

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

開発途上国における家計消費の不平等と世帯主の年齢
—タイ，インド，パキスタンの事例より—

黒崎卓
栗田匡相

November 2012

開発途上国における家計消費の不平等と世帯主の年齢 —タイ、インド、パキスタンの事例より—*

2012年9月

黒崎卓・栗田匡相[#]

1 はじめに

家計消費の実証研究は、経済学を中心課題のひとつとして、長い伝統を持つが、近年マイクロデータの利用が容易になったことから、研究の蓄積が飛躍的に進んでいる。先進国のマイクロデータを用いた近年の研究の特徴は、家計間の異質性に対して明示的な配慮がなされていること、パネルデータの利用が標準化していること、動学的最適化モデルのシミュレーションに基づく構造パラメータ推定を含む実証手法の急速な進展がみられることなどが挙げられる(阿部 [2011])。他方、開発途上国の研究に関しても、より詳細な家計データ、より標本数の多い家計データなど多様なマイクロデータが利用可能になってきており、同様の関心の高まりが見られるが(黒崎 [2001], [2009])、先進国の研究とは異なる研究意義も存在する。例えば、低所得途上国の家計消費に関してマイクロ計量分析を行うことは、必然的に絶対的貧困問題との関連(貧困からの脱却プロセスの解明、セーフティーネット政策の必要性など)を議論することにつながる。また、不完備市場の特徴が先進国とは異なること(農村内の情報はかなり共有されている反面、地域外との取引には高い取引費用がかかることなど)は、先進諸国の分析とは異なる、より構造的な途上国経済の現実に研究者の視点を向けさせることになる。

さて、家計消費のマイクロデータを用いると、年齢階層間、異時点間、社会階層間などで消費不平等の特徴や変化、格差等について詳細な分析を行うことができる。先進国のデータからは、生年によって定義されるコーホート内部での消費の不平等が、労働市場参加後、年齢につれて上昇することが知られている。例えば Deaton and Paxson [1994] は、アメリカ合衆国、イギリス、台湾において、コーホート内消費不平等が年齢とともに定年退職年齢頃まで上昇するが、その上昇度合いは所得不平等よりも小さいことを示し、このパターン

*本稿の基になった研究に対して、阿部修人、堀井亮、川口大司、北村行伸、Kala Krishna、小原美紀、Ethan Ligon、Dilip Mookherjee、能勢学、尾高煌之助の各氏、および the Northeast Universities Development Consortium (NEUDC) Conference at MIT, Conference on Economic Growth and Development at Indian Statistical Institute, Delhi (ISID)、日本経済学会全国大会、University of Canterbury、一橋大学での研究報告出席者各位から有益なコメントを得たことに感謝する。

[#] 黒崎：一橋大学経済研究所 E-mail: kurosaki@ier.hit-u.ac.jp, 栗田：関西学院大学経済学部 E-mail: kkurita@kwansei.ac.jp.

が、恒常的な所得ショックが積み重なっていく中、各家計がライフサイクル上および短期的に消費を平滑化していく恒常所得モデルと整合的であると議論した。日本の分析では Ohtake and Saito [1998] で同様の結論が得られている。また、Storesletten et al. [2004] は、アメリカに関して教育水準による階層別の推計を行っている。彼らの分析結果は、教育水準によらず、所得と消費のコーホート内不平等が年齢とともに上昇することを示した。

年齢ともに同一生年グループ内の消費や所得の不平等が変化していくことを消費不平等（または所得不平等）の年齢効果と呼ぶが、先進国における消費不平等の年齢効果を、所得と消費の不平等年齢効果のずれや、所得と消費の共分散構造に着目することにより、不完全保険の理論モデルによって説明する試みが、近年特に増えている（例えば Blundell et al. [2008], Krueger and Perri [2006]）。無論、保険の不完全性は、信用市場が十分発達せず、公式の保険制度もほとんど存在しない途上国において、より顕著であり、かつそのような途上国では初期時点の家計厚生水準も低いから（黒崎 [2001], [2009]）、コーホート内消費不平等の年齢効果を異時点間・状態間消費平滑化(intertemporal and interstate consumption smoothing)の能力と関連させて理解することは意義深いと思われる。しかしそのような実証研究は非常に限られている。

そこで本稿は、Deaton and Paxson [1994] の定式化を拡張したマイクロ計量モデルを、複数の低所得途上国に適用し、コーホート内消費不平等の年齢効果を推計する。分析に際しては、途上国の現状に即した推計を行うために、以下の視点を強調しておきたい。低所得途上国内でもとりわけ、教育水準が低く、また所得水準も低い家計は、所得ショックに対する消費平滑化能力が限られていることが危惧される。そこで所得水準の内生性を考慮し、教育水準によって家計を二分することで、それぞれの階層においてコーホート内消費不平等が世帯主の年齢に伴ってどのように変化するかを焦点を当てた。低所得途上国においても、先進国で観察されたパターンが見いだされるのか、それとも異なったパターンが存在し得るのか、教育という社会階層ごとの差はあるのか？ これらの問題を実証的に検討することにより、低所得途上国の家計が利用可能な異時点間・状態間消費平滑化手段の特徴が明らかになると考えられる。途上国における消費不平等の変化に関しては膨大な実証研究が存在するが（例えば Shorrocks and van der Hoeven [2004], World Bank [2005], Kurita and Kurosaki [2011]）、異時点間資源配分の理論モデルとの明示的関連付けを行った研究は少ない。そのような明示的関連付けを、職業選択という観点から行っている例外的な研究には、Jeong and Townsend [2008], Townsend and Ueda [2006], Gine and Townsend [2004] などがあるが、不完備市場下の消費平滑化に着目している本稿とは焦点を異にする。

コーホート内消費不平等の年齢効果を不完全保険の理論モデルと関連付ける上で理想的なマイクロデータは、Blundell et al. [2008] がアメリカに関して用いたように、所得と消費の両方の情報を持つ家計パネルデータが長期間、かつ十分な標本数で利用できることである。しかし、残念ながら途上国でそのようなデータは得られない。そこで本稿では、家計消費の繰り返しクロスセクションデータさえ得られれば推定可能な Deaton and Paxson [1994] の

手法を改良し、タイ、パキスタン、インドの3地域に適用する。タイは、消費と所得両方のデータが継続して得られる例であるが、本稿の対象時期（1986～2004年）の中頃（1990年代半ば）にはすでに中進国の仲間入りを果たしている（末廣 [2009]）。パキスタンは、消費と所得両方のデータが継続して得られる低所得途上国の例であるが、所得データの精度に難点がある。インドは、消費のみのデータだが、その標本数が10万を越す巨大なものであり、消費品目も詳細であるといった理由から分析対象に加えた。

分析結果を先取りすると、タイ、パキスタン、インドでは、先進国型の年齢効果、すなわちコーホート内消費不平等が年齢とともに定年頃まで上昇する傾向が明確には現れず、とりわけ、低教育階層に絞ると消費不平等が年齢とともに縮小する傾向すら見いだせた。これは栗田 [2005] がタイに関して指摘していたものであるが、本稿は、このパターンがかなり頑健に見出せること、タイ以外の途上国でも検出されることを示している。

以下、第2節ではデータ、第3節では計量モデルについて説明する。第4節で分析結果を示し、第5節でそれを不完備市場下の消費平滑化の観点から解釈する。

2 データ

タイのデータ源は、タイ政府の全国統計局(National Statistical Office)が実施する家計所得・消費調査 Household Socio-Economic Survey（以下では SES と呼ぶ）である。タイの SES は1998年以降毎年実施されているが、それ以前は隔年で実施されていた。標本数は約11,000から35,000家計である。本稿では、1986年から2004年まで19年間をカバーする10時点の隔年データを用いる。この時期タイ経済は、1997年のアジア通貨危機による一時的落ち込みはあったものの、おおむね順調な高度成長を続け、貧困指標も急減した（末廣 [2009], Kurita and Kurosaki [2011]）。タイ SES は、所得と消費に関する両方の情報が得られ、調査ラウンドの時点数が大きいことが最大の強みである。

パキスタンのデータ源は、パキスタン政府の連邦統計局(Federal Bureau of Statistics)が実施した Pakistan Integrated Household Survey ないし Pakistan Social and Living Standards Measurement Survey である（以下では PIHS/PSLM と呼ぶ）。PIHS が基本的に家計消費を中心に若干の所得情報を加えた調査だったのに対し、PSLM は健康や教育などを消費・所得に加えた総合的な厚生情報を集めている。PSLM の標本の一部が、PIHS と比較可能な詳細な消費データを含んでいるため、本稿では、1998/99年度と2001/02年度の PIHS と、2004/05年度と2005/06年度の PSLM 消費・所得データを用いる。4次の調査すべて、標本数は約15,000家計である。なお、この時期パキスタン経済の成長率はプラスとマイナスを大きく揺れ動き、貧困指標も期間始めと最終時点を比較すると若干の改善を見せるにとどまった（Kurosaki [2009]）。

インドのデータ源は、インド政府の全国標本調査機構(National Sample Survey Organisation)による全国標本調査のうち、標本数の大きい、いわゆる“thick sample”ラウンドの家計消費調

査である（以下NSSと呼ぶ）。1983年の38次NSS, 1987/88年度の43次NSS, 1993/94年度の50次NSS, 2004/05年度の61次NSSを本稿では用いる¹。NSSデータの最大の強みは、標本数が巨大なこと（平均で約120,000家計）と調査対象となる消費品目がきわめて詳細なことである。全体の標本数が大きいことは、同一生年のグループで構成されるコーホート内の不平等を、社会階層ごとに分割して計算しても一定程度の標本数が確保できることを意味している。反面、NSSデータには所得に関する情報は含まれていない。また、対象期間中、インド経済は着実な成長を遂げ、貧困指標も低下したが、貧困削減は緩慢なものであり、膨大な数の貧困者を抱えた低所得途上国の状態を抜け出せないでいた（黒崎・山崎 [2011]）²。

タイSES, パキスタンPIHS/PSLM, インドNSSはすべて、全国およびその下位のレベル(region)で代表性を持つように設計された家計調査であり、消費総額についての比較可能性も十分であると判断される³。家計*i*の調査年*t*における1人当たり⁴実質消費総額（農家の自己生産物消費のような現物消費の帰属計算分を含む）を c_{igt} で表す。単純に世帯員数で割るのではなく、世帯消費における人数面での規模の経済も考慮した成人換算単位で割る方が理論的には望ましいが、3国に共通して利用可能な規模の弾性値が存在しないため、本稿では、1人当たりでの分析結果の頑健性チェックとして世帯当たりでの分析を合わせて行うことによってこの問題に対処する。下付き文字*g*は、その家計の世帯主が属するコーホートであり、生年（ただし生年がデータから直接得られない場合には、調査年から年齢を引いたもの）によって定義する。

ある調査年*t*における c_{igt} を適当なグループについて集計することにより、消費で測った平均の厚生水準とその散らばり具合を、そのグループに対して算出できる。コーホート内不平等の指標として、既存研究に倣い、本稿では主に対数分散を用いる。すなわち、コーホート*g*の調査年*t*におけるコーホート内不平等を $Ineq_{gt} = \text{var}_{i \in g}(\ln c_{igt})$ と定義する。これは言い換えると、世帯主が属するコーホート内部での不平等経年変化に着目するということである。Deaton and Paxson [1994: Figures 1~3]は、このようにして複数の繰り返しクロスセクションデータから計算した $Ineq_{gt}$ を、横軸が世帯主の年齢になるようにプロットし、同じコーホートの異なる調査時点のデータをつなぐことにより、コーホート内不平等の年齢

¹ 1999/2000年度の55次NSSも利用可能だが、消費品目ごとの対象期間(recall period)変更に伴う比較可能性の欠如ゆえに、本稿では用いない。61次NSSデータについては、50次までと比較可能性が高いuniform recall periodデータを用いる。

² 世界銀行の分類では、インドは2007年に低所得国(low-income countries)を抜け出し、低位中所得国(lower-middle-income countries)の仲間入りを果たした（World Bank [various issues]）。

³ 全国世帯の母集団を復元させるための家計単位の乗数がそれぞれのデータについて利用可能である。全国国民の母集団を復元させるためには、この乗数に調査家計の世帯員数を乗じたものを使う必要がある。

⁴ ただしパキスタンにおいては1人当たりではなく、18歳未満の者に0.8のウェイトを与えた成人換算単位(adult equivalence units)1単位当たりとする。これはパキスタン政府の公式貧困指標計測方法に倣っている。パキスタンの分析を単純な1人当たりに変えても、本稿で報告した結果は定性的に変わらない。

効果を描写的に観察している。その図からは、アメリカ、イギリス、台湾すべてにおいて右上がりの年齢効果が読み取れる。

<図1挿入>

対照的に、タイのデータを用いて同様のプロットを試みると、右上がりのパターンを見出すのは難しい(図1)。1942~43年生まれのコーホートは不平等の増加を経験したのに対し、1958~59年生まれのコーホートは減少を経験し、図に示した他の3つのコーホートでは不平等は上下に変動している。すなわち描写的観察からは、タイのコーホート内消費不平等の年齢効果は先進国で観察されるものとは異なっていることが示唆される。

3 計量モデル

図1のようなデータから年齢効果を推計するために、それぞれのコーホートに固有の不平等レベルがあると仮定したコーホートレベルの回帰分析モデル(Deaton and Paxson [1994])は以下のようなになる。

$$Ineq_{gt} = \sum_a \alpha_a Age_{gt} + \sum_g \beta_g Cohort_g + u_{gt}, \quad (1)$$

ただし Age_{gt} は年齢ダミー、 $Cohort_g$ はコーホートダミー、 u_{gt} は期待値ゼロの誤差項、 α_a と β_g は推定するパラメータである。年齢ダミーの係数 α_a が、コーホート内不平等の年齢効果を示すものとなる。この計量モデルにより、図1の複数の曲線が円滑に結合され、 α_a の標準誤差と95%信頼区間を求めることにより年齢効果のパターンが統計的に有意かどうかを検証できる。Deaton and Paxson [1994: Figure 4] では、このようにして得られた年齢効果を図にプロットし、アメリカ、イギリス、台湾の3カ国全てにおいてコーホート内消費不平等が年齢につれて上昇することを確認している。

本稿では(1)式を家計レベルのデータに拡張し、次の計量モデルを推定する：

$$(\ln c_{igt} - \ln c_{gt})^2 = \sum_a \alpha_a Age_{igt} + \sum_g \beta_g Cohort_{ig} + X_{igt}\gamma + u_{gt}, \quad (2)$$

ただし $\ln c_{gt}$ は t 期における $\ln c_{igt}$ のコーホート g 内の平均、 X_{igt} は家計の世帯構成など家計属性のベクトル、 γ は推定するパラメータベクトルである。(2)式で $X_{igt}\gamma$ を用いず、適当なウェイトを用いたものは、(1)式と同値の α_a と β_g を示す。(2)式を採用することの強みは、(1)式よりも柔軟にウェイト付けした推定を行うことができることや、世帯構成変化の影響を詳細にコントロールすることが可能になることである。世帯員1人当たりとして c_{igt} を定義したことに由来するバイアスが懸念されるが、それは $X_{igt}\gamma$ 項を加えたことによって大幅な改善が期待できる。

(1)式も(2)式も、調査年に固有なマクロ経済ショックは、コーホート固定効果と年齢固定

効果の線形結合が調査年に固有な効果のため、暗黙裡にコントロールされている。言い換えるとこの定式化では、調査年の固定効果を識別できない⁵。また、年齢効果 α_a は繰り返しくロスセクションデータのカバーする期間が長く、その間の調査ラウンド数が多ければ多いほど、統計的に正確に推定できる。本稿のデータではタイのデータがこれに当てはまる。なお、年齢効果 α_a が近似的に年齢に対して線形かどうかは、(1)式や(2)式の α_a に関する Wald 検定によって統計的に検証できる。Deaton and Paxson [1994] のアメリカ、イギリス、台湾の例では、定年退職年齢の前までを見る限り、ほぼ線形で、傾きは正である。

繰り返しくロスセクションデータが所得情報も含む場合、(1)式や(2)式の 1 人当たり実質消費総額 c_{igt} を 1 人当たり実質所得総額 y_{igt} に置き換えた推定が可能になる。ここでの所得は、農家の自己生産物消費のような現物消費の帰属計算分を含めて定義する。そこから推定される年齢効果 α_a は、世帯主がコーホート内で経験する不平等の経年変化を示す。ライフサイクルを通じて個人の所得は、保険不可能な恒常的生産性ショックの積み重ねによって徐々に変動していくという先進国に関する標準的な状況の下では、所得のコーホート内不平等は消費のそれよりも急激に、定年退職年齢頃まで加齢とともに上昇する(阿部[2011])。

また、繰り返しくロスセクションデータが所得情報も含む場合、 $\ln c_{igt}$ と $\ln y_{igt}$ のコーホート内共分散に着目した分析も意義深い。(1)式においては被説明変数を $\ln c_{igt}$ と $\ln y_{igt}$ の共分散で置き換え、(2)式においては被説明変数を $(\ln c_{igt} - \ln c_{gt})(\ln y_{igt} - \ln y_{gt})$ で置き換えた推定モデルを考える。共分散が経年的にどう変化するかは、所得リスクがどれほど恒常的あるいは一時的なものであるのかを分析するために有用な情報を提供する (Blundell and Preston [1998])。

4 推定結果

本稿では、(2)式を、世帯主の教育水準が高い家計と低い家計に分けて別々に推定した結果を報告する。ベクトル X_{igt} には世帯員数を入れ、全国世帯の母集団を復元させるための家計単位の乗数を用いたウェイト付き最小二乗法(WLS)で推定した。推定された年齢ダミーの係数 α_a を年齢に対してプロットし、95%信頼区間を点線で示したのが図 2~6 である。

<図 2、表 1 挿入>

タイの消費について、コーホート内不平等の年齢効果を見ると、世帯主の教育水準（就学年数 7 年未満を低教育、7 年以上を高教育とする）に対応して異なったパターンが検出される（図 2）。高教育世帯主の家計では、40 代半ばまでほぼフラットで、その後、不平等が上昇する。これは Deaton and Paxson [1994] の先進国パターンとほぼ同じで、とりわけ台湾のパターンに似通っている。他方、低教育世帯主の家計では、不平等は年齢を経るにつれて緩やかに減少している。95%信頼区間が広いため、図 2 における低教育家計での不平等低

⁵ 3 種類の固定効果の変化にスムーズさを仮定することによって、コーホート効果、年齢効果、調査年効果それぞれを別途に識別する作業は今後の課題としたい。

下が統計的に有意かどうかは判断が難しいが、40代後半以降、高教育家計の年齢効果の95%信頼区間と低教育家計のそれとはまったく重なっておらず、教育水準に応じて明らかに異なる経年変化が生じていることは確かである。表1に示すように、線形制約を課した場合には、高教育世帯において年齢効果は有意にプラス（年齢1歳につき0.0019ポイントだけ対数消費分散が上昇）、低教育世帯において年齢効果は有意にマイナス（年齢1歳につき0.0035ポイントだけ対数消費分散が減少）となる。アメリカの例でStoresletten et al. [2004]が世帯主の教育水準別（高校未満、高校卒、大学以上の3カテゴリ）にコーホート内不平等の年齢効果を推定しているが、図2とは対照的に、プラスの年齢効果が教育水準に関係なく検出されている。教育水準を分けずに全世界帯で(2)式を推定すると、年齢効果はプラスともマイナスともいえない形状となる（Kurosaki et al. [2010: Figure 1-1]）。

<図3挿入>

図2の背後に存在する所得のコーホート内不平等の経年変化をプロットしたのが、図3である。やはり高教育家計でプラス、低教育家計でマイナスの傾きが見て取れる。高教育家計においては、所得不平等は消費不平等よりもより世帯主年齢が低い時期に上昇し始め、一貫して、消費不平等よりも高い値をとっている。これは、恒常的な所得ショックが積み重なっていく中で、各家計がライフサイクル上で短期的に消費を平滑化していく恒常所得モデルの含意と整合的である。また一方で、低教育家計の年齢効果は標準誤差が非常に大きく、マイナスの傾きは統計的に有意とは言えない。教育水準を分けずに全世界帯で所得不平等の年齢効果を推定すると、年齢効果は30台半ばまで緩やかに上昇するが、その後はあまり変動がない（Kurosaki et al. [2010: Figure 1-1]）。

<図4挿入>

更に、Blundell and Preston [1998]にならい、消費と所得の共分散を非説明変数とした年齢効果を推計したのが図4である。この年齢効果は、消費のグラフと所得のグラフのほぼ中間の形態であり、低教育家計における右下がりの年齢効果は、アメリカに関して観察されている右上がりの年齢効果（Blundell and Preston [1998]）と対照的である。なお、所得不平等、消費所得共分散ともに、年齢効果線形の制約を課すと、高教育家計で統計的に有意にプラス、低教育家計で有意にマイナスの傾きが検出される（表1）。

<図5挿入>

パキスタンのコーホート内消費不平等について、世帯主の教育水準を就学年数がゼロか正かで二分して年齢効果をプロットすると、タイに似た対比が検出される（図5）⁶。高教育家計では年齢効果の傾きは緩やかなプラス、低教育家計では年齢効果の傾きは緩やかな

⁶パキスタンの場合、データの間隔が均等でなく、また、報告された年齢の誤差（自己の年齢と生年を正確に知らない者が多いため、1の位が0および5の年齢が、他の年齢よりも多く報告される）も顕著なため、年齢ダミーとコーホートダミーの作成に工夫を要する。本稿で報告するのは、1998/99年PIHSを調査年1999年、2001/02PIHSを調査年2001年、2004/05年PSLMを調査年2003年、2005/06年PSLMを調査年2005年とみなし、年齢ダミー、コーホートダミーともに2年間隔で定義した場合の推定結果である。

マイナスである。ただしパキスタンの場合、95%信頼区間は非常に広く、教育水準別の信頼区間が全年齢を通して重なっている。これは、パキスタンのマイクロデータのカバーする期間が短く、調査ラウンド数も少ないことに由来する。教育水準を分けずに全世帯で消費不平等の年齢効果を推定すると、緩やかな上昇が検出される (Kurosaki et al. [2010: Figure 2-1])。所得について同様のモデルを推定したが、所得データの誤差の大きさなどの理由から、非常に不安定な推定結果となったため、省略する。

<図 6 挿入>

インドのコーホート内消費不平等もまた同様の対比、すなわち高教育家計でプラス、低教育家計でマイナスの年齢効果を示す (図 6)⁷。高教育と低教育を分ける閾値は、パキスタンと同じ基準を用いた。パキスタンのマイクロデータと調査ラウンド数は同じであるが、カバーする期間が長いために同一コーホートの重なりが多く含まれること、そして標本数が大きいことの 2 つの理由から、インドの場合の 95%信頼区間は非常に狭く、年齢効果が統計的に正確に検出されている。すなわち高教育家計でプラス、低教育家計でマイナスの年齢効果は、統計的にも有意である。表 1 に示すように、線形制約を課した場合には、高教育世帯において年齢 1 歳につき 0.0046 ポイントだけ対数消費分散が上昇するのに対し、低教育世帯においては年齢 1 歳につき 0.0010 ポイントだけ対数消費分散が減少する。教育水準を分けずに全世帯で所得不平等の年齢効果を推定すると、年齢効果は非常に緩やかな上昇となる (Kurosaki et al. [2010: Figure 3-1])。

頑健性のチェックとして、ベクトル X_{igt} を入れない場合やベクトルに年齢・性別世帯構成、州ダミー・都市部ダミーを入れた場合、WLS のウェイトとして全国民の母集団に対応した乗数を用いた場合、教育水準の高低を分ける閾値をずらした場合、式(2)でなく式(1)を用いた場合 (被説明変数としては対数消費分散、ジニ係数、アトキンソンの不平等指数) なども推定した。推定結果は Kurosaki et al. [2010] に示されているが、本稿で報告した結果は定性的に変化がなかった⁸。世帯員数に関する規模の経済を考慮して、1 人当たり消費の代わりに世帯当たり消費を用いた推定結果も、教育のコントラストに関して定性的におおむね同じものとなった。

また、(2)式を農村部居住家計と都市部居住家計とで区分し、別々に推定した結果は、農村家計の年齢効果は本稿で報告する低教育家計、都市家計の年齢効果は本稿で報告する高教育家計のパターンに類似していた。すなわち、都市家計の場合には先進国同様にコーホート内不平等が世帯主の加齢とともに上昇していくのに対し、農村家計ではコーホート内

⁷インドNSSもパキスタンの場合と同様に、データの間隔が均等でなく、また、報告年齢の誤差も顕著なため、年齢ダミーとコーホートダミーの作成に工夫を要する。本稿で報告するのは、38次NSSを調査年1984年、43次NSSを調査年1989年、50次NSSを調査年1994年、61次NSSを調査年2004年とみなし、年齢ダミーは2年間隔、コーホートダミーは5年間隔で定義した場合の推定結果である。

⁸パキスタンに関しては、年齢効果のポイント推定量について図5と同じ対比が頑健に見出されたため、タイ・インドと同様の教育水準別対比が存在すると判断し、本稿に含めることにした。

不平等が横ばいか、世帯主の加齢につれて緩やかに減少するパターンが、頑健に検出された。

5 結び：不完備市場下の消費平滑化の観点からの解釈

前節の分析結果は、タイ、パキスタン、インドにおいて、先進国型の年齢効果、すなわちコーホート内消費不平等が年齢とともに定年退職年齢付近まで上昇する傾向が明確には現れず、とりわけ低教育階層に限ると消費不平等が年齢とともに縮小する傾向すら存在することを示すものであった。理論的に、コーホート内消費不平等の減少は、恒常所得仮説の下で家計が外生的な信用市場を利用可能な状況では生じ得ない現象であり、本稿の分析結果は、とりわけ途上国の低学歴層において異時点間資源配分能力の欠如を示唆している⁹。こうした分析結果が示すのは、消費不平等の変化と異時点間資源配分の関係性を、途上国経済の現状に即した形で理論構築する必要性である。

まず、議論の前提として筆者らは、低所得途上国に関して以下のようなメカニズムを考えた。①農業に基盤を置く低所得途上国においては、天候に依存して一時的に変動する農業所得が重要であり恒常的生産性ショックは稀にしか生じない、②農業所得の一時的変動は農業従事者が経験を積んでいくにつれて小さくなっていく、③低教育者や農村居住者は年齢が若いうちはさまざまな非農業就業に挑戦し、成功する者と失敗する者との大きな差が生まれるが、年齢を重ねていくにつれて農業就業の重要性が高まっていき、そのような差が起きにくくなっていく。このような状況下では、農村居住家計や低教育家計において、コーホート内所得不平等が世帯主の加齢につれて減少する可能性が高まる。

こうしたメカニズムを念頭に置きながら、低所得途上国の低教育家計において、コーホート内消費不平等が加齢とともに減少することを説明する理論枠組みについて、不確実性下の異時点間資源配分と不平等の関係を整理した Fafchamps [2003: Chapter 5]などを参考に、検討しよう。

ベンチマークとして、所得がそのまま消費される経済(hand-to-mouth economy)を考える。これは信用市場や保険へのアクセスが存在せず、貯蔵技術も限られた状況で、家計が孤立して生活をしている経済に対応する。この場合、コーホート内消費不平等は、コーホート内所得不平等と全く同じ年齢効果を示すはずである。タイの図2と図3を比べると、所得不平等年齢効果の統計的誤差が大きいため、低教育家計における年齢効果が消費と所得で同一であるという帰無仮説は棄却できない。すなわち、異時点間・状態間消費平滑化能力がゼロという原始的状況が、低所得途上国の低教育家計の状況を説明する可能性を否定し

⁹ Deaton and Paxson [1994] が指摘しているように、本稿で用いた年齢効果の推定は、家計の選好構造が世帯主の年齢に依らず同質であることを暗黙裡に仮定しており、この仮定が満たされなければ、コーホート内不平等と年齢に関する予測はそもそも有効でなくなる。選好構造に関してより柔軟な定式化を許容した分析によって、前節の分析結果の頑健性を確認する作業は本稿に残された課題のひとつである。

きれない。

逆方向のベンチマークとして、完全なリスクシェアリングの可能性も検討に値する。このモデルの下では、家計に固有の(idiosyncratic)所得ショックや異時点間の所得変動はすべて共同体内部で相互に保険・平滑化されて、個別家計の消費にまったく影響しない (Townsend [1994], Kurosaki [2001])。したがってコーホート内消費不平等は、コーホート内所得不平等の年齢効果がどのような形状であるかにかかわらず、フラットな形状を示すはずである。低教育家計の年齢効果はマイナスの傾きを持つが、統計的にそれほど有意性が高くないから、この可能性も完全に否定できない。

これらふたつのベンチマークの間には、リスクシェアリングはできないが外生の信用市場を用いて異時点間消費平滑化が可能なモデルや、非対称情報やコミットメント能力の不足ゆえにリスクシェアリングが不完全となる部分的保険(partial insurance)のさまざまなモデル (Ligon [1998], Kocherlakota and Pistaferri [2007], Ligon et al. [2002], Krueger and Perri [2006]) が位置付けられる。これらのモデルでは、もし所得のコーホート内不平等の年齢効果がそれほど強いプラスの傾きを持たないならば、異時点間・状態間消費平滑化能力が世帯主の年齢とともに向上する場合に、消費のコーホート内不平等が加齢とともに減少する可能性がある。例えば、部分的保険モデルの下で、低教育者（その多くが農村居住者）は村落内での継続的取引を通じて、情報の非対称性やコミットメントの問題を加齢とともに改善していくことができるならば、本稿で観察されたような消費不平等の経年減少が起こり得る。タイの消費・所得共分散の年齢効果がマイナスであること (図 4) は、この可能性を示唆しているのかもしれない。

いずれにしても議論の鍵は、低所得途上国の低教育家計のライフサイクルにおいて、コーホート内所得不平等が上昇しない（むしろ減少する）可能性をどう理解するかであろう。不確実性下の異時点間・状態間消費平滑化のモデルとしてどのようなものを仮定するかにかかわらず、先進国のようにコーホート内所得不平等が顕著にプラスの年齢効果を伴っていれば、コーホート内消費不平等の年齢効果もプラスの傾きを持つはずだからである。所得の動学過程において、恒常的生産性ショックが重要ならば、コーホート内所得不平等は顕著にプラスの年齢効果を示すようになる。

また、今ひとつの重要な論点は、貧困問題との関連にある。不平等が加齢とともに縮小するというのは、一見、厚生上望ましい変化のように思われるが、必ずしもそうではない。本稿で扱う 3 国において、消費の不平等ではなく消費水準そのものを被説明変数として年齢効果を推定すると、高教育家計では年齢とともに消費水準も顕著に上昇するのに対し、低教育家計では年齢効果の上昇はあまり顕著でない（場合によってはマイナスである）ことが判明した。すなわち低教育家計におけるコーホート内消費不平等の減少は、消費水準の低迷を伴ったものであり、一種の貧困の罠に近い状況と思われる。

しかし、これら議論は本稿の分析結果を解釈する試論にすぎない。低所得途上国の低教育家計や農村居住家計のライフサイクルにおいて、上記のようなリスクシェアリング効率

性上昇や、コーホート内所得不平等の低下が実際に生じているかどうかは、今後の実証研究によって確認すべき課題である。人的資本蓄積の重要性や労働市場の構造が産業ごとに異なることへの配慮も本稿では不十分である。また、より多くの途上国について同様の作業を行い、比較検証する必要もある。これらを明らかにして初めて、異時点間・状態間消費平滑化能力が不足していることの厚生コストや、それに対する政策介入の在り方などが議論できる。多くの研究課題が本稿には残されている¹⁰。

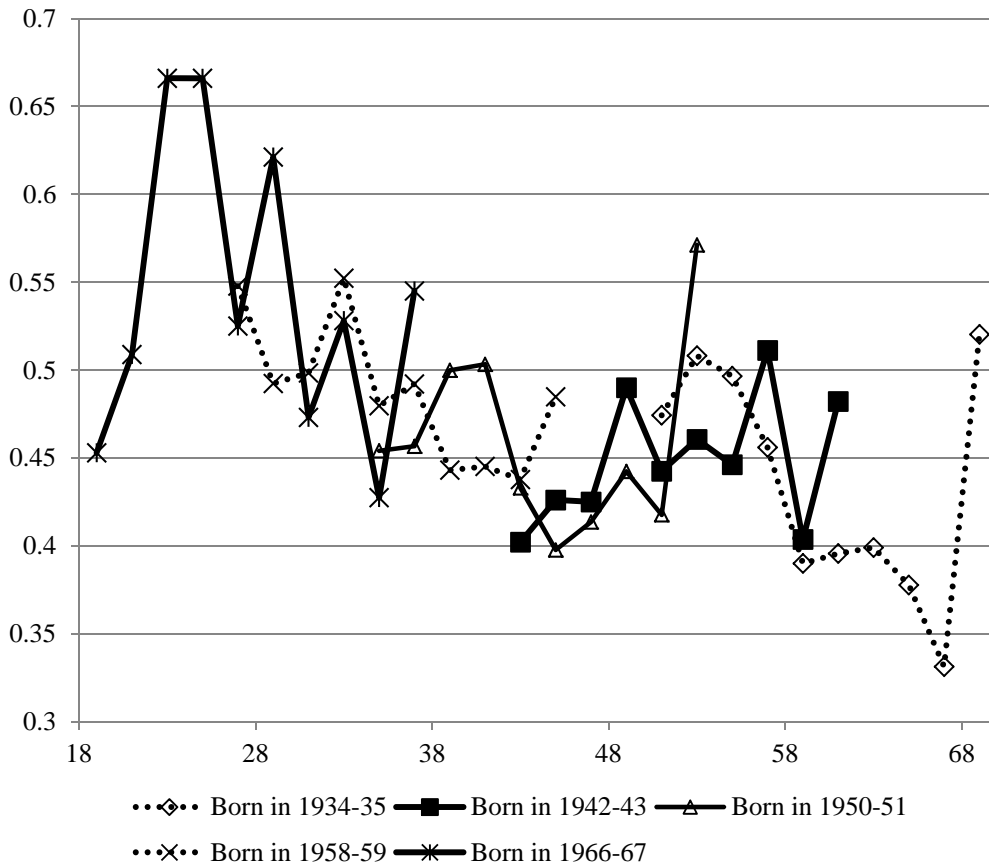
¹⁰ 筆者らは現在、Ethan Ligon, Alberto Iniguez-Montiel との共同研究により、メキシコなどほかの途上国への拡張と、消費平滑化の理論モデル検証の作業を進めている。

参考文献

- 阿部修人 [2011] 『家計消費の経済分析』 岩波書店.
- 栗田匡相 [2005] 「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・居住地別年齢効果の検証」 『一橋論叢』 第 134 巻 6 号, pp.131-168.
- 黒崎卓 [2001] 『開発のミクロ経済学：理論と応用』 岩波書店.
- [2009] 『貧困と脆弱性の経済分析』 勁草書房.
- 黒崎卓・山崎幸治 [2011] 「経済成長と貧困問題」 石上悦朗・佐藤隆広編著 『現代インド・南アジア経済論』 ミネルヴァ書房, pp.19-47.
- 末廣昭 [2009] 『タイ：中進国の模索』 岩波書店.
- Blundell, R. and I. Preston [1998] “Consumption Inequality and Income Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, vol.113, no.2, pp.603-640.
- Blundell, R., L. Pistaferri and I. Preston [2008] “Consumption Inequality and Partial Insurance,” *American Economic Review*, vol.98, no.5, pp.1887-1921.
- Deaton, A. and C. Paxson [1994] “Intertemporal Choice and Inequality,” *Journal of Political Economy*, vol.102, no.3, pp. 437-467.
- Fafchamps, M. [2003] *Rural Poverty, Risk and Development*, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Gine, X. and R.M. Townsend [2004] “Evaluation of Financial Liberalization: A General Equilibrium Model with Constrained Occupation Choice,” *Journal of Development Economics*, vol.74, no.2, pp. 269-308.
- Jeong, H. and R.M. Townsend [2008] “Growth and Inequality: Model Evaluation Based on an Estimation-Calibration Strategy,” *Macroeconomic Dynamics*, vol.12, pp.231-284.
- Kocherlakota, N. and L. Pistaferri [2007] “Household Heterogeneity and Real Exchange Rates,” *Economic Journal*, vol.117, pp.C1-C25.
- Krueger, D. and F. Perri [2006] “Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory,” *Review of Economic Studies*, vol.73, no.1, pp.163-193.
- Kurita, K. and T. Kurosaki [2011] “Dynamics of Growth, Poverty, and Inequality: A Panel Analysis of Regional Data from Thailand and the Philippines,” *Asian Economic Journal*, vol.25, no.1, pp.3-33.
- Kurosaki, T. [2001] “Consumption Smoothing and the Structure of Risk and Time Preferences: Theory and Evidence from Village India,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, vol.42, no.2, pp.103-117.
- [2009] “Vulnerability in Pakistan, 2001-2004,” March 2009, background paper for the Pakistan Poverty Assessment Project, the World Bank.
- Kurosaki, T., K. Kurita, and E. Ligon [2010] “Intertemporal Choice and Inequality in Low-Income Countries: Evidence from Thailand, Pakistan, and India,” paper presented at the Northeast Universities Development Consortium (NEUDC) Conference, MIT, November 2010.

- Ligon, E. [1998] "Risk Sharing and Information in Village Economies," *Review of Economic Studies*, vol.65, no.4, pp.847-864.
- Ligon, E., J.P. Thomas, and T. Worrall [2002] "Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies," *Review of Economic Studies*, vol.69, no.1, pp.209-44.
- Ohtake, F. and M. Saito [1998] "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, vol.44, no.3, pp.361-381.
- Shorrocks, A.F. and R. van der Hoeven (eds.) [2004] *Growth, Inequality, and Poverty: Prospects for Pro-Poor Economic Development*, Oxford: Oxford University Press.
- Storesletten, K., C.I. Telmer, and A. Yaron [2004] "Consumption and Risk Sharing over the Life Cycle," *Journal of Monetary Economics*, vol.51, no.3, pp.609-633.
- Townsend, R.M. [1994] "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, vol.62, no.3, pp.539-591.
- Townsend, R.M. and K. Ueda [2006] "Financial Deepening, Inequality, and Growth: A Model-Based Quantitative Evaluation," *Review of Economic Studies*, vol.73, no.1, pp.251-293.
- World Bank [2005] *World Development Report 2006: Equity and Development*, New York: Oxford University Press.
- [various issues] *World Development Report: Selected world development indicators*, New York: Oxford University Press.

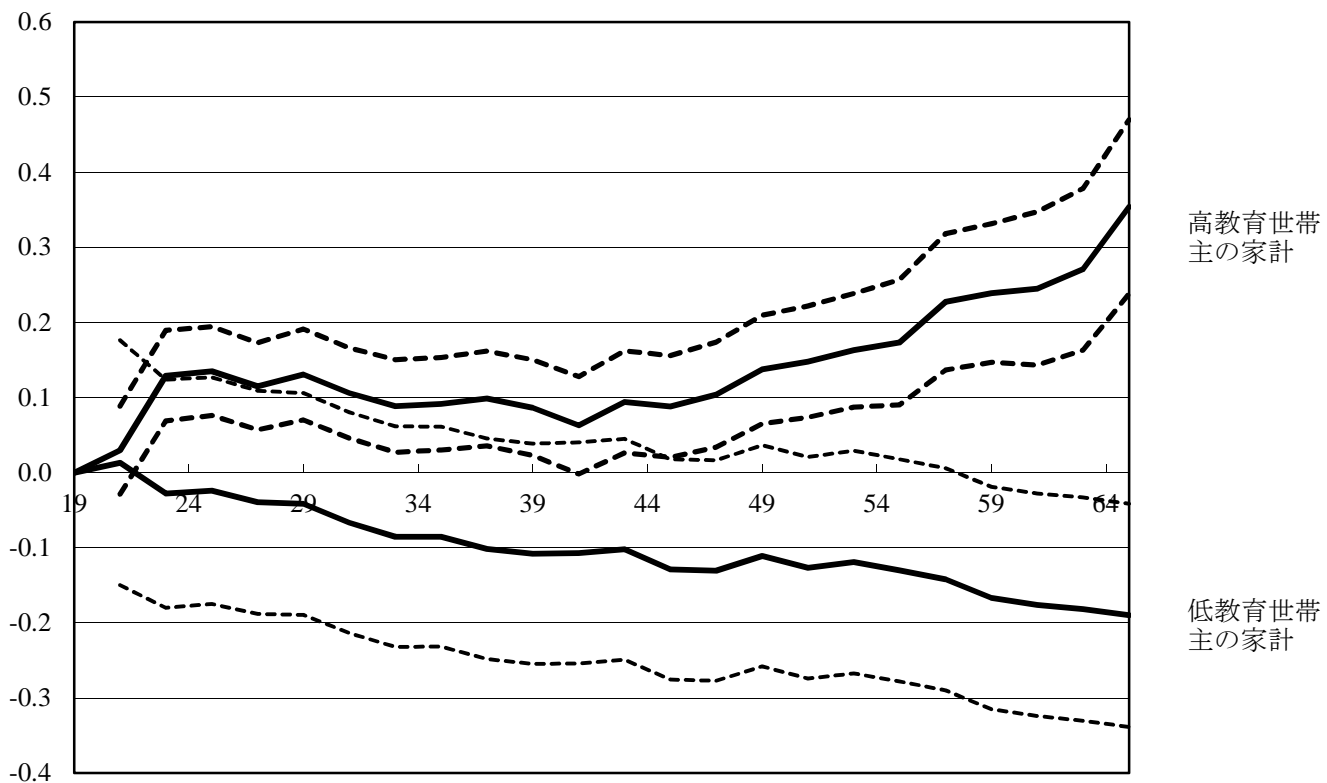
図1：タイにおけるコーホート内消費不平等の経年変化(1986～2004)



注:それぞれのグラフは、生年で定義されたコーホート(2歳刻み)が同じ世帯主の家計間不平等すなわち対数消費分散 $Ineq_{it}$ を、1986年から2004年まで10次の調査(2年刻み)でのクロスセクションデータに基づいて計算した値を、対応する年齢(2歳刻み)を横軸にプロットして、同じコーホートをつないだものである。グラフを見やすくするために5つの代表的コーホートのみ示すが、隣接するコーホートの間には3つのコーホートが存在し、そのデータを省略している。

出所：タイSES(1986～2004, 2年間隔の10ラウンド)マイクロデータより筆者作成。

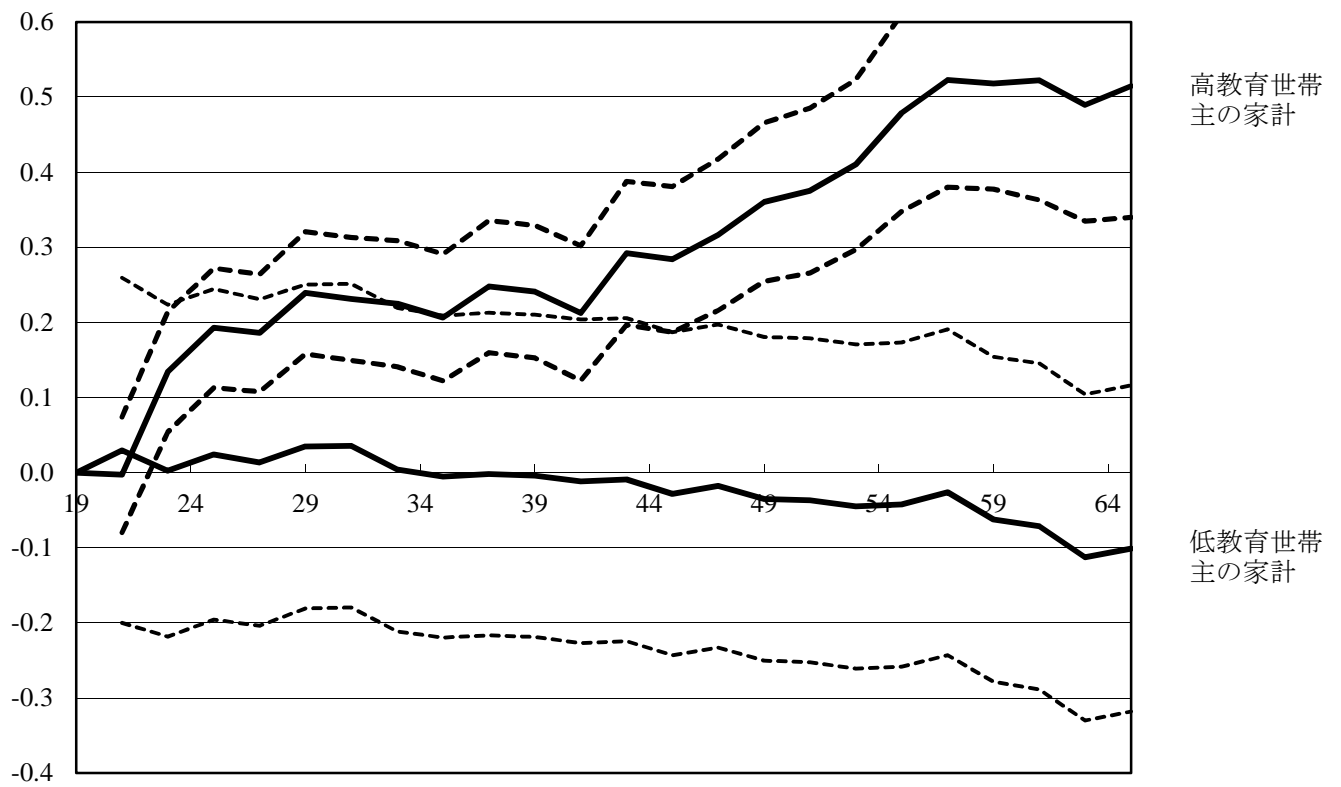
図2：タイにおけるコーホート内消費不平等の年齢効果(1986～2004)



注：実線は、本文の式(2)によって推定されたコーホート内不平等の年齢効果（19歳がレファレンス年齢），点線はその95%信頼区間を示す．横軸は世帯主の年齢（2歳刻み），標本数は高教育世帯主の家計が76,900，低教育世帯主家計が114,963.

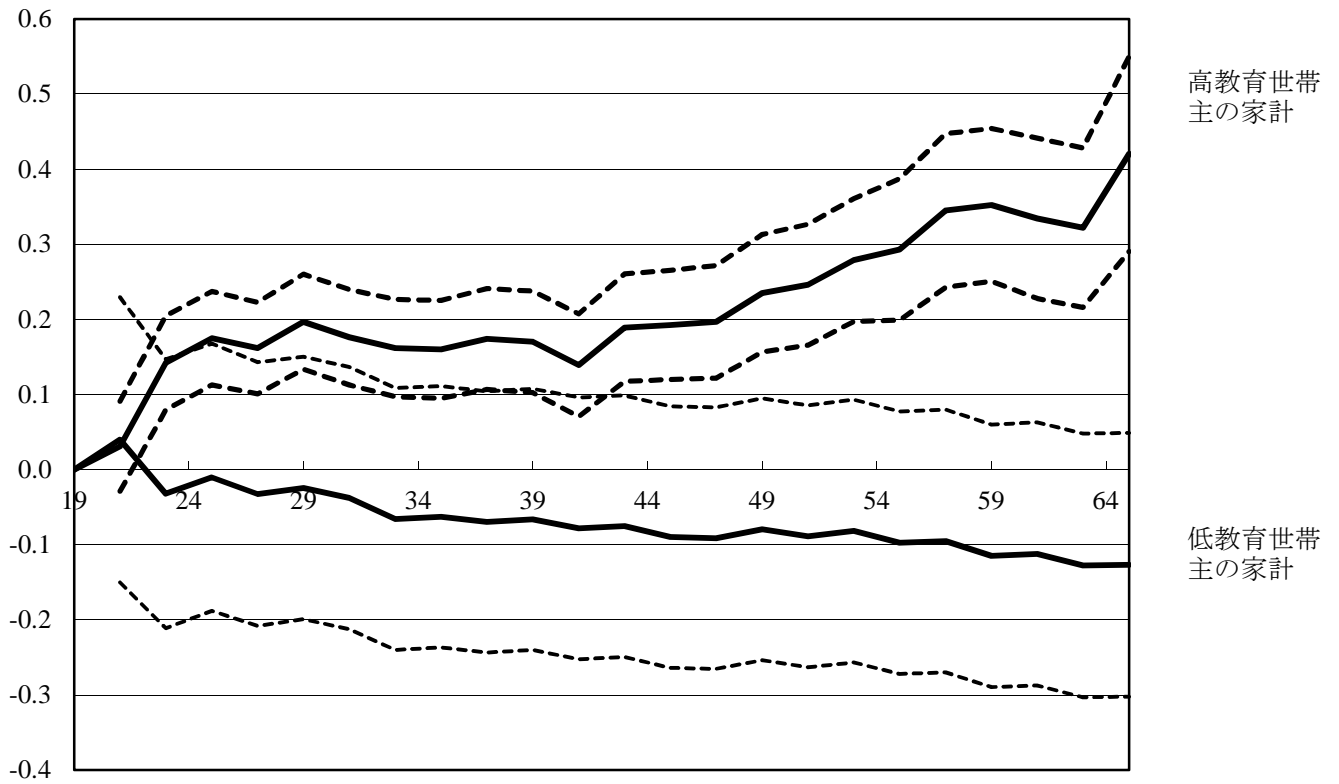
出所：タイSES(1986～2004, 2年間隔の10ラウンド)マイクロデータより筆者作成.

図3：タイにおけるコーホート内所得不平等の年齢効果(1986～2004)



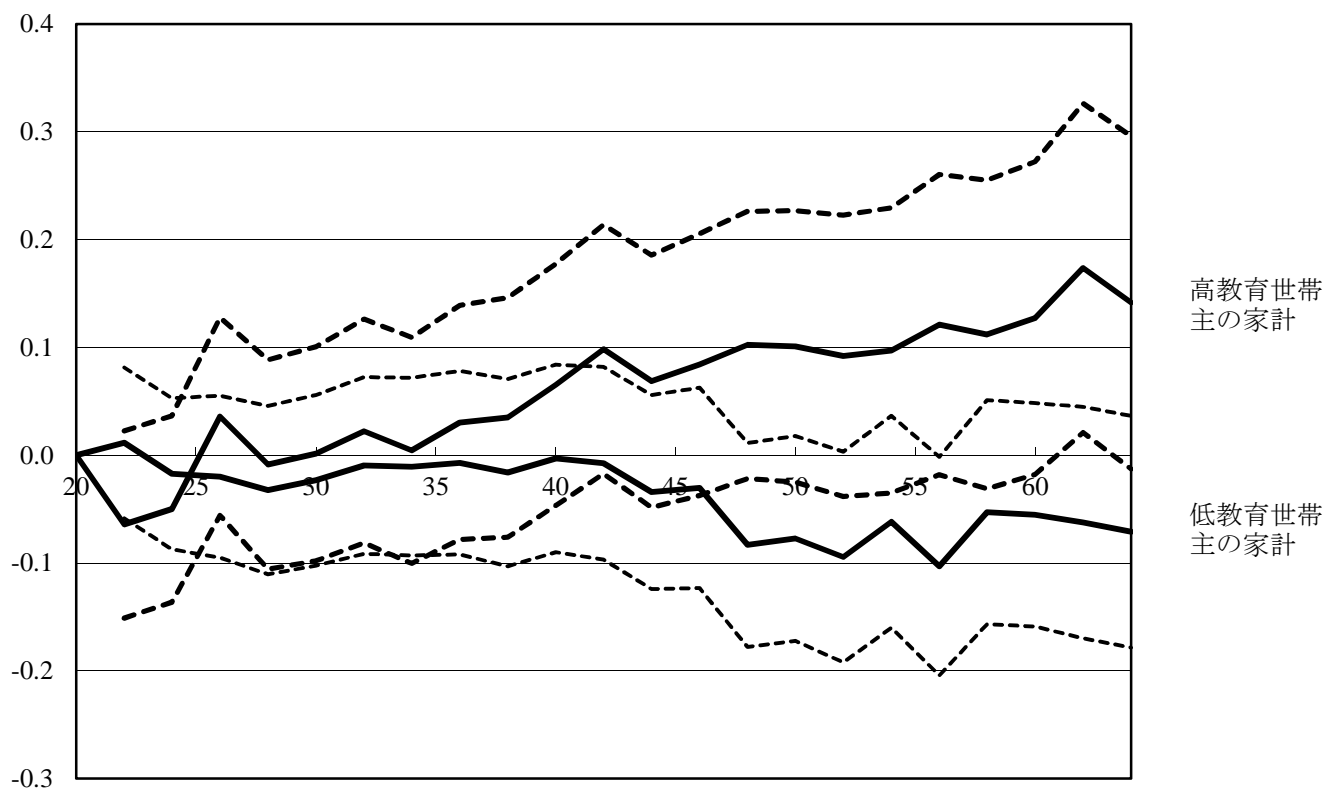
注，出所：図2に同じ。

図4：タイにおけるコーホート内消費所得共分散の年齢効果(1986～2004)



注， 出所：図2に同じ。

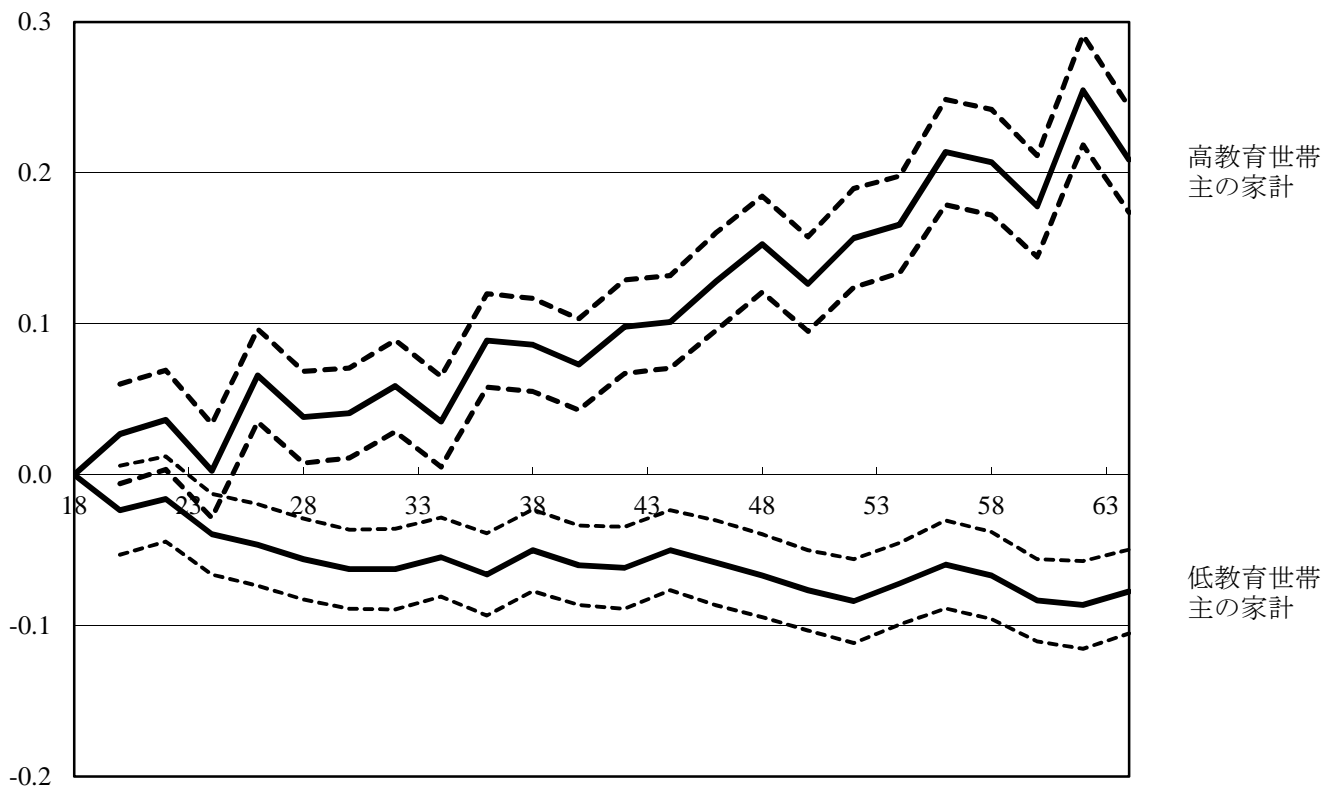
図5：パキスタンにおけるコーホート内消費不平等の年齢効果(1998～2006)



注：実線は、本文の式(2)によって推定されたコーホート内不平等の年齢効果（20歳がレファレンス年齢），点線はその95%信頼区間を示す．横軸は世帯主の年齢（2歳刻み），標本数は高教育世帯主の家計が29,628，低教育世帯主の家計が26,610.

出所：パキスタンPIHS/PSLM(1998/99～2005/06の4ラウンド)マイクロデータより筆者作成.

図6：インドにおけるコーホート内消費不平等の年齢効果(1983～2005)



注：実線は、本文の式(2)によって推定されたコーホート内不平等の年齢効果（18歳がレファレンス年齢），点線はその95%信頼区間を示す．横軸は世帯主の年齢（2歳刻み），標本数は高教育世帯主の家計が212,200，低教育世帯主の家計が231,349．

出所：インドNSS(1983～2004/05の4ラウンド)マイクロデータより筆者作成．

表1：タイ，パキスタン，インドにおける消費不平等の年齢効果に関する線形制約検定結果

	式(2)の年齢効果が線形制約を 満たすかに関するWald検定量	線形制約を課した場合の傾き	
		係数	標準誤差
タイ・消費不平等(図2)			
高教育世帯主の家計	F(24, 76839)	3.45 ***	0.00187 ** 0.00074
低教育世帯主の家計	F(24,114882)	1.29	-0.00352 *** 0.00041
タイ・所得不平等(図3)			
高教育世帯主の家計	F(24, 76839)	3.05 ***	0.00879 *** 0.00108
低教育世帯主の家計	F(24,114882)	0.84	-0.00307 *** 0.00058
タイ・消費所得共分散(図4)			
高教育世帯主の家計	F(24, 76839)	3.42 ***	0.00455 *** 0.00077
低教育世帯主の家計	F(24,114882)	0.81	-0.00162 *** 0.00041
パキスタン・消費不平等(図5)			
高教育世帯主の家計	F(24, 29573)	1.24	0.00514 *** 0.00151
低教育世帯主の家計	F(24, 26555)	2.12 ***	-0.00056 0.00098
インド・消費不平等(図6)			
高教育世帯主の家計	F(25,212160)	10.21 ***	0.00462 *** 0.00017
低教育世帯主の家計	F(25,231307)	4.63 ***	-0.00101 *** 0.00012

注：Wald検定量に関する***，**は，それぞれ1%，5%水準で，線形制約の帰無仮説が棄却されることを意味する。傾きに関する***，**は，それぞれ1%，5%水準で，線形制約を課したモデルにおいてその傾きがゼロであるという帰無仮説が棄却されることを意味する。

出所：図2～6参照。