タイ・フィリピンにおける消費の不平等変化*

——家計調査データを用いた学歴別・居住地域別年齢効果の検証——

栗　田　匡　相

1　はじめに

階層間の所得変化を分析，解明することは長らく開発経済学の主要な論点となっており，古くは，Lewis（1954）やHarris and Todarro（1970）などが，セクター間での所得格差の変化を説明する有効な静学モデルを提供した．1990年代に入ると，Banerjee and Newman（1993），Galor and Zeira（1993），Ljungqvist（1993）等の研究等が，学歴階層，あるいは職業階層間によって信用制約や遺産分配などの状況が異なるため，結果として，社会全体の不平等が時間とともに解消されず，永続する場合が起こり得ることを理論的に提示している[1)]．これらの研究では，不平等が永続してしまう理由を信用制約と投資の不可分性に求めている．分割不可能な投資とは，ある一定水準以上の投資を一度に行わない限り，その投資による収益が一切得られないことを示すが，先行研究の中ではそれを教育への投資や新規事業を起業するための投資として捉えている．発展途上国の貧しい家計では，投資資金の持ち合わせはなく，また通常借り入れのための担保となるような資産も持たないため，教育や起業のための投資を行うことは出来ない．したがって，子供に教育を与えれば将来に利益が見込めることがたとえ分かっていても，資金を借り入れて投資を行うことは不可能なのである．しかし，ある一定以上の資産水準がある裕福な世帯においては，教育投資や起業投資を行うことが可能である．結果として，貧困な世帯は，収入を高める機会を逸し続けるため，子供の代，孫の代になっても貧困状態に置かれ続ける．しかしその一方で裕福な世帯は子供に教育を与え，収入増加の機会を手に入れ続けるため，将来

世代の生活もまた裕福になる．こうして，不平等が将来世代においても持続してしまう，というわけである．また，Fafchamps（2001）で議論されている不平等とリスクの議論も示唆に富む．途上国経済において，貯蓄は将来のリスクに備えるための予備的貯蓄として語られることが多い．しかしこの予備的貯蓄動機が強く働くような経済とは，すなわちリスクが高く，それを回避するための信用市場が存在していない状況を示している．こうして上記の Benerjee and Newman（1993）らの研究と同様に，所得格差の永続化が生じてしまうのである．本稿の分析対象であるタイとフィリピンにおける学歴階層間の所得・消費格差を示したのが表1だが，これを見ると両国とも1980年代後半以降学歴階層間の格差が解消されずに維持し続けている状況が伺える．

表1　タイ，フィリピンの消費額推移

タイ　（各年度の低学歴層を1とした数値）

	1986	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002
低学歴層	1	1	1	1	1	1	1	1	1
中・高学歴層	1.530	1.791	1.668	1.776	1.555	1.538	1.536	1.640	1.571
全体	1.125	1.145	1.155	1.194	1.148	1.157	1.182	1.230	1.223

フィリピン　（各年度の低学歴層を1とした数値）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000
低学歴層	1	1	1	1	1	1
中・高学歴層	1.798	1.792	1.845	1.848	1.849	1.838
全体	1.334	1.362	1.401	1.408	1.416	1.459

タイ　（各学歴層の1986年の値を1とした各年度の数値）

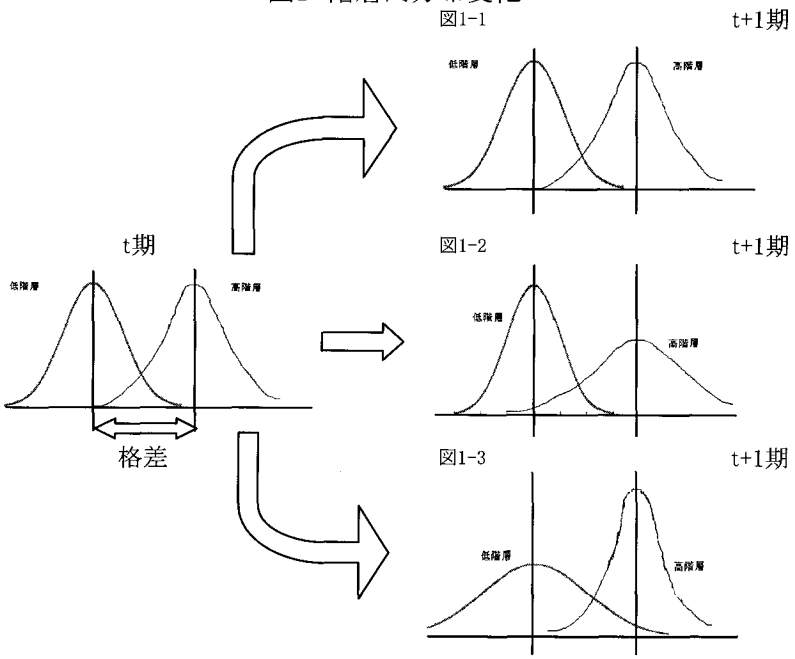
	1986	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002
低学歴層	1	0.844	1.073	1.106	1.214	1.279	1.224	1.097	1.194
中・高学歴層	1	0.988	1.169	1.284	1.233	1.285	1.229	1.176	1.225
全体	1	0.860	1.101	1.174	1.239	1.316	1.286	1.200	1.298

フィリピン　（各学歴層の1985年の値を1とした各年度の数値）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000
低学歴層	1	1.070	1.082	1.105	1.131	1.175
中・高学歴層	1	1.066	1.110	1.136	1.164	1.201
全体	1	1.092	1.136	1.166	1.201	1.285

注）数値は全て実質化した後に計算してある．

図1　階層内分布変化



しかし，図1を見ると階層間格差が持続していても，階層内での分布変化には様々なパターンがあることがわかる．例えば，図1－1のケースでは，階層間格差は維持し，階層内の分布も変化しないというケースであるのに対して，図1－2のケースでは，階層間格差が維持しつつも，低階層の分布は平均周りに収束，高階層では分布が広がるという階層内での分布変化が同時に生じている．逆に図1－3のケースでは，低階層で分布が広がり，高階層で分布が収束している．この他のケースについても多数考えることが出来るが，要は階層間格差が持続していても，階層内の分布の変化が異なれば得られるインプリケーションは全く異なるということである．

このような階層内の分布変化に着目した先行研究としては，分布の極化，あるいは階層分化（Polarization）といった現象に着目したQuah (1993), (1996),

Duclos, Esteban and Ray（2003）などがあり，近年では開発経済学のトピックとして主に理論面での研究が盛んに行われている．しかしどのような原因で階層分化が生じるのか，あるいは階層内の分布の変化はどのような要因によって変化するのかといった点に関しては，十分な議論が行われていないのが現状である．とりわけ実証分析によるサポートはほとんどされていない．ただし，先に述べたBanerjee and Newman（1993）らの理論研究等から信用制約やリスクといった生活，市場環境等の違いが階層内分布の変化に影響することはわかっている．よって，それらの影響を考慮し，階層内分布の変化を定量的に分析する研究が求められていると考えられる．そこで本稿では，タイの家計調査であるHousehold 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）のマイクロデータを用い，1980年代から2000年にかけての階層内消費不平等データを作成し，どのような階層内変化が生じていたのかを明らかにしていく．具体的な分析モデルは，コーホート・年齢ダミー変数モデルを用い，そこで得られる年齢効果の推定値の推移を追うことによって，階層内分布の変化を議論する．

年齢効果とは，例えば，1960年生まれの人間が皆1980年（つまりは20歳の時から）から働き始めたとする．しかしそれぞれの個人を取り巻く労働環境は異なるために，年をとるに連れて，同じ1960年生まれである人々の所得・消費の不平等は拡大するだろう．すなわち，同一コーホート内の不平等度は，年齢を経るに連れて，それまでの健康状態，若年期の人的資本形成の機会，雇用形態，家族関係，人的ネットワークの有無，運・不運といった個人毎に異なる要素を強く反映し，増加するのである．無論，これらの要素のいくつかは保険市場によってリスク回避することが出来るが，全ての要素について保険市場が機能するという完備市場の想定は，とりわけ途上国においては非現実的である．保険やリスク回避できなかった要素が年齢を経る毎に積み重ねられる結果，高齢になればなるほど所得・消費のばらつきは大きくなると予想される．その効果を表したのが年齢効果である．　このため，推定された年齢効果の変化が仮に低階層では少なく，高階層において大きければ，先の図1－2のような変化が生じている可能性がある．逆に

低階層で大きく，高階層で少なければ図1－3のような変化が生じている可能性がある．

このように年齢効果の変化を議論することは，その集団内の分布変化の議論を行うことでもある．コーホート・年齢ダミーモデルを用いた先行研究であるDeaton and Paxson（1994）や大竹・齊藤（1996）では，イギリス，アメリカ，台湾，そして日本の家計調査データを用いて，消費・所得の不平等に関する分析をおこなっている．結果は，どの国も年齢を経るにしたがって不平等が拡大していくことが観察されただけではなく，その変化が国によって異なっていることも判明した．例えば，アメリカやイギリスは20代後半というライフ・サイクルの早い時点から不平等が高まっているのに対して，日本や台湾では40歳以上から急激に不平等化が進むことが示されている[2)]．この結果は，保険市場の機能や高齢化の程度，労働環境などが，それぞれの国ごとで異なっているため，その影響を反映していると考えられる．

しかし，先行研究で検討されている国家間の違いというだけではなく，一国内においても途上国では一般的に農村と都市の間に，数倍にもなる所得・消費格差が存在したり，あるいは低学歴階層と高学歴階層で賃金や労働条件といった面で大きな格差が観察される．よって直面する生活環境，労働環境などは，居住地方の別や学歴別に異なり，年齢効果の変化はそれらの階層別に異なる可能性が高い．例えば，階層別に直面するリスクが異なるケースや，あるいはリスクがたとえ共通のものであったとしても，それを回避するための保険市場，信用市場へのアクセス等が階層別に異なるケース，さらには参入可能な労働市場が階層別に異なるケースなどが考えられる．そこで，本稿の分析ではこれらの先行研究をふまえ，階層として学歴の高低による階層と居住地域による階層別に分類して分析を行っていく．より具体的には，階層別に各国の家計調査データを分類した後に，その各データから生年別のコーホートデータ[3)]を作成し，年齢効果の推移を検討する．仮に，例えば低学歴層と高学歴層の間で異なる年齢効果が推定されれば，生活環境，労働環境，信用制約の有無などが階層毎に異なる可能性を示すことになる．そしてそれらの大小等を比較検討し，図1で示したような変化がどのように生じ

ているのかを検討していく．

本稿の構成は，まず，第2節で本稿で用いられるコーホート・年齢ダミーモデルの解説とSES，FIESの解説を行い，第3節では推定結果の提示と解説を行う．第4節では推定結果の考察を行い，そして最終節で本稿のまとめを行う．

2　コーホート・年齢ダミーモデルとデータ

第二節では，先行研究のレビューとして，分析に用いられるコーホート・年齢ダミーモデルの解説，分析に用いるSES，FIESデータの解説を行う．

2-1　コーホート・年齢ダミーモデル

Deaton and Paxson（1994）では，恒常所得仮説のもと，消費の不平等が年齢を経るに連れて拡大していくことを示した．

世帯の効用関数が時間に関して加法分離可能かつ2次関数であり，利子率が一定，かつ時間選好率と利子率（$=r$）が等しいという想定の下では，消費はランダム・ウォークすることが知られている[4]．つまり

$$E_t(C_{t+1})=C_t \tag{1}$$

あるいは，

$$c_{t+1}=c_t+u_{t+1} \tag{2}$$

のように表現できる．また世帯の資産は以下のように表現できる．

$$A_t=(1+r)(A_{t-1}+y_{t-1}-c_{t-1}) \tag{3}$$

ここで，Aは世帯の資産，yは所得，cが消費を表し，下付のtは時間を表している．さて(3)式は以下のような変形が可能である．

$$\sum_{t=1}^{T}\frac{c_t}{(1+r)^t}=A_1+\sum_{t=1}^{T}\frac{y_t}{(1+r)^t} \tag{4}$$

ここで，人生の終末期，つまり死期をTとすると，t期からT期までの消費計画は(4)式を以下のように変形することで求められる．

$$\sum_{k=0}^{T-t}\frac{c_{t+k}}{(1+r)^k}=A_t+\sum_{k=0}^{T-t}\frac{y_{t+k}}{(1+r)^k} \tag{5}$$

ここで，T が無限大であると仮定し[5]，(5)式の期待値をとると，(1)式の条件より

$$c_t=\frac{r}{1+r}A_t+\frac{r}{1+r}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^k}(E_t)y_{t+k} \tag{6}$$

ここで，(6)式と(3)式より，

$$c_t=r(A_{t-1}+y_{t-1}-c_{t-1})+\frac{r}{1+r}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^k}(E_t)y_{t+k} \tag{7}$$

となる．また，(6)式を $t-1$ 期について表し，両辺に $(1+r)$ を乗じ，そして所得のタームを変形すると以下のように表記できる．

$$(1+r)c_{t-1}=rA_{t-1}+ry_{t-1}+\frac{r}{1+r}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^k}(E_{t-1})y_{t+k} \tag{8}$$

(7)式から(8)式を引くと，以下のような消費の流列が示される．

$$\Delta c_t=\frac{r}{1+r}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^k}(E_t-E_{t-1})y_{t+k} \tag{9}$$

また，世帯 i の t 期における所得を y_{it} とすると，

$$y_{it}=\mu_i+w_t+z_{it} \tag{10}$$

と書ける．ここで μ は，ある世帯の期間を通じての所得平均値，w はマクロショック要因，z は各世帯に固有なショック要因を表し，下付の i は各世帯を表している．マクロショックを表す w が時間に関して i.i.d. であるとき，(9)と(10)式から，

$$c_{it}=c_{it-1}+\frac{r}{1+r}(w_t+z_{it}) \tag{11}$$

が成り立つ．ここで，世帯に固有なショックが，一期前の消費と直行していれば，消費の分散は以下のように分解できる．

$$\mathrm{var}_t(c)=\mathrm{var}_{t-1}(c)+\frac{\sigma_z^2r^2}{(1+r)^2}=\mathrm{var}_0(c)+\frac{\sigma_z^2r^2}{(1+r)^2}t \tag{12}$$

(12)式の右辺第一項は，$t=0$ つまりは，生年時における消費のばらつきを示しており，いわゆるコーホート効果に対応している．また，第二項目は，年齢効果を示しており，世帯に固有なショックが年々積み重ねられることで，同一コー

ホート内の不平等度が高まることを示している[6]．

Deaton and Paxson（1994），大竹・齊藤（1996）等で使用されているコーホート年齢ダミー変数モデルとは，(12)式を以下のような実証モデルに変形させたものである．

$$Inequality_i(k+l)=\sum_{l=1}^{L}\alpha_l age_{li}+\sum_{k=1}^{K}\beta_k cohort_{ki}+\varepsilon_i \qquad (13)$$

添え字iは年齢とコーホートによって分割されたセルにそれぞれ対応している．ここで年齢というのは，世帯主の年齢を指す．世帯主の年齢や学歴で，世帯の指標を代替するという問題については，Deaton（1997），Deaton and Paxson（1994）などでも言及されている．とりわけ，世帯主が高齢になり，子息等に扶養されているケースなどでは，息子と父親のどちらが世帯主なのかを定義することは困難であるし，高齢夫婦だけで生活する世帯と同居世帯を同様に扱ってしまっているという問題もある．それ故に，理論モデルから導かれるインプリケーションは世帯行動を議論するものであるが，世帯構成の影響を取り除くために一人あたり消費のデータを用いた分析も試みた．一人あたり消費のデータは，世帯人数で除した世帯内平均値データであるため，世帯構成員それぞれに一人あたり消費データが算出される．しかし，その数値は同一世帯内では同値であるため，本稿では，世帯構成員データのSubset Sumpleのみ（つまり世帯主のケース）を分析していると考えられる．$Inequality_i(k+l)$はそれぞれの年齢・コーホートセルに属する個人の消費データから計算された不平等指標である．ここでage_{li}は年齢ダミー変数である．もし，当該者がl歳であれば，age_{li}は1，それ以外の年齢であれば年齢ダミー変数は0となる．また同様に$cohort_{ki}$はコーホート・ダミー変数である．もし当該者がk年生まれであれば，$cohort_{ki}$は1，それ以外の年に産まれたのであれば，コーホートダミー変数は0になる．パラメーターのαは積み重ねられた年齢効果を，βはコーホート効果をそれぞれ示している．

なお，Deaton and Paxson（1994）や大竹・齊藤（1996）等では，不平等の指標として対数分散を用いているが，本稿では最近の研究であるDeaton, Gourinchas and Paxson（2000）に倣い，ジニ係数を不平等の指標として用いること

にする[7]．また，厳密にはこれらのモデルから導出される実証的なインプリケーションは，消費支出にのみ妥当するため，本稿では消費に関しての分析のみを行う[8]．

2－2　データについて

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[9]．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SESデータの1986，1988，1990，1992，1994，1996，1998，2000，2002年の16年間，9時点分のマイクロデータをもとに，世帯主の年齢（2歳刻み）と世帯主の学歴（2段階：初等教育修了以下の学歴と中等教育以上の学歴[10]）によって，学歴水準別の消費ジニコーホートデータを作成した．地域別の消費ジニコーホートデータに関しては，年齢区分に関しては学歴水準別データ同様に2歳刻みで区切り，さらに都市地域と農村地域居住の別によってデータを作成している[11]．

年齢を2歳刻みにしたのは，1歳刻みにするとそれぞれのコーホートデータ内に含まれるサンプル数が少なくなってしまうこと[12]，また使用するデータが隔年データとなっている事などによる．また，17歳以下と70歳以上のデータはサンプルが極端に少なくなるため，本稿の分析からは除去してある．

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，世帯消費等のデータが収集されている．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15年，6時点分のマイクロデータをもとに，世帯主の年齢（3歳刻み），

世帯主の学歴（2段階：初等教育修了以下の学歴と中等教育以上の学歴）によって，学歴水準別の消費ジニコーホートデータを作成した．なお，年齢を3歳刻みにしたのは，タイと同様の理由による．また，16歳以下と77歳以上のデータはサンプルが極端に少なくなるため，本稿の分析からは除去してある．地域別の消費ジニコーホートデータに関してもタイと同様に都市地域と農村地域居住の別で作成している．

なお，使用したコーホートデータについての解説は，付表を参照されたい．

3　実証結果

3－1　年齢効果の推定結果

本節では年齢効果の推定結果について，全体，学歴階層別，居住地域別の3つの消費ジニコーホートデータ別に概観し，その考察を行う．分析に際して，世帯消費ジニのみならず，世帯人員数の影響を取り除くために，それを世帯人数で除した一人当たり消費のジニ係数についても年齢効果の推定を行っている．なお本節では，(13)式のαの値が，ある基準年齢のαの値と比較して，年齢を経ることによって，各年齢の不平等度に与える年齢効果がどのように変化をするのかを図にプロットする．よって本節で解説していく図で表されている折れ線は，得られた回帰係数α（年齢効果）を，それぞれ年齢ダミー順にプロットしたものである[13]．また実証結果はまとめて表2－1，2－2に示した．

表2-1 タイ実証結果

	全体				低学歴				高学歴				農村				都市			
	世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
20歳ダミー	0.0104	0.98	0.0162	1.40	-0.0233	-1.05	0.1008	4.49	0.0132	0.68	0.0098	0.62	0.0207	1.49	0.0510	3.93	0.0126	0.75	-0.0028	-0.22
22歳ダミー	0.0116	1.06	0.0581	4.91	-0.0379	-2.14	0.1051	5.84	0.0070	0.35	0.0496	3.06	0.0276	1.93	0.0721	5.42	0.0072	0.42	0.0145	1.14
24歳ダミー	0.0191	1.70	0.0742	6.14	-0.0167	-1.00	0.1374	8.15	0.0099	0.49	0.0635	3.83	0.0454	3.11	0.0960	7.06	-0.0028	-0.16	0.0228	1.75
26歳ダミー	0.0241	2.11	0.0725	5.87	0.0016	0.10	0.1338	8.07	0.0216	1.05	0.0636	3.75	0.0475	3.18	0.0713	5.13	0.0076	0.43	0.0271	2.04
28歳ダミー	0.0268	2.29	0.0682	5.40	-0.0074	-0.47	0.1161	7.28	0.0206	0.97	0.0655	3.78	0.0503	3.30	0.0681	4.79	0.0054	0.29	0.0135	0.99
30歳ダミー	0.0262	2.18	0.0615	4.74	-0.0012	-0.08	0.1163	7.41	0.0284	1.31	0.0642	3.62	0.0394	2.52	0.0464	3.18	0.0124	0.66	0.0237	1.71
32歳ダミー	0.0224	1.82	0.0543	4.09	-0.0232	-1.52	0.0943	6.09	0.0176	0.79	0.0626	3.44	0.0382	2.38	0.0432	2.89	0.0162	0.84	0.0176	1.24
34歳ダミー	0.0281	2.22	0.0479	3.51	-0.0112	-0.74	0.0861	5.63	0.0352	1.54	0.0588	3.15	0.0333	2.02	0.0355	2.31	0.0404	2.04	0.0194	1.33
36歳ダミー	0.0387	2.94	0.0425	3.03	-0.0274	-1.82	0.0797	5.23	0.0438	1.86	0.0635	3.31	0.0423	2.50	0.0254	1.61	0.0455	2.24	0.0244	1.62
38歳ダミー	0.0255	1.91	0.0274	1.91	-0.0202	-1.36	0.0698	4.63	0.0243	1.01	0.0528	2.69	0.0368	2.12	0.0229	1.42	0.0308	1.48	0.0147	0.96
40歳ダミー	0.0326	2.40	0.0175	1.19	-0.0261	-1.78	0.0581	3.91	0.0353	1.44	0.0461	2.29	0.0361	2.04	0.0138	0.84	0.0443	2.09	0.0130	0.82
42歳ダミー	0.0305	2.20	0.0118	0.79	-0.0209	-1.44	0.0616	4.20	0.0362	1.44	0.0497	2.42	0.0347	1.92	0.0083	0.49	0.0554	2.56	0.0135	0.84
44歳ダミー	0.0321	2.27	0.0005	0.04	-0.0180	-1.26	0.0580	4.01	0.0423	1.65	0.0446	2.13	0.0264	1.43	-0.0066	-0.38	0.0448	2.03	-0.0022	-0.13
46歳ダミー	0.0368	2.55	0.0009	0.06	-0.0248	-1.76	0.0406	2.85	0.0520	1.99	0.0483	2.26	0.0398	2.11	0.0067	0.38	0.0650	2.88	0.0129	0.77
48歳ダミー	0.0518	3.52	0.0030	0.19	-0.0261	-1.88	0.0381	2.71	0.0727	2.73	0.0612	2.81	0.0392	2.05	0.0002	0.01	0.0767	3.34	0.0212	1.24
50歳ダミー	0.0488	3.25	-0.0148	-0.91	-0.0071	-0.52	0.0500	3.61	0.0728	2.69	0.0469	2.11	0.0408	2.09	0.0016	0.09	0.0878	3.75	0.0150	0.87
52歳ダミー	0.0601	3.94	-0.0054	-0.33	-0.0136	-1.02	0.0385	2.83	0.0621	2.25	0.0621	2.75	0.0440	2.21	-0.0053	-0.28	0.0790	3.32	0.0193	1.09
54歳ダミー	0.0565	3.64	-0.0166	-0.99	-0.0012	-0.09	0.0431	3.24	0.0461	1.65	0.0311	1.35	0.0447	2.21	-0.0029	-0.16	0.0919	3.79	0.0066	0.37
56歳ダミー	0.0599	3.80	-0.0234	-1.38	-0.0060	-0.46	0.0391	3.00	0.0848	2.98	0.0682	2.92	0.0340	1.66	-0.0173	-0.91	0.1057	4.29	0.0194	1.06
58歳ダミー	0.0725	4.52	-0.0396	-2.29	-0.0074	-0.58	0.0326	2.55	0.0964	3.33	0.0660	2.79	0.0459	2.20	-0.0284	-1.46	0.1173	4.68	0.0209	1.13
60歳ダミー	0.0602	3.70	-0.0553	-3.15	0.0023	0.19	0.0196	1.57	0.0860	2.92	0.0692	2.87	0.0384	1.81	-0.0368	-1.86	0.1303	5.12	0.0256	1.36
62歳ダミー	0.0783	4.74	-0.0468	-2.62	-0.0048	-0.40	0.0100	0.81	0.1022	3.42	0.0776	3.18	0.0540	2.51	-0.0250	-1.25	0.1096	4.24	0.0282	1.47
64歳ダミー	0.0677	4.03	-0.0646	-3.57	0.0011	0.09	0.0101	0.83	0.1195	3.94	0.0950	3.82	0.0409	1.87	-0.0456	-2.24	0.1247	4.75	0.0321	1.65
66歳ダミー	0.0769	4.50	-0.0748	-4.06	-0.0019	-0.16	0.0026	0.22	0.1182	3.83	0.0465	1.84	0.0390	1.75	-0.0613	-2.96	0.1290	4.83	0.0192	0.97
68歳ダミー	0.0870	4.99	-0.0795	-4.22	0.0036	0.31	0.0013	0.11	0.1297	4.11	0.0644	2.49	0.0416	1.83	-0.0602	-2.84	0.1547	5.67	0.0214	1.06
1982年生	-0.0185	-0.68	0.0748	2.53	(dropped)		(dropped)		-0.0181	-0.37	0.0774	1.91	0.0007	0.02	0.0835	2.51	-0.0224	-0.52	0.0601	1.90
1980年生	0.0078	0.30	0.0382	1.36	(dropped)		(dropped)		0.0053	0.11	0.0417	1.08	0.0746	2.20	0.0529	1.67	-0.0107	-0.26	0.0339	1.12
1978年生	0.0380	1.49	0.0580	2.12	-0.1365	-3.61	-0.1840	-4.80	0.0402	0.87	0.0606	1.61	0.0690	2.08	0.0681	2.21	0.0300	0.76	0.0314	1.07
1976年生	0.0224	0.89	0.0596	2.20	-0.1362	-4.32	-0.2470	-7.73	0.0238	0.53	0.0593	1.60	0.0370	1.13	0.0629	2.73	0.0163	0.42	0.0178	0.61
1974年生	0.0153	0.62	0.0730	2.73	-0.1591	-5.22	-0.1875	-6.07	0.0193	0.43	0.0773	2.11	0.0294	0.91	0.0765	2.54	0.0062	0.16	0.0281	0.98
1972年生	0.0301	1.22	0.0786	2.96	-0.1149	-3.89	-0.2367	-7.91	0.0334	0.75	0.0792	2.17	0.0336	1.05	0.0777	2.60	0.0195	0.51	0.0357	1.25
1970年生	0.0421	1.71	0.1030	3.89	-0.1146	-4.06	-0.2200	-7.69	0.0430	0.97	0.0985	2.71	0.0550	1.72	0.0954	3.20	0.0261	0.68	0.0462	1.63
1968年生	0.0468	1.91	0.1159	4.39	-0.1076	-3.73	-0.2022	-6.92	0.0480	1.09	0.1069	2.95	0.0378	1.19	0.0869	2.92	0.0338	0.88	0.0665	2.35
1966年生	0.0582	2.34	0.1170	4.36	-0.0988	-3.44	-0.1960	-6.74	0.0582	1.29	0.0934	2.54	0.0438	1.35	0.0786	2.60	0.0513	1.32	0.0700	2.43
1964年生	0.0526	2.10	0.1128	4.18	-0.0959	-3.25	-0.1842	-6.35	0.0447	0.99	0.0809	2.19	0.0492	1.51	0.0927	3.05	0.0369	0.94	0.0727	2.51
1962年生	0.0564	2.24	0.1174	4.32	-0.0983	-3.45	-0.1896	-6.56	0.0503	1.11	0.0795	2.14	0.0552	1.68	0.0936	3.07	0.0395	1.01	0.0744	2.55
1960年生	0.0750	2.96	0.1274	4.67	-0.0732	-2.58	-0.1789	-6.21	0.0625	1.37	0.0842	2.25	0.0611	1.85	0.0951	3.09	0.0525	1.33	0.0787	2.68
1958年生	0.0661	2.60	0.1280	4.66	-0.0786	-2.78	-0.1798	-6.27	0.0512	1.11	0.0775	2.06	0.0642	1.93	0.0955	3.09	0.0372	0.94	0.0816	2.77
1956年生	0.0787	3.07	0.1361	4.92	-0.0532	-1.88	-0.1656	-5.79	0.0525	1.13	0.0692	1.83	0.0728	2.18	0.0999	3.21	0.0432	1.08	0.0674	2.27
1954年生	0.0752	2.92	0.1397	5.02	-0.0438	-1.56	-0.1580	-5.54	0.0355	0.76	0.0612	1.60	0.0713	2.12	0.1019	3.26	0.0369	0.92	0.0728	2.44
1952年生	0.0735	2.83	0.1498	5.35	-0.0512	-1.82	-0.1518	-5.34	0.0429	0.92	0.0611	1.59	0.0662	1.96	0.1001	3.18	0.0264	0.65	0.0732	2.44
1950年生	0.0723	2.77	0.1553	5.52	-0.0436	-1.56	-0.1399	-4.94	0.0249	0.53	0.0553	1.43	0.0678	1.99	0.1106	3.49	0.0304	0.75	0.0752	2.49
1948年生	0.0713	2.72	0.1572	5.55	-0.0434	-1.56	-0.1476	-5.23	0.0376	0.79	0.0715	1.84	0.0559	1.63	0.0920	2.89	0.0204	0.50	0.0834	2.74
1946年生	0.0603	2.28	0.1596	5.60	-0.0455	-1.64	-0.1400	-4.98	0.0177	0.37	0.0597	1.53	0.0633	1.84	0.1110	3.47	0.0143	0.35	0.0751	2.46
1944年生	0.0714	2.69	0.1741	6.08	-0.0249	-0.90	-0.1258	-4.50	0.0197	0.41	0.0596	1.52	0.0758	2.19	0.1171	3.64	0.0104	0.25	0.0774	2.52
1942年生	0.0748	2.80	0.1810	6.28	-0.0235	-0.85	-0.1262	-4.53	0.0322	0.67	0.0774	1.96	0.0805	2.32	0.1177	3.63	0.0063	0.15	0.0790	2.56
1940年生	0.0738	2.75	0.1851	6.39	-0.0239	-0.87	-0.1200	-4.33	0.0089	0.18	0.0490	1.23	0.0768	2.19	0.1186	3.64	0.0151	0.36	0.0776	2.50
1938年生	0.0603	2.23	0.1904	6.54	-0.0266	-0.97	-0.1077	-3.90	-0.0028	-0.06	0.0389	0.98	0.0856	2.43	0.1285	3.92	-0.0150	-0.36	0.0805	2.58
1936年生	0.0680	2.50	0.1942	6.63	-0.0176	-0.65	-0.0982	-3.57	-0.0056	-0.11	0.0182	0.45	0.0875	2.48	0.1299	3.94	-0.0135	-0.32	0.0697	2.22
1934年生	0.0620	2.27	0.1959	6.65	-0.0193	-0.72	-0.1086	-4.00	-0.0073	-0.15	0.0400	0.99	0.0823	2.31	0.1238	3.74	-0.0060	-0.14	0.0870	2.75
1932年生	0.0502	1.82	0.2020	6.80	-0.0371	-1.38	-0.1056	-3.88	0.0213	0.43	0.0502	1.23	0.0716	2.00	0.1351	4.04	0.0193	0.45	0.0830	2.61
1930年生	0.0387	1.39	0.1957	6.53	-0.0459	-1.70	-0.1106	-4.04	0.0049	0.10	0.0546	1.33	0.0652	1.80	0.1331	3.95	-0.0254	-0.58	0.0806	2.51
1928年生	0.0445	1.58	0.2130	7.02	-0.0408	-1.50	-0.0995	-3.61	0.0272	0.54	0.0771	1.86	0.0767	2.09	0.1385	4.06	-0.0037	-0.09	0.0848	2.61
1926年生	0.0539	1.89	0.2167	7.05	-0.0296	-1.08	-0.0973	-3.50	-0.0003	-0.01	0.0623	1.48	0.0758	2.04	0.1490	4.31	-0.0121	-0.27	0.0817	2.48
1924年生	0.0571	1.96	0.2354	7.51	-0.0214	-0.77	-0.0935	-3.30	0.0001	0.00	0.0731	1.70	0.0766	2.02	0.1473	4.18	0.0232	0.73	0.1101	3.27
1922年生	0.0373	1.25	0.2362	7.32	-0.0373	-1.30	-0.0911	-3.14	-0.0322	-0.60	0.1016	2.30	0.0830	2.13	0.1753	4.83	-0.0706	-1.51	0.0827	2.39
1920年生	0.0696	2.21	0.2646	7.80	0.0019	0.06	-0.0879	-2.88	0.0392	0.69	0.0707	1.52	0.1089	2.66	0.1554	4.07	-0.0426	-0.87	0.0768	2.11
1918年生	0.0646	1.82	0.3088	8.05	(dropped)		(dropped)		0.0565	0.88	0.1245	2.37	0.1075	2.32	0.2458	5.69	0.0528	0.95	0.1305	3.17
定数項	0.2714	12.38	0.2305	9.75	0.4020	16.66	0.4373	17.89	0.2700	6.82	0.2286	7.05	0.2338	8.19	0.2382	8.96	0.2607	7.61	0.2260	8.91
	サンプル数	234	サンプル数	234	サンプル数	221	サンプル数	221	サンプル数	234	サンプル数	234	サンプル数	234	サンプル数	234	サンプル数	234	サンプル数	234
	F値	9.39	F値	6.86	F値	11.43	F値	3.19	F値	2.37	F値	2.82	F値	5.04	F値	3.16	F値	2.66	F値	4.29
	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000
	R2	0.757	R2	0.694	R2	0.792	R2	0.515	R2	0.440	R2	0.483	R2	0.626	R2	0.512	R2	0.468	R2	0.587
	修正R2	0.676	修正R2	0.593	修正R2	0.723	修正R2	0.353	修正R2	0.254	修正R2	0.312	修正R2	0.502	修正R2	0.350	修正R2	0.292	修正R2	0.450

表2-2 フィリピン実証結果

	全体				低学歴				高学歴				農村				都市			
	世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ		世帯消費ジニ		一人あたり消費ジニ	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
20歳ダミー	-0.0170	-1.65	-0.0080	-0.75	0.0106	0.85	0.0153	1.34	-0.0188	-1.40	-0.0174	-1.01	0.0201	1.60	0.0251	1.30	-0.0078	-0.57	0.0098	0.62
23歳ダミー	-0.0062	-0.57	0.0242	2.16	-0.0001	-0.01	0.0269	2.24	-0.0045	-0.32	0.0147	0.82	0.0278	2.27	0.0607	3.22	0.0050	0.38	0.0257	1.66
26歳ダミー	0.0078	0.69	0.0386	3.29	0.0197	1.44	0.0427	3.39	0.0013	0.09	0.0218	1.15	0.0409	3.20	0.0659	3.34	-0.0043	-0.31	0.0270	1.67
29歳ダミー	0.0093	0.78	0.0410	3.33	0.0114	0.79	0.0433	3.27	0.0040	0.26	0.0179	0.90	0.0432	3.22	0.0799	3.86	0.0084	0.58	0.0333	1.96
32歳ダミー	0.0190	1.51	0.0647	4.98	0.0217	1.43	0.0661	4.74	0.0123	0.75	0.0421	2.01	0.0417	3.10	0.0670	3.08	0.0051	0.33	0.0468	2.61
35歳ダミー	0.0220	1.65	0.0645	4.71	0.0338	2.13	0.0812	5.52	0.0111	0.64	0.0365	1.65	0.0454	3.05	0.0720	3.14	0.0120	0.74	0.0509	2.70
38歳ダミー	0.0267	1.92	0.0675	4.72	0.0468	2.80	0.0867	5.65	0.0135	0.75	0.0385	1.67	0.0567	3.66	0.0929	3.89	0.0055	0.33	0.0501	2.55
41歳ダミー	0.0305	2.11	0.0652	4.38	0.0646	3.71	0.0967	6.04	0.0086	0.46	0.0276	1.15	0.0477	2.96	0.0776	3.13	0.0060	0.34	0.0465	2.28
44歳ダミー	0.0425	2.84	0.0795	5.14	0.0780	4.32	0.1126	6.78	0.0115	0.59	0.0418	1.68	0.0549	3.29	0.0986	3.83	0.0052	0.28	0.0499	2.36
47歳ダミー	0.0532	3.42	0.0843	5.26	0.0897	4.79	0.1119	6.50	0.0176	0.88	0.0443	1.72	0.0620	3.59	0.0891	3.34	0.0053	0.28	0.0485	2.21
50歳ダミー	0.0614	3.82	0.0794	4.80	0.1055	5.45	0.1189	6.69	0.0223	1.07	0.0429	1.61	0.0751	4.21	0.1068	3.89	0.0068	0.35	0.0504	2.23
53歳ダミー	0.0727	4.39	0.0931	5.46	0.1249	6.26	0.1330	7.26	0.0313	1.46	0.0544	1.98	0.0768	4.18	0.1083	3.83	0.0169	0.85	0.0571	2.45
56歳ダミー	0.0918	5.39	0.1031	5.86	0.1393	6.78	0.1371	7.27	0.0482	2.18	0.0716	2.52	0.0920	4.87	0.1177	4.04	0.0203	0.99	0.0711	2.97
59歳ダミー	0.0910	5.19	0.1089	6.03	0.1435	6.80	0.1471	7.59	0.0448	1.97	0.0780	2.68	0.0940	4.85	0.1347	4.50	0.0164	0.78	0.0638	2.59
62歳ダミー	0.1006	5.60	0.1079	5.82	0.1541	7.11	0.1513	7.61	0.0580	2.49	0.0677	2.26	0.0973	4.89	0.1352	4.41	0.0219	1.01	0.0575	2.28
65歳ダミー	0.1151	6.25	0.1184	6.23	0.1556	7.01	0.1558	7.64	0.0815	3.41	0.0846	2.76	0.1092	5.36	0.1399	4.45	0.0305	1.38	0.0716	2.77
68歳ダミー	0.1105	5.85	0.1318	6.77	0.1431	6.29	0.1499	7.17	0.0871	3.56	0.1124	3.58	0.1212	5.80	0.1518	4.71	0.0239	1.05	0.0783	2.96
71歳ダミー	0.1295	6.69	0.1405	7.04	0.1661	7.13	0.1665	7.78	0.1092	4.36	0.1242	3.86	0.1275	5.94	0.1537	4.65	0.0456	1.96	0.0981	3.61
74歳ダミー	0.1174	5.90	0.1179	5.75	0.1458	6.08	0.1638	7.44	0.0676	2.62	0.0205	0.62	0.1143	4.71	0.1744	4.66	0.0240	0.91	0.0238	0.77
1984年生	0.0235	1.10	0.0054	0.25	0.0613	2.39	0.0458	1.94	0.0258	0.93	0.0348	0.98	(dropped)		(dropped)		(dropped)		(dropped)	
1981年生	0.0085	0.42	0.0192	0.91	0.0278	1.13	0.0065	0.29	0.0084	0.32	0.0521	1.53	-0.0941	-2.68	0.1808	3.33	0.0248	0.65	-0.0505	-1.13
1978年生	0.0008	0.04	-0.0238	-1.15	-0.0132	-0.54	-0.0080	-0.36	0.0067	0.26	0.0070	0.21	0.0091	0.29	0.1878	3.92	-0.0482	-1.43	0.0115	0.29
1975年生	-0.0346	-1.74	-0.0395	-1.92	-0.0011	-0.05	0.0244	1.10	-0.0141	-0.55	0.0031	0.09	-0.0704	-2.32	0.1398	2.99	-0.0264	-0.80	-0.0046	-0.12
1972年生	-0.0318	-1.60	-0.0581	-2.84	-0.0064	-0.27	-0.0112	-0.51	-0.0141	-0.55	-0.0142	-0.43	-0.0640	-2.15	0.1483	3.23	-0.0648	-2.01	0.0010	0.03
1969年生	-0.0425	-2.06	-0.0627	-2.95	0.0061	0.24	0.0095	0.42	-0.0243	-0.91	-0.0184	-0.54	-0.0620	-2.11	0.1396	3.09	-0.0562	-1.76	-0.0302	-0.81
1966年生	-0.0507	-2.42	-0.0805	-3.73	-0.0029	-0.11	-0.0139	-0.60	-0.0392	-1.45	-0.0436	-1.25	-0.0736	-2.54	0.1221	2.73	-0.0724	-2.30	-0.0310	-0.84
1963年生	-0.0503	-2.36	-0.0851	-3.87	0.0060	0.24	-0.0109	-0.46	-0.0393	-1.42	-0.0467	-1.32	-0.0660	-2.30	0.1357	3.07	-0.0721	-2.32	-0.0409	-1.13
1960年生	-0.0468	-2.16	-0.0785	-3.51	-0.0032	-0.12	-0.0176	-0.73	-0.0323	-1.15	-0.0366	-1.02	-0.0610	-2.15	0.1360	3.11	-0.0718	-2.34	-0.0454	-1.26
1957年生	-0.0535	-2.43	-0.0937	-4.12	-0.0005	-0.02	-0.0237	-0.97	-0.0383	-1.34	-0.0507	-1.38	-0.0577	-2.06	0.1362	3.16	-0.0660	-2.18	-0.0416	-1.17
1954年生	-0.0593	-2.64	-0.0912	-3.94	-0.0057	-0.21	-0.0360	-1.45	-0.0416	-1.43	-0.0391	-1.05	-0.0569	-2.06	0.1455	3.41	-0.0713	-2.38	-0.0571	-1.63
1951年生	-0.0634	-2.78	-0.1142	-4.86	-0.0188	-0.68	-0.0549	-2.18	-0.0373	-1.26	-0.0540	-1.43	-0.0562	-2.06	0.1366	3.25	-0.0610	-2.06	-0.0444	-1.29
1948年生	-0.0697	-3.01	-0.1204	-5.05	-0.0201	-0.72	-0.0592	-2.31	-0.0457	-1.52	-0.0598	-1.55	-0.0530	-1.97	0.1181	2.85	-0.0596	-2.04	-0.0568	-1.66
1945年生	-0.0654	-2.79	-0.1285	-5.31	-0.0137	-0.48	-0.0532	-2.05	-0.0437	-1.44	-0.0760	-1.95	-0.0540	-2.03	0.1089	2.66	-0.0638	-2.22	-0.0590	-1.75
1942年生	-0.0651	-2.73	-0.1296	-5.27	-0.0182	-0.63	-0.0702	-2.66	-0.0446	-1.44	-0.0655	-1.65	-0.0543	-2.07	0.0978	2.42	-0.0558	-1.96	-0.0654	-1.97
1939年生	-0.0723	-2.99	-0.1379	-5.53	-0.0208	-0.71	-0.0665	-2.49	-0.0464	-1.48	-0.0698	-1.74	-0.0631	-2.44	0.0791	1.99	-0.0512	-1.83	-0.0582	-1.78
1936年生	-0.0660	-2.69	-0.1502	-5.94	-0.0131	-0.44	-0.0701	-2.58	-0.0401	-1.26	-0.0870	-2.13	-0.0461	-1.81	0.0863	2.20	-0.0592	-2.15	-0.0706	-2.19
1933年生	-0.0763	-3.07	-0.1534	-5.99	-0.0292	-0.98	-0.0728	-2.65	-0.0637	-1.98	-0.0992	-2.40	-0.0448	-1.79	0.0770	2.00	-0.0415	-1.53	-0.0611	-1.93
1930年生	-0.0803	-3.19	-0.1649	-6.35	-0.0201	-0.66	-0.0774	-2.78	-0.0553	-1.69	-0.0926	-2.21	-0.0602	-2.45	0.0552	1.46	-0.0496	-1.86	-0.0806	-2.59
1927年生	-0.0746	-2.92	-0.1666	-6.31	-0.0122	-0.40	-0.0756	-2.67	-0.0805	-2.43	-0.1099	-2.58	-0.0612	-2.49	0.0540	1.42	-0.0441	-1.65	-0.0678	-2.17
1924年生	-0.0856	-3.28	-0.1890	-7.02	-0.0133	-0.42	-0.0949	-3.28	-0.0833	-2.46	-0.1144	-2.63	-0.0591	-1.57	0.0557	1.45	-0.0284	-1.05	-0.0700	-2.22
1921年生	-0.0684	-2.55	-0.1497	-5.41	-0.0153	-0.47	-0.0784	-2.64	-0.0556	-1.02	-0.0499	-1.12	-0.0763	-3.32	0.0256	0.72	-0.0277	-1.11	-0.0800	-2.74
1918年生	-0.1052	-3.75	-0.1564	-5.41	-0.0392	-1.16	-0.0695	-2.24	-0.0810	-2.23	-0.0536	-1.15	-0.0756	-3.27	0.0385	1.08	0.0179	0.72	-0.0161	-0.55
1915年生	-0.0364	-1.17	-0.1741	-5.43	0.0518	1.38	-0.0764	-2.22	-0.0331	-0.82	-0.0810	-1.57	-0.1098	-4.64	0.0235	0.65	-0.0364	-1.42	-0.0099	-0.33
定数項	0.3993	23.62	0.4363	25.03	0.2621	12.87	0.2710	14.48	0.3742	17.08	0.3943	14.02	0.3282	10.76	0.1409	3.00	0.4045	12.23	0.3834	9.92
	サンプル数	120	サンプル数	120	サンプル数	120	サンプル数	120	サンプル数	120	サンプル数	120	サンプル数	116	サンプル数	116	サンプル数	116	サンプル数	116
	F値	9.09	F値	3.76	F値	17.82	F値	4.74	F値	3.12	F値	2.43	F値	10.98	F値	1.48	F値	5.26	F値	1.81
	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.000	Prob > F	0.071	Prob > F	0.000	Prob > F	0.013
	R2	0.837	R2	0.680	R2	0.910	R2	0.728	R2	0.638	R2	0.579	R2	0.863	R2	0.460	R2	0.752	R2	0.511
	修正R2	0.745	修正R2	0.500	修正R2	0.859	修正R2	0.575	修正R2	0.434	修正R2	0.341	修正R2	0.785	修正R2	0.149	修正R2	0.609	修正R2	0.229

3.1.1　全体のデータによる結果

図2－1～2－2は推定結果を基に各年齢の不平等度に与える効果をそれぞれの学歴ごとに表したもので，図2－1がタイ，図2－2がフィリピンの結果である．まずタイの結果を見てみる．世帯消費ジニの変化は右上がりとなっており，先行研究と同様の変化を見せているが，一人あたり消費は20代後半にかけて拡大した後に減少している．またフィリピンは世帯消費ジニ，一人あたり消費ジニともに上昇し続けている．

このように，両国で異なる年齢効果の変化が観察されているが，この結果は先行研究で言及されているように，それぞれの国のマクロ経済環境や制度的な違いを反映していると考えられる．より具体的には，例えば，1980年代後半から目覚

図2-1 タイ年齢効果(全体)

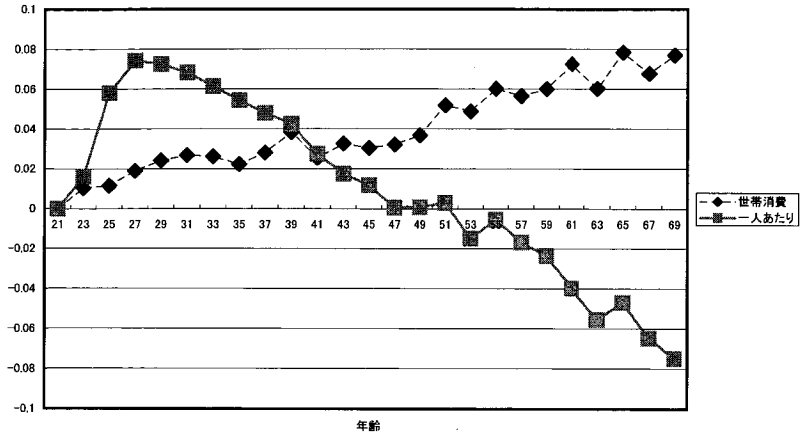
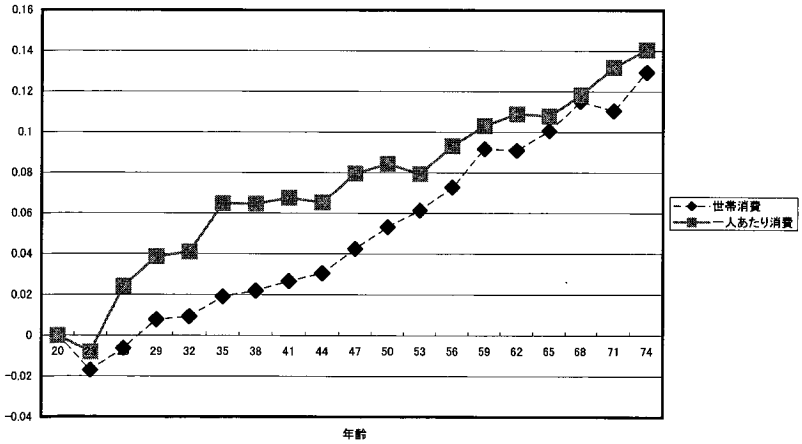


図2-2 フィリピン年齢効果(全体)



ましい経済成長をとげたタイと，80年代は政情不安などが続きマクロパフォーマンスが芳しくなかったフィリピンとではマクロ経済環境が異なるため，年齢効果の変化は異なるであろう．あるいは，国毎に生活習慣等が異なるため，その違いが個人のライフサイクルに影響を与え，年齢効果の変化が国毎に異なっている，

とも考えられる．よって次項以降では，地域別や学歴別のコーホートデータを作成し，同様の分析を行うことで，両国の年齢効果の違いをより詳細に検討していく．

図3-1 タイ年齢効果（学歴別世帯消費ジニ）

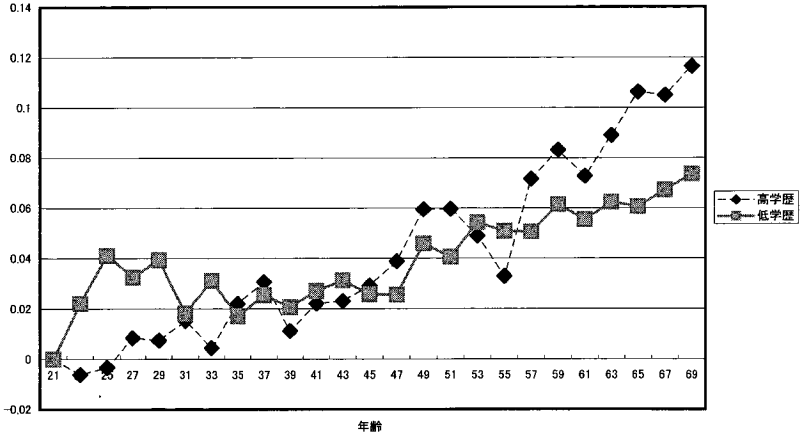


図3-2 タイ年齢効果（教育別一人あたり消費ジニ）

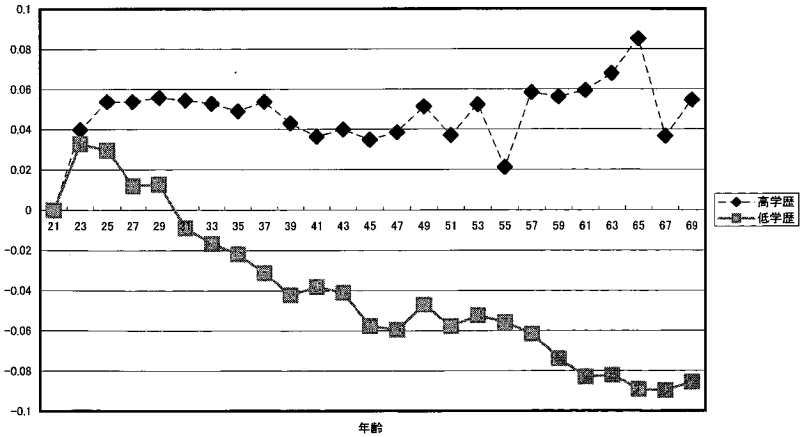


図4-1 フィリピン年齢効果(学歴別世帯消費ジニ)

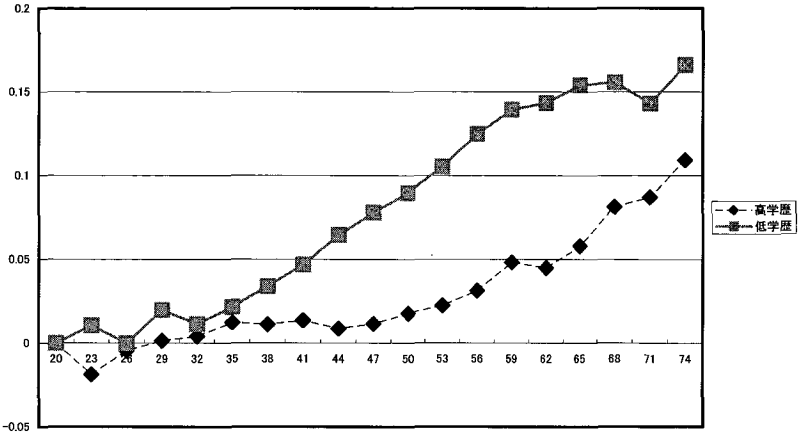
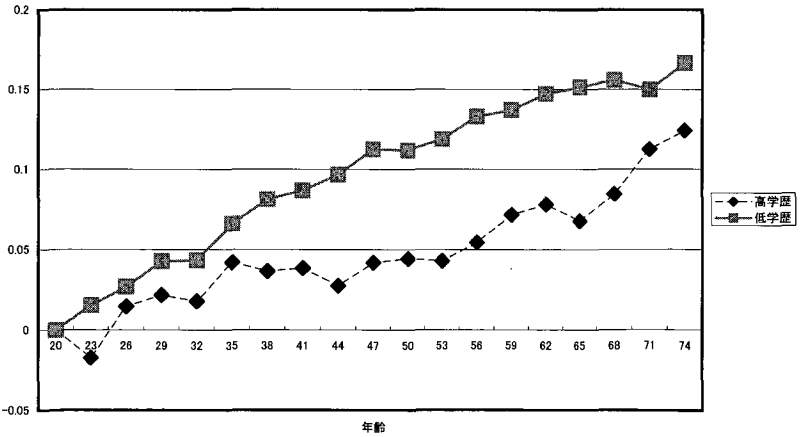


図4-2 フィリピン年齢効果(学歴別一人あたり消費ジニ)



3.1.2 学歴階層別データによる結果

次に，学歴階層ごとの比較を国別に行う（図3－1から図4－2）．まず低学歴層の変化を追う．タイ（図3－1，3－2）では世帯消費ジニが全体の場合と同様上昇しており，一人あたり消費ジニでも20代後半から下降傾向を見せている．こ

れに対しフィリピン（図4－1，4－2）では，一貫してどの年代においても上昇傾向が見られる．

次に，中・高学歴層である．タイ，フィリピン両国とも上昇傾向を続けているが，世帯消費ジニにおいてタイの上昇傾向が一定の傾きで上昇しているように見えるのに対して，フィリピンのそれは，40代後半から急激に上昇する．また一人あたり消費ジニに関しては，タイは全体，低学歴同様，20代後半まで急激に上昇するが，20代後半以降は，下降，横ばいの全体，低学歴とは異なり，上昇傾向をみせている．フィリピンでは世帯消費ジニ同様，40代後半から上昇の程度が大きくなっていることが分かる．

タイの低学歴と中・高学歴を比較すると，いずれの指標（世帯消費ジニ，一人当たり消費ジニ）を用いても，上昇の程度が大きいのは中・高学歴である．とりわけ一人あたり消費ジニにおいて，20代後半以降に下降する低学歴層とその後も上昇あるいは横ばいで推移する中・高学歴層の違いは明確である．またフィリピンにおいては，上昇の程度が大きいのは，低学歴層で，タイとは正反対の結果となっている．また，低学歴層においては，どの年代においても，一貫した上昇傾向が見られるのに対して，中・高学歴層では，40代後半の前後では年齢効果の上昇度が異なることが分かる．

3.1.3　居住地域別データによる結果

次に，居住地域別の年齢効果について見ていく（図5－1～図6－2）．タイ（図5－1，5－2）では，世帯消費ジニは都市，農村ともに20代後半まで上昇する．しかし都市地域がその後も一貫して上昇傾向を見せているのに対し，農村地域では横ばいとなっている．さらに，一人あたり消費ジニでは都市は全体を通じて若干の上昇傾向，農村では20代後半から減少傾向を見せていることがわかる．またフィリピン（図6－1，6－2）では，都市，農村ともに，世帯消費ジニ，一人あたり消費ジニの推移は上昇傾向を見せている．しかし，その度合いは農村の方が大きい．

このように居住地域別の年齢効果を概観すると農村地域の年齢効果は低学歴層

の変化に，都市地域の変化は，中・高学歴層の変化と類似していることがわかる．これは通常，農村地域では低学歴層の人口比率が高く，都市地域では中・高学歴層の人口比率が上昇することから，変化が類似すると考えられる．

図5-1 タイ年齢効果(地域別世帯消費ジニ)

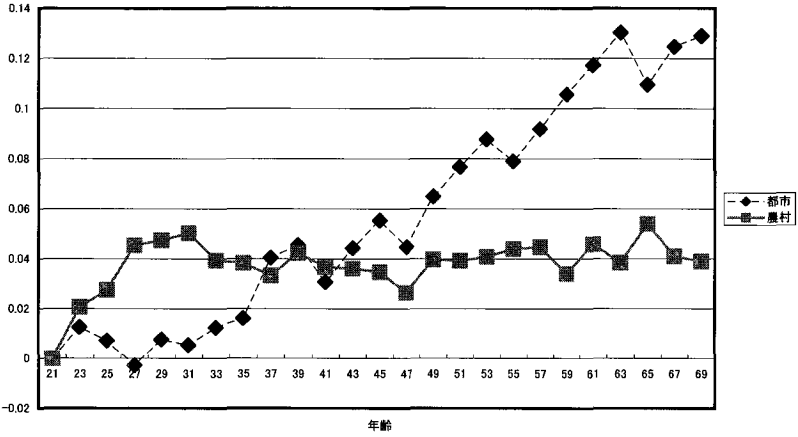
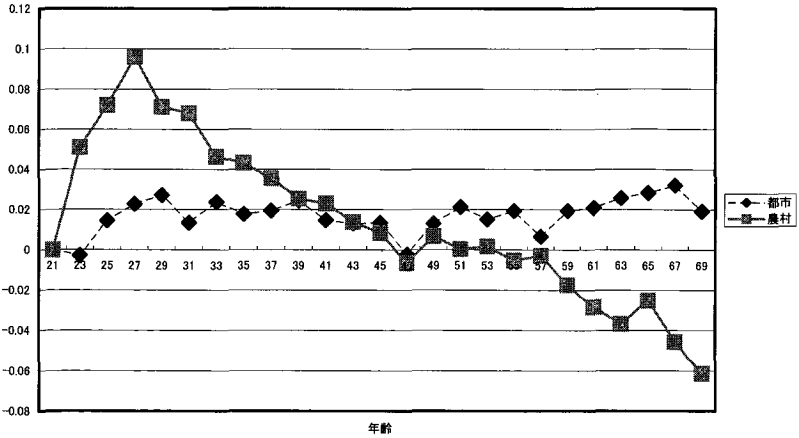


図5-2 タイ年齢効果(地域別一人あたり消費ジニ)



4　考察

本稿の目的は，階層別データをコーホート・年齢ダミーモデルによって推定し得られた年齢効果の推移から，階層内分布にどのような変化が生じているのかを

図6-1 フィリピン年齢効果（地域別世帯消費ジニ）

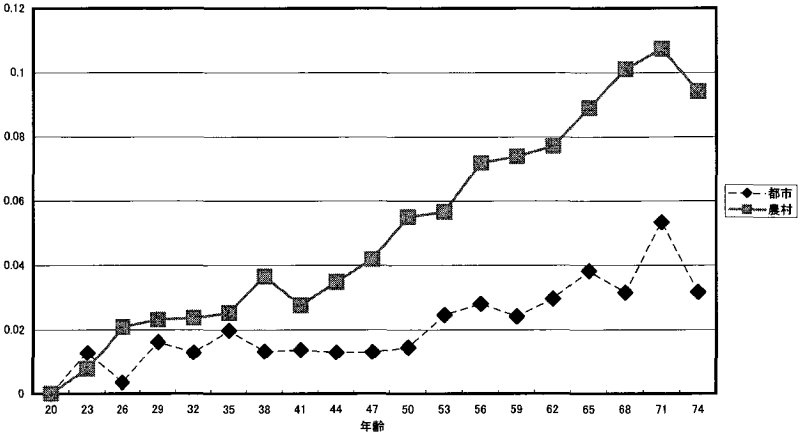


図6-2 フィリピン年齢効果（地域別一人あたり消費ジニ）

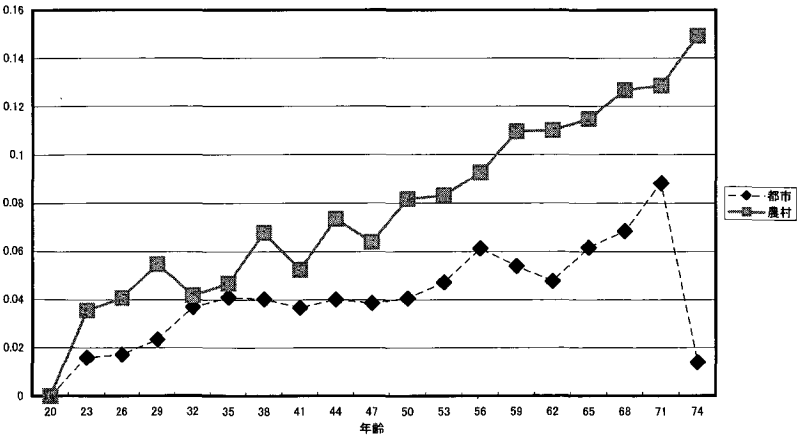


表3　実証結果のまとめ

国名	学歴別		居住地域別		全体	
	世帯レベル	一人あたりレベル	世帯レベル	一人あたりレベル	世帯レベル	一人あたりレベル
タイ	両学歴層とも上昇，勾配の違いはほとんど無し	高学歴層は若干上昇，低学歴層は20代後半から下降	両地域とも上昇，勾配は都市地域の方が急	都市地域は若干の上昇傾向，農村地域は20代後半から下降	右上がり	20代後半から下降
フィリピン	両学歴層とも上昇，しかし勾配は低学歴層の方が急	両学歴層とも上昇，しかし勾配は低学歴層の方が急	両地域とも上昇，勾配は農村地域の方が急	両地域とも上昇，勾配は農村地域の方が急	右上がり	右上がり

検討することにあった．分析の結果からは，タイ，フィリピン両国では，それぞれの階層間で年齢効果の推移が異なり，またその変化が両国で対照的な結果となっている（表3）．タイは低階層（低学歴，農村居住）において，年齢効果の変化が少なく，高階層（高学歴，都市居住）において年齢効果の変化が大きい．このため，タイでは図1－2のような変化が生じている可能性が考えられる．フィリピンでは，得られた年齢効果の変化がタイとは対照的なため，図1－3のような階層内分布変化が生じている可能性が考えられる．また，図7－1，7－2は，それぞれのデータから算出したジニ係数（世帯消費）の推移であるが，これを見ると，タイでは，中・高学歴層の上昇，変化が大きく，低学歴層の変化は僅かである．また，フィリピンの変化は，1980年代後半から1990年代前半にかけて，つまりは政情不安が大きかった時期において，低学歴層の不平等上昇が見られる．それに対して高学歴層の不平等度は横ばいで推移している．つまり図7の結果は，各国における1980年代から2000年にかけての低学歴層と中・高学歴間で見られるジニ係数変化のコントラストが，本稿における実証結果での学歴階層間における年齢効果のコントラストと類似していることを示しており，本稿の分析結果を間接的に指示するものである[14]．このように，同一コーホート内の分布変化においても，階層内分布全体の変化を見ても，分析期間内におけるタイ，フィリピン両

図7-1 タイのジニ係数推移(1986-2002年)

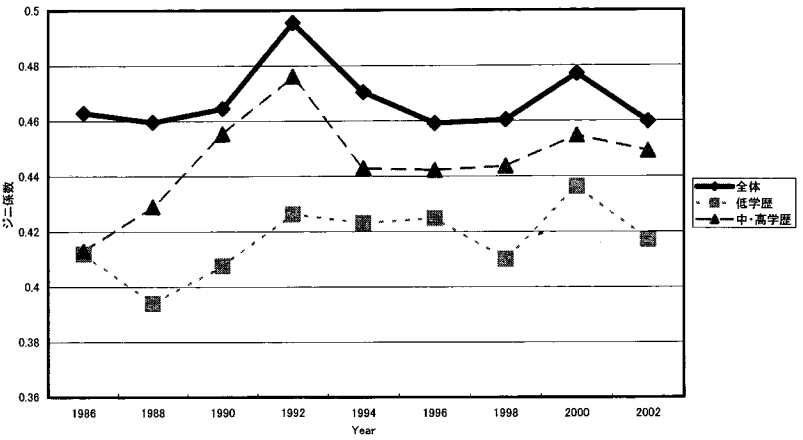
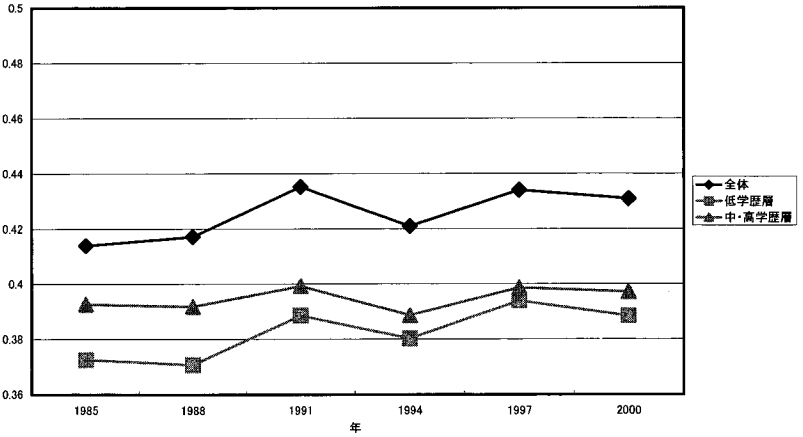


図7-2 フィリピンのジニ係数推移(1985-2000年)



国の変化は対照的である．先にも述べたが，年齢効果，あるいは階層内分布の変化は，階層毎に異なる保険市場へのアクセス，労働市場環境，生活環境などの影響によって生じていると考えられる．

よって分析の次段階として，このような対照的な変化を生じさせたタイとフィ

リピンのライフサイクルや市場環境の違いとは何だったのかを具体的に明らかにし，年齢効果の変化に即した議論を展開する必要がある．しかし，２ヶ国の生活環境の違い等を詳細に検討することは筆者の力量を大幅に越え出る作業であるため，本節では，主にマクロ経済環境等の違いから，年齢効果のコントラストを説明しようと試みた．まず最初に，分析期間内における両国の社会・経済状況を概観した後に，経済成長，農業生産などのトピックを取り上げ，階層内分布の変化について考察を行っていく．

4－1　タイとフィリピンの社会経済状況

1960年の初頭，フィリピンの一人あたりGDP水準は，韓国よりも高く，マレーシアのそれとほぼ同水準であり，アジア諸国の中でも上位の経済水準を誇っていた．他方タイは，インドの水準に近く，アジア諸国の中でも下位グループに属していた．当時の両国における経済格差は，一人あたりGDP比で２～2.5倍の水準であった．しかし1970年頃にはタイがフィリピンの経済水準に追いつき，1980年代にはその順位が逆転した．そして現在では，約２倍近い経済格差が生じており，タイはアジア高度経済成長の優等生，フィリピンはその波に乗れなかった劣等生として語られる．図８はそれらの様子を1970年以降のデータを基にプロットしたものだが，1970年代を通じてほぼ同水準であった両国の経済状況が，1985年以降からの急激な格差拡大によって一変していることがみてとれる．

フィリピンの1980年代以降の経済は，1983年に生じたアキノ上院議員暗殺事件，1986年の民衆蜂起といった一連の政変，そしてその後に続く長い政治混乱による影響を色濃く反映している．1984年の消費者物価指数は50%代，1985年においても23%となり政治の混乱が国民生活に大きな悪影響を及ぼしていたことが分かる（図９）．このような政治的要因だけではなく，例えばフィリピンでは，1970，1980年代には，マルコス，アキノ両政権下を通じて農地改革が行われたが，それら改革は実質的な成果を上げることなく，結果として貧しい土地なし労働者層の急増が生じたともいわれている．そうした社会不安，政治混乱がある程度収束した後の1992年に発足したラモス政権は，経済自由化路線を推し進め，それらの推

図8 タイとフィリピンの一人あたりGDP推移

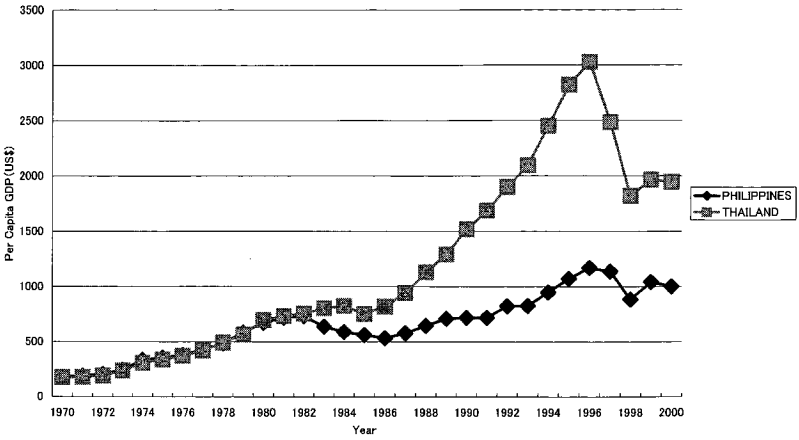
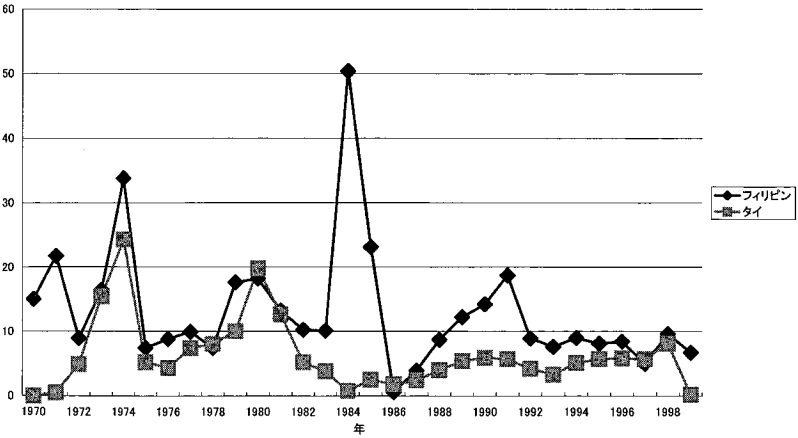
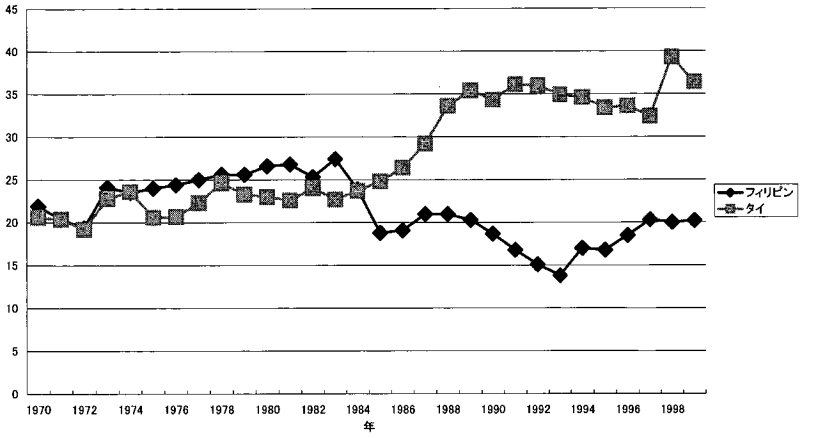


図9 消費者物価指数推移



進が功を奏し始める1993～94年程度からフィリピン経済は徐々に回復の一途をたどった．しかし他のアジア諸国に比べれば，影響が小さいといわれるフィリピンであったが，1997年のアジア通貨危機によって，それまでの4～6％程度の成長が一気にマイナス成長にまで落ちこむことになった．

図10 貯蓄率推移



他方タイは，古くから日系企業の進出などが多かったことなどもあり，1985年のプラザ合意の影響を受けて1987年頃から大量の海外直接投資が流入した．結果として1980年代後半からは軒並み10%近い高い経済成長率を達成し，1987年の942US ドルという一人あたり GDP の数値から1996年には3026US ドルとなり，10年程度で所得を 3 倍にするという極めて高い経済成長を成し遂げた．1980年代後半からは貯蓄率も30%代を上回り，現在では40%近い数値となっている．1980年代後半以降に貯蓄率の悪化が進んだフィリピンとは対照的である（図10）．しかし1997年のアジア通貨危機でマイナス10%という成長率の落ち込みを経験し，タイ経済に大きなマクロショックが訪れたが，2000年頃には既に持ち直し，2002年以降は 5 ～ 7 %の経済成長率を維持している．

4－2　経済成長と年齢効果

このように，1980年代半ば頃までは，ほとんど同水準の経済状態であった両国が，その後は全く異なる経済のパスを歩み，その経済格差は 2 倍以上に広がってしまった．1980年代後半以降，一国の政治的，社会的，経済的な要因が不安定であったフィリピンと比較的安定的であったタイでは，達成された経済成長が異な

るであろうことは容易に想像がつく．例えば，表4は本稿分析期間中のタイとフィリピンにおける貧困者比率の推移をみたものである．1980年代中旬では，両国の貧困者比率にほとんど差はなく44～45%といった数値をとっている．しかし，2000年には，フィリピンが33.7%という数値なのに対して，タイは14.2%と大きな乖離を見せている[15]．フィリピン経済は，1980年代後半から1990年代初頭まで，相次ぐ政治不安等のために，疲弊していた．年齢効果の変化は，積み重なるイディオシンクラティックなショックを回避するための保険市場が備わってはいない（あるいは備っていたとしても，そこへの参入障壁が高く利用が出来ない）と上昇する傾向がある．これらショックを回避することは，マクロ経済的な環境が不安定で，フィリピンの80年代のように政情不安が長引いていた国においては，生産性に乏しく，信用制約の状況がより深刻と考えられる低学歴層の方がより困難になる可能性が高い．つまり，相対的にリスクに対して脆弱である低学歴層で階層内不平等の変化が激しく，高学歴層で変化が少なくなることが考えられる．

逆に，タイは1980年代後半以降，極めて高い経済成長を通じて，貧困指標の改善も進んできた．その状況で，タイの結果のように低学歴層で年齢効果の変化が小さく，中・高学歴層で高い場合を考えてみる．このケースでは，低学歴層の方が時間を通じた消費のばらつきは相対的に少なく，中・高学歴層の方が大きいということになる．この現象は，中・高学歴層が新規事業への投資，あるいは所得上昇の機会に相対的に恵まれており，その機会を選択していく過程において，消費のばらつきが大きくなると解釈できる．それに対して，低学歴層の場合には，高度経済成長が生じ，貧困からの脱却，あるいは安定的な生活条件を手中にしたとしても，依然として貧困状態への転落，あるいはリスクに備えて，消費の平準化などを行う可能性が高い．また当該時点における蓄積された人的資本が相対的に少ないこと等によって，投資の機会も限られてしまうだろう．

4－3　農業生産と年齢効果

当該地域における産業に特有な労務条件や制約などが存在するために，産業構造の違いがライフサイクルに与える影響は当然異なるであろう．農村地域の主な

産業といえば当然農業生産になるわけだが，ここで農業生産における収益の経年変化について考えてみる．加齢によって得られる農業経験の有無や個人の人的資本の有無，能力の違いなどが農業収益へ与える影響というのはそれほど大きなものではなく，農業収益の変化は基本的に天候等のコントロール不可能なリスクによる変動が最も大きい[16]．このため，この様なリスクに備えて，途上国の農家は消費の平準化を行うことが多く，個々の世帯における消費のばらつきの経年変化は，生産技術の変化といった外生的なショックがないかぎり，変化は少ないであろう[17]．また農業労働者などを考えても，もちろん年功序列制度のように賃金が年齢に応じて上昇していくような賃金体系にはなっていない．このため，労働者が受け取ることの出来る賃金は技能の習得期を過ぎれば，ほぼ一定の賃金が継続的に支払われるという状況になるため，年齢を重ねても賃金の上昇はほとんど見られないであろう．この様な状況が継続すれば，同一コーホート内の不平等は，若年齢期には，技術習得のスピードにばらつきがあることなどによって，拡大する可能性はあるが，ある技術の習得期を過ぎると横ばい，あるいは縮小する可能性もある．つまり，同一の階層内で，人的資本や技術水準が均質である場合は，テンポラリーなマクロショックなどが無い限り，ある一定の所得水準に向かって，階層内の個々の所得が収束していく現象が観察されるであろう．逆に，階層内で人的資本や技術水準が異質であれば，それぞれの技術水準等に応じた所得水準へと収束していくため，年齢効果の変化は，その技術水準の分布に従って，収束する場合もあれば，逆に広がる場合もあると考えられる[18]．低学歴層や農村地域の場合には，技術水準や人的資本のレベルが，中・高学歴層や都市地域と比較して，階層内で均質であると考えられ，その影響から年齢効果が縮小していくと考えられるのである[19]．これらのことから先行研究で分析されている先進諸国，あるいは都市地域居住の人々や非農業セクター（製造業やサービス業等）従事者のものと比べて農村地域年齢効果の変化は小さくなることが予想され，この説明があてはまるのがタイ農村地域などのケースであろう．

フィリピンの場合には，先に挙げたマクロ的な要因の影響で，消費平準化やリスク回避が出来ない事態に陥っていた可能性が考えられる．更にフィリピンでは，

スペイン植民地時代に導入されたアシエンダ（大土地所有）制度によって，少数の地主が多数の小作農民を支配するという主従構造が歴史的に形成されてきた．この構造を打破すべく1970，1980年代には，マルコス，アキノ両政権下を通じて農地改革が行われたが，地主階級の反対を受け，実質的な改革が進むことはなかった．また，この農地改革の失敗を受けて，逆に地主による土地の買収などが進み，土地なし労働者層の急増が生じたともいわれている[20]．土地なし労働者層は，農家や小作農民に比べて，イディオシンクラティックなショックを回避することが難しいため，農地改革による農業労働環境の変化等によって，土地なしの農業労働者層が増加したことは農業セクターの年齢効果をより上昇させる可能性が高い．また，農業セクター従事者の大部分が低学歴層であることを考慮すると，農業セクターにおける労働市場構造の変化が低学歴層の年齢効果の推移に大きな影響を与えていると考えられる[21]．このような農村開発などの影響によって，年齢効果の違いが生じているとも考えられる[22]．

5　おわりに

本稿の実証分析では，タイとフィリピンの家計調査マイクロデータから，階層別コーホートデータを作成し，被説明変数が消費ジニのコーホート・年齢ダミーモデルを用いた推定を行った．その分析の目的は，階層間におけるライフサイクルの違いを提示し，階層内分布の変化を検討することにあった．結果，タイ，フィリピン両国では，それぞれの階層間で年齢効果の推移が異なり，またその変化が両国で対照的な結果となった．消費不平等度の年齢効果が異なると言うことは，階層間で様々な生活環境や市場環境などが異なることを表している．1980年代後半以降対照的な経済成長を遂げた両国だが，政治不安が続いたフィリピンでは，観察される様々な状況からリスクの高い社会になっていたことが伺える．逆にタイでは，高度経済成長によってより安定的な社会が成立しつつあったと考えられる．そのような対照的な両国の状況を反映し，階層間のコントラストが，タイとフィリピンで全く異なるという結果が生じた．不安定な社会・経済が存続していたフィリピンでは，相対的にリスクが高い社会に国全体がなっていたはずで

ある．しかしそれらリスク回避が相対的に困難な低学歴層や農村居住層では，中・高学歴層や都市居住層と比較して，同一コーホート内の不平等度が上昇する傾向があったと考えられる．タイでは，リスクに対して相対的に脆弱な低学歴層や農村居住層も，高度経済成長の恩恵を受け，より安定的な生活を営むことが可能となったと考えられ，例えば貧困指標の劇的な改善等がそれを裏付けている．しかし，一方で中・高学歴層と比較して投資機会等に相対的に乏しく，より大きな生活改善の機会をつかむことは困難であったはずである．またリスクへの態度も高学歴層など比べればよりリスク回避的であるため，ライフサイクルは更に安定的なパスとなり，低学歴層や農村居住層における不平等度の年齢効果は縮小，あるいは高学歴層などに比べて小さいものとなったと考えられる．得られた実証結果から，タイ，フィリピンの階層内分布の変化を描いたのが図11−1と図11−2である．そして，それぞれ階層内の分布変化に与えるリスクや投資機会などの関係を表したものが図12である．

それでは，1980年代以降のタイとフィリピンにおける階層間での格差，並びに今後の階層内分布，あるいは階層間格差はどのように変化していくと考えるべきなのだろうか．先行研究の知見から，階層間格差の変化には信用制約，リスク，予備的貯蓄動機などが重要な要因になってくる．例えば，信用制約やリスクの問題が低階層において深刻な場合，あるいは低階層に予備的貯蓄動機が強く働く場合，などには階層間格差は短期的には解消しないと考えられる．実は，タイ，フィリピン両国ともこれらのケースにあてはまる可能性が高い．

タイは，低学歴層や農村居住層が高度経済成長によってより安定的な暮らしを得たまではよいが，投資活動などに向かうほどの生活改善，あるいは信用制約の軽減が行われたわけではなかった．そのため，低学歴層や農村居住層は予期せぬショックに備え，予備的貯蓄を続けていたと考えられる．この考えを裏付けるのがTownsend（1999）の研究である．Townsendによれば，タイの通貨危機が生じた時に，とりわけ東北タイの最も貧しい地域においては，米備蓄の取り崩しやその販売が主要なリスク対応戦略であったことを記している．一方，中・高学歴層や都市居住層は，高度経済成長の波をうまく捉えた形で，生活改善を行って

図11　階層内分布変化（実証結果より）

図11-1 タイのケース

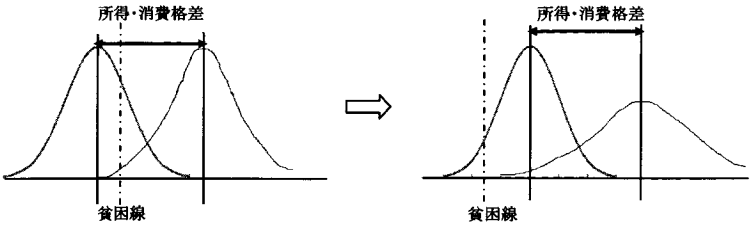


図11-2 フィリピンのケース

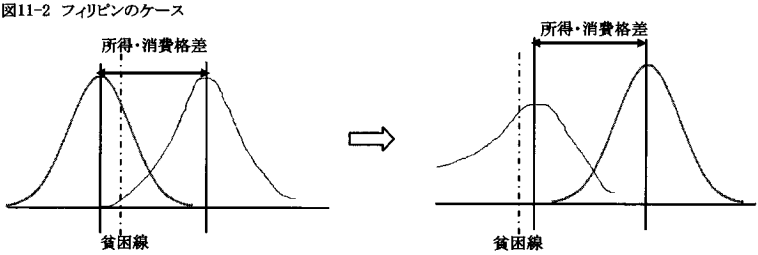
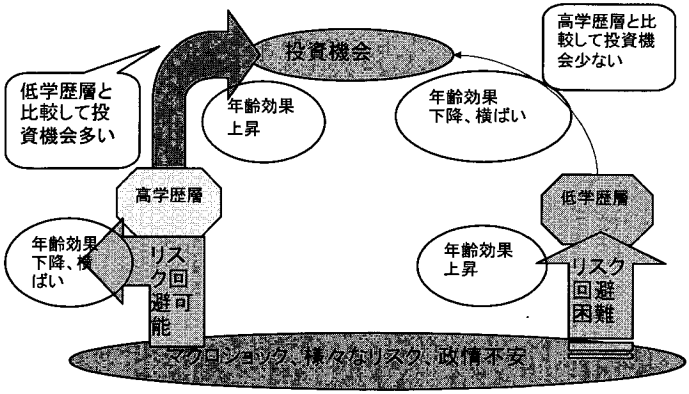


図12　階層内不平等変化の構造



きた．このためタイでは，階層間格差の固定化が進行していたのではないかと考えられるのである．先行研究である Benerjee and Newman (1993) や Fafchamps (2001) らのモデルは Overlapping Generations Model を念頭に議論を展開しているため，世代の交代を通じて，これらの格差が次世代へと持続してしまう

付表　消費ジニコーホートデータについて

タイ SES とフィリピン FIES の双方の家計調査データから，世帯消費，一人あたり消費のそれぞれについて，算出したジニ係数を，生年と年齢の別で示した．

Example

Year/Age	69	67	65	63	61	59	57	55	53
1917	0.462								
1919	0.368	0.450							
1921	0.411	0.361	0.369						
1923	0.409	0.397	0.401	0.432					
1925	0.419	0.303	0.370	0.423	0.382				
1927	0.406	0.453	0.411	0.428	0.401	0.390			
1929	0.425	0.377	0.404	0.370	0.404	0.408	0.394		
1931	0.410	0.264	0.418	0.420	0.393	0.405	0.367	0.417	

このセルは，1927年生まれコーホート内の人々が59歳の時のジニ係数である．

状況が描かれている．仮に，今後低学歴層や農村居住層のリスク態度が変化し，あるいは信用制約などの状況が改善したとしても，少なくともあと1世代先ぐらいまでは，現在生じている格差固定化の影響を受けてしまうことは避けられそうもない．理論研究などでは顧みられることが少ない実際の格差解消にかかるスピードだが，世代交代には20年近い時間を必要とすることを考えると，今後のタイにおける階層間格差は，簡単に解消するとは考えづらい．それを裏付ける研究が栗田（2005）であり，SES の1999年データと2001年データを用いて，遷移行列による所得階層の動態分析（10分位）を行っているが，その結果は，通貨危機によるショックのため1998-1999 年にかけて分位移動は激しくなったが（1998年～1999年にかけて50.4%が分位移動を経験），2000-2001年には，分位移動の割合はかなり減少している（2000年～2001年にかけて27.5%が分位移動を経験）．2000年～2001年は，すでに通貨危機のショックから立ち直り始めた回復期にあたり，通貨危機以前の社会・経済状況に近い状態にあるのではないかと考えられる．このため，その時期に所得階層間の移動がそれほど生じていない状況を考えると，格差の固定化はいよいよ現実味を帯びてくる．もちろん一国全体としての不平等が減少すれば，格差固定化の問題は若干解消されるが，現時点ではそのような変化が生じているとは言い難い（図7－1）．ただし，今後もタイの経済成長が安定

的に保たれるのであれば数十年後には，各々の階層の所得，消費平均も上昇することによって，リスク態度の変化や，信用制約の問題が薄まり，格差の解消が生じる可能性は十分にある．

フィリピンに関しても，消費平均の階層間格差が加齢に従い上昇し，それぞれの階層では異なるライフサイクルが存在すると考えられるため，格差の固定化が生じる懸念はあるが，タイの場合のようなリスク態度の問題ではなく，リスクそのものに実際に直面し，それに対する脆弱性の違いや信用制約の程度によって階層間格差が引き起こされていると考えられる．フィリピンのケースは，低階層における階層内分布の変化は貧困問題とより直接的に関わっており，深刻である．実際にフィリピンの複数の州（ビコール，ミンダナオなどの州）では1985年当時と2000年時点で貧困指標がほとんどかわらないという事実が存在する．これらの事実からいわゆる貧困の罠の状況が生じている地域や階層が存在する可能性が高い．

国連の「ミレニアム開発目標（MDG）」や世界銀行の「貧困削減戦略文書（PRSP）」等では貧困削減の具体的目標を掲げている．このように近年，貧困問題の国際的な課題としての重要性が更に強まり，中でもPro-Poor Growthと呼ばれる貧困削減と両立できる経済成長についての議論の中には，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，という研究があり（Kakwani（2000）など），貧困問題の解決に向けて，経済成長，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だけではなく，開発経済学の学問的課題としても高まっている（Shorrocks and van der Hoeven ed.（2004），Bourguignon（2004）等）．本稿の実証結果，考察から経済成長，貧困，不平等の3者関係に関して，いくつかのインプリケーションを導くことが可能である．まずは，一国全体の所得・消費の不平等には各階層内の不平等変化と階層間での格差変化の2つの要因が影響しているため，現在よく行われている3者間関係をダイレクトに推定する計量的アプローチを改良し，階層毎の変化を扱えるような理論，計量モデルを構築する必要がある．Ravallion and Datt（1996）等で議論されているように，農業セクターと製

造業セクターのそれぞれの成長は，貧困緩和や雇用動向，一国全体の経済成長に与える影響がそれぞれ異なるという結果が提示されていることなどもこれらの改良の必要性を促すものである．また，本稿のタイとフィリピンの例からも分かるように，初期時点での違いがほとんどなくても，その後の経済成長のパスは国によって極めて異なることがある．タイとフィリピンのケースでは政治的安定度が極めて大きな要因だったことが分かるが，クロスカントリーなどの分析を行う際に，政治的な安定度に関して配慮しない分析をよく見かけるが，それら分析はこうした要因をコントロールできていないことになる[23]．更に，経済成長と不平等に関する最も古典的な研究であるクズネッツの逆U字仮説の妥当性に関しても議論を続けることが出来るかもしれない．クズネッツの逆U字カーブは，近年の実証研究により，必ずしもこの様な逆U字型の関係が普遍的に観察されるわけではないことが示されている．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[24]．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．本稿の実証結果からは，国内経済の安定度や階層間で複数存在するライフサイクルの関係，リスク態度，リスクへの脆弱性等の相互影響が一国の経済成長と不平等の関係を決定している重要な要因と考えられる．そしてそれらはおそらく各国で異なるものであり，仮にこれらの違いをコントロールできたときに，クズネッツの逆U字仮説が成り立つかどうかを検討してみる価値はあるだろう[25]．

最後に，本稿の課題としては，分析結果からも分かるように，ライフサイクルを通じた世帯人員の増減は無視し得ない効果を年齢効果の変化に与えている．とりわけ本稿の結果ではタイの低学歴層や農村地域などにおいて顕著である．この

ため，先行研究でも，この点を考慮し，世帯レベルの消費額を世帯人員数で除すことで，一人当たりの所得や消費に関しても分析をおこなっている．しかし，不平等の年齢効果に影響を与える世帯の経済水準や経済活動は，世帯人員の変化によって影響される面もあり，この意味で，年齢効果の変化と世帯人員の増減は内生性を持つといえる．よって本質的な解決のためには，この内生性の除去を行うことが必要である．例えば，世帯人員のライフサイクル変化を典型的ないくつかのパターンに分類することで，世帯人員変化による所得・消費のライフサイクルへの影響を取り除き，そのパターンに従ってデータを作成，分析を行うことで，年齢効果の変化と世帯人員の増減の内生性をある程度はコントロールすることが出来ると考えられる[26]．しかし，本稿では，両国の変化の違いや学歴階層間，居住地域間における変化の違い，それぞれを取り巻く市場条件などの違いを検討することに分析の焦点をあてたため，この点については，先行研究に従って世帯人員数による調整のみを行っている．今後の課題としたい．

また，本稿の考察部分では，分析期間中のマクロ経済環境の変化などを重点的にとりあげ，タイ，フィリピン両国のマクロ経済実態に即した理論的な説明を様々な視点から試みた．しかし紙面の制約や筆者の力量不足などの理由から，制度的な考察，あるいは厳密な理論的な展開という点が不十分であることは否めない．更に議論を深化させるためには，両国で異なる年齢効果の変化を説明しうるより頑健な理論モデルの構築や制度分析などの地域研究的な視座が必要となる．今後はこれらの点についてより詳細な議論を展開していきたい．

＊　本稿を執筆するにあたり，一橋大学経済研究所黒崎卓教授，東京大学経済学研究科澤田康幸助教授，神戸大学大学院国際協力研究科三重野文晴助教授，一橋大学経済研究所町北朋洋助手，千葉大学大学院自然科学研究科不破信彦助教授，一橋大学経済学部川口大司助教授，家計経済研究所坂本和靖氏の7方，並びに匿名のレフェリー2方には，論文執筆の上で有益なコメントを数多く頂いた．ここで謝意を表したい．また，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：斎藤修一橋大学経済研究所教授）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．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.

1) 信用制約下での不平等の持続に関しては多数の先行研究があるが, 最近では Mookherjee and Ray (2003) 等がある. 実証研究としては, フィリピン・ルソン島のパネルデータを用いた不破 (2003) 等がある.

2) Deaton and Paxson (1994), 大竹・齊藤 (1996) 等を参照されたい.

3) 擬似パネルデータとも呼ばれる. 詳しくは松田他 (2000) を参照されたい.

4) いわゆる確実性等価モデルである. 恒常所得仮説に関する理論的サーヴェイである石原 (2001) 等を参照されたい.

5) 通常想定される終末期において資産が0となる, という条件は, $(1+r)^{-t}A_t$ の極限値が0に近づくという条件になる (No Ponzi Game condition).

6) なお, 大竹・齊藤 (1996) では, 上記の仮定 (一定の利子率, 時間選好率と安全利子率の一致など) よりもはるかに緩い仮定をおいても, 同様の帰結が導かれることを示している.

7) 茂木 (1999) でも複数の不平等尺度を用いて分析をおこなっている. なお, 対数分散, タイル指数などで同様の分析を試みたが, 年齢効果の変化のパターンに差は認められなかったことを付記しておく.

8) なお, 先行研究においては所得に関しても同様の分析を行っている. 紙面の都合もあり, 明示的に記載はしなかったが, 消費のみならず所得に関する分析も行っている. 結果は, 年齢効果の変化の勾配に所得ジニと消費ジニにおいて若干の違いは見られたものの, 階層間における年齢効果推移の違いのコントラストそのものは所得の分析においても消費の場合と同様であった.

9) SES 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.

10) 2つの学歴区分で分析を行ったのは, 区分をより大きくすると, 一つのコーホート内に含まれるサンプル数が小さくなり分析の結果に深刻な影響を及ぼすためである. とりわけ世帯主の年齢が若年齢, 老年齢である年代では, 一つのコーホートに含まれるサンプル数が少なくなるためにこの問題が深刻となる.

11) タイでは, 都市部, 衛生部, 農村部というの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, 衛生部を農村部として扱っている

12) こうしたコーホートデータ作成に関する技術的な問題については，高木（1996）や伴・高木（1998），吉田・高木（1998）などを参照されたい．

13) 回帰分析における年齢ダミーのリファレンスグループはそれぞれ「18-19歳ダミー（タイ）」，「17-19歳ダミー（フィリピン）」とした．

14) しかし，一国全体の不平等の変化と階層内分布の変化との関係については，より構造的な理解が必要であり，議論が不十分であることは否めない．今後の課題としたい．

15) 貧困線はタイ，フィリピン両国政府が発表したものを用いている．

16) 詳しくは，Kurosaki (2005) を参照されたい．

17) 消費の平準化については，黒崎（2001），Deaton (1991) などを参照．

18) これらの議論は内生経済成長の収束性の概念に通じている．内生的成長理論については，Barro and Sala-i-Martin (1995) や Barro (1997) 等を参照されたい．

19) ただし，農業形態や生活環境が同じタイの農村といえども異なる可能性がある．とりわけバンコクなどに近い中部タイの農村では，階層内の均質性が保たれていない可能性もあるだろう．栗田（2003）の結果からは，地方間での年齢効果の違いはバンコクとそれ以外の地方という対比では極めて異なる結果が出たが，それ以外の地方ではあまり違いが見られなかったが，今後は地方別，地域別の分析を進めていくことで，これら議論の更なる精緻化を行っていきたい．

20) フィリピン農業に関わる歴史的変遷については滝川（1994）参照．

21) このような歴史的な諸要因によって，現在の経済・社会的な状況を説明しようとするいくつかの政治経済学的な取り組みがある．Acemoglu et al (2001) では，植民地時代の死亡率がそれ以降の制度設計や現在の社会・経済的なパフォーマンスに与える影響を論じている．あるいは，Deninger and Squire (1998) では初期の土地分配の不平等がその後の長期的な経済成長との間に強い負の相関があることなどを論じている．あるいは栗田（2004）では，初期時点の不平等と貧困指標の改善や経済成長との関係をタイとフィリピンの県別パネルデータを用いて議論し，1980年代から2000年にかけて両国で異なる変化が生じている可能性を示唆している．

22) 無論，上記で取り上げた農地改革だけではなく，農村金融の発展や農村企業の振興支援などの違いが与えるインパクトも両国で異なるはずであり，信用制約の程度などを議論するためにも重要な論点である．しかし本稿では主にマクロ経済的な議論を念頭に階層内分布の変化を説明しようと試みた．よって階層内分布変化に与えるより具体的な政策的インパクトについての検証は別稿に譲りたい．

23) これらの国別の異質性をコントロールすることはデータの構築などの点から困難を極めるために，最近ではクロスカントリーの分析から一国内の県別，州別パネルデータを用いた分析へと分析の力点がシフトしつつある．代表的な研究として，Ra-

vallion (1998) は中国，McKay and Pal (2004)，Ghosh and Pal (2004) 等はインド，Sawada (2004)，Balisacan and Fuwa (2004) はフィリピン，栗田 (2004)，Kurita and Kurosaki (2005) 等ではタイ，フィリピン両国の分析を行っている．

24) 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．

25) とはいえ，各国で異なる国内経済の影響を考慮するのであれば，これまでのクロスカントリーの分析だけでは意味がなく，国際比較研究の前段階として各国内での詳細なミクロ計量分析がまずなされなければならない．開発経済学におけるミクロ計量経済学の最近の展望については，黒崎 (2002) を参照されたい．

26) Deaton and Paxson (1997) で行っているように，世帯内での成人人数比率などを考慮し，推計をやり直すなどの方法も考えられるが，しかし，この精緻化の作業によって，本稿のインプリケーションや分析結果に大幅な修正をせまられることはないと思われる．

参考文献

[1] 池本幸生2000.「タイにおける地方間格差の多様性」，大野幸一編『経済発展と地域経済構造―地域経済学的アプローチの展望―』アジア経済研究所

[2] 石原秀彦2001.「ライフサイクル／恒常所得化説と予備的貯蓄：理論的合意と実証上の問題点」，ESRI Discussion Paper Series, No.2.

[3] 大竹文雄，齊藤誠1996.「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』，第33号，pp11-35.

[4] 栗田匡相2003.「タイにおける所得・消費の不平等―地方別に見た年齢効果の推定―」，2003年度日本経済学会秋季大会報告論文.

[5] 栗田匡相2004a.「タイ・フィリピンにおける所得・消費の不平等―家計調査データを用いた年齢効果の検証―」，2004年度日本経済学会秋季大会報告論文

[6] 栗田匡相2004b.「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」，『21世紀COE社会科学の統計分析拠点構築ディスカッションペーパーシリーズ』，No.48.

[7] 栗田匡相2005.「タイにおける通貨危機後の貧困動態　家計調査データを用いた計量分析」『工学院大学研究論叢』第43-1号.

[8] 黒崎卓2001.『開発のミクロ経済学　理論と応用』，岩波書店.

[9] 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月号.

[10] 末廣昭1997.「タイにおける労働市場と人事労務管理の変容」『社会科学研究』，第48巻6号.

[11] 滝川勉1994.『東南アジア農業問題論　序説的・歴史的考察』, 勁草書房.

[12] 高木真吾1996.「Repeated Cross-section Data を用いた経済モデルの推定・検定」,（領域代表者：松田芳郎）『平成8年度科学研究費補助金研究成果報告書　ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』.

[13] 伴金美, 高木真吾1998.「疑似パネルデータの作成実験」,（領域代表者：松田芳郎）『平成11年度科学研究費補助金研究成果報告書　ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』.

[14] 不破信彦2003.「農村貧困からの脱出と教育―フィリピン農村の事例」大塚啓二郎, 黒崎卓編著『教育と経済発展』東洋経済新報社

[15] 松田芳郎, 伴金美, 美添泰人編著2000.『講座ミクロ統計分析2　ミクロ統計の集計解析と技法』, 日本評論社.

[16] 茂木優寿1999.「年齢構成, 世帯人員構成の変化が世帯の所得および消費格差に与える影響：1984-1994」,『郵政研究所月報』, 6月号.

[17] 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.

[18] 吉田あつし, 高木真吾1998.「コーホート・年齢ダミー変数モデルの最適な階層化」,（領域代表者：松田芳郎）『平成11年度科学研究費補助金研究成果報告書　ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』.

[19] 若林雅代1998.「家計の消費構造変化に関する実証分析―ライフサイクル効果とコーホート効果―」,『電力経済研究』, 第40号.

[20] Acemoglu, D., S. Johnson. and J.A. Robinson. 2001. "The Colonial Origins of Comparative Development : An Empirical Investigation," |it The American Economic Review, 91, pp.1369-1401.

[21] Balisacan, A. and N. Fuwa. 2004. "Going beyond Cross-country Averages : Growth, Inequality, and Poverty in the Philippines," World Development, vol. 32. No.11.

[22] Barro, R.J. 1997. Determinants of Economic Growth : A Cross-Country Empirical Study, MIT, Inc.

[23] Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin. 1995. Economic Growth, McGraw-Hill, Inc.

[24] Benerjee, A. and A. Newman. 1993. "Occupational Choice and the Process of Development," Journal of Political Economy, 101.

[25] Bourguignon, F. 2004. "The Poverty-Growth-Inequality Triangle," Indian Council for Research on International Economic Relations.

[26] Deaton, A. 1991. "Saving ns Liquidity Constraints," Econometrica, 59.

[27] Deaton, A. 1997. The Analysis of Household Surveys, Johns Hopkins University Press.

[28] Deaton, A and C. Paxson. 1994. "Intertempral Choice and Inequality," Journal of Political Economy, 102, pp.437–467.

[29] Deaton, A, P.O. Gourinchas and C. Paxson. 2000. "Social Security and Inequality over the Life–Cycle," NBER Working Paper, 7570.

[30] Deaton, A and C. Paxson. 1997. "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality," Demography, 34(1), pp97–114.

[31] Deininger, K and L. Squire. 1998. "New ways of looking at old issues : inequality and growth," The Journal of Development Economics, 57, pp.259–287.

[32] Duclos, J.Y, J. Esteban and D. Ray. 2003. "Polarization : Concepts, Measurement, Estimation," Econometrica, vol.72, pp.1737–1772.

[33] Fafchamps, M. 2002. "Inequality and Risk," WIDER Discussion Paper, No. 2002/7.

[34] Fields, G. 2001. Distribution and Development, MIT press.

[35] Galor, O. and J. Zeira. 1993. "Income Distribution and Macroeconmics," Review of Econmic Studies, 60.

[36] Ghosg, S. and S. Pal. 2004. "The Effect of Inequality on Growth : Theory and Evidence from the Indian Sates." Review of Development Economics, vol.8, No.1, pp.164–177.

[37] Harris, J.R. and Todaro, M. 1970. "Mining, Unemployment and Development : A Two–Sector Analysis," American Economic Review, 60.

[38] Kakwani, N. 2000. "Growth and Poverty Reduction : An Empirical Analysis." Asian Development Review, vol.18, No.2, pp.74–84.

[39] Kurita, K and T. Kurosaki. 2005. "Dynamics of Growth, Poverty, and Inequality : Panel Analysis of Regional Data from the Philippines and Thailand," Mimeo.

[40] Kurosaki, T. 2005. "Consumption Vulnerability to Risk in Rural Pakistan," (forthcoming in Journal of Development Studies)

[41] Lewis, W.A. 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour," Manchester School, 28.

[42] Ljungqvist, L. 1993. "Economic Underdevelopment : The Case of a Missing Market for Human Capital," Journal of Development Economics, 40.

[43] Mckay, A. and S. Pal. 2004. "Relationships between Household Consumption and Inequality in the Indian States." The Journal of Development Stud-

ies, vol.40, No.5, pp.65–90.

[44] Moolkerjee, D and D. Ray. 2003. "Persistent Inequality," Review of Economic Studies, 70.

[45] Ray, D. 1998. Development Econmics, Princeton : Princeton University Press.

[46] Quah, D. 1993. "Empirical cross–section dynamics in economic growth," European Economic Review, vol.37, Issues 2–3, p.426–434.

[47] Quah, D. 1996. "Twin peaks : Growth and convergence models of distribution dynamics," Economic Journal, Vol.106, No.437, pp.1045–1055.

[48] 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.

[49] Ravallion, M. 1998. "Does Aggregation Hide the Harmful Effects of Inequality on Growth?." Economics Letters, vol.61, no.1, pp.73–77.

[50] 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.

[51] 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.

[52] Shorroks, A. and R. van der Hoeven ed. 2004. Growth, Inequality, and Poverty : Prospects for Pro–poor Economic Development, Oxford University Press.

[53] Townsend, R.M. 1999. "Removing Financial Bottlenecks to Labor Productivity in Thailand," in W.C. Hunter, G.G. Kaufman and T.H. Krueger eds The Asian Financial Crisis : Origins, Implications, and Solutions, Boston : Kluwer Academic Publishers.

[54] World Bank. 2004. World Development Indicators 2004, The World Bank.

[2005年1月25日受稿
2005年7月13日レフェリーの審査をへて掲載決定]

（一橋大学大学院博士課程）