



**Discussion Paper Series**

No.71

タイ、フィリピン、インドにおける消費の不平等：  
家計調査マイクロデータを用いた  
学歴別・居住地域別年齢効果の検証

栗田匡相

January 2005

**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/>

# タイ・フィリピン・インドにおける消費の不平等\*

- 家計調査マイクロ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<sup>†</sup>

平成 17 年 1 月 31 日

## 目次

1	はじめに	3
2	コーホート・年齢ダミーモデルとデータ	4
2.1	コーホート・年齢ダミーモデル	5
2.2	データについて	7
3	実証結果	9
3.1	年齢効果の推定結果	9
3.1.1	全体のデータによる結果	9
3.1.2	学歴階層別データによる結果	10
3.1.3	居住地域別データによる結果	11
3.2	考察	11
3.2.1	信用制約、収束性と年齢効果	12
3.2.2	マクロショックと年齢効果	14
3.2.3	農業生産と年齢効果	14
4	おわりに	15

\*本稿を執筆するにあたり、タイ、フィリピン家計調査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。また、インド家計調査データの使用には、大阪府立大学宇佐美好文助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、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広助手の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。

<sup>†</sup>一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程 E-mail:ged0403@srv.cc.hit-u.ac.jp

## 概要

本稿では、タイ、フィリピン、インドの家計調査マイクロデータを用い、1980年代から2000年にかけての消費の不平等に関して、コーホート・年齢ダミーモデルを用い、年齢効果を推定した。本稿では、一国内において、居住地域の違い、あるいは学歴が異なることによって、どのように年齢効果が異なるのかを検証した。このような点に着目した研究はなく、本研究がユニークであることを示す一つの特徴である。また、タイ、フィリピン、インド3カ国にわたる家計調査マイクロデータを用いた実証研究そのものが少なく、データ利用の点で見てもユニークな論考となっている。本稿の分析結果によれば、年齢効果を学歴別や居住地域、国別で比較した場合において、その変化の程度や傾向に異なる動きが見られた。タイでは高学歴層、都市部での変化が低学歴層、農村部での変化よりも大きく、フィリピンでは全く逆の動きが見られた。インドは、タイやフィリピンと比較すると、どの階層においても通事的な変化はあまり見られなかったが、都市部や低学歴層の変化はタイの変化と同様の動きを見せた。これらのファインディングは、不平等の研究、並びに経済成長と不平等の関係について、新たな、そして重要なインプリケーションを有している。階層毎に年齢効果が異なるということは、一国の経済成長が不平等の変化に与える影響について、それぞれの国毎に異なる階層構造の影響を受ける可能性が高いことを示している。階層間構造の違いが経済成長にどのような影響を与えるのかを議論すること自体は、開発経済学の古典的な命題であるが、階層内不平等指標の通事的な変化である年齢効果の違いに着目し、タイ、フィリピン、インドの家計調査マイクロデータを用いて、階層内の違いを実証研究で示したことは意義深い。

# 1 はじめに

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)、インドの家計調査である National Sample Survey (以下 NSS) のマイクロデータを用い、1980年代から2000年にかけての所得・消費の不平等に関して、コーホート・年齢ダミー変数モデルを用い、年齢効果を推定する。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つ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。

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、コーホート・年齢ダミーモデルによる消費・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。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なく、一国内においても途上国のよう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のであれば、当然の事ながら直面する生活環境は地方の別や学歴階層別に異なり、年齢効果の変化は異なる可能性が高い。それは、直面するリスクが階層別に異なるということ、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に格差が生じていること、さらには階層毎に参入可能な労働市場が異なることなど

を示すことになる。栗田(2003)では、タイのSESデータを用いて地方別のコーホートデータを作成し、同様の分析をおこなったところ、先進諸国の生活環境に近いバンコクと、相対的に貧しい東北タイの年齢効果は異なることが示されている。

そこで、本稿では、各国世帯調査データを学歴水準や居住地域別に分類したのちに、その各データから生年別のコーホートデータ<sup>1</sup>を作成し、年齢効果の推移を検討する。このように階層ごとに年齢効果を推定した先行研究などは見られず、本研究がユニークであることを示す一つの特徴である。階層別に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。そのような状況の下で、階層ごとにライフサイクルが異なるという状況が継続するのであれば、ある社会内において複数の均衡やライフサイクルパスが階層の別によって共存する状態が持続することとなる。つまり、経済成長が不平等の変化に与える影響について、それぞれの国毎に異なる階層構造の影響を受ける可能性が高いことを示すこととなる。階層間構造の違いが経済成長にどのような影響を与えるのかを議論すること自体は、開発経済学の古典的な命題である。しかし、それら研究は主に理論研究や国別のマクロデータを用いた多国間比較などで行われてきた。階層内不平等指標の通事的な変化である年齢効果の違いやタイ、フィリピン、インドの家計調査マイクロデータを用いて、このような仮説を実証研究で検証することは意義深い。

また、コーホート・年齢ダミーモデルによる先行研究の多くがイギリス、アメリカ、日本等の先進諸国を対象としたものであり、途上国と呼ばれる国々における実証分析は数少ない。さらに、東南アジア諸国の中核国であるタイ、フィリピン、そして南アジアの大国インドという3カ国の家計調査データを、用いて比較検討している実証研究自体が少なく、データ利用の点で見ても本稿は極めてユニークな論考となっている。

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、NSSの解説を行い、第3節では推定と考察を行う。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2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、NSSデータの解説を行う。

---

<sup>1</sup>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。

## 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<sup>2</sup>。つまり

$$E_t(c_{t+1}) = c_t \quad (1)$$

あるいは、

$$c_{t+1} = c_t + u_{t+1} \quad (2)$$

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。

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

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。

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

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。

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

ここで、 $T$ が無限大であると仮定し<sup>3</sup>、(5)式の期待値をとると、(1)式の条件より

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

ここで、(6)式と(3)式より、

<sup>2</sup>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。

<sup>3</sup>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、 $(1+r)^{-t} A_t$ の極限值が0に近づくという条件になる(No Ponzi Game condition)。

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

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。

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

(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。

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

また、世帯  $i$  の  $t$  期における所得を  $y_{it}$  とすると、

$$y_{it} = \mu_i + w_t + z_{it} \quad (10)$$

と書ける。ここで  $\mu$  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、

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

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。

$$var_t(c) = var_{t-1}(c) + \frac{\sigma_z^2 r^2}{(1+r)^2} = var_0(c) + \frac{\sigma_z^2 r^2}{(1+r)^2} t \quad (12)$$

(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<sup>4</sup>。

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。

<sup>4</sup>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。

$$Inequality_i(k+l) = \sum_{l=1}^* \alpha_l age_{li} + \sum_{k=1}^* \beta_k cohort_{ki} + \epsilon_i \quad (13)$$

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<sup>5</sup>。  $Inequality_i(k+l)$  は、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、それ以外の年に生まれたのであれば、コーホートダミー変数は 0 になる。パラメーターの  $\alpha$  は積み重ねられた年齢効果を、  $\beta$  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<sup>6</sup>。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が、先行研究においては所得に関する同様の分析を行っている。しかし、インドの NSS データからは所得データが得られないため、本稿では消費に関する分析のみをおこなう。

## 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<sup>7</sup>。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

<sup>5</sup>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、先行研究の 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、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 Sample のみ(つまり世帯主のケース)を分析している。

<sup>6</sup>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。

<sup>7</sup>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。



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（修学年数が6年以下）の学歴と中等教育以上（修学年数が7年以上）の学歴<sup>8</sup>）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<sup>9</sup>。

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<sup>10</sup>、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、18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上に、その世帯の消費に与える年齢効果を測る指標としての世帯主年齢の意義が薄れるため、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（修学年数が6年以下）の学歴と中等教育以上（修学年数が6年以上）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、18歳以下と75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。

最後にインドのNSSは、インド全国標本調査機構（National Sample Survey Organisation）が定期的に行っている家計調査である<sup>11</sup>。主な調査項目は、タイ、フィリピンと同様に世帯属性、世帯員属性、世帯消費等のデータが収集されている。また、各年度毎に10万世帯を超えるサンプルが収集され、本稿では1983（38次）、1987（43次）、1993-1994（50次）、1999-2000

---

<sup>8</sup>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るためである。

<sup>9</sup>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に区分することは困難である。そこで本稿では、一括して衛生部を農村部として扱っている。なお、衛生部を都市部として扱った分析も行ったが、年齢効果の変化が大きく異なるなどの影響は見られなかった。

<sup>10</sup>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。

<sup>11</sup>NSSに関しては、Usami(2004)が詳しい。

(55次)の18年、4時点分のマイクロデータを元に、世帯主の年齢(2歳刻み)、世帯主の学歴(2段階:初等教育修了以下(修学年数5年以下)の学歴と中等教育以上(修学年数が6年以上)の学歴)によって学歴水準別消費ジニのコーホートデータを作成した。なお、NSSはサンプル数がSESやFIESに比べてはるかに大きいため、年齢階層区分を1歳刻みにしても同一コーホートデータ内に含まれるサンプル数を十分に確保できるが、ある特定の年齢にサンプルが集中するヒーピング等による分析結果への影響が大きいため、年齢階層区分を2歳刻みにしている<sup>12</sup>。また、18歳以下と71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ついてもタイ、フィリピン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。なお分析に際して、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あ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 $\alpha$ の値が、ある基準年齢の $\alpha$ 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表にプロットする。本節で解説していく図は得られた回帰係数 $\alpha$ (年齢効果)を、それぞれプロットしたものである<sup>13</sup>。

##### 3.1.1 全体のデータによる結果

図1-1~1-3は、世帯消費ジニと一人あたり消費ジニの年齢効果を3ヶ国について表した者である。タイの場合(図1-1)、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(図1-2)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。さ

<sup>12</sup>途上国の農村調査などを行う際によく見られる現象だが、年齢の下一桁が0、あるいは5になっている年齢(例えば50歳や65歳といった年齢)にサンプルが集中することがある。いわゆるヒーピングと呼ばれる現象だが、これは調査される当事者が自分の年齢を正確に把握していないため、当て推量で自らの年齢をきりのよい年齢で解答する傾向があるために起こる現象である。

<sup>13</sup>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)」、「18-20歳ダミー(フィリピン)」、「19歳ダミー(インド)」とした。

らに、インド(図1-3)は世帯消費ジニに関しては、20代前半から30代前半にかけて上昇と下降をした後に緩やかな右上がりの変化を見せていることが伺える。しかし、タイやフィリピンと異なり、全体を通じての変化はほとんど見られない。また、一人あたり消費ジニに関しては、世帯消費ジニ同様、20代前半に急上昇するが、その後は緩やかに下降傾向を見せている。

このように、3カ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、それぞれの国の労働市場や居住環境などが3カ国で極めて異なっていることを反映していると考えられる。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、3カ国の年齢効果の違いをより詳細に検討していく。

### 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2-1から図4-2)。まず低学歴層の変化を追う。タイ(図2-1, 2-2)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3-1, 3-2)では、一貫してどの年代においても上昇傾向が見られる。インド(図4-1, 4-2)では、世帯消費ジニにおいて、20代前半から40代にかけて上昇と下降をした後に緩やかな右上がりの変化を見せていることが伺える。しかし全体を通じて見ると、タイやフィリピンと異なり通事的な変化はあまり見られない。一人あたり消費ジニは、20代前半に急上昇した後に後半からは下降傾向が見られる。この点はタイの変化と同様である。

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。インドでは、世帯消費ジニにおいて20代前半から40代にかけて上昇と下降をした後に緩やかな右上がりの変化を見せていることが伺える。一人あたり消費ジニでは若干の下降傾向を見せてはいるが、通事的な変化は微少である。

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、一人あたり消費

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。最後にインドでは、一人あたり消費ジニにおいて低学歴の下降傾向がやや急になっているが、その他の2カ国と比較すると学歴階層間における違いも、指標の別の違いもあまり見られない。

### 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7-2)。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。最後にインド(図7-1,7-2)では、都市、農村ともに、世帯消費ジニの変化は横ばいである。また、一人あたり消費ジニの推移は都市、農村ともに緩やかな下降傾向が見られるが、農村の傾きの方がやや急になっている。

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。

## 3.2 考察

本稿の目的は、国別、階層別に不平等の年齢効果が異なるのかどうかを明らかにすることにあつた。実証結果をまとめた表1を見ると、学歴階層別、居住地域別、そして国別に異なる年齢効果の変化が観察されたことがわかる。先にも述べたように、この違いは、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、国別の違いだけでなく、一国内においても、学歴階層や居住地域の別によって生活環境や労働環境が異なる可能性が高い。

よって年齢効果の違いをより詳細に検討するために、国別や階層別に異なる生活環境や労働環境がどのようにして生じ、どのような影響を年齢効果の推移に与えているのかを理論的、制度的に考察することが必要となる。ただし、3カ国にわたる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超える作業であるため、本節では、生活環境や労働環境の違いを主にマクロ経済環境の違いや理論的な視点から説明しようと考察を試みた。

### 3.2.1 信用制約、収束性と年齢効果

Banerjee and Newman(1993) , Galor and Zeira(1993) , Ljungqvist(1993) <sup>14</sup>等の研究では、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示している。

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、現時点で何らかの投資を行うことで将来に利益が見込めることがたとえ分かっているとしても、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、投資活動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。

低学歴層では、所得、消費の水準は一般的に中・高学歴層よりは低水準にあり、タイ、フィリピン、インドにおいても例外ではない(表2)。その状況で、タイの推定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

---

<sup>14</sup>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。

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、信用制約や蓄積された人的資本が相対的に少ないこと等によって、消費の上昇・下降の機会が高学歴層と比較して少ないために相対的に年齢効果の変化が小さくなる、と考えることが出来よう<sup>15</sup>。

あるいはインドのように2000年時点においても35%もの人々が一日あたり1US\$以下(PPP換算)<sup>16</sup>の生活を強いられている国では、中・高学歴階層の人々でも信用制約下にある人々はタイなどと比較して大きいことが想像できる。このため、インドでは中・高学歴層においても、生活改善の機会は限られているため、低学歴層と中・高学歴層との間で年齢効果のパターンに大きな差が見られないとと考えられる。図8-1, 8-2では、学歴区分を「学歴なし(修学年数が0年)」と「高学歴層(Secondary School卒業以上で修学年数が9年以上)」に分け、新たに学歴階層別の消費ジニコーホートデータを作成し、年齢効果を推計したものである<sup>17</sup>。学歴の違いをより際立たせた区分を行ったため、図4-1,4-2の結果と比べると、「学歴なし」と「高学歴層」との違いが明確になっている。世帯消費ジニにおいては、両階層ともあまり違いは見られないが、世帯人数を考慮した一人あたり消費ジニにおいては、「学歴なし」の階層が減少傾向を見せているのに対して、「高学歴層」では横ばい、あるいは若干の上昇が見られる。これは先に図2-1,2-2で見たタイの結果と類似している。

では、何故タイやインドの低学歴層や農村地域では年齢効果の変化が拡大するのではなく、縮小するのであろうか。一つの説明として考えられるのが、内生的成長理論の収束性の概念である<sup>18</sup>。同一の階層内で、人的資本や技術水準が均質であれば、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であろう(絶対収束)。このケースでは、若年齢期においては、階層内の不平等度は、親などからの遺産相続状況や人的資本、技術習得のスピードの違いなどを反映して大きくなると考えられる。しかし、年齢を経るにつれて、同一の所得水準へと収束していくため、不平等度が縮小する可能性が指摘できる。逆に、階層内で人的資本や技術水準が異質であ

<sup>15</sup>このような状況を引き起こす理由の一つとして、タイは、学歴階層別に労働市場が分断されている事が挙げられる。詳しくは、末廣(1998)、栗田(2003b)、池本(2000)などを参照されたい。無論、所得・消費の上昇・下降の機会の有無は、従事している産業や居住地域の別によっても異なるかもしれない。この問題については3.2.3で論じている。

<sup>16</sup>また2US\$以下では79.9%になる。ちなみにタイは1US\$以下が2%以下。2US\$以下では32.5%。フィリピンでは1US\$以下が14.6%。2US\$以下が46.4%という結果になっている。いずれも2000年時点での数値。詳しくはWorld Bank(2004)を参照されたい。

<sup>17</sup>なお、図11では、レファレンスグループを「21-22歳ダミー」としている。このような処置は、学歴階層の違いを明確にすることによって、同一コーホートセルに含まれるサンプル数が減少してしまうために起こる推定結果へのノイズを減少させるためである。

<sup>18</sup>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。

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（条件付き収束）、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。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。

### 3.2.2 マクロショックと年齢効果

また、フィリピンのように全く逆のケースも考えられよう。つまり低学歴層で年齢効果の変化が激しく、高学歴層で変化が少ないようなケースである。例えば、経済全体へ与えるマクロショックなどがリスク回避が難しいほど極めて大きな場合を考えてみる。途上国ではよくある話だが、国の政情不安等によって、激しいインフレが中・長期的に生じたり、失業率が急上昇し、高止まりするようなケースである。

年齢効果の変化は、積み重なるイデ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いためにリスク回避を行うことが出来ない）と上昇する傾向がある。しかし、その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、信用制約に直面している低学歴層の方がより困難になる可能性が高い。タイ、フィリピン、インドの80年代、90年代の経済状況を振り返って見たのが、表2である。これを見ると、フィリピンの失業率、貯蓄率、消費者物価上昇率などの数値は、一人あたり所得で数分の1の水準にあるインドと比較しても悪い。このため、全体でみても、学歴別でみても年齢効果の上昇は避けられないが、より脆弱な立場にあると考えられる低学歴層の年齢効果の上昇は、信用市場へのアクセスがより容易であるだろう中・高学歴層よりも高くなるであろう。

### 3.2.3 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<sup>19</sup>。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<sup>20</sup>。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。これは3.2.1で述べた収束性の議論とも一致する。こ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やインド農村地域のケースであろう。またフィリピンの場合は、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、あるいは一定の所得水準へと収束しない、等の可能性が指摘できる。

## 4 おわりに

本稿の結果によれば、年齢効果の推移、つまりは不平等指標の通事的な変化を学歴別や国別で比較した場合において、その変化の程度や傾向にはそれぞれ異なる動きが見られた。学歴別に異なる年齢効果が推定されたということは、「はじめに」で述べたように、階層別に異なる生活環境、労働環境、信用制約の有無などが存在するが故に、異なるライフサイクル、あるいは所得・消費水準の複数均衡が生じる状態が持続する、という仮説と整合的である。仮に、階層ごとにライフサイクルが異なるという状況が解消されず、継続し続けるのであれば、ある社会内において複数の均衡やライフサイクルパスが階層の別によって共存する状態が持続することとなる。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)）。本稿で提示された階層毎に年

<sup>19</sup>詳しくは、Kurosaki(2005)を参照されたい。

<sup>20</sup>消費の平準化については、黒崎(2001)、Deaton(1991)などを参照



年齢効果が異なるというファインディングは、一国の経済成長が不平等の変化に与える影響について、それぞれの国毎に異なる階層構造の影響を受ける可能性が高いことを示している。階層間構造の違いが経済成長にどのような影響を与えるのかを議論すること自体は、開発経済学の古典的な命題である。しかし、それら研究は理論研究や信頼性に乏しいマクロデータを用いた多国間比較などで行われてきた。階層内不平等指標の通事的な変化である年齢効果の違いに着目してタイ、フィリピン、インドの家計調査マイクロデータを用いて、階層内の違いを実証研究で示したことは、今後貧困緩和の問題が政策的課題としてますます重要になっていく中で意義深い貢献といえる。

また、年齢効果の変化には、一国経済のマクロパフォーマンスの善し悪しが重大な影響を与える可能性が高いということも本稿の重要なファインディングである。タイとフィリピンは1980年代初頭には際だった経済格差が存在するわけではなかった。しかし、それ以降の両国の成長経路は著しく異なり、その影響故に、タイとフィリピンでは低学歴層と高学歴層の変化の傾向が逆になっている。マクロパフォーマンスが安定していたタイでは、低学歴層において生活水準の下降こそないが、上昇の機会が豊富に存在していたわけではなく、それをつかむことが出来るのは中・高学歴層といった人的資本の蓄積がある階層であった。それ故に、階層ごとの年齢効果の変化は、低学歴層で少なく、高学歴層で高いという結果になっている。一方、フィリピンでは、政情不安やマクロパフォーマンスの低調が続き、低学歴層に代表される相対的に脆弱な人々の生活が脅かされるために、年齢効果は低学歴層で高く、高学歴層で低い、という結果になった、と考えられる。一般的に途上国では、成人してから、あるいは老齢期に進学することはまれである。最終学歴は、年齢を重ねても変化しない属性であるといえるため、若年期の人的資本形成が持つ意味は極めて大きいといえよう。

さらに、居住地域の違いによって、年齢効果の推移が異なることも観察された。当該地域の産業に特有な労務条件や制約などの存在故に、年齢効果の変化が居住地域ごとに異なる可能性は高い。しかし大局的には学歴階層に対応した人口構成上の格差がある故に、農村部門は低学歴層の変化に、都市部門は中・高学歴層の変化に対応して、居住地域間においても年齢効果の違いが見られると考えられる。

図9-1, 9-2, 9-3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。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。最後に、インドでは、1983年から93年までは中・高学歴層でほぼ横ばい、低学歴層や全体では不平等縮小への変化が見られた。つまり図12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・高学歴層間で見られるジニ係数変化のコントラストが、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、本稿の結論を間接的に支持するものといえる。

それでは最後に本稿の課題と展望を記しておく。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。年齢効果の変化と世帯人員の増減は内生性を持つと考えられるため、この内生性の除去を行うことが必要である。しかし、本稿では、3カ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立証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、インド3カ国のマクロ経済実態に即した説明を理論的な視点から試みた。しかし紙面の制約などのため、制度的な考察、あるいは厳密な理論的解説が不十分であることは否めない。しかし、それらの議論を深化させるためには、3カ国で異なる年齢効果の変化を説明しうる理論モデルの構築や歴史・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<sup>21</sup>。

---

<sup>21</sup>歴史的な諸要因によって、現在の経済・社会的な状況の格差など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。更に、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年にかけて国によって異なる変化が生じている可能性を示唆している。

## 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 2003a. 「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 2003b. 「移動先での所得格差と帰還移動 - 1990年代におけるタイの事例 - 」, 『人口学研究』, 第33号.
- [6] 栗田匡相 2004. 「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] 黒崎卓 2001. 『開発のミクロ経済学 理論と応用』, 岩波書店.
- [8] 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.
- [9] 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』.
- [10] 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』.
- [11] 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
- [12] 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.

- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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』.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] Barro, R.J. 1997. Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, MIT, Inc.
- [19] Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin. 1995. Economic Growth, McGraw-Hill, Inc.
- [20] Benerjee, A. and A. Newman. 1993. "Occupational Choice and the Process of Development," Journal of Political Economy, 101.
- [21] Bourguignon, F. 2004. "The Poverty-Growth-Inequality Triangle." Indian Council for Research on International Economic Relations.
- [22] Deaton, A. 1991. "Saving and Liquidity Constraints," Econometrica, 59.
- [23] Deaton, A. 1997. The Analysis of Household Surveys, Johns Hopkins University Press.
- [24] Deaton, A and C. Paxson. 1994. "Intertemporal Choice and Inequality," Journal of Political Economy, 102, pp.437-467.
- [25] Deaton, A., P.O. Gourinchas and C. Paxson. 2000. "Social Security and Inequality over the Life-Cycle," NBER Working Paper, 7570.

- [26] Deaton,A and C.Paxson. 1997. "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality," *Demography*, 34(1), pp97-114.
- [27] 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.
- [28] Fields,G. 2001. *Distribution and Development*, MIT press.
- [29] Galor,O. and J.Zeira. 1993. "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, 60.
- [30] Kakwani,N. 2000. "Growth and Poverty Reduction : An Empirical Analysis." *Asian Development Review*, vol.18, No.2, pp.74-84.
- [31] Kurosaki, T. 2005. "Consumption Vulnerability to Risk in Rural Pakistan," (forthcoming in *Journal of Development Studies*)
- [32] Ljungqvist,L. 1993. "Economic Underdevelopment : The Case of a Missing Market for Human Capital," *Journal of Development Economics*, 40.
- [33] Moolkerjee,D and D.Ray. 2003. "Persistent Inequality," *Review of Economic Studies*, 70.
- [34] 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.
- [35] Ray,D. 1998. *Development Economics*, Princeton: Princeton University Press.
- [36] Usami,Y. 2004. "Family Structure and Poverty -An Examination of Household Scale Economies-," (研究代表者:斎藤修)『インドにおける人口と開発 -総合的・歴史的アプローチ-』  
2001-2003年度科学研究費補助金基盤研究(A)研究成果報告書
- [37] World Bank. 2004. *World Development Indicators 2004*,The World Bank.

図1-1 タイ年齢効果 (全体)

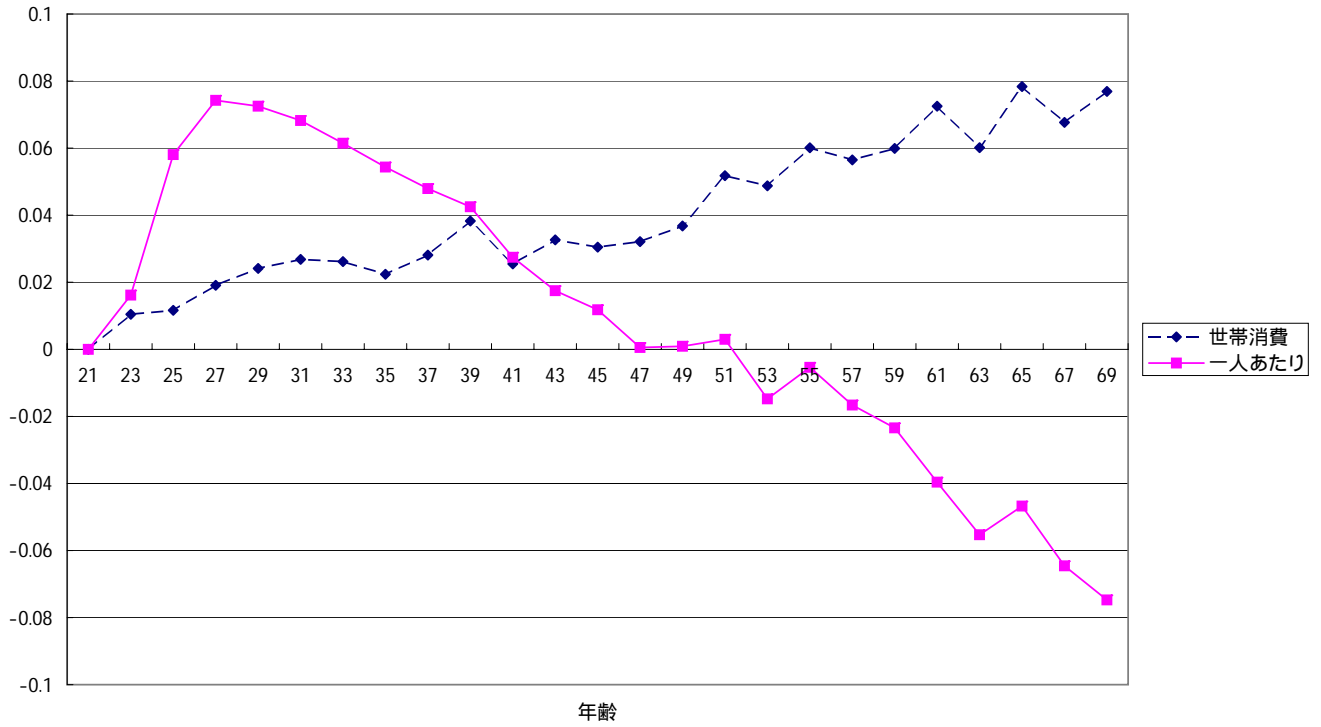


図1-2 フィリピン年齢効果 (全体)

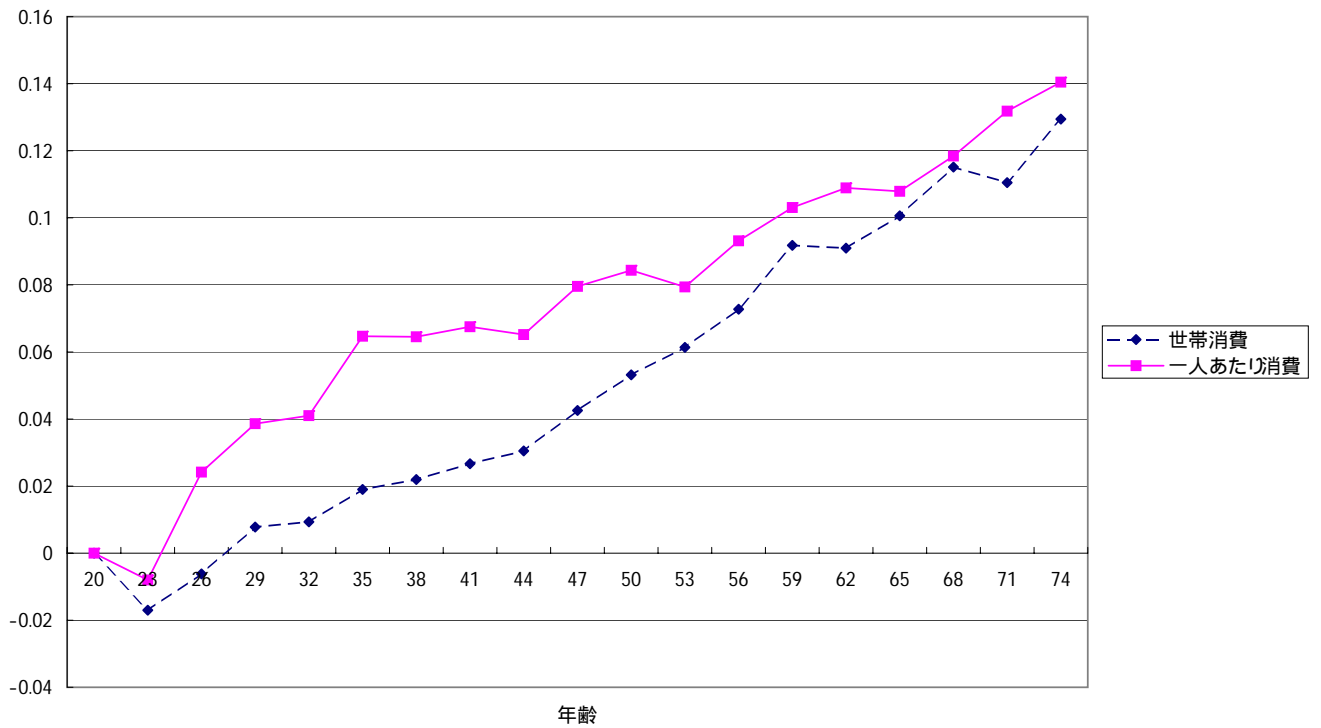


図1-3 イント年齢効果 (全体)

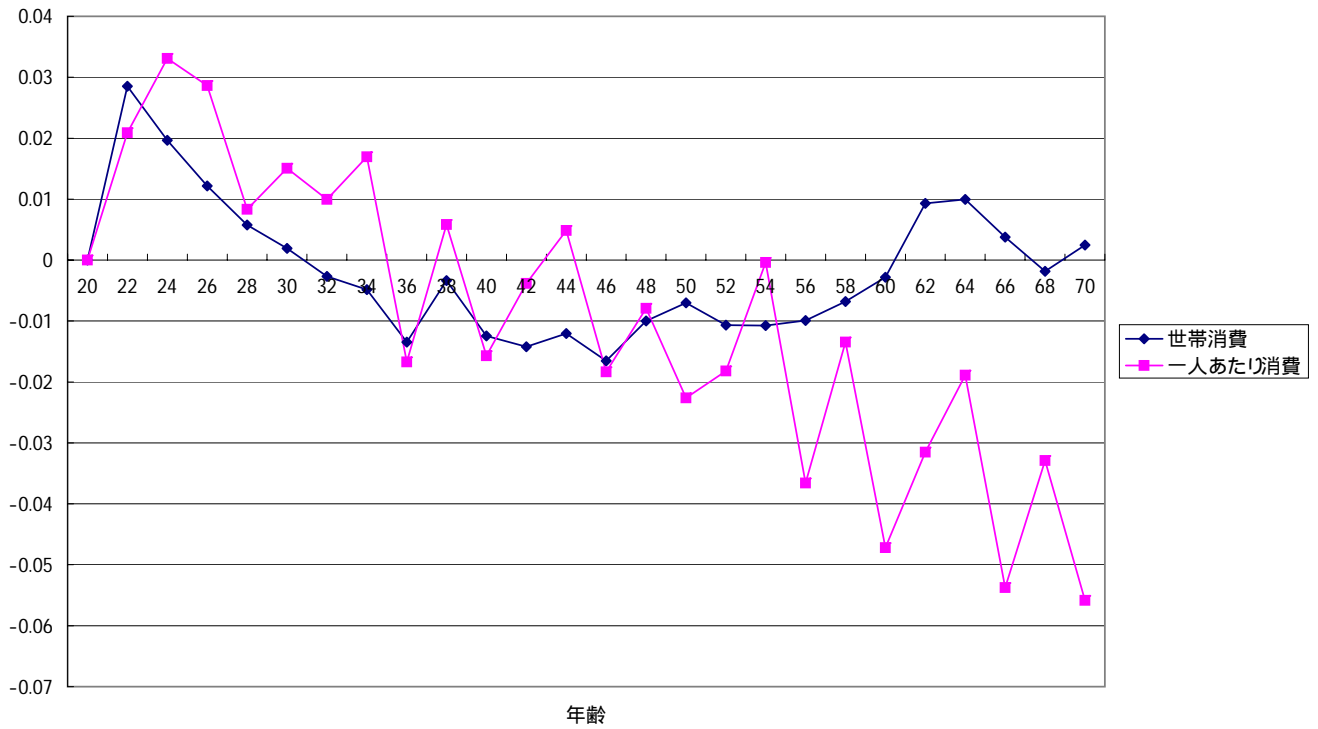


図2-1 タイ年齢効果 (学歴別世帯消費ジニ)

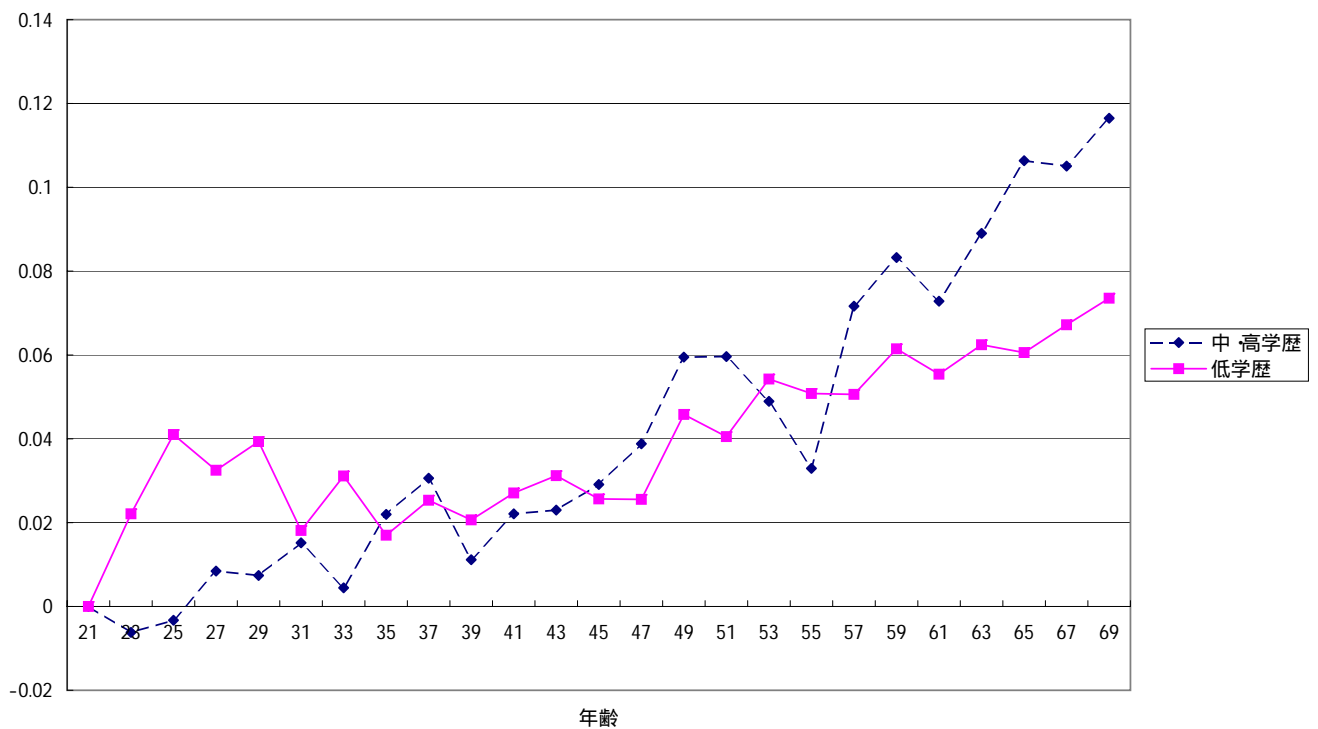


図2-2 タイ年齢効果 (教育別一人あたり消費ジニ)

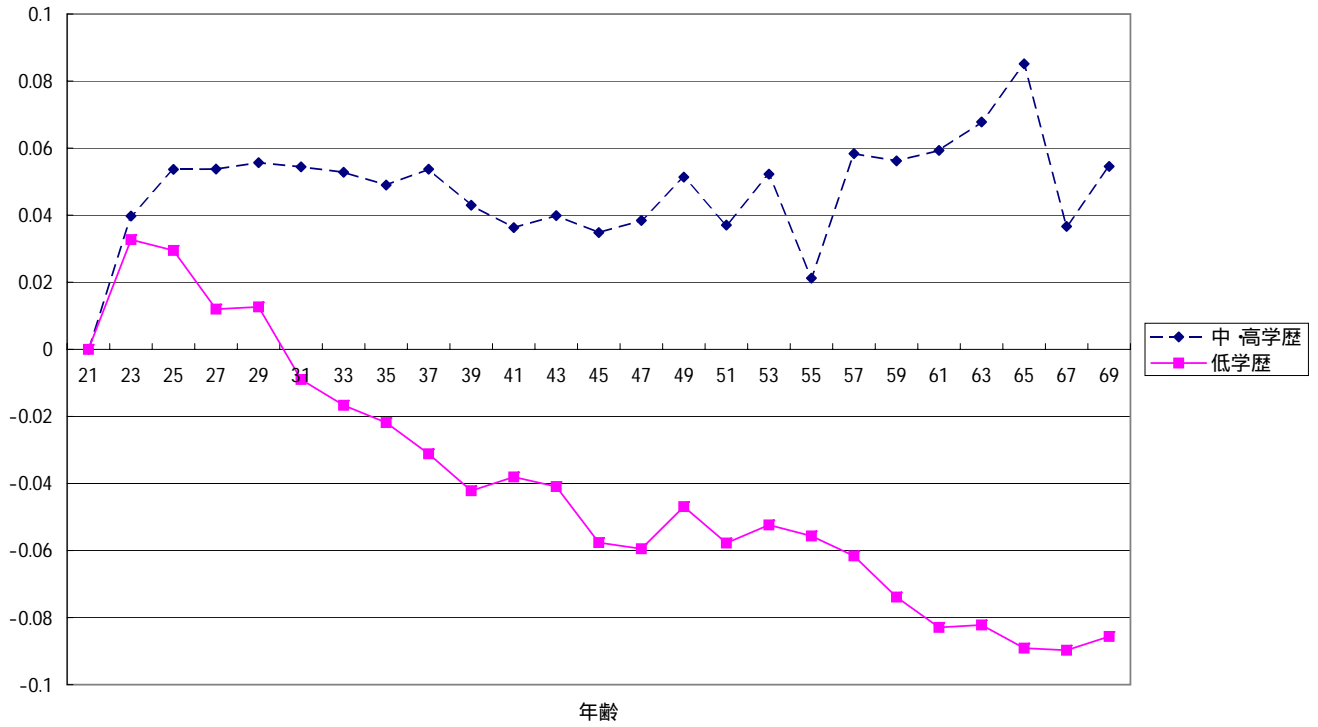


図3-1 フィリピン年齢効果 (学歴別世帯消費ジニ)

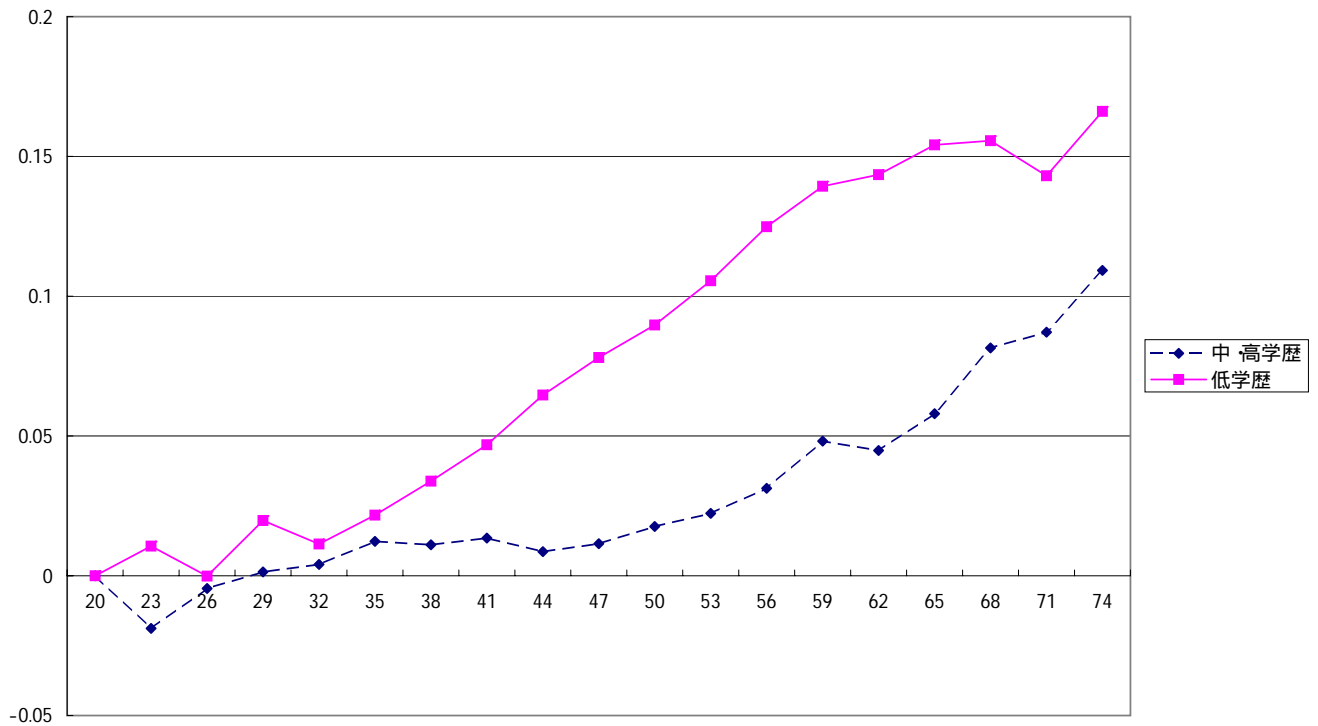




図3-2 フィリピン年齢効果 (学歴別一人あたり消費ジニ)

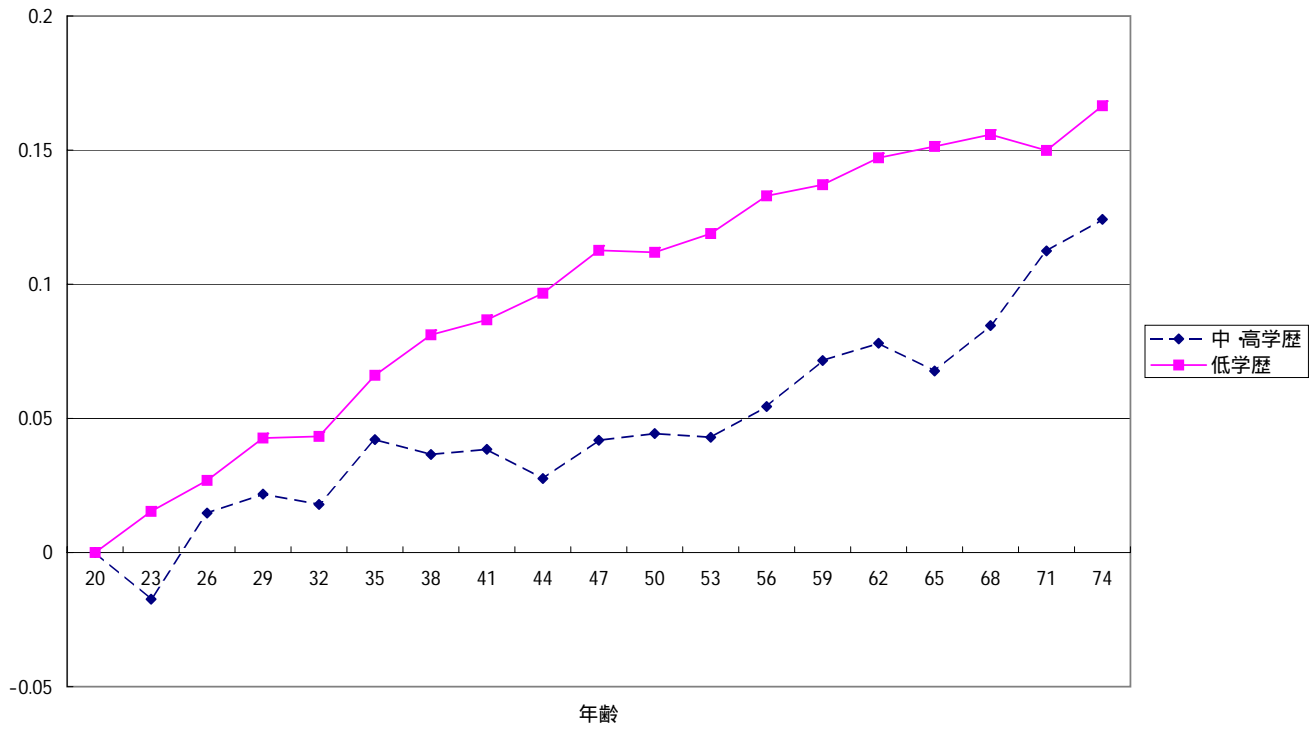


図4-1 イント年齢効果 (学歴別世帯消費ジニ)

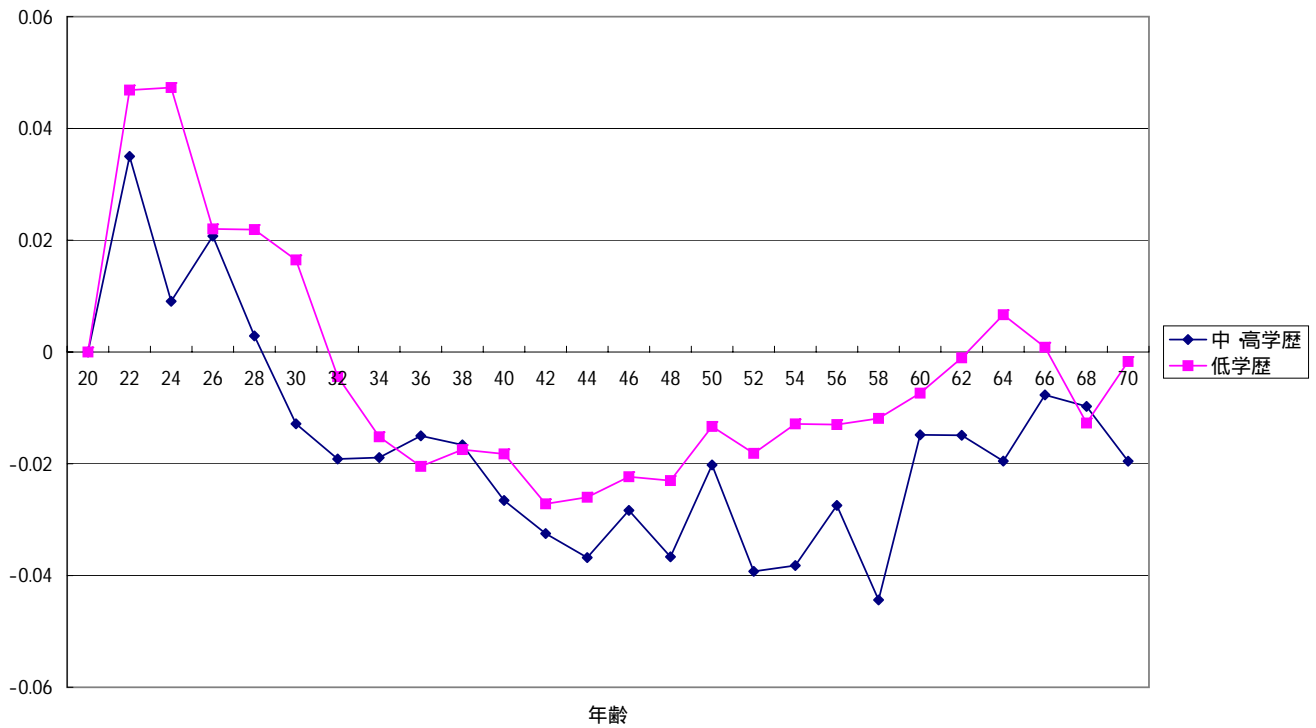


図4-2 イント年齢効果 (学歴別一人あたり消費ジニ)

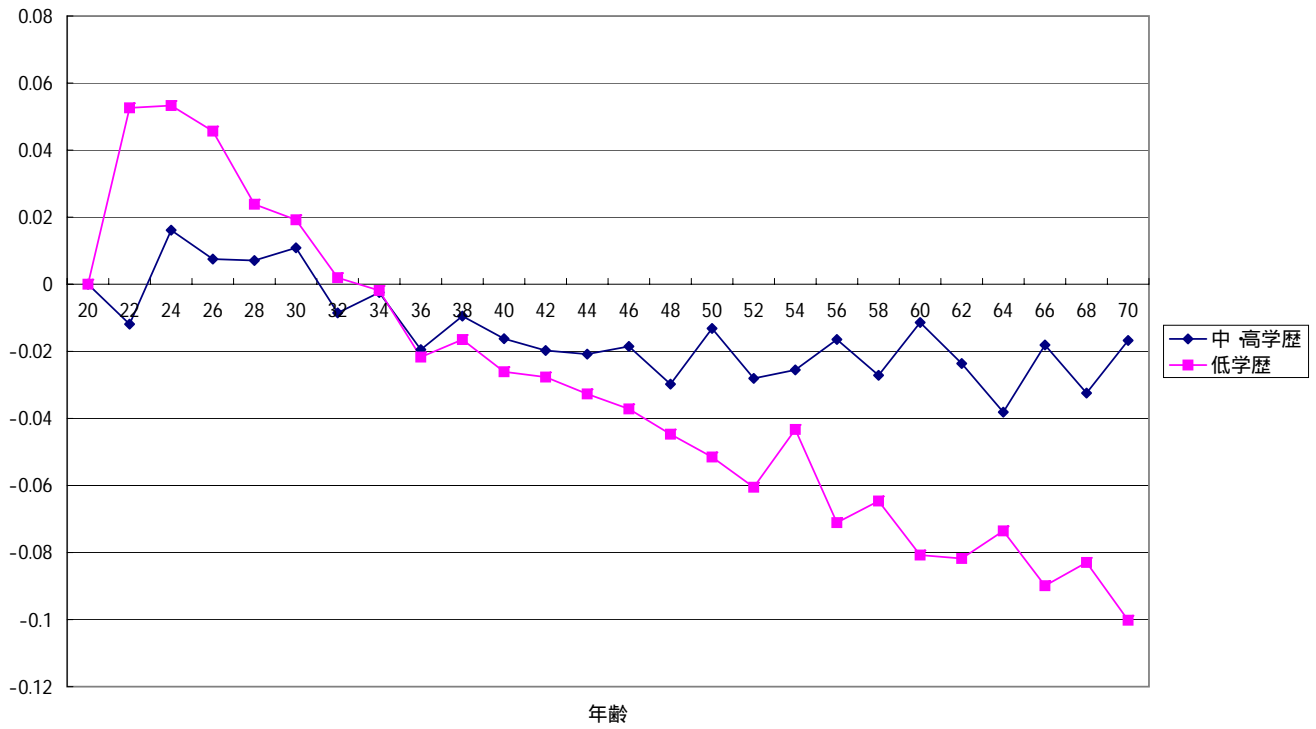


図5-1 タイ年齢効果 (地域別世帯消費ジニ)

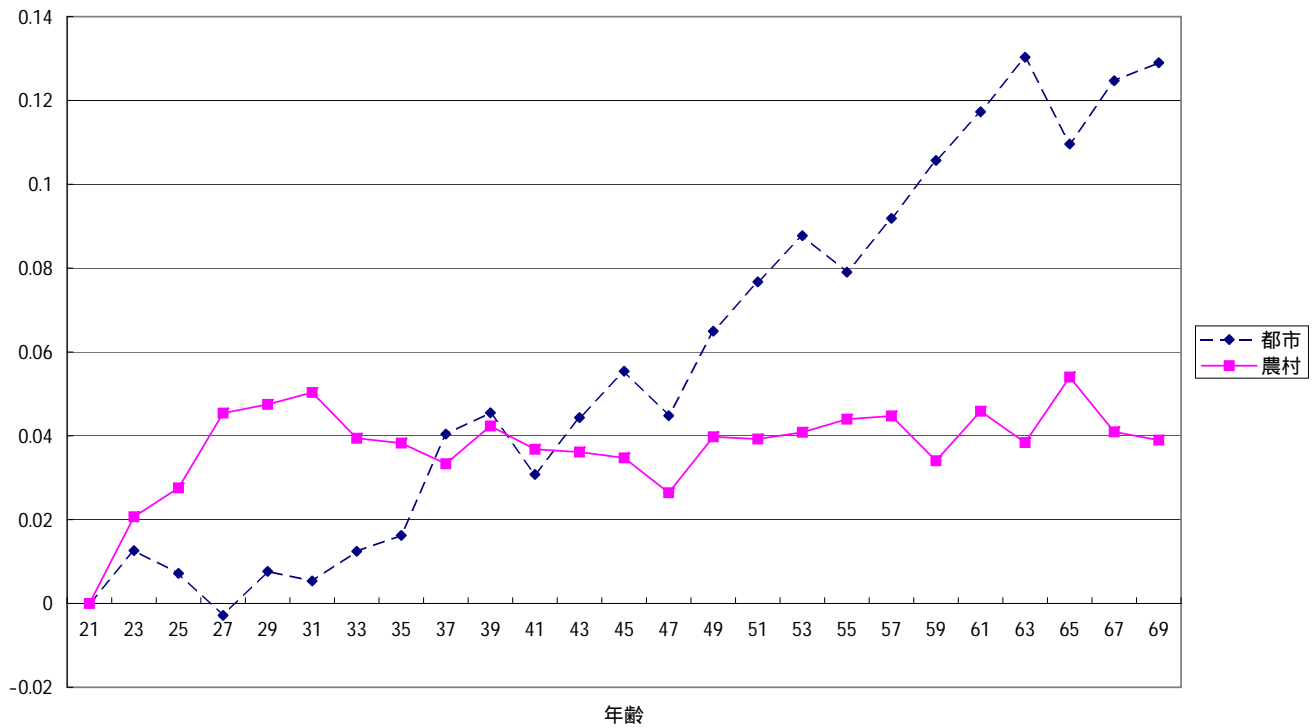


図5-2 タイ年齢効果 (地域別一人あたり消費ジニ)

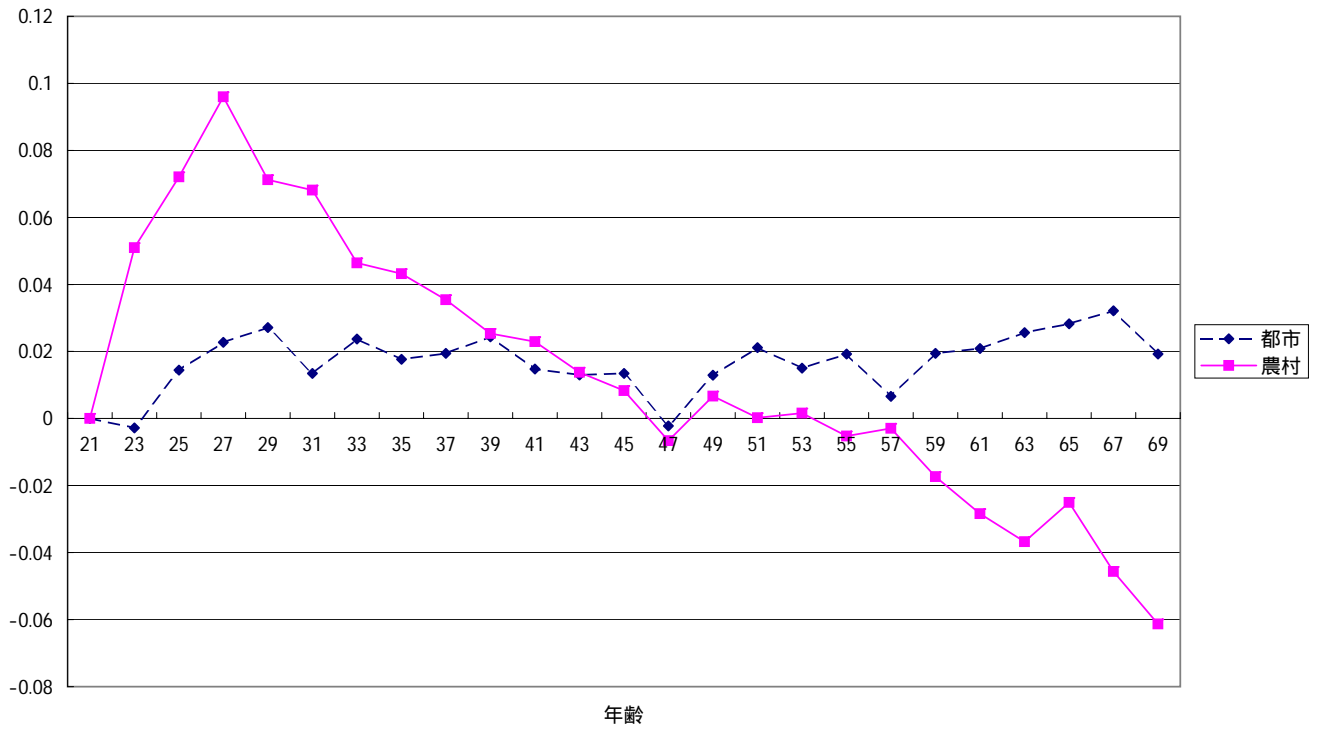


図6-1 フィリピン年齢効果 (地域別世帯消費ジニ)

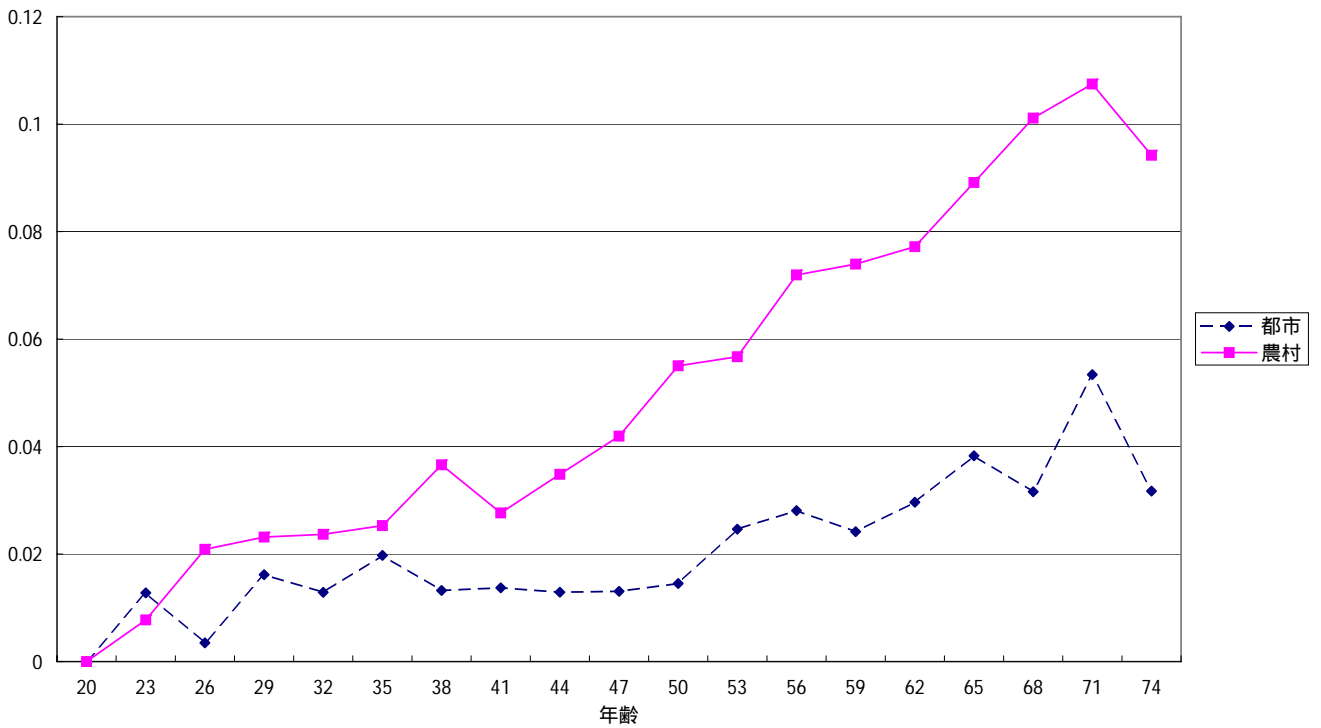


図6-2 フィリピン年齢効果 (地域別一人あたり消費ジニ)

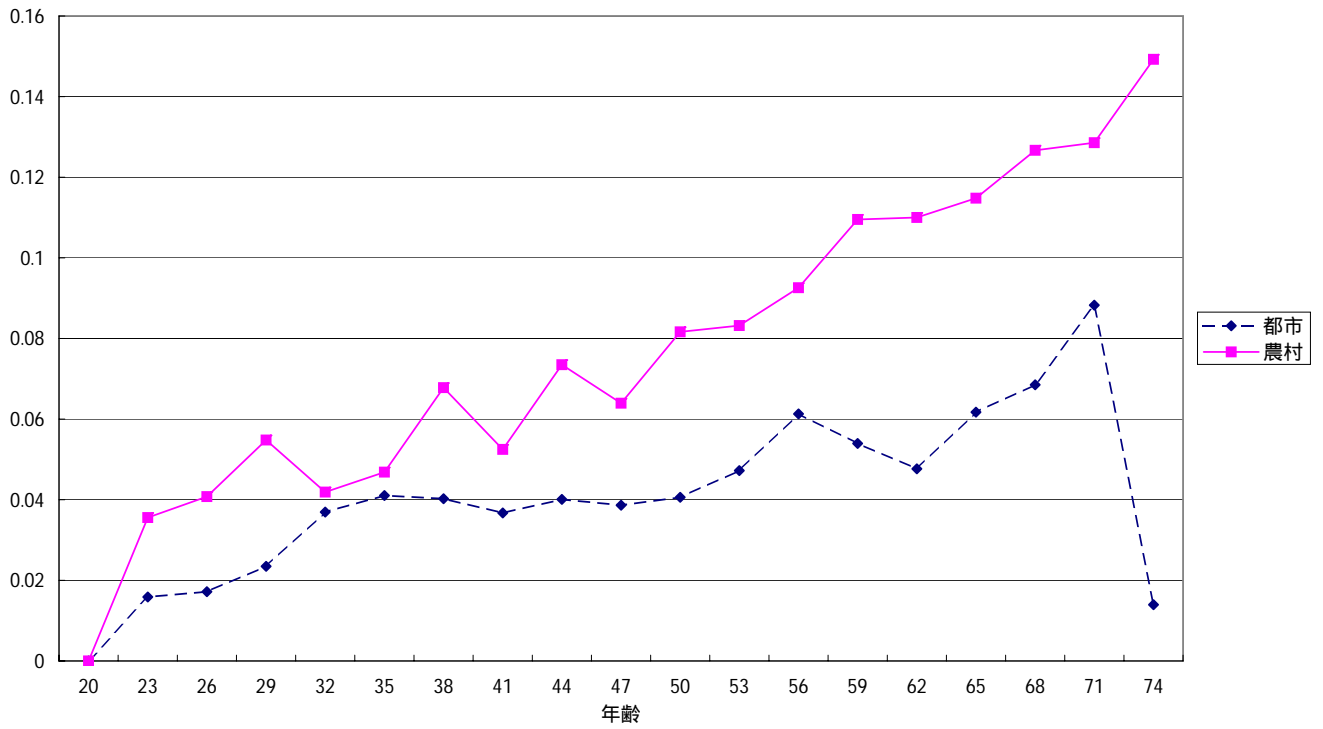


図7-1 イント年齢効果 (地域別世帯消費ジニ)

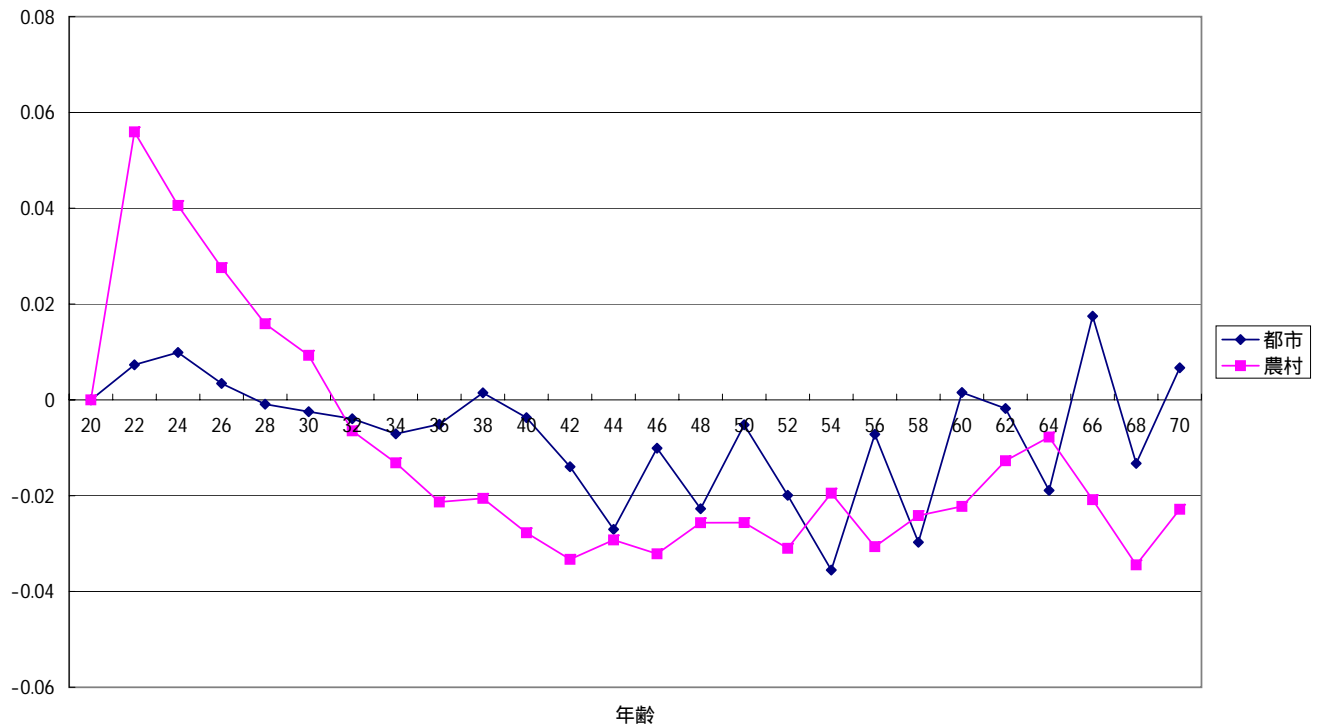


図7-2 イント年齢効果 (地域別一人あたり消費ジニ)

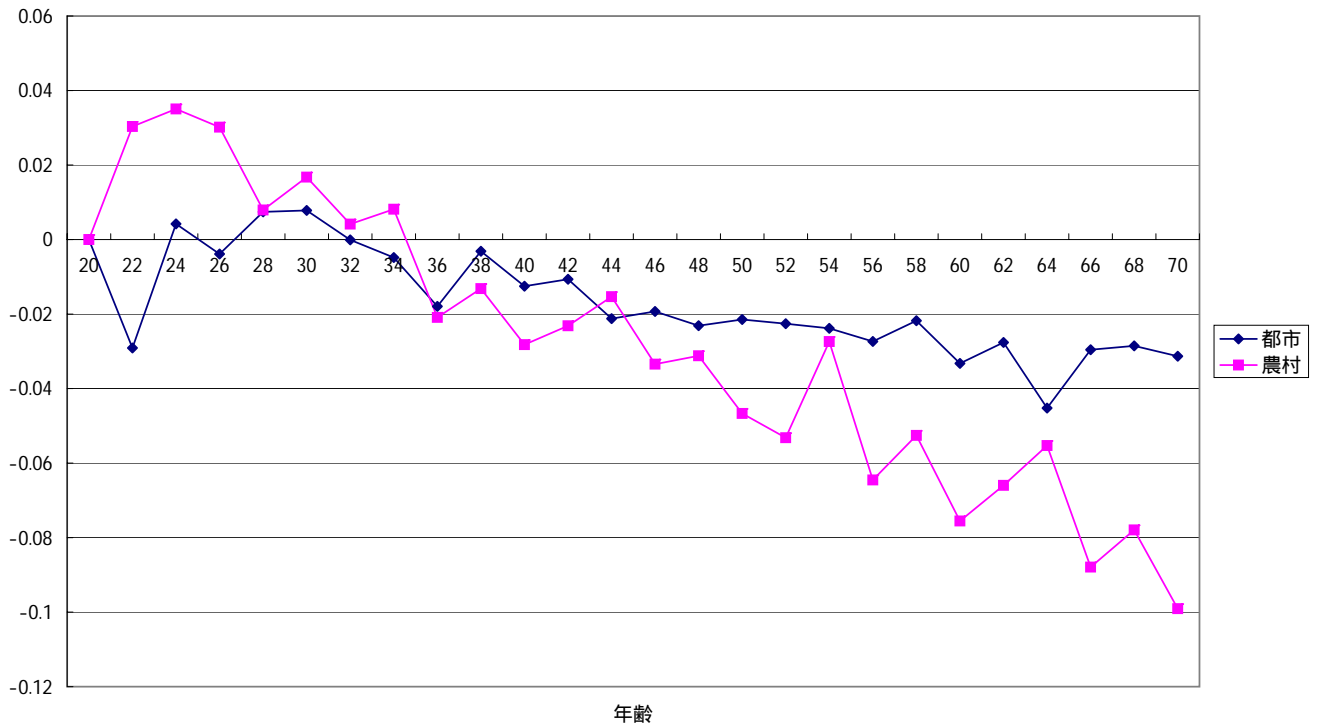


表1 実証結果のまとめ

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
インド	両学歴層とも20代に急上昇と下降をした後に、高学歴層が若干上昇、低学歴層はほとんど変化なし	両学歴層とも下降傾向、ただし低学歴層の勾配がやや急	両地域ともに変化なし、ただし農村地域では20代に急上昇した後に下降	両地域とも若干の下降傾向、ただし勾配は農村地域の方がやや急	変化はほとんど無し	緩やかな右下がり

表2 インド、フィリピン、タイの消費額推移

インド (各年度の低学歴層を1とした数値)

	1983	1987	1993	2000
低学歴層	1	1	1	1
中・高学歴層	1.551	1.612	1.581	1.537
全体	1.111	1.133	1.163	1.172

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

インド (各学歴層の1983年の値を1とした各年度の数値)

	1983	1987	1993	2000
低学歴層	1	0.936	0.949	1.005
中・高学歴層	1	0.973	0.968	0.996
全体	1	0.954	0.994	1.060

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

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

注) 数値は全て実質化した後に計算してある。

表3 タイ、インド、フィリピンのマクロ経済概況 (1980年代-1990年代)

	一人あたりGDP			消費者物価上昇率		
	タイ	インド	フィリピン	タイ	インド	フィリピン
1980年代	877ドル	291ドル	638ドル	5.7%	9.1%	14.4%
1990年代	2226ドル	360ドル	907ドル	4.9%	10.1%	9.6%

	貯蓄率			失業率		
	タイ	インド	フィリピン	タイ	インド	フィリピン
1980年代	26.5%	20.0%	23.0%	2.7%	-	6.9%
1990年代	35.1%	23.1%	17.7%	2.8%	-	8.7%

図8-1 イント年齢効果 (世帯消費ジニ)  
学歴なしvs 高学歴層

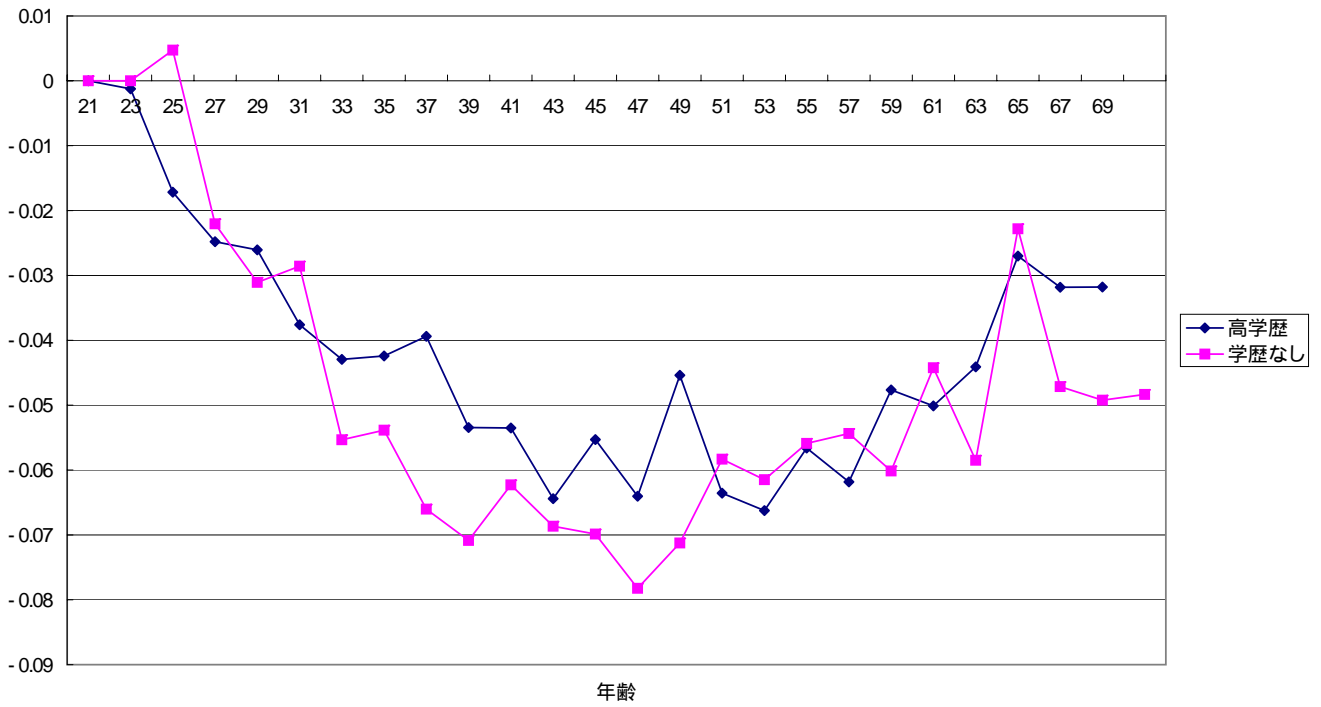


図8-2 イント年齢効果 (一人あたり消費ジニ)  
学歴なしvs 高学歴層

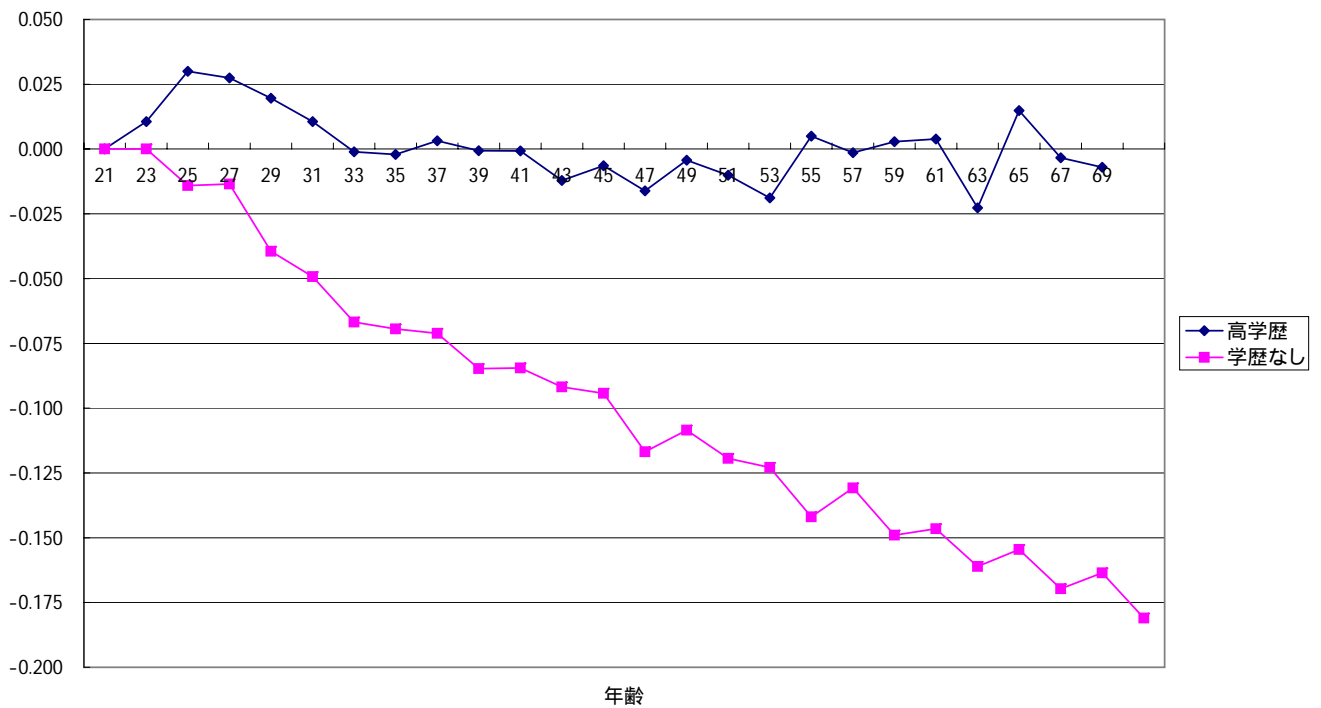


図9-1 タイのジニ係数推移 (1986-2002年)

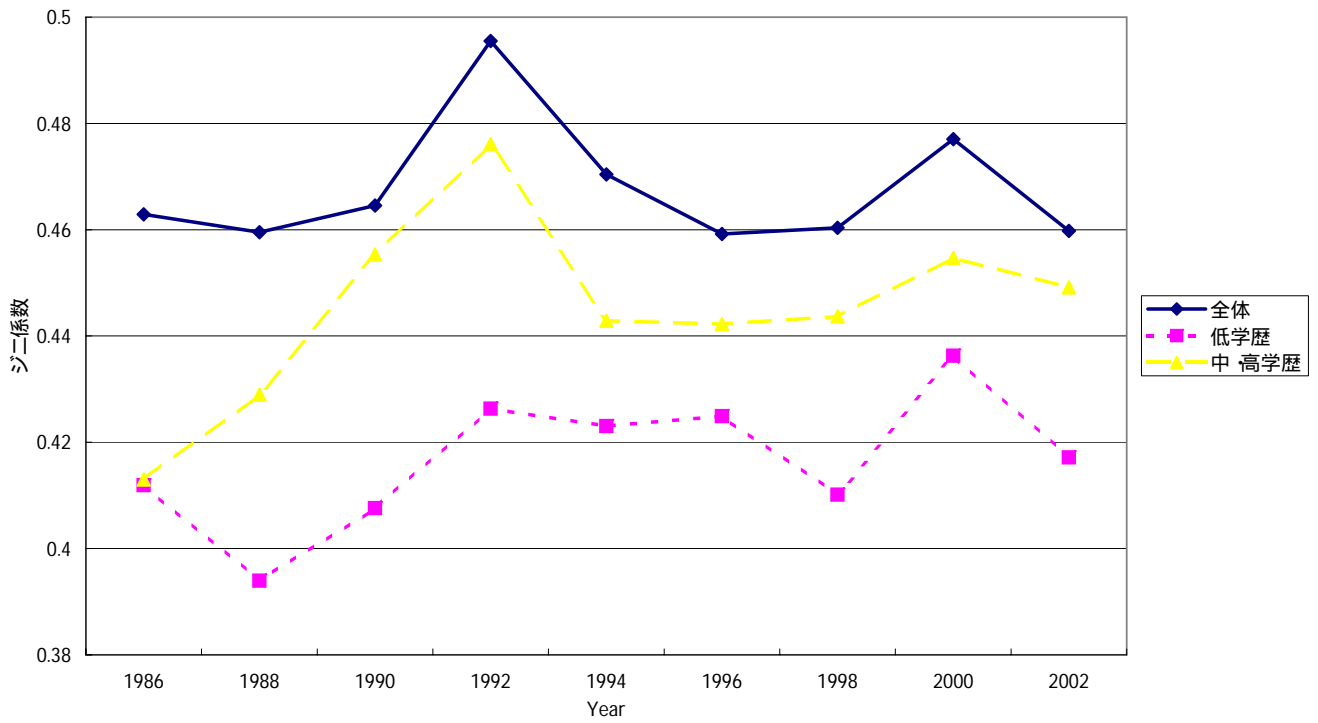


図9-2 フィリピンのジニ係数推移 (1985-2000年)

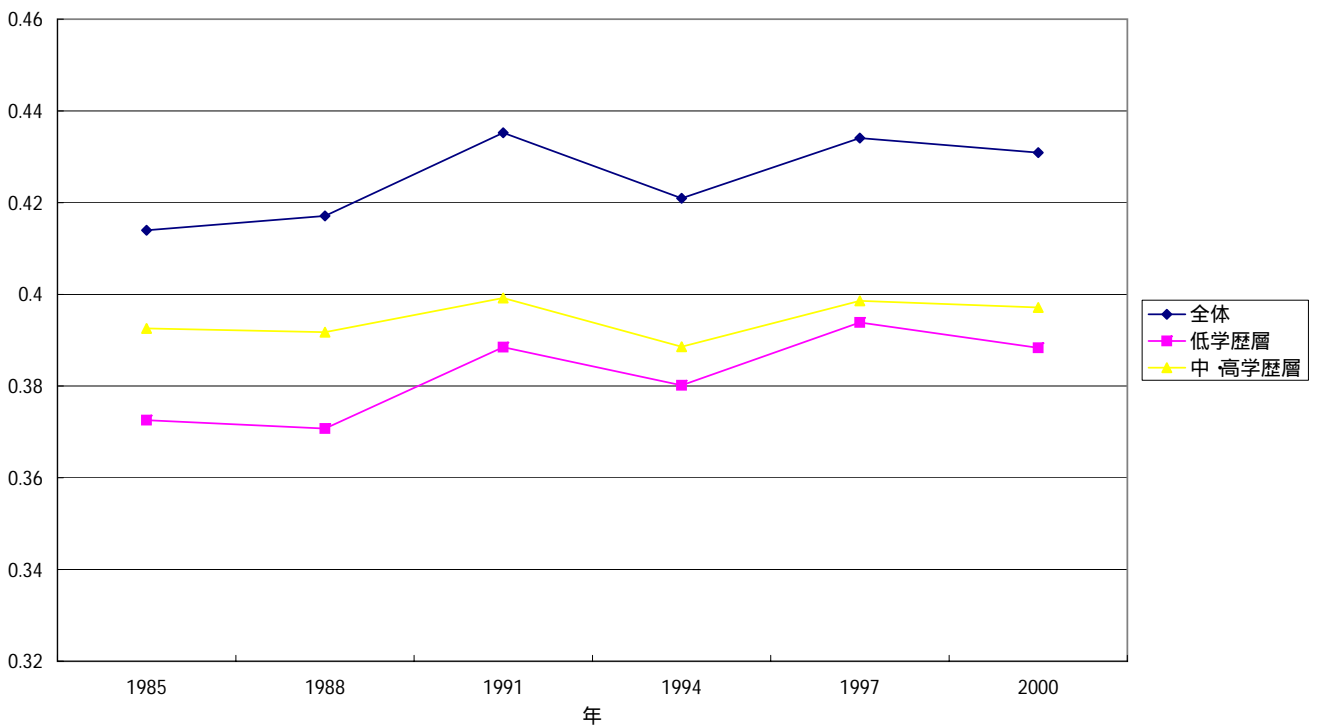
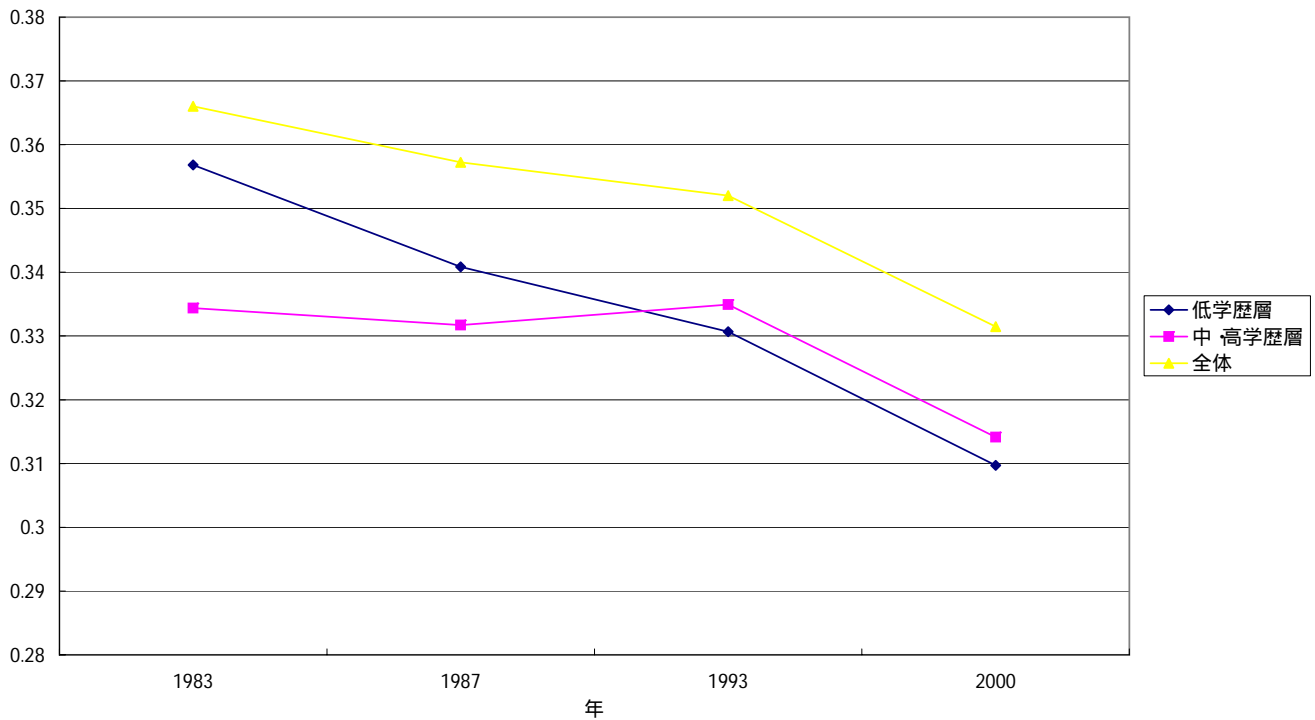




図9-3 インドのジニ係数推移(1983-2000年)



### 付表：消費ジニコーホートデータについて

タイSES、フィリピンFIES、インドNSS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。1つ1つのセルの数値は、それぞれ「年齢」と「生年」の別によって集計されたサブサンプルから、計算された標本ジニ係数である。これを、コーホート・年齢効果ダミーモデルによって分析することでFitted Valueが得られる。

例：タイ全体の世帯消費ジニ

Birth / Age	19	21	23	25	27	29	31	33	35	37
1983	0.271									
1981	0.290	0.226								
1979	0.280	0.262	0.317							
1977	0.329	0.327	0.312	0.310						
1975	0.315	0.313	0.325	0.278	0.303					
1973	0.307	0.306	0.299	0.309	0.287	0.304				
1971	0.314	0.335	0.326	0.294	0.310	0.327				
1969	0.322	0.339	0.327	0.336	0.328	0.325				
1967	0.336	0.346	0.337	0.374	0.334	0.362	0.359	0.316	0.267	
1965		0.355	0.364	0.340	0.367	0.326	0.372	0.366	0.343	0.339
1963			0.354	0.350	0.331	0.371	0.339	0.362	0.385	0.362
1961				0.348	0.354	0.358	0.356	0.344	0.386	0.387
1959					0.388	0.389	0.357	0.390	0.370	0.377
1957						0.372	0.352	0.363	0.359	0.390
1955							0.388	0.415	0.348	0.357

このセルは、1965-1966年生まれコーホート内の人々が29-30歳の時のジニ係数である。