本研究では128ヶ国30年間のパネルデータを用いて大規模に実証分析した。

はじめに経済発展と不平等の関係が3次関数に近似できることを示した。従属変数にジニ係数の対数を、説明変数に一人当たりGDPの対数をとったもの、その二乗、三乗をとりパネル分析を試みた。その際、ジニ係数の算出方法としてどのような所得定義のサンプルであっても全て含める場合と、可処分所得のみ、課税前所得のみの3通りで推計した。その結果、全サンプルと課税前所得の場合では有意に一人当たりGDPの3次曲線で表されたが、可処分所得のみのサンプルでは有意に説明し得なかった。これは所得の再分配により不平等が縮小された可能性が示唆さ

18) 正確には OECD scale, Modified OECD scale では1に、追加的大人の等価弾性値を0.7 (0.5)、子供を0.5 (0.3) としてこれを加えている。つまり、 $1 + |\text{追加的大人の人数の} 0.7 (0.5) \text{ 乗}| + |\text{子供の人数の} 0.5 (0.3) \text{ 乗}|$  を等価尺度とする。



れる。

またいずれの場合においても二元配置固定効果モデルが適当であり、国別固定効果と時間ダミーが有効であった。このことから、これまでの時間を考慮しない実証分析の問題性が証明される。また分析結果の時間ダミーに注目すると1985年頃まではダミー効果が減少傾向にあり、その後増加傾向に転じる。さらに先行研究と比較するため、年代ごとにジニ係数の対数を被説明変数、一人当たり GDP の対数とその二乗を説明変数にして推計した。すると先行研究同様に10年間データをプールして推計すると推計係数はほぼ先行研究と等しくなった。しかしプールする時間を短くする、あるいは可処分所得か課税前所得かを区別すると10年間のプーリングデータであっても、経済発展と不平等の関係は安定していると言えなかった。

以上の分析より、経済発展と不平等の関係は逆U字とU字型を繋げた波形になると示唆された。さらに、経済は時間とともに発展することから、経済発展と不平等の関係を表す波形は下に凸の放物線上を推移すると言えた。これは経済発展の段階により不平等の波が起きることを示唆する。よって、不平等が経済発展を遅らせるとは安易に言えない。またある期間の格差は国民が許容できる範囲内であれば、経済発展の過程では受け入れざるを負えない。しかし、本稿では可処分所得では有意に説明できなかったことから、一定の政策意義が見出せる。

産業構造による人口シフトは、農業従事者からインフォーマルセクターや自営業者、雇用者へとその働き方も変化させる。また先行研究でも示されているように熟練工と非熟練工の供給バランス、ひいては生産性の高い雇用者と低い自営業者の供給バランスは不平等を変化させる。従って経済発展と不平等と働き方には密接な関係があると考えられる。これらは今後の課題としたい。

#### 参 考 文 献

- アンガス・マディソン『世界経済の成長史 1820～1992年』東洋経済新報社、2000年。  
橋本俊詔、浦川邦夫『日本の貧困研究』東京大学出版会、2006年。  
速水祐次郎『新版 開発経済学』創文社、1995年。  
山下道子「経済成長と国家間および国内の所得格差」『Discussion Paper Series No.114』内閣府経済社会総合研究所、2004年。  
Acemoglu, D. and Robinson, J., "Why did The West Extend The Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.4, 2000, pp.1167-1199.  
Adams Jr., and Richard H., "Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty", *World Development*, Vol.32, No.12, 2004, pp.1989-2014.  
Aghion, P. and Durlauf, S., *Handbook of Economic Growth*, North-Holland, 2005.  
Ahluwalia, S., "Inequality, Poverty and Development", *Journal of Development Economics* Vol.3, 1976, pp.307-342.  
Anand, S. and Kanbur, S., "The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship", *Journal of Development Economics*, Vol.40, 1993, pp.25-52.  
Banerjee, A. and Duflo, E., "Inequality and Growth: What Can the Data Say?", *Journal of Economic Growth*, Vol.8, 2003.  
Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, IN *The Economics of Schooling and School Quality*, Vol.1, ed. Hanushek, Eric A., Edward Elgar, 1991.  
———, "Inequality, Growth, and Investment", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7038, 1999.  
———, "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, 2000, pp.5-32.  
Bourguignon, F. and Verdier, T., "Oligarchy, Democracy, Inequality and Growth", *Journal of Development Economics*,

- Vol.62, 2000, pp.285-313.
- Brock, W., and Durlauf, S., "Growth Empirics and Reality", *The World Bank Economic Review*, Vol.15, No.2, 2001, pp.229-272.
- Chen, S., Datt, G., and Ravallion, M., A Program for calculating Poverty Measures from Grouped Data (Web, <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/Software.html>), *World Bank*.
- Deiningner, K. and Squire, L., "A New Data Set Measuring Income Inequality", *The World Bank Economic Review*, Vol.10, No.3, 1996, pp.565-591.
- Forbes, K., "A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth", *The American Economic Review*, Vol.90, No.4, 2000, pp.869-887.
- Geosling, B., "Changing Income Inequalities within and between Nations: New Evidence", *American Sociological Review*, Vol.66, No.5, 2001, pp.745-761.
- Greiner, A., Rubart, J. and Semmler, W., "Economic Growth, Skill-Biased Technical Change and Wage Inequality: A Model and Estimations for The US and Europe", *Journal of Macroeconomics*, Vol.26, 2004, pp.597-621.
- Greiner, S. and Gong, G., *The Force of Economic Growth: A Time Series Perspective*, Princeton University Press, 2005.
- Knowles, S., "Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data", *The Journal of Development Studies*, Vol.41, 2005, pp.135-159.
- Korzeniewicz, R. and Moran, T., "Theorizing the Relationship between Inequality and Economic Growth", *Theory and Society*, Vol.34, 2005, pp.277-316.
- Krugman, P. and Venables, A., "Globalization and The Inequality of Nations", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CX, Issue4, 1995, pp.856-880.
- Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, Vol.45, 1955, pp.1-28.
- Maddison, A., *Monitoring the World Economy 1820-1992*, OECD, 1995.
- Odedokun, O. and Round, J., "Determinants of Income Inequality and its Effects on Economic Growth: Evidence from African Countries", *African Development Bank*, 2004, pp.287-327.
- Partridge, M., "The Relationship between Inequality and Labor Market Performance: Evidence from U.S. States", *Journal of Labor Research*, 2006, pp.1-20.
- Paukert, F., "Income Distribution at Different Levels of A Survey of Evidence", *International Labor Review*, Vol.108, 1973, pp.97-125.
- PovcalNet <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/jsp/index.jsp>
- Pritchett, L., "Comment on 'Growth Empirics and Reality'", *The World Bank Economic Review*, Vol.15, No.2, 2001, pp.273-275.
- Ravallion, M., "Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages", *World Development*, Vol.29, No.11, 2005, pp.1803-1815.
- Sala-I-Martin, X., "Comment on 'Growth Empirics and Reality'", *The World Bank Economic Review*, Vol.15., No.2, 2001, pp.277-282.
- , "I Just Run Two Million Regressions", *Recent Empirical Growth Research*, Vol.87, No.2, 1997. pp.178-183.
- , Doppelhofer, G. and Miller, R., "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", *The American Economic Review*, Vol.94, No4, 2004, pp.813-835.
- Shorrocks, A. and Wan, G., "Spatial Decomposition of Inequality", *WIDER*, 2003.
- Williamson, J., *Did British Capitalism Breed Inequality?*, 1985.
- World Development Indicators
- World Income Inequality Database <http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>
- World Income Inequality Database, *User Guide and Data Sources*, V 2.0 a, 2005.

## 附表

表5 経済発展と時間の関係

COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値
Albania	7.975	46.336***		0.035	6.901***	Chile	8.113	184.323***
	0.375	0.867		0.001			0.683	4.690***
	0.031	0.932	Bolivia	7.683	170.466***		0.039	14.393***
	0.027			0.793	4.950***		0.002	
Algeria	8.630	208.302***		0.006	1.236	China	6.243	159.813***
	0.352	0.916		0.001			0.733	4.992***
	-0.008	-1.171	Botswana	7.438	31.817***		0.082	34.194***
	0.002			0.694	2.611***		0.001	
Argentina	9.261	159.393***		0.150	4.478***	Colombia	8.406	202.698***
	0.691	4.792***		0.028			0.831	6.850***
	0.003	0.930	Brazil	8.722	308.090***		0.016	6.109***
	0.003			0.459	2.291***		0.001	
Armenia	7.896	24.729***		0.008	3.666***	Costa Rica	8.686	156.526***
	0.857	4.585***		0.001			0.698	4.308***
	0.005	0.125	Bulgaria	8.554	83.475***		0.015	3.468***
	0.023			0.848	7.978***		0.002	
Australia	9.646	391.235***		0.011	1.720*	Cote d'Ivoire	7.673	178.518***
	-0.074	-0.253		0.003			-0.108	-0.262
	0.037	14.436***	Burkina Faso	6.729	702.115***		-0.044	-5.679***
	0.002			-0.287	-0.819		0.004	
Austria	9.721	186.786***		0.019	13.975***	Croatia	9.051	60.787***
	0.819	4.062***		0.000			0.498	1.292
	0.043	6.854***	Burundi	6.772	81.967***		0.006	0.212
	0.001			0.397	1.170		0.017	
Azerbaijan	7.689	35.273***		-0.033	-2.516**	Czech Republic	9.426	503.029***
	0.764	2.752**		0.007			0.363	1.088
	0.023	0.651	Cambodia	7.073	190.626***		0.025	9.227***
	0.017			-0.014	-0.020		0.000	
Bahama	9.328	52.545***		0.077	7.691***	Denmark	9.841	584.216***
	0.676	1.993*		0.001			0.652	4.194***
	0.048	1.503	Cameroon	7.842	66.428***		0.017	15.843***
	0.015			0.470	1.197		0.000	
Bangladesh	6.885	139.856***		-0.037	-1.770	Dominican Republic	8.211	140.171***
	0.851	4.360***		0.011			0.715	3.271***
	0.028	5.041***	Canada	9.764	285.827***		0.037	5.886***
	0.001			0.757	5.528***		0.002	
Belarus	8.448	48.061***		0.018	7.895***	Ecuador	8.125	521.008***
	0.753	3.067**		0.001			-0.023	-0.071
	0.003	0.130	Central African Republic	7.213	100.559***		0.000	-0.108
	0.012			0.569	1.523		0.001	
Belgium	9.700	192.845***		-0.025	-1.9369*	Egypt, ArabRep.	7.725	542.356***
	0.782	4.339***		0.003			-0.649	-2.116*

COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値
	0.056	21.738***		0.007	0.868		0.071	19.028***
	0.001			0.002			0.001	
El Salvador	8.325	83.048***	Guinea			Italy	9.569	251.692***
	0.689	3.615***					0.790	4.668***
	0.005	0.488					0.030	9.583***
	0.007						0.001	
Estonia	8.981	44.813***	Guinea -			Jamaica	8.139	164.59***
	0.852	5.554***	Bissau				0.681	3.832***
	0.020	0.987					0.005	1.165
	0.010						0.002	
Ethiopia	6.495	78.144***	Guyana	8.027	264.557***	Japan	9.533	318.834***
	0.636	2.013*		-0.770	-3.288**		0.621	3.177***
	-0.004	-0.353		0.038	6.141***		0.034	13.343***
	0.004			0.004			0.001	
Finland	9.645	124.048***	Honduras	7.815	547.939***	Jordan	8.424	151.727***
	0.839	7.305***		0.139	0.524		0.387	1.380
	0.027	4.931***		0.002	1.304		-0.010	-1.563
	0.002			0.001			0.005	
France	9.677	154.332***	Hong Kong,	8.931	242.632***	Kazakhstan	8.422	27.198***
	0.797	4.3057***	China	-0.522	-1.128		0.416	0.614
	0.037	5.482***		0.194	20.078***		0.025	0.301
	0.001			0.003			0.055	
Gambia, The			Hungary	9.055	102.136***	Kenya	6.939	193.748***
				0.881	9.669***		0.396	1.351
				0.020	3.628***		0.003	0.566
				0.002			0.002	
Georgia	8.606	24.031***	India	7.003	460.601***	Korea, Rep.	8.269	41.464***
	0.768	4.216***		0.439	2.046**		0.760	2.192*
	-0.066	-1.843*		0.041	32.547***		0.129	3.814***
	0.057			0.000			0.012	
Germany	10.022	673.899***	Indonesia	6.932	81.288***	Kyrgyz	7.623	41.451***
	0.563	1.232		0.568	1.763	Republic	0.807	5.018
	0.015	5.453***		0.093	8.270***		-0.019	-1.090
	0.000			0.006			0.012	
Ghana	7.251	720.043***	Iran, Islamic	8.405	171.282***	Lao PDR	6.725	146.845***
	-0.879	-7.270***	Rep.	-0.125	-0.308		0.268	0.606
	0.025	17.831***		0.030	3.416***		0.090	9.972***
	0.001			0.005			0.002	
Greece	9.500	369.092***	Ireland	9.232	84.232***	Latvia	8.935	40.931***
	9.500	2.170*		0.601	1.793		0.862	7.101***
	0.029	6.545***		0.124	6.988***		0.007	0.434
	0.000			0.007			0.013	
Guatemala	8.178	123.275***	Israel	9.501	527.345***	Lesotho	6.671	64.169***
	0.738	3.715***		-0.311	-0.590		0.413	1.234

COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値
	0.104	6.425***		-0.072	-2.186**		0.032	6.745***
	0.011			0.030			0.002	
Lithuania	9.150	37.832***	Mongolia	7.199	137.556***	Pakistan	6.927	95.277***
	0.825	4.115***		-0.113	-0.323		0.837	4.481***
	0.002	0.073		0.016	2.118*		0.044	5.561***
	0.017			0.008			0.001	
Luxembourg	10.050	128.401***	Morocco	7.837	231.800***	Panama	8.471	155.085***
	0.365	1.068		0.061	0.191		0.535	2.331**
	0.087	7.617***		0.030	7.018***		0.015	2.716***
	0.008			0.003			0.003	
Macedonia, FYR	8.803	98.505***	Mozambique	6.230	102.371***	Paraguay	8.521	238.563***
	0.851	5.248***		-0.637	-2.092*		0.420	1.352
	-0.012	-1.180		0.063	5.684***		-0.008	-1.725
	0.002			0.016			0.002	
Madagascar	7.031	111.025***	Namibia	8.850	81.391***	Peru	8.504	87.855***
	0.433	0.814		0.592	1.416		0.462	1.708
	-0.037	-3.233**		-0.023	-1.069		-0.007	-0.631
	0.003			0.006			0.011	
Malawi	6.405	122.198***	Nepal	6.645	169.858***	Philippines	8.218	254.731***
	0.442	1.431		0.620	2.396**		0.138	0.478
	-0.009	-1.180		0.053	9.783***		0.003	0.896
	0.003			0.001			0.003	
Malaysia	8.093	148.230***	Netherlands	9.836	589.358***	Poland	8.851	164.208***
	0.418	1.231		0.538	2.550**		0.663	3.01***
	0.077	11.522***		0.025	16.395***		0.033	5.164***
	0.004			0.000			0.002	
Mali			New Zealand	9.574	281.995***	Portugal	9.424	194.639***
				0.513	2.191**		-0.459	-1.274
				0.015	4.333***		0.050	5.758***
				0.001			0.008	
Mauritania	7.305	102.561***	Nicaragua	8.345	68.166***	PuertoRico		
	0.696	3.122***		0.357	0.823			
	0.012	1.417		-0.038	-1.710			
	0.003			0.015				
Mauritius			Niger	6.874	98.689***	Romania	8.690	102.960***
				0.160	0.433		0.659	2.403**
				-0.032	-3.144***		0.008	0.741
				0.009			0.004	
Mexico	8.820	231.399***	Nigeria	6.717	66.623***	Russian Federation	9.197	50.358***
	0.152	0.548		0.584	2.262**		0.888	5.354***
	0.018	4.601***		0.005	0.466		-0.023	-1.060
	0.004			0.009			0.006	
Moldova	8.096	29.350***	Norway	9.832	159.199***	Rwanda	7.204	199.405***
	0.766	3.436		0.808	5.567***		-0.349	-0.929



COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値	COUNTRY	推計値	t 値
	-0.027	-4.113***		0.006		Ukraine	9.043	32.907***
	0.004		Sweden	9.714	437.173***		0.805	3.973***
Senegal	7.206	150.172***		0.802	7.127***		-0.05	-1.474
	0.658	2.320**		0.016	12.999***		0.025	
	0.004	0.634		0.000		United Kingdom	9.629	513.470***
	0.001		Switzerland	10.101	185.284***		0.726	5.647***
Sierra Leone	7.123	41.481***		0.304	0.675		0.021	19.738***
	0.594	1.882*		0.036	3.353**		0.000	
	-0.086	-3.183***		0.003		United States	9.901	633.675***
	0.019		Tajikistan	8.028	25.717***		0.599	3.865***
Singapore	8.787	249.073***		0.503	1.453		0.020	22.687***
	0.657	4.321***		-0.130	-2.620**		0.000	
	0.050	22.578***		0.080		Uruguay	8.781	119.403***
	0.001		Tanzania				0.702	3.791***
Slovak Republic	9.189	89.089***					0.013	2.180**
	0.732	3.733***					0.004	
	0.011	1.012				Uzbekistan		
	0.006		Thailand	7.586	44.569***			
Slovenia	9.375	359.999***		0.850	5.208***			
	0.405	1.332		0.079	4.681***			
	0.034	9.849***		0.007		Venezuela, RB	8.748	378.116***
	0.001		Trinidad and Tobago	8.905	76.987***		-0.374	-0.984
South Africa	9.265	187.695***		0.438	1.260		-0.012	-2.756**
	0.636	2.473**		0.006	0.376		0.002	
	-0.010	-1.713		0.014		Vietnam	6.997	110.953***
	0.002		Tunisia	8.127	192.387***		0.265	0.281
Spain	9.500	398.913***		0.388	1.289		0.127	6.822***
	0.802	3.465***		0.054	9.546***		0.002	
	0.034	12.442***		0.002		Yemen, Rep.	6.453	164.153***
	0.000		Turkey	8.323	207.768***		0.064	0.101
Sri Lanka	7.411	129.072***		0.250	0.860		0.040	3.895**
	0.599	2.726**		0.035	7.595***		0.002	
	0.052	8.543***		0.003		Zambia	7.230	109.87***
	0.003		Turkmenistan	8.632	25.638***		0.374	0.976
St. Lucia	7.966	45.558***		0.650	1.771		-0.049	-5.604***
	0.511	1.197		-0.054	-0.946		0.006	
	0.084	2.600**		0.056		Zimbabwe	7.849	189.079***
	0.021		Uganda	6.632	109.577***		-0.353	-0.676
Swaziland	7.978	120.319***		0.355	1.012		0.002	0.287
	0.161	0.372		0.050	5.261***		0.005	
	0.054	4.548***		0.004				

\*\*\* <1%, \*\* <5%, \* <10%, #<15%。

推計値は上から定数項, AR(1), 線形トレンド, シグマの二乗。国名に網掛けのしてある国は線形トレンドが有意にプラスの国。空欄の国はデータ数が少ないために線形トレンドで推計できない国である。