



Discussion Paper Series

No.48

**経済成長、不平等、貧困：
タイ、フィリピンの県別パネルデータによる計量分析**

栗田匡相

November 2004

**Hitotsubashi University Research Unit
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

経済成長、不平等、貧困*

タイ、フィリピンの県別パネルデータによる計量分析

栗田 匡相[†]

平成16年11月25日

目次

1	はじめに	3
2	変数とデータ	5
3	実証分析	6
3.1	計量モデルと推定方法 -Dynamic Panel Data Model と System GMM-	6
3.2	実証結果	8
3.2.1	経済成長と不平等	8
3.2.2	貧困緩和率と不平等	9
3.3	既存研究での定式化による推定結果との比較	10
4	おわりに	12

*本稿を執筆するにあたり、データの使用などを含め、21世紀COEプログラム『社会科学の統計分析拠点構築』(代表者:齋藤修一橋大学教授)、並びに一橋大学経済研究所北村行伸教授にはお世話になった。ここで謝意を表したい。また、一橋大学経済研究所黒崎卓助教授、東京大学経済学研究科澤田康幸助教授、筑波大学人文科学研究科川口大司専任講師、日本学術振興会21世紀COE特別研究員千木良弘朗氏の4方には、論文執筆の上で有益なコメントを数多く頂いた。無論、本稿においてあり得べき誤りがあればそれは筆者自身の責任である。

[†]一橋大学大学院経済学研究科博士課程 E-mail:ged0403@srv.cc.hit-u.ac.jp

概要

本稿では、タイの家計調査である Household Socio Economic Survey とフィリピンの家計調査である Family Income and Expenditure Survey のマイクロデータ（タイは 1988 年～2002 年、フィリピンは 1985 年～2000 年）から県別のパネルデータを作成し、経済成長、不平等、貧困の三者関係について実証分析をおこなった。初期時点の不平等度がその後の経済成長や貧困緩和にどのような影響を及ぼすのか、ということ明らかにするために、本稿では、 t 期から $t+1$ 期にかけての消費成長率、あるいは貧困緩和率を被説明変数とし、 t 期の不平等指標を説明変数とするモデルを採用した。既存研究と異なる計量モデルを用いている点や、計量的手法として System-GMM を用いている点、マイクロデータから県別のセミマイクロデータを構築し分析を行っている点、タイとフィリピンの同時期のデータを用いて分析している点などが本稿のユニークな点である。実証結果からは、タイにおいても、フィリピンにおいても、初期時点の不平等は、その後の経済成長や貧困緩和に対して、ネガティブな効果を持っているが、その影響の度合いは両国で異なることが明らかになった。所得水準の低い地域にとっては、今後のキャッチアップを滞りなく成功させることは重要な政策課題だが、そのためには、現時点や過去の時点におけるその地域内の不平等が高いことは大きな問題なのである。

1 はじめに

経済成長と不平等の関係は長らく開発経済学の主要な論点となってきた。従来の議論では、初期の不平等は、富裕層の限界貯蓄性向が、貧困層のそれと比べて高くなるため、投資を促進するという文脈で、初期の経済発展段階にある途上国にとっては、いたしかたのないものとして受け取られることが常であった。しかしながら、内生的経済成長理論やマクロ経済学の分野における動学理論の発展などに連れて、初期の不平等が中・長期的な経済成長を阻害するものであるとする理論や実証結果が現れるようになる¹。しかし、Li and Zou(1998)やForbes(2000)が示すように、初期時点の不平等とその後の経済成長に正の関係を提示する実証結果などもあり、現在においても経済成長と不平等の関係が明らかになっているとはいえない²。

これら実証結果が、全く異なる実証結果を導いてしまう理由の1つに、データの信頼性の問題が挙げられる。これまで行われてきた実証研究は主にクロスカントリーデータを用いた分析が多いため、国によっては多時点にわたる信頼すべきデータが得られない事が多々あり、分析結果の信頼性に深刻な影響を与えていたと考えられる。また、経済成長と不平等の関係が、国ごとに異なる様々な状況を反映して、極めて複雑な構造を有しているために実証結果に違いが見られているとも考えられる。

経済成長と不平等の関係を議論した中でも最も有名な議論はいわゆる「クズネッツの逆U字カーブ」であるが、近年の実証研究により、必ずしもこの様な逆U字型の関係が存在するわけではないことが示された。例えば、数少ない信頼できるクロスカントリーのデータセットを用いて行ったDeininger and Squire(1998)の分析によれば、48カ国の時系列データを用いて、逆U字仮説を検討した結果、全体の10%は逆U字型を示したが、10%はU字型を示し、残りの80%の国々は、経済成長と不平等との関係に何の統計的有意性を認めることが出来なかった³。この様な実証結果が提示されることによって、現在ではクズネッツの逆U字法則は、一般的な法則としては受け入れられてはいない。むしろ実証研究からは、国ごとに経済成長と不平等の関係の相違が大きく、経済水準が同レベルであっても経済成長に伴って不平等が拡大することも縮小することもあることが確認されたと言える。

また、途上国においては地域間での所得格差が先進諸国などと比較して大きい。都市部

¹Galor and Zeira(1993), Alessina and Rodrik(1994)等を参照されたい。

²経済成長と不平等の関係について包括的なまとめを行っている論考として、Perotti(1996), Aghion et al(1999)やJones(2002)などがある。

³このクズネッツの逆U字カーブを巡る議論の変遷に関しては、山崎(1998), Ray(1998), Fields(2000)等を参照されたい。

と農村部とでは所得格差が数倍～10倍近くになることも珍しいことではない。このために、経済水準の低い地域にとっては、現時点や過去の時点におけるその地域内の不平等が今後の経済成長に与える影響がプラスかマイナスなのかを問うことは重要である。つまり、仮に現時点における不平等は経済成長にマイナスの影響をもたらすという関係が立証されたのであれば、不平等度が大きく、貧しい県にとっては深刻な事態といえよう。それゆえに一国内で地域別の分析（セミマクロレベル）を行うことは政策論的にも極めて重要になっているのである。

更に昨今では、貧困削減と両立した経済成長という Pro-poor growth の議論が盛んに行われている。不平等の悪化を伴う経済成長は、不平等の悪化を伴わない経済成長よりも経済成長の恩恵を貧困層がうけにくくなる、という研究もあり（Kakwani(2000)や Ravallion and Datt(1996)など）、経済成長と不平等、貧困の三者関係を定量的に分析する必要性が政策的な面からも高まっている（Bourgouignon(2004)）。しかし、経済成長と不平等の議論同様、クロスカントリーでの分析では、比較可能なデータセット構築の困難さが考えられることや、そもそもの貧困問題自身が、一国内のミクロ政策的な議論に対応していることなどもあり、クロスカントリー分析ではなく、セミマクロ、サブナショナルな分析が求められている（黒崎(2002), Besley and Burgess(2002)）。

そこで本稿では、タイとフィリピンの県別パネルデータを用いて、経済成長、不平等、貧困の関係について実証分析をおこなう。本稿で用いられるデータは、タイとフィリピンの統計局が定期的に行っている家計調査データをもとに作成された県別のパネルデータである。このため、作成されたパネルデータは時系列的に欠損が少なく、完備パネルデータに近いデータセットであり、分析の信頼性も高い。

先行研究に比して本稿のユニークな点は、タイとフィリピンの同時期のデータを用いて2国間の比較を行っていることである。県別パネルデータを用いた先行研究は、データの制約を緩和させる等の理由もあり、昨今ではかなり増えてきたが、これまでの県別パネルデータによる実証分析は、1ヶ国のみデータを用いて行うことが多く、2ヶ国のデータを用いて行った比較研究はほとんどない⁴。しかし、両国で行われている家計調査は、設計や質問項目などの点においても類似性が高く、比較が十分に可能であると考えられる。また、本稿で扱う1980年代後半から2000年近くにかけての時期は、両国の経済格差が拡大した時期である。1980年代初頭には、一人あたりGDP水準で見ると、タイ、フィリピン両国の間には、経

⁴例えば、Ravallion(1998)は中国、McKay and Pal(2004)、Ghosh and Pal(2004)等はインド、Partridge(1997)、Panizza(2002)等はアメリカの、それぞれ県別、州別パネルデータを用いて分析をおこなっている。

済的な格差はほとんどなかったにもかかわらず、1980年代中旬から徐々にその格差が開き始め、2000年には、2~3倍近い経済格差に広がってしまった。貧困者比率も、タイが2000年時点で1日あたり1ドル（PPP換算）の貧困線以下の人口が2%にも満たないのに対して、フィリピンでは14.6%である⁵。未だ十分に解明されているとは言い難い経済成長、不平等、貧困の三者関係を考えるにあたって、このような2ヶ国を取り上げ、県別パネルデータによる実証結果を比較検討する作業は、議論のより一層の深化のためには重要な作業である。

またこれまで、経済成長、不平等、貧困の三者関係を分析するには、被説明変数に t 期の貧困指数を用い、説明変数に同じく t 期の不平等指数や所得水準を用いるというパネル分析が多かった。しかし、本稿では、過去や現時点の状況が、現在、将来にどのような影響を及ぼすのか、という点に焦点を当てるために、たとえば、被説明変数に t 期から $t+1$ への貧困緩和率を用い、説明変数に t 期の貧困指標、不平等度、などが入るモデルを採用する。このような推定は筆者の知るところでは未だ無く、本稿は、その最初の試みである。

以下、第二節において、分析に用いるデータの説明、第三節で実証分析、第四節で議論のまとめを行う。実証分析の第三節では、第一項で、計量モデルの解説と計量モデルの設定上、説明変数に被説明変数のラグが入るという Dynamic Panel Data Model を用いて GMM 推定を行うため、それらの解説を行う。次に第三節第二項ではまず、経済成長と初期の不平等の関係について分析し、ついで貧困緩和と初期の不平等の関係についてそれぞれ推定する。さらに第三項では経済成長、不平等、貧困の三者関係について、先行研究に即したモデルに若干の補足を加えたモデルを推定した。

2 変数とデータ

本項では分析に使用する変数とタイの Socio Economic Survey（以下 SES）とフィリピンの家計調査である Family Income and Expenditure Survey（以下 FIES）について解説する。まずは、タイの SES について概観する。実証分析に用いる SES はタイ国家統計局（National Statistical Office）が行っている家計調査である。最初の調査は1957年に行われており、以来数年間隔で調査が行われてきたが、1998年からは毎年調査が行われるようになった⁶。主な調査項目は、世帯属性、世帯員属性、世帯所得、世帯消費等で、それぞれについて詳細なデータが得られ、各年度ごとに、約10,000~20,000世帯程度のサンプルが収集される。本稿では、この

⁵詳しくは、World Bank(2004)を参照されたい。

⁶SESの前身である Household Expenditure Survey は1968年まで行われている。また1986年以前には、調査は5年ごと、1986年以降は2年ごとに行われていた。

SESデータの1988, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002年の15年、8時点分のマイクロデータをもとに、県別⁷のデータを作成した。算出した変数は、先行研究で用いられているものにならない、世帯消費額の県平均、県別ジニ係数、県別貧困者比率、高等教育層比率、都市化比率⁸、高齢者比率（65歳以上人口比率）、農業セクター従事者比率である。

フィリピンのFIESは、フィリピン国家統計局（National Statistics Office, Republic of the Philippines）が行っている家計調査である。最近では3年間隔で調査が行われるようになっている。主な調査項目は、タイと同様に世帯属性、世帯員属性、世帯所得、世帯消費等が収集されている。各年度ごとに、約17,000～38,000世帯程度のサンプルが収集され、本稿では、このFIESデータの1985, 1988, 1991, 1994, 1997, 2000年の16年、6時点分のマイクロデータをもとにタイと同様の変数を算出した⁹。

分析に際して、ロジカルチェック、異常値の除去等の基本的なデータのクリーニングを行った後に、所得分布で見た上下1%のサンプルを除外した。なお、使用したデータについての詳細は、表1を参照されたい。

3 実証分析

3.1 計量モデルと推定方法 -Dynamic Panel Data ModelとSystem GMM-

第三節では、経済成長と不平等の関係、そして貧困緩和と不平等の関係についてそれぞれ推定する。経済成長と不平等の関係については、先行研究で用いられている推定方法がPooled OLSかFixed effect推定、あるいは計量モデルの設定上、説明変数に被説明変数のラグが入るというDynamic Panel Data Model（以下DPDモデル）を推定するためのFirst-differenced GMM（以下FD-GMM）モデルによる分析が大半を占めている。しかし、Bond et al(2001)で述べられているように、用いられるデータの制約などによってFD-GMMによる推定量には、いくつか深刻な問題が生じる場合がある。このため、Blundell and Bond(1998)等によって代替的に開発された推定方法がSystem GMMと呼ばれる推定法である。本稿では、Pooled OLSやFixed Effectによる推定だけでなく、このSystem GMMによる推定も行っている。

⁷現在タイには76の県がある。

⁸タイでは、都市部、衛生部、農村部という3つの行政区分が使われており、SESでもCommunity Typeを聞く設問でこの区分を採用している。衛生部という地域は、基本的には、都市と農村の中間に位置するような地域を指す。しかしその内実は、都市に近いもの、農村に近いもの、と様々であるため、都市地域と農村地域のような区分を行うことは困難である。そこで本稿では、衛生部を都市部とした場合と農村部とした場合との二つのケースを考えて都市化比率の変数を2種類作成し、分析をおこなった。結果はどちらの変数を用いても大きな影響は見られなかったため、実証結果の表には衛生部を農村部として推定を行った結果のみ掲載している。

⁹現在フィリピンには82の県がある。

経済成長と不平等の議論に用いられるより一般的なモデルは、以下のように叙述できる。

$$\Delta Expenditure_{t,i} = \beta Expenditure_{t-1,i} + \gamma Inequality_{t-1,i} + \theta X_{t-1,i} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (1)$$

ここで $\Delta Expenditure_{t,i}$ は、 i 県の $t-1$ から t 期における成長率、 $Expenditure_{t-1,i}$ は、 $t-1$ 期間における県の一人あたり消費額の対数、 $Inequality_{t-1,i}$ は $t-1$ 期間における i 県の不平等指数、 $X_{t-1,i}$ は、その他の説明変数（教育指標、都市化指標など）となる。また β 、 γ 、 θ はそれぞれのパラメーターベクトル、 α_i は県効果、 η_t は期間効果、そして $\epsilon_{t,i}$ は誤差項となっている。

しかしながらこのモデルは、(2) 式のように変形するとわかるように、

$$Expenditure_{t,i} = \beta_2 Expenditure_{t-1,i} + \gamma Inequality_{t-1,i} + \theta X_{t-1,i} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (2)$$

(ただし、 $\beta_2 = \beta + 1$) ラグ付きの被説明変数が説明変数の中に含まれている。このようなモデルのことを DPD モデルと呼ぶが、DPD モデルでは、通常のパネル推定法である Random Effect や Fixed Effect 推定法でこのモデルを推定すると、誤差項と説明変数に含まれるラグ付きの被説明変数との間に相関が生じるために、推定量が一致性を持たないことが知られている。このため、最近では Arellano and Bond(1991) によって推奨された FD-GMM 推定量がよく使われている¹⁰。

しかしながら、被説明変数に自己相関がある場合には、操作変数と説明変数との相関が弱くなり、下方バイアスが生じるため¹¹、Arellano and Bover(1995) や Blundell and Bond(1998) では、操作変数に階差とレベルの双方を含む System GMM を推奨している。とりわけ、Blundell et al(2000) や Bond et al(2001) 等では、成長理論の実証研究において、有効性や小標本特性などの点で System-GMM が推奨されている。このため、本稿では System GMM の推定量を用い、実証分析をおこなった。

また、貧困緩和と不平等の関係は主に、被説明変数に t 期の貧困指数を用い、説明変数に同じく t 期の不平等指数を用いるというパネル分析が多かった。しかしながら、内生的成長論が仮定するような収束性などを念頭に置いたモデルを考えるのであれば、被説明変数に貧困緩和率を用い、説明変数に貧困指標のラグが入る DPD モデルによる推定が妥当である。しかしそのような推定は筆者の知るところでは未だ無く、本稿では、その推定を試みた（第二項）。具体的には (1) のモデルの $Expenditure$ を $Poverty$ に置き換えたダイナミックパネルモデルを推定した。

¹⁰DPD モデルについては Baltagi(2001) を参照されたい

¹¹詳しくは Blundell and Bond(1998) のシミュレーション結果を参照されたい

$$\Delta Poverty_{t,i} = \beta Poverty_{t-1,i} + \gamma Inequality_{t-1,i} + \theta X_{t-1,i} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (3)$$

(ただし、 $Poverty_{t,i}$ は貧困者比率の対数値である) 先にも述べたが、内生成長理論が仮定するように、一人あたり GDP 水準が長期均衡状態へと収束するという条件を元に計量モデルを考える場合、相対的な不平等の変化が仮にないとすれば、一人あたり GDP 水準は均衡状態へと収束していくために上昇する。それゆえに、貧困指標は、一人あたり GDP 水準の上昇によって、定義上改善するはずである。それゆえに (1) 式のモデルの被説明変数である成長率を貧困緩和率に置き換えた分析を行うことによって、不平等が貧困緩和に与える影響について明示的に分析することが出来る。

3.2 実証結果

3.2.1 経済成長と不平等

表2は、経済成長への不平等の影響に焦点を当てたモデル(1)式の推定結果をまとめたものである。なお、推定にあたり、年ダミーやその他の説明変数を採用していない基本モデル、年ダミーによる調整を行ったモデル、そして全ての説明変数によってコントロールしたモデル、と3つのモデルによる推定を行い、その結果を表にまとめた。また、System-GMMの他にも先行研究でよく用いられる Pooled OLS、Fixed Effect 推定法を用い、3つの推定方法を用いて比較を行っている。また、本稿では経済成長の代理変数として、世帯消費の成長率を用いている。これは、通常の家計調査などにおいて、所得よりも消費の方が家計の経済水準を示す信頼度の高い変数であること、またテンポラリーなショックに所得ほど影響を受けない変数であることなどによる¹²。

まず表2-1にあるタイの実証結果だが、コントロールを施していない基本モデルの System-GMM 推定を除いた全てのモデル、推定方法で、消費の成長率と初期の不平等の関係はマイナスに有意となった。係数の大きさについては、推奨される推定方法である System-GMM において、年ダミーモデル、コントロールモデルの双方では、係数の大きさにそれほど大きな変化はないが、コントロールを施していない基本モデルとの間で不平等の係数が大きく異なる。これは年ダミーやコントロールした変数の影響が大きいいため、基本モデルにおいて不平等指標の係数、有意性などに影響が及んだものと考えられる。また、Pooled OLS、Fixed Effect 法による推定結果と System-GMM 推定結果の推定パラメータの大きさには数倍の開き

¹²詳しくは黒崎(2003)、Deaton(1997)などを参照されたい。

がある。一般にDPDモデルの推定において、Pooled OLSやFixed Effectによる推定にはバイアスが生じることから、3者の推定方法による違いはPooled OLSかFixed Effectのバイアスを表している可能性が指摘できる。あるいはデータの小標本特性がSystem-GMMの結果に影響を与えている可能性はある。しかし、全体を通して少なくとも経済成長と不平等という両者の間には負の関係が存在していることが立証されている。

また、表2-2のフィリピンの結果からも、Pooled OLSとFixed Effect法による推定結果では、タイと同様に経済成長と不平等の両者間には負の関係を指摘できる結果が得られた。しかし、System-GMMによる推定結果は、コントロールなし、年ダミーを用いたモデル、すべてをコントロールしたモデルとの間で、係数の大きさや符号条件が異なり、過剰識別の問題や小標本特性の問題が影響していると思われる。しかし、Pooled OLSやFixed Effectに関しては符号条件、有意水準、係数の大きさなどで3つのモデルに大きな違いは見られなかった¹³。

これら実証結果から、タイ、フィリピン両国において1980年代後半から2000年にかけての期間では、県の消費成長率と初期の不平等には、負の相関が認められよう¹⁴。主に国別のパネルデータによって分析している先行研究では経済成長と初期の不平等の関係について議論が割れることが多い¹⁵。しかし、本稿での実証結果や、本稿の分析とほぼ同様の手法でアメリカの県別パネルデータを用いてGMM推定を行ったPanizza(2002)等では、初期の不平等がその後の経済成長にマイナスの影響をもたらすという負の相関関係を支持するものが多いことから、データの比較可能性や国ごとに異なる発展段階などを正確にコントロール出来ないなどの問題が、経済成長と初期の不平等の関係を議論する際には大きいと思われる。また、このような結果が提示されたということは、現時点で不平等度の高い県は、そのような状況にないその他の県に比べて、今後の成長が相対的に鈍化する可能性が高いことを示している。

3.2.2 貧困緩和率と不平等

表3は、貧困緩和率への不平等の影響に焦点を当てたモデル(3)式の推定結果をまとめたものである¹⁶。被説明変数のラグにあたる貧困指標の係数は全てマイナスとなっている。1期

¹³なお、先行研究での表記をもとに作表を行ったため表に掲載はしていないが、フィリピンのケースでは個別効果がランダムである可能性が高いためRandom Effectによる推定も別途行った。結果は符号条件、有意水準、係数の大きさなどでFixed Effectと大差ない結果が得られた。

¹⁴なお、不平等指標をジニ係数だけではなく、対数分散やタイル指数などの指標に変えて推定を行っても符号条件、有意水準などに関して同様の結果が得られた。

¹⁵Li and Zou(1998)やForbes(2000)は経済成長と初期の不平等に正の相関を提示している。しかし、同じデータを用いた分析で負の関係を指示する実証結果もある

¹⁶なお貧困指標を求める貧困線には、各国政府が報告する国別の貧困線を用いて貧困指標を推定した。

前の貧困指標が高ければ高いほど（つまりは貧しいほど）、収束性の議論によれば、貧困緩和率も高くなる（つまりは経済成長する）はずであり、実証結果はこれを支持している。また、初期の不平等指標の係数はタイでは、有意な効果を持ち得ていない。一方、フィリピンの「全ての説明変数によってコントロールされたモデル」では推定方法の別なく不平等指標が正に有意な効果（つまりは貧困指標の改善に対して初期の不平等がマイナスの効果を持つ）を持ち得ている。しかし係数の大きさをみると、Pooled OLS、Fixed Effect 法による推定結果と System-GMM の結果には数倍の開きがある。やはりここでも推定方法の違いによるバイアスが生じている可能性がある。また System-GMM 法による推定結果を見ると、Sargan テストの結果から、操作変数を過剰識別している可能性を棄却できていない¹⁷。このため、本稿の結果からは、初期の不平等が高いほど、その後の貧困指標の改善に悪影響を及ぼすというネガティブな関係をロバストに確認することは両国で出来なかった。しかし、フィリピンにおいては初期時点の不平等が貧困緩和へ悪影響をもたらす傾向がタイよりもより明瞭に見られたといえる。

3.3 既存研究での定式化による推定結果との比較

表 4 は、経済成長、不平等、貧困の三者関係を、Besley and Burgess(2002) のモデルになり、推定したものである。モデルは以下のようにになっている。

$$Poverty_{t,i} = \beta Expenditure_{t,i} + \gamma Inequality_{t,i} + \theta X_{t-1,i} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (4)$$

Besley and Burgess(2002) では、このモデルを用いクロスカントリーの分析を行っているが、Sawada(2004) では、フィリピンの FIES データから県別パネルデータを作成し、分析を行っている。よって本項での分析は、フィリピンに関しては Sawada(2004) の手法を再現したものであり、タイの分析に関しても、Sawada(2004) の手法に従って分析をおこなっている¹⁸。Sawada(2004) と本稿の分析が異なる点は、前者が県別の価格データから県別購買力平価を推定することで一人一日一ドルの国際貧困線に基づいた貧困指標を用いているのに対し、本稿では、National Statistical Coordination Board(NSCB) が公表しているフィリピンの公式の貧困線に基づいている点にある。前者の分析は、ミレニアム開発目標の特に第一目標をベンチマークとしてフィリピンの貧困削減を評価する際には適切であると考えられる一方、後者は、フィ

¹⁷なお、貧困者比率のみならず、貧困ギャップ指数、貧困 2 乗ギャップ指数などで推定をしておいても同様の結果が得られた。

¹⁸しかしながら、Sawada(2004) と本項の分析とでは用いている貧困線が異なるため、回帰係数の大きさなどは異なる。

リピンに特定の貧困の問題をより強く反映した分析であるということがいえる。

分析では、前項までと同様に、経済成長、不平等指標、貧困指標のみの基本モデル、年ダミーによる調整を行ったモデル、そして全ての説明変数を含めたモデル、と3つのモデルによる推定を行った。

本稿ではまた、同時点のレベルによる分析だけではなく、それぞれを変化率の形になおした推定も行った（表5）。

$$\Delta Poverty_{t,i} = \beta \Delta Expenditure_{t,i} + \gamma \Delta Inequality_{t,i} + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (5)$$

しかし、これらのモデルの推定結果は、不平等指標や貧困指標の定義による影響が大きいと思われる。本稿で用いている消費水準、不平等指標、貧困指標の3つの変数は、それぞれがある t 時点における同一の消費分布からの統計量となっている点に注意が必要である。つまり通常不平等指標の悪化（不平等の拡大）は、指標の定義上、貧困指標の悪化を伴うことがほとんどであり、同時点の変数のみをもちいた分析では、その状況変化そのものの関係を示すだけであり、定義上不平等指数と貧困指標にはあらかじめネガティブな関係が想定されているようなものである。同様に、所得水準の改善は、指標の定義上、貧困指標の改善を伴うことがほとんどであり、同時点の変数のみを用いた分析では、やはり状況変化そのものの関係を示すだけであり、定義上ポジティブな関係が想定されている。同時期の変数のみを用いたモデルには定義上の問題が存在していると考えられるため、第三節第二項の実証結果では、タイにおいては貧困緩和と初期の不平等の関係に有意な関係を認めることが出来なかったが、本項の分析では負に有意となっており、同時点における分析では負の関係が認められている。しかし、この違いは、不平等指標や貧困指標の定義そのものの影響を受けてしまうことによる影響が大きいと思われる。同時期の変数のみを用いたモデルは定義上の問題ゆえに貧困指標と不平等指標の関係を過剰に推定している可能性が高いのである。

そこで、定義上の問題を考慮して t 期における貧困指標を、 $t-1$ 期の不平等指標や一人当たり消費水準で説明する等の推定も行った（表6）。

$$Poverty_{t,i} = \beta Expenditure_{t-1,i} + \gamma Inequality_{t-1,i} + \theta X_{t-1,i} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{t,i} \quad (6)$$

この推定の目的は、被説明変数と説明変数の時点が異なる分析と同時点の変数を用いた先行研究とを比較することによって、不平等指標がもたらす貧困指標への影響の違いを議論するためだが、推定の結果は両国ともいずれのモデルを用いても、貧困指標と消費水準の関係は正に有意、貧困指標と不平等指標との関係は負に有意となった。さらにコントロー

ルの有無による係数の大きさの変化もほとんどなく、ロバストな結果が得られたといえよう。これは先行研究と同様な結果が本稿の分析結果からも得られたことを示す。しかしより注目すべきは表4との違いである。同時期のモデル(表4)と、1期前のラグを用いたモデル(表6)とでは、係数の大きさが1期前のラグを用いたものの方が小さくなっていることなどから、変数の定義による影響が伺える。

4 おわりに

本稿では、まず経済成長と不平等の関係について、タイとフィリピンの県別パネルデータを用いて推定を行った。この推定は、先行研究において両者間にはどのような関係があるのかについて未だに結論がでていないことなどから、それを検討する作業であるといえる。既存研究とは異なる定式化、および推定方法にもとづく本稿での結果は、経済成長と不平等にはネガティブな関係が観察され、初期の不平等が高い県はその後の経済成長を鈍化させる可能性が高いことを示している。

次に貧困緩和率を被説明変数としたDPDモデルによる推定をおこなった。この推定方法による貧困緩和率の分析が未だないために、初期時点の不平等が貧困緩和に与える状況が未だに明らかになっておらず、それを解明することがこの推定の目的であった。結果は、貧困緩和に対する初期の不平等の影響は、フィリピンではプラス(つまり貧困指標の改善にマイナスの影響)、タイでは有意な影響が観察されないというものであった。これは、国の違いによって、初期時点の不平等度が貧困緩和に与える影響が異なることを示している。

最後に、貧困指標を被説明変数とし、消費水準、不平等指標を説明変数とした定式化に基づきパネル分析を3つのモデルでおこなった。結果は、どのモデルにおいても先行研究で言及されているような関係性、つまりは貧困緩和と経済成長は正の関係、貧困緩和と不平等は負の関係が示された。しかし、ラグつき説明変数を用いたモデルの係数が、被説明変数と同時期の説明変数を用いたモデルよりも小さかったことなどから、先行研究の結果などでは定義上のバイアスが生じている可能性が示唆できた。とはいえ、3者間の同時点における関係性はロバストに示されたといえよう。

以上の結果をふまえると、タイにおいても、フィリピンにおいても、初期時点の不平等は、その後の経済成長や貧困緩和に対して、ネガティブな効果を持った可能性が高いことが指摘できる。本稿の導入部分において提示したように、途上国においては地域間での所得格差

が先進諸国などと比較して大きい。経済水準の低い地域にとっては、今後のキャッチアップを滞りなく成功させることは重要な政策課題だが、そのためには、現時点や過去の時点におけるその地域内の不平等が高いことは大きな問題なのである。とりわけ、初期の不平等が経済成長のみならず、貧困緩和にまで悪影響を及ぼす度合いがフィリピンにおいてより明瞭に観察されたという結果は、1980年代初頭にタイとフィリピンの経済水準は同程度だったが現在では2~3倍程度の格差があり、貧困指標のパフォーマンスが著しく異なるという事実と整合的である。ミレニアム開発目標が国連において採択され、今後の開発政策の策定において貧困緩和により一層のウェイトが高まる中で、このような分析を他国や他期間で、さらに行うことは意義深いと考えられる。

最後に本稿の課題について記しておく。経済成長と不平等、貧困の三者関係については、同時点での関係だけではなく、例えば、 $t-1$ 期から t 期にかけての消費成長率を被説明変数とし、 $t-1$ 期の不平等指標、貧困指標を説明変数とするモデルも、本稿第3節第1項などのモデルを援用して行うことは可能である。

また、貧困緩和率に与える初期時点の不平等の影響はタイとフィリピンとは異なる可能性が高いことを示したが、その理由について、より一層の考察が必要であることはいうまでもない。しかしこれにはタイやフィリピンの歴史的、制度的な側面についての議論が必要であり、それは本稿での議論の射程を超えてるものであるため、別稿に議論を譲ることにする。

参考文献

- [1] 黒崎卓 2002. 「開発のミクロ計量経済学的分析：研究展望」, 『財務総合政策研究所ディスカッション・ペーパー』 2002年6月.
- [2] 黒崎卓 2003. 「貧困の動態的分析：研究展望とパキスタンへの応用」, 『経済研究』 54(4), 10月号, pp.353-374.
- [3] 山崎幸治 1998. 「貧困の計測と貧困解消政策」, 『開発と貧困 — 貧困経済分析に向けて—』, アジア経済研究所研究叢書 487.
- [4] Aghion, P., E.Caroli. and C.Garcia-Penalosa. 1999. “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories.” *Journal of Economic Literature*, vol.37, pp.1615-1660.
- [5] Alesina,A. and D.Rodrik. 1994. “Distributive Politics and Economic Growth.” *The Quarterly Journal of Economics*, vol.109, issue 2, pp.465-490.
- [6] Arellano,M. and O.Bover. 1995. “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models.” *Journal of Econometrics*, vol.68, pp.29-52.
- [7] Arellano,M. and S.Bond. 1991. “Some tests of specification for panel data:Monte Carlo evidence and an application to employment equations.” *Review of Economic Studies*, vol.58, pp.277-297.
- [8] Baltagi,B.H. 2001.*Econometric Analysis of Panel Data: Second Edition*, John Wiley & Sons Ltd.
- [9] Basley,T. and R.Burgess. 2003. “Halving Global Poverty.” *Journal of Economic Perspective*, vol.17, No.3, pp.3-22.
- [10] Benerjee,A. and A.Newman. 1993. “Occupational Choice and the Process of Development.” *Journal of Political Economy*, vol.101.
- [11] Blundell,R. and S.Bond. 1998. “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.” *Journal of Econometrics*, vol.87, No.1, pp.115-143.
- [12] Blundell,R., S.Bond and F.Windmejer. 2000. “Estimation in dynamicpanel data models: improving on the performanze of the standard GMM estimator.”In B.Baltagi ed.,*Nonstationary Panels, Panel Conintegration and Dynamic Panels*, Elsevier Science.

- [13] Bond,S., A.Hoeffler and J.Temple. 2001. "GMM Estimation of Empirical Growth Models." *C.E.P.R. Discussion Papers*, No.3048.
- [14] Bourguignon,F. 2004. "The Poverty-Growth-Inequality Triangle." *Indian Council for Research on International Economic Relations*.
- [15] Deaton,A. 1997. *The Analysis of Household Surveys*, Johns Hopkins University Press.
- [16] Deininger,K and L.Squire. 1998. "New ways of looking at old issues : inequality and growth." *The Journal of Development Economics*, vol.57, pp.259-287.
- [17] Fields,G. 2000. *Distribution and Development*, MIT press.
- [18] Forbes,K. 2000. "A Reassessment of Relationship between Inequality and Growth." *American Economic Review*, vol.90, No.4, pp.869-887.
- [19] Galor,O. and J.Zeira. 1993. "Income Distribution and Macroeconomics." *Review of Economic Studies*, vol.60.
- [20] Ghosh,S. and S.Pal. 2004. "The Effect of Inequality on Growth:Theory and Evidence from the Indian States." *Review of Development Economics*, vol.8, No.1, pp.164-177.
- [21] Jones,C.I. 2002. *Introduction to Economic Growth. Second Edition*, W.W.Norton & Company.Inc.
- [22] Kakwani,N. 2000. "Growth and Poverty Reduction : An Empirical Analysis." *Asian Development Review*, vol.18, No.2, pp.74-84.
- [23] Li,H. and H.Zou. 1998. "Income Inequality is not Harmful for Growth : Theory and Evidence." *Review of Development Economics*, vol.2, no.3, pp.318-334.
- [24] Mckay,A. and S.Pal. 2004. "Relationships between Household Consumption and Inequality in the Indian States." *The Journal of Development Studies*,vol.40, No.5, pp.65-90.
- [25] Panizza,U. 2002. "Income Inequality and Economic Growth : Evidence from American Data." *Journal of Economic Growth*, vol.7, pp.25-41.
- [26] Partridge,M.D. 1997. "Is Inequality Harmful for Growth? Comment." *American Economic Review*, vol.87, No.5, pp.1019-1032.

- [27] Perotti,R. 1996. "Growth, Income Distribution, and Democracy:What the Data Say." *Journal of Economic Growth*,vol.1 June, pp.149-187.
- [28] Ravallion,M. 1998. "Does Aggregation Hide the Harmful Effects of Inequality on Growth?." *Economics Letters*, vol.61, no.1, pp.73-77.
- [29] Ravallion,M. and G.Datt. 1996. "How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth." *World Bank Economic Review*, vol.10, No.1, pp.1-25.
- [30] Ray,D. 1998. *Development Economics*, Princeton University Press.
- [31] Sawada,Y. 2004. "An Assessment of Philippine Performance in Reducing Poverty By Using the Millennium Development Goals as the Benchmark."it a background paper for the Philippines Poverty Assessment, the World Bank
- [32] World Bank. 2004. *World Development Indicators*, The World Bank.

表 1-1 基本統計量(タイ)

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Education	Urban	Agriculture	Over 65	Gini	Expend	Poverty	Dif Pov	Dif Exp
Education (高等教育層比率)	599	0.0748	0.0488	0.0018	0.3566	1								
Urban (都市化比率)	599	0.8772	0.1427	0	1	-0.658	1							
Agriculture (農業セクター従事者比率)	599	0.5372	0.1976	0.0074	0.9608	-0.575	0.601	1						
Over 65 (高齢者比率)	599	0.1543	0.0563	0	0.3424	-0.124	0.131	-0.186	1					
Inequality (ジニ係数)	599	0.3320	0.0442	0.2243	0.4701	0.056	0.090	0.152	-0.136	1				
Expenditure (世帯消費平均)	599	8.2910	0.2873	7.6595	9.1915	0.603	-0.544	-0.714	0.092	-0.063	1			
Poverty (貧困者比率)	590	-2.2369	1.2131	-7.5236	-0.3294	-0.523	0.522	0.739	-0.179	0.337	-0.787	1		
Dif Pov (貧困者比率の変化率)	508	-0.2553	0.7585	-3.7485	3.1989	0.055	-0.015	0.005	-0.065	-0.042	0.086	-0.260	1	
Dif Exp (消費の成長率)	523	-0.0500	0.1888	-0.7035	0.6330	0.195	-0.107	-0.139	0.104	0.153	0.438	-0.233	0.386	1

表 1-2 基本統計量(フィリピン)

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Education	Urban	Agriculture	Over 65	Gini	Expend	Poverty	Dif Pov	Dif Exp
Education (高等教育層比率)	471	0.1522	0.0690	0.0138	0.4055	1								
Urban (都市化比率)	471	0.6509	0.2241	0	1	-0.693	1							
Agriculture (農業セクター従事者比率)	471	0.5163	0.1959	0.0021	0.8529	-0.709	0.838	1						
Over 65 (高齢者比率)	471	0.1304	0.0558	0	0.3538	-0.100	0.165	-0.002	1					
Inequality (ジニ係数)	471	0.3371	0.0459	0.1742	0.5207	-0.001	0.111	0.025	0.182	1				
Expenditure (世帯消費平均)	471	10.7188	0.5853	9.2562	12.1933	0.566	-0.579	-0.514	0.002	0.052	1			
Poverty (貧困者比率)	471	-0.9292	0.7069	-3.9682	-0.1335	-0.718	0.770	0.759	0.057	0.245	-0.650	1		
Dif Pov (貧困者比率の変化率)	389	-0.0493	0.2833	-1.3893	1.3825	-0.122	0.240	0.209	-0.054	0.030	0.037	-0.011	1	
Dif Exp (消費の成長率)	389	0.2730	0.1731	-0.3422	0.9446	-0.063	-0.042	-0.017	0.081	-0.251	-0.202	0.097	-0.500	1

表 2-1 経済成長と不平等の推計結果(タイ)

Dependent variable: Dif Expenditure (消費の成長率)

No Control (基本モデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.2866	0.0274	-10.46
Inequality	-0.8215	0.1691	-4.86
全標本数			523
F テスト		F(2,520)=65.34	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.2118	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.7025	0.0346	-20.31
Inequality	-0.3203	0.1740	-1.84
F テスト		F(2,445)=224.22	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(75,445)=3.84	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.5754	0.0861	-6.68
Inequality	0.5615	0.5571	1.01
Sargan テスト		chi2(26)=45.96	
		Prob>z=0.009	
A-B テスト 1st		z=-6.41 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=-0.76 Pr>z=0.447	

Year Effect (年ダミーモデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.2436	0.0314	-7.76
Inequality	-0.9634	0.1762	-5.47
全標本数			523
F テスト		F(7,515)=32.73	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.2968	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.7709	0.0412	-18.72
Inequality	-0.4722	0.1737	-2.72
F テスト		F(7,440)=79.61	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(75,440)=3.87	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3399	0.0508	-6.69
Inequality	-2.1560	0.9196	-2.34
Sargan テスト		chi2(26)=32.57	
		Prob>z=0.038	
A-B テスト 1st		z=-8.23 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=-0.03 Pr>z=0.975	

Controls and Year Effect (全てをコントロール)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.4589	0.0504	-9.11
Inequality	-0.8928	0.1772	-5.04
Education	0.3617	0.2444	1.48
Urban	-0.0122	0.0659	-0.19
Agriculture	-0.3287	0.0643	-5.11
Over 65	-0.2207	0.1447	-1.52
全標本数			523
F テスト		F(11,511)=26.77	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.3629	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.7863	0.0458	-17.17
Inequality	-0.4953	0.1765	-2.81
Education	-0.1458	0.2483	-0.59
Urban	0.1687	0.1413	1.19
Agriculture	-0.2145	0.0834	-2.57
Over 65	-0.2029	0.1559	-1.30
F テスト		F(11,436)=51.72	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(75,436)=3.07	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3955	0.0896	-4.41
Inequality	-2.0032	1.0207	-1.96
Education	-1.8717	0.9456	-1.98
Urban	-0.6527	0.4934	-1.32
Agriculture	-0.4974	0.2891	-1.72
Over 65	-0.9923	0.6967	-1.42
Sargan テスト		chi2(26)=40.73	
		Prob>z=0.033	
A-B テスト 1st		z=-7.63 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=-0.01 Pr>z=0.991	

表 2-2 経済成長と不平等の推計結果(フィリピン)

Dependent variable: Dif Expenditure

No Control (基本モデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.0613	0.0167	-3.66
Inequality	-0.9127	0.2435	-3.75
全標本数			389
F テスト		F(2,386)=15.02	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.0990	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.0580	0.0199	-2.91
Inequality	-2.1373	0.2868	-7.45
F テスト		F(2,305)=39.88	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,305)=0.76	
		Prob>F=0.9252	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.0323	0.0006	-53.51
Inequality	-2.3838	0.7184	-3.32
Sargan テスト		chi2(13)=141.12	
		Prob>z=0.000	
A-B テスト 1st		z=-7.47	Pr>z=0.000
A-B テスト 2st		z=3.26	Pr>z=0.001

Year Effect (年ダミーモデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.0698	0.0277	-2.52
Inequality	-0.8556	0.2368	-3.61
全標本数			389
F テスト		F(5,383)=28.20	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.1880	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3326	0.0706	-4.71
Inequality	-1.6768	0.2791	-6.01
F テスト		F(5,302)=28.60	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,302)=0.99	
		Prob>F=0.5017	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.5367	0.1756	-3.06
Inequality	0.6321	0.9983	0.63
Sargan テスト		chi2(13)=19.83	
		Prob>z=0.100	
A-B テスト 1st		z=-5.23	Pr>z=0.000
A-B テスト 2st		z=0.48	Pr>z=0.629

Controls and Year Effect (全てをコントロール)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.2238	0.0507	-4.42
Inequality	-0.8773	0.2514	-3.49
Education	0.2199	0.2402	0.92
Urban	-0.1103	0.0936	-1.18
Agriculture	-0.1518	0.1046	-1.45
Over 65	0.3046	0.2235	1.36
全標本数			389
F テスト		F(9,379)=19.47	
		Prob>F=0.000	
		決定係数=0.2438	

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3931	0.0833	-4.72
Inequality	-1.6531	0.2810	-5.88
Education	0.3739	0.3338	1.12
Urban	0.1000	0.2138	0.47
Agriculture	-0.0933	0.1862	-0.50
Over 65	-0.2467	0.3359	-0.73
F テスト		F(9,298)=16.06	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,298)=0.69	
		Prob>F=0.9746	

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.5491	-0.9439	-1.64
Inequality	0.2610	1.7827	0.15
Education	3.8046	1.1697	3.25
Urban	0.3808	0.3846	0.99
Agriculture	-1.5463	0.4318	-3.58
Over 65	-1.9272	0.9706	-1.99
Sargan テスト		chi2(13)=9.70	
		Prob>z=0.718	
A-B テスト 1st		z=-3.11	Pr>z=0.002
A-B テスト 2st		z=-0.01	Pr>z=0.996

表 3-1 貧困変化と不平等の推計結果(タイ)

Dependent variable: Dif Poverty (貧困変化率)

No Control (基本モデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.1859	0.0386	-4.81
Inequality	0.8680	0.7539	1.15
全標本数			523
F テスト		F(2,505)=11.61	
Prob>F=0.000			
決定係数=0.0697			

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.5141	0.0415	-12.37
Inequality	-0.4494	0.8549	-0.53
F テスト		F(2,430)=79.37	
Prob>F=0.000			
F テスト 個別効果		F(75,430)=1.94	
Prob>F=0.000			

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.1414	0.0094	-15.04
Inequality	-0.2612	2.0886	-0.13
Sargan テスト		chi2(26)=64.54	
Prob>z=0.000			
A-B テスト 1st		z=-9.72 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=2.25 Pr>z=0.025	

Year Effect (年ダミーモデル)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.1890	0.0474	-3.99
Inequality	1.0472	0.7796	1.34
全標本数			523
F テスト		F(7,500)=10.69	
Prob>F=0.000			
決定係数=0.1287			

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.7950	0.0488	-16.29
Inequality	-0.1349	0.7890	-0.17
F テスト		F(7,425)=46.51	
Prob>F=0.000			
F テスト 個別効果		F(75,425)=3.50	
Prob>F=0.000			

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.0319	0.0036	-8.89
Inequality	4.1624	3.6199	1.15
Sargan テスト		chi2(26)=27.84	
Prob>z=0.113			
A-B テスト 1st		z=-7.41 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=2.95 Pr>z=0.003	

Controls and Year Effect (全てをコントロール)

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.4440	0.0677	-6.56
Inequality	1.9778	0.7743	2.55
Education	-0.3896	1.1955	-0.33
Urban	0.4697	0.3785	1.24
Agriculture	1.5767	0.3274	4.82
Over65	-1.2973	0.7940	-1.63
全標本数			523
F テスト		F(11,496)=11.33	
Prob>F=0.000			
決定係数=0.2231			

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.8290	0.0534	-15.53
Inequality	0.1679	0.8363	0.20
Education	0.6346	1.1639	0.55
Urban	0.9498	0.7052	1.35
Agriculture	0.4818	0.3939	1.22
Over65	-0.9250	0.7254	-1.28
F テスト		F(11,421)=30.64	
Prob>F=0.000			
F テスト 個別効果		F(75,421)=2.64	
Prob>F=0.000			

System-GMM			
	係数	標準誤差	t 値
Poverty	-0.5417	0.2176	-2.49
Inequality	-1.7044	3.0311	-0.56
Education	1.4148	4.0936	0.35
Urban	0.7126	1.1276	0.63
Agriculture	3.7700	1.2194	3.09
Over65	-2.5076	2.4001	-1.04
Sargan テスト		chi2(26)=43.35	
Prob>z=0.018			
A-B テスト 1st		z=-5.85 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=1.64 Pr>z=0.101	

表 3-2 貧困変化と不平等の推計結果(フィリピン)

Dependent variable: Dif Poverty (貧困変化率)

No Control (基本モデル)

Pooled OLS			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.0080	0.0381	-0.21
Inequality	0.2137	0.3537	0.60
全標本数		389	
F テスト		F(2,386)=0.20	
		Prob>F=0.8173	
		決定係数=0.0012	

Fixed Effect			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.5704	0.0424	-13.44
Inequality	0.3218	0.3864	0.83
F テスト		F(2,305)=90.58	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,305)=3.19	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.0979	0.0067	-14.51
Inequality	1.6915	0.8588	1.97
Sargan テスト		chi2(13)=50.43	
		Prob>z=0.000	
A-B テスト 1st		z=-7.27 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=1.88 Pr>z=0.060	

Year Effect (年ダミーモデル)

Pooled OLS			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	0.0121	0.0352	0.34
Inequality	-0.0171	0.3418	-0.05
全標本数		389	
F テスト		F(5,383)=15.96	
		Prob>F=0.0000	
		決定係数=0.1406	

Fixed Effect			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.6347	0.0444	-14.29
Inequality	0.4273	0.3569	1.20
F テスト		F(5,302)=59.86	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,302)=3.67	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.0147	0.0009	-16.45
Inequality	1.0368	0.7914	1.31
Sargan テスト		chi2(13)=10.23	
		Prob>z=0.675	
A-B テスト 1st		z=-8.15 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=3.03 Pr>z=0.002	

Controls and Year Effect (全てをコントロール)

Pooled OLS			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.2486	0.0539	-4.62
Inequality	0.7997	0.3633	2.20
Education	-0.8599	0.4749	-1.81
Urban	0.4437	0.1500	2.96
Agriculture	0.3607	0.1619	2.23
Over65	-0.6163	0.4191	-1.47
全標本数		389	
F テスト		F(9,379)=13.89	
		Prob>F=0.0000	
		決定係数=0.3032	

Fixed Effect			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.6776	0.0459	-14.77
Inequality	0.5766	0.3572	1.61
Education	-0.3730	0.4176	-0.89
Urban	-0.3737	0.2836	-1.32
Agriculture	0.6236	0.2400	2.60
Over65	0.4104	0.4404	0.93
F テスト		F(9,298)=35.19	
		Prob>F=0.000	
F テスト 個別効果		F(81,298)=2.46	
		Prob>F=0.000	

System-GMM			
係数	標準誤差	t 値	
Poverty	-0.2243	0.0385	-5.83
Inequality	2.9797	0.9251	3.22
Education	-2.0697	1.0254	-2.02
Urban	-0.5329	0.3776	-1.41
Agriculture	1.0644	0.3695	2.88
Over65	0.0317	0.8559	0.04
Sargan テスト		chi2(13)=19.21	
		Prob>z=0.117	
A-B テスト 1st		z=-7.56 Pr>z=0.000	
A-B テスト 2st		z=3.25 Pr>z=0.001	

表 4-1 貧困、経済成長、不平等の推計結果(レベル) タイ

Dependent variable: Poverty(貧困者比率の対数値)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 590
決定係数=0.6978

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-3.3385	0.1107	-30.16
Inequality	7.5863	0.5769	13.15
Constant	22.8897	0.9216	24.84

全標本数 = 590 グループ内=0.537
全グループ数 = 76 グループ間=0.831
 全体=0.697

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-3.2391	0.1372	-23.61
Inequality	6.7744	0.6702	10.11
Constant	22.3363	1.1197	19.95

F テスト 個別効果 : F(75, 512) = 3.29
Prob> F = 0.000

全標本数 = 590 グループ内=0.537
全グループ数 = 76 グループ間=0.832
 全体=0.698

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-3.2991	0.1124	-29.36
Inequality	7.1171	0.6220	11.44
Constant	22.7197	0.9417	24.13

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = 1.89
Prob > chi2 = 0.3885

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 590
決定係数=0.7364

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-3.2106	0.1188	-27.04
Inequality	6.7322	0.5823	11.56
Constant	22.2333	0.9685	22.96

全標本数 = 590 グループ内=0.652
全グループ数 = 76 グループ間=0.823
 全体=0.721

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.4421	0.1620	-15.07
Inequality	4.5552	0.6282	7.25
Constant	16.7976	1.2642	13.29

F テスト 個別効果 : F(75, 505) = 4.83
Prob> F = 0.000

全標本数 = 590 グループ内=0.648
全グループ数 = 76 グループ間=0.826
 全体=0.734

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.8855	0.1264	-22.84
Inequality	5.5473	0.5913	9.38
Constant	20.0198	1.0123	19.78

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(9) = 23.06
Prob > chi2 = 0.0061

Controls and Year Effect(全てをコントロール)

全標本数 = 590
決定係数=0.7767

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.1421	0.1697	-12.62
Inequality	6.2796	0.5620	11.17
Education	-1.1044	0.9457	-1.17
Urban	0.1526	0.3128	0.49
Agriculture	1.7689	0.2398	7.38
Over 65	-0.3066	0.5575	-0.55
Constant	12.6137	1.4916	8.46

全標本数 = 590 グループ内=0.670
全グループ数 = 76 グループ間=0.852
 全体=0.765

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.1167	0.1711	-12.37
Inequality	5.0183	0.6263	8.01
Education	-1.6816	0.8807	-1.91
Urban	0.2124	0.4804	0.44
Agriculture	1.0825	0.2991	3.62
Over 65	0.8384	0.5604	1.50
Constant	13.1019	1.4800	8.85

F テスト 個別効果 : F(75, 501) = 3.57
Prob> F = 0.000

全標本数 = 590 グループ内=0.537
全グループ数 = 76 グループ間=0.832
 全体=0.698

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.1812	0.1520	-14.35
Inequality	5.6375	0.5764	9.78
Education	-1.3937	0.8338	-1.67
Urban	0.1597	0.3398	0.47
Agriculture	1.5217	0.2394	6.36
Over 65	0.3610	0.5114	0.71
Constant	13.2237	1.3338	9.91

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(13) = 17.07
Prob > chi2 = 0.1962

表 4-2 貧困、経済成長、不平等の推計結果(レベル) フィリピン

Dependent variable: Poverty(貧困者比率の対数値)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 471
決定係数=0.4348

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.7342	0.0543	-13.53
Inequality	4.3439	0.6640	6.54
Constant	5.4763	0.4973	11.01

全標本数 = 471 グループ内=0.300
全グループ数 = 82 グループ間=0.718
 全体=0.429

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3074	0.0239	-12.88
Inequality	1.2898	0.3903	3.30
Constant	1.9305	0.2588	7.46

F テスト 個別効果 : F(81, 387) = 20.73
Prob> F = 0.000

全標本数 = 471 グループ内=0.298
全グループ数 = 82 グループ間=0.683
 全体=0.435

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3722	0.0266	-14.01
Inequality	2.0590	0.4167	4.94
Constant	2.3740	0.2943	8.07

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = -57.61

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 471
決定係数=0.8117

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.9156	0.0722	-26.54
Gini	3.4080	0.3990	8.54
Constant	17.2728	0.7102	24.32

全標本数 = 471 グループ内=0.531
全グループ数 = 82 グループ間=0.863
 全体=0.809

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.5244	0.1006	-15.15
Inequality	3.0639	0.3532	8.67
Constant	13.4723	0.9638	13.98

F テスト 個別効果 : F(81, 382) = 7.79
Prob> F = 0.000

全標本数 = 471 グループ内=0.298
全グループ数 = 82 グループ間=0.683
 全体=0.435

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.7591	0.0670	-26.25
Inequality	3.4226	0.3062	11.18
Constant	15.7008	0.6569	23.90

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(7) = 10.15
Prob > chi2 = 0.1802

Controls and Year Effect(全てをコントロール)

全標本数 = 471
決定係数=0.8522

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.3965	0.0874	-15.98
Gini	3.5411	0.3497	10.13
Education	-1.1798	0.4200	-2.81
Urban	0.6179	0.1354	4.56
Agriculture	0.0774	0.1444	0.54
Over 65	-1.5802	0.2957	-5.34
Constant	11.8787	0.9304	12.77

全標本数 = 471 グループ内=0.533
全グループ数 = 82 グループ間=0.868
 全体=0.814

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.5308	0.1141	-13.41
Inequality	3.0547	0.3546	8.61
Education	0.2977	0.4030	0.74
Urban	-0.0483	0.2533	-0.19
Agriculture	0.1810	0.2244	0.81
Over 65	-0.3215	0.3924	-0.82
Constant	13.4740	1.1361	11.86

F テスト 個別効果 : F(81, 378) = 5.10
Prob> F = 0.000

全標本数 = 471 グループ内=0.523
全グループ数 = 82 グループ間=0.900
 全体=0.846

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.5305	0.0886	-17.28
Inequality	3.2456	0.3034	10.70
Education	-0.3178	0.3433	-0.93
Urban	0.4379	0.1503	2.91
Agriculture	0.2050	0.1787	1.15
Over 65	-0.8855	0.3141	-2.82
Constant	13.1887	0.9141	14.43

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(11) = 20.13
Prob > chi2 = 0.0435

表 5-1 貧困、経済成長、不平等の推計結果(変化率) タイ

Dependent variable: Dif Poverty (貧困変化率)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 508
決定係数=0.207

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.8684	0.1894	-9.87
Dif Inequality	1.2417	0.2270	5.47
Constant	-0.1706	0.0313	-5.45

全標本数 = 508 グループ内=0.202
全グループ数 = 76 グループ間=0.255
 全体=0.207

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.8290	0.1817	-10.07
Dif Inequality	1.2767	0.2225	5.74
Constant	-0.1728	0.0330	-5.24

F テスト 個別効果 : F(75, 512) = 3.29
Prob> F = 0.000

全標本数 = 508 グループ内=0.202
全グループ数 = 76 グループ間=0.267
 全体=0.207

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.8684	0.1675	-11.15
Dif Inequality	1.2417	0.2056	6.04
Constant	-0.1706	0.0311	-5.49

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = 1.89
Prob > chi2 = 0.3885

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 508
決定係数=0.243

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.8015	0.2161	-8.34
Dif Inequality	1.2722	0.2393	5.32
Constant	-0.1598	0.0593	-2.70

全標本数 = 508 グループ内=0.240
全グループ数 = 76 グループ間=0.276
 全体=0.242

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.7576	0.1921	-9.15
Dif Inequality	1.3054	0.2242	5.82
Constant	-0.1601	0.0636	-2.52

F テスト 個別効果 : F(75, 425) = 0.27
Prob> F = 1.000

全標本数 = 508 グループ内=0.240
全グループ数 = 76 グループ間=0.295
 全体=0.243

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.8015	0.1771	-10.17
Dif Inequality	1.2722	0.2070	6.14
Constant	-0.1598	0.0597	-2.68

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(7) = 1.12
Prob > chi2 = 0.993

表 5-2 貧困、経済成長、不平等の推計結果(変化率) フィリピン

Dependent variable: Dif Poverty (貧困変化率)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 389
決定係数=0.339

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.1183	0.1075	-10.40
Dif Inequality	0.7353	0.1177	6.25
Constant	0.2467	0.0301	8.21

全標本数 = 389 グループ内=0.321
全グループ数 = 82 グループ間=0.548
 全体=0.338

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.0540	0.0880	-11.98
Dif Inequality	0.6640	0.1131	5.87
Constant	0.2301	0.0264	8.72

F テスト 個別効果 : F(81, 305) = 0.49
Prob> F = 0.999

全標本数 = 389 グループ内=0.321
全グループ数 = 82 グループ間=0.548
 全体=0.338

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.1183	0.0796	-14.05
Dif Inequality	0.7353	0.1023	7.19
Constant	0.2467	0.0241	10.23

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = 3.19
Prob > chi2 = 0.203

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 389
決定係数=0.339

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.0073	0.1154	-8.73
Dif Inequality	0.6898	0.1165	5.92
Constant	0.2365	0.0360	6.57

全標本数 = 389 グループ内=0.379
全グループ数 = 82 グループ間=0.460
 全体=0.384

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-0.9301	0.0897	-10.37
Dif Inequality	0.6126	0.1093	5.61
Constant	0.2139	0.0316	6.77

F テスト 個別効果 : F(81, 302) = 0.55
Prob> F = 0.991

全標本数 = 389 グループ内=0.378
全グループ数 = 82 グループ間=0.478
 全体=0.385

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Dif Exp	-1.0073	0.0816	-12.35
Dif Inequality	0.6898	0.0996	6.93
Constant	0.2365	0.0292	8.10

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(5) = 4.70
Prob > chi2 = 0.453

表 6-1 貧困、経済成長、不平等の推計結果(ラグ付き) タイ

Dependent variable: Poverty(貧困者比率の対数値)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 514
決定係数=0.2553

全標本数 = 514 グループ内=0.231
全グループ数 = 76 グループ間=0.806
 全体=0.548

全標本数 = 514 グループ内=0.229
全グループ数 = 76 グループ間=0.812
 全体=0.553

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.9469	0.1361	-21.65
Inequality	6.5517	0.8390	7.81
Constant	19.8066	1.1088	17.86

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.9426	0.1709	-11.37
Inequality	2.9466	0.8636	3.41
Constant	12.7085	1.3863	9.17

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.5989	0.1412	-18.41
Inequality	5.1485	0.8039	6.40
Constant	17.3953	1.1893	14.63

F テスト 個別効果 : F(75, 436) = 3.45
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = 52.78
Prob > chi2 = 0.0000

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 514
決定係数=0.5982

全標本数 = 514 グループ内=0.435
全グループ数 = 76 グループ間=0.736
 全体=0.426

全標本数 = 514 グループ内=0.391
全グループ数 = 76 グループ間=0.802
 全体=0.587

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.9092	0.1532	-18.99
Inequality	6.2827	0.8256	7.61
Constant	19.6558	1.2334	15.94

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.9638	0.1978	-4.87
Inequality	1.4365	0.7852	1.83
Constant	5.6760	1.5478	3.67

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-2.2363	0.1591	-14.05
Inequality	4.2769	0.7725	5.54
Constant	14.9251	1.2911	11.56

F テスト 個別効果 : F(75, 430) = 5.44
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(8) = 116.69
Prob > chi2 = 0.0000

Controls and Year Effect(全てをコントロール)

全標本数 = 514
決定係数=0.6613

全標本数 = 514 グループ内=0.442
全グループ数 = 76 グループ間=0.794
 全体=0.494

全標本数 = 514 グループ内=0.400
全グループ数 = 76 グループ間=0.851
 全体=0.658

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.7097	0.2391	-7.15
Inequality	5.2969	0.7630	6.94
Education	0.1161	1.3186	0.09
Urban	0.5174	0.3867	1.34
Agriculture	2.1190	0.2987	7.09
Over 65	-1.2104	0.7549	-1.60
Constant	8.6347	2.0208	4.27

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.9192	0.2158	-4.26
Inequality	1.4719	0.8013	1.84
Education	0.7664	1.1714	0.65
Urban	-0.2005	0.7120	-0.28
Agriculture	0.6376	0.3802	1.68
Over 65	-0.8336	0.7086	-1.18
Constant	5.1462	1.9251	2.67

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.5061	0.1980	-7.61
Inequality	4.0672	0.7550	5.39
Education	0.4377	1.1666	0.38
Urban	0.6294	0.4467	1.41
Agriculture	1.8653	0.3034	6.15
Over 65	-0.9539	0.6688	-1.43
Constant	7.4164	1.7492	4.24

F テスト 個別効果 : F(75, 426) = 3.78
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(12) = 64.03
Prob > chi2 = 0.0000

表 6-2 貧困、経済成長、不平等の推計結果(ラグ付き) フィリピン

Dependent variable: Poverty(貧困者比率の対数値)

No Control(基本モデル)

全標本数 = 389
決定係数=0.4202

全標本数 = 389 グループ内=0.241
全グループ数 = 82 グループ間=0.629
 全体=0.420

全標本数 = 389 グループ内=0.241
全グループ数 = 82 グループ間=0.609
 全体=0.420

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.8379	0.0676	-12.40
Inequality	4.3834	0.7003	6.26
Constant	6.4301	0.6407	10.04

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.2736	0.0279	-9.80
Inequality	1.3610	0.4021	3.38
Constant	1.4755	0.2929	5.04

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.3380	0.0309	-10.94
Inequality	1.9433	0.4337	4.48
Constant	1.9719	0.3312	5.95

F テスト 個別効果 : F(81, 305) = 23.62
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(2) = -33.86

Year Effect(年ダミーモデル)

全標本数 = 389
決定係数=0.7530

全標本数 = 389 グループ内=0.352
全グループ数 = 82 グループ間=0.820
 全体=0.689

全標本数 = 389 グループ内=0.314
全グループ数 = 82 グループ間=0.826
 全体=0.749

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.9419	0.0901	-21.55
Inequality	3.5043	0.4856	7.22
Constant	17.4697	0.8953	19.51

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.7117	0.1174	-6.06
Inequality	1.7763	0.4121	4.31
Constant	5.7337	1.1230	5.11

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.4575	0.0854	-17.06
Inequality	3.0718	0.3888	7.90
Constant	12.7667	0.8343	15.30

F テスト 個別効果 : F(81, 301) = 9.77
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(6) = 80.93
Prob > chi2 = 0.0000

Controls and Year Effect(全てをコントロール)

全標本数 = 389
決定係数=0.8361

全標本数 = 389 グループ内=0.368
全グループ数 = 82 グループ間=0.816
 全体=0.681

全標本数 = 389 グループ内=0.319
全グループ数 = 82 グループ間=0.874
 全体=0.829

Pooled OLS			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-1.1156	0.1041	-10.72
Inequality	3.4499	0.3990	8.65
Education	-1.5267	0.5782	-2.64
Urban	0.9103	0.1711	5.32
Agriculture	0.3341	0.1878	1.78
Over 65	-1.7758	0.4859	-3.65
Constant	8.7791	1.0962	8.01

Fixed Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.5743	0.1333	-4.31
Inequality	1.6651	0.4122	4.04
Education	-0.0665	0.4647	-0.14
Urban	-0.3864	0.2986	-1.29
Agriculture	0.6353	0.2598	2.45
Over 65	0.2964	0.4681	0.63
Constant	4.2979	1.3237	3.25

Random Effect			
	係数	標準誤差	t 値
Expenditure	-0.9993	0.1060	-9.43
Inequality	2.6955	0.3662	7.36
Education	-0.7259	0.4085	-1.78
Urban	0.7583	0.1809	4.19
Agriculture	0.6212	0.2143	2.90
Over 65	-0.6589	0.3853	-1.71
Constant	7.5876	1.0928	6.94

F テスト 個別効果 : F(81, 297) = 5.38
Prob> F = 0.000

Hausman テスト
Ho:個別効果はランダムか
chi2(10) = 78.02
Prob > chi2 = 0.0000