

所得格差と恒常ショックの推移 ——家計パネルデータに基づく共分散構造からみた格差の把握——

阿 部 修 人
稲 倉 典 子

概要

近年の若年層における所得格差の拡大の中で、消費や経済厚生に多大な影響を与えると考えられる恒常的な所得変動要因の重要性およびその近年の変化を計測した。日本の家計パネルデータの所得や消費の共分散構造に基づく分析の結果、①若年層では恒常的所得ショックは90年代半ば以降増加傾向にあり、②特に2001年において増加が著しく、③その増加のほとんどは大卒未満の家計に集中している、という結果を得た。また、他のクロスセクションデータを用い、学歴と所得格差および加齢との関係を分析した結果、より高い学歴をもつグループは所得格差が少ない傾向にあり、かつ、加齢による所得格差拡大は、低学歴世帯のほうが急速であるという結果を得た。これは、低学歴世帯が直面する恒常所得ショックが高学歴世帯が直面するものよりも大きいことを示すものである。

I 導入

恒常所得・ライフサイクル仮説に基づく家計消費の分析では、家計所得を外生変数とみなし、単純な線形の確率過程に従うと仮定することが多い¹⁾。 y_t を家計所得の自然対数とすると、典型的な所得過程は下記のように書くことができる²⁾。

$$y_t = \alpha + u_t + y_t^p, \quad (1)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + v_t. \quad (2)$$

ただし、 α は家計により異なる定数（固定効果）、 y_t^p は恒常所得、 u_t と v_t は確率変数で、系列相関がなく、互いに直交するとする。所得が上記の確率過程に従うと仮定すると、家計所得は三要素、 α 、 u_t および y_t^p に分解可能であり、家計間の所得格差も三つの起源、①固定効果、 α の違い、②一時的な所得、 u_t の差、および③恒常所得 y_t^p 、すなわち現時点までの v_t の実現値の差を持つことになる。

第一の固定効果による差は、家計が労働市場に参入した時点、あるいは生まれた時点で決定され、その後変化のないものである。これは先天的な能力の差、または労働市場に参入する前に蓄積された人的資本によるものとも解釈可能であるが、いずれにせよ固定効果による格差は固定されており、政府や家計の努力により対処することは困難である。第二の一時的な所得による格差は、たとえば今年たまたま宝くじに当選した、あるいは勤務先企業の業績がよくボーナスが例年よりも多く支給された、など、さまざまな理由により発生する。仮定より、こうした一時的な所得の増減は来年には消滅し、継続しない。一時的な所得変動は恒常所得の変化につながらず、Hall〔1978〕等の恒常所得・ライフサイクルモデルにおいては、消費や家計効用に与える影響は軽微なものとなる。なぜなら、一時的な所得変動は、その変動が巨額でない限り、あるいは人生の最終期に近くない限り、貯蓄や借入れにより相殺することが可能であるためである。ライフサイクルモデルにおいて、最も重要な所得変動は第三の恒常的な変

動である。(2)式から明らかなように、恒常所得の遷移式は単位根を有するため、そのショック項、 v_t の変化は、その後の所得水準に将来にわたり影響を与える。このようなショックの例としては、勤務先での出世あるいは降格、より生産性の高い(低い)職場への転職、長期的な影響をもたらす怪我、病気あるいはそれからの回復、などを考えることができる。標準的なライフサイクルモデルに従えば、消費は恒常所得水準に依存して決定される。したがって、恒常所得の一単位の変動は消費の一単位の変動をもたらし、ひいては生涯効用にも大きな影響を与えるのである。このような恒常的所得変動が常に発生している経済では、一度貧困、あるいは富裕になるとその状態が継続することになり、家計間所得格差は時間とともに拡大し続けることになる³⁾。

所得格差の三つの要素は、それぞれ消費や効用水準に全く異なる影響を与えるものであるが、一時点での家計間所得分布の情報からでは所得をそれら三つの要素に分解することができない。すなわち、家計間所得格差が極めて大きい経済があるとしても、その理由が新規参入家計の固定効果分散が大きいのか(第一要因)、一時的所得変動が大きいのか(第二要因)、深刻な永続的な所得リスクが存在しているためか(第三要因)を識別することができず、したがって、所得格差の厚生評価や所得再分配等の政策介入の効果を測定することはできないのである。家計所得の分布における三つの構成要素の相対的重要性を計測するには、大きく分けて二つのアプローチがある。一つは家計パネルデータを使用し、家計レベルでの所得変動の情報を利用し、さらにその共分散構造を観察することで、一時的ショックと恒常的ショックの分散を計測する手法である。第二の手法は、家計の動学モデルを用い、完備資本市場および確実性等価等の付加的情報を利用し、消費および所得の両方の情報を用いて恒常ショックの大きさを計測する手法である⁴⁾。無論、二つの手法を組み合わせることも可能である。第一の手法は、所得を三つの要素に分解するのであれば、所得に関するさまざまなモーメント情報を加えることで未知

パラメータを識別可能にする手法ということができる。第二の手法は、消費は恒常所得に対応する、とする恒常所得仮説に全面的に依拠するものである。

本論文は、日本の家計パネルデータを用い、1990年代半ば以降、日本の家計所得における恒常的変動要因の分散がどう変化してきたかを分析する。その際、上記の二つのアプローチを用いる。比較的平等とされてきた日本の家計所得も、近年では所得格差の動向に関する関心が高まり、膨大な数の論文・研究書が書かれている。全国消費実態調査や所得再分配調査など、多くのデータを駆使した分析が報告されているが、所得格差拡大の背後にある恒常的所得変動を定量的に測定している論文は筆者の知る限り存在しない⁵⁾。所得格差が実際にどの程度、どのように拡大しているかに関してはさまざまな議論が存在するが、1990年代半ば以降、若年層において所得格差が拡大していると指摘する論文は多い⁶⁾。そこで、本論文でも若年層に注目し、比較的多くのサンプルを確保できる30代に焦点を当てる。分析の結果、恒常的所得ショックは90年代後半から上昇しており、大卒未満の学歴を有する家計においてその増加が顕著であることがわかった。一方大卒家計における所得の分解はあまり成功しておらず、大卒家計の所得過程はより複雑なものである可能性を示唆している。消費の情報を利用した分析は恒常所得変動を過剰に推計してしまい、信頼に足る情報を得ることができない。これは、家計パネルデータにおける消費データにさまざまな問題があるためであると思われる。

家計経済研究所のパネルデータは、サンプルが若年層に偏っているため、パネルデータとして時系列方向の推移を観察可能なのは若年層に限定される⁷⁾。家計パネルデータほど正確ではないが、リピーテッドクロスセクションの個票データからも恒常所得ショックの大きさを測ることは可能である。本論文では、さまざまなデータセットを用い、低学歴層と高学歴層の恒常的所得ショックの大きさの比較も試みた。その結果、低学歴家計が直面する恒常所得ショックは高学歴層よりも大き

いという結果を得た。近年、若年の低学歴家計が直面する恒常所得ショックが増加したという我々の推計結果と併せると、若年低学歴家計が高齢化していく今後、所得格差の拡大はさらに加速する可能性があることが示唆される。

II 恒常所得変動の識別方法

前節のモデルに従えば、家計所得は固定効果、一時的所得、および恒常的所得に分割される。恒常的所得変動は特に重要な要素であり、その分散の上昇は、経済の格差拡大を加速させ、ひいては消費や家計効用の格差も拡大させていく。したがって、本節では家計パネルデータから恒常的所得変動の分散を計測する手法について議論する。

1 所得の共分散構造による識別

所得過程 (1) 式の階差をとると

$$\Delta y_t = u_t - u_{t-1} + v_t, \quad (3)$$

したがって、家計固定効果の影響はこの時点で除外される。これは、家計間 (between) ではなく家計内 (within) の所得変動を計算しているためである。

つぎに、その分散を計算すると

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta y_t) &= \text{Var}(u_t) + \text{Var}(u_{t-1}) \\ &\quad + \text{Var}(v_t). \end{aligned} \quad (4)$$

したがって、家計所得変動の分散は三つの要素、今期と前期の一時的所得変動の分散、および今期の恒常所得変動に分解することが可能である。(3) 式のラグをとると

$$\Delta y_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-2} + v_{t-1}, \quad (5)$$

上式と (3) 式の共分散は u_t と v_t がそれぞれ系列相関がなく、かつ独立であるという仮定の下では

$$\text{Cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t-1}) = -\text{Var}(u_{t-1}). \quad (6)$$

したがって、恒常所得ショックの分散は、下記の式で計測可能である。

$$\begin{aligned} \text{Var}(v_t) &= \text{Var}(\Delta y_t) - \text{Var}(u_t) \\ &\quad - \text{Var}(u_{t-1}) \\ &= \text{Var}(\Delta y_t) + \text{Cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t-1}) \end{aligned}$$

$$+ \text{Cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t). \quad (7)$$

上記の式を推計するには、家計所得の変化率およびそのラグとの共分散情報が必要であり、四期間の家計所得の情報が必要であるが、それ以外の情報には依存していないことに注意する必要がある。また、一時的所得変動の分散は共分散の絶対値と等しくなっている。

2 消費情報による識別

消費情報を用いた家計所得過程の推計は Blundell and Preston [1998] が行っており、動学構造モデルの性質を駆使するものである。 s^t を経済の状態を表す履歴 (history), a を家計の金融資産, π を s の確率分布, r を一定の値をとる金利, c を消費, U を一時点での効用, β を時間割引因子, q を資産価格, λ をラグランジュ乗数とする。また、No-Ponzi Game 条件として下記の制約を課す。

$$\begin{aligned} a_{t+1}(s^t) &\geq - \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \sum_{s^{\tau+1} | s^{\tau}} \frac{\pi_{\tau+1}(s^{\tau+1})}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} \\ &\quad y_{\tau+1}(s^{\tau+1}) \end{aligned} \quad (8)$$

すると、家計の動学最適化問題は、下記のラグランジュ関数で表すことができる。

$$\begin{aligned} L &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t(s^t) U(c_t(s^t), s^t) \\ &\quad + \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^{t+1} | s^t} \lambda_t(s^t) (y_t(s^t) + a_t(s^{t-1}) \\ &\quad - c_t(s^t) - qa_{t+1}(s^t)). \end{aligned} \quad (9)$$

一階条件は

$$\beta^t \pi_t(s^t) U_c(c_t(s^t), s^t) = \lambda_t(s^t), \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) U_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) \\ = \lambda_t(s^{t+1}), \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{および} \\ q\lambda_t(s^t) = \sum_{s^{t+1} | s^t} \lambda_{t+1}(s^{t+1}). \quad (12)$$

したがって

$$\beta^t \pi_t (s^t) U_c (c_t (s^t), s^t) = \frac{1}{q} \sum_{s^{t+1} | s^t} \beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}), \quad (13)$$

もしくは

$$U_c (c_t (s^t), s^t) = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) \sum_{s^{t+1} | s^t} \pi_{t+1} (s^{t+1} | s^t) U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}) = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) E_t U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}). \quad (14)$$

$\rho=r$ のとき限界効用はマルチンゲールになることがわかる。

ここで、さらに効用関数が選好ショックに関して分離可能で、かつ消費の二次関数であると仮定する。すなわち、

$$U (c_t (s^t), s^t) = -\frac{1}{2} (c_t (s^t) - \bar{c})^2 + v (s^t), \quad (15)$$

ただし、 \bar{c} は bliss point である。ここで、この bliss point が小さいと仮定すると、この効用関数はピークを越えてしまう可能性が生じてしまう。したがって、変動する所得過程の実現値にくらべて、bliss point は十分に大きく、bliss point を常に実現するような消費経路は Ponzi Game となってしまうようにすることが必要となる。

このとき、オイラー方程式は

$$E_t c_{t+1} = a_1 + a_2 c_t \quad (16)$$

$$a_1 = \bar{c} \left(1 - \frac{1+\rho}{1+r} \right), a_2 = \frac{1+\rho}{1+r}. \quad (17)$$

したがって、 $\rho=r$ のときは、

$$E_t c_{t+1} = c_t \quad (18)$$

すなわち、効用関数が二次式であり、時間選好率と利子率が同じであるとき、消費水準はランダムウォークとなる。このようなモデルは Hall [1978] による恒常所得モデル、あるいは確実性等価モデルと呼ばれる。

生涯の予算制約を下記のように書く。

$$E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} = E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} + a_t$$

$$\equiv W_t. \quad (19)$$

いま、(18) 式が成立している経済を考える。

$$E_t E_{t+1} c_{t+2} = E_t c_{t+1} = c_t \quad (20)$$

したがって、有限視野 ($T < \infty$) においては、

$$c_t = \theta_t^{-1} \frac{rW_t}{1+r}, \theta_t = \left(1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}} \right). \quad (21)$$

したがって、

$$\theta_t c_t = \frac{rW_t}{1+r}. \quad (22)$$

一階の階差をとり整理すると

$$\theta_t \Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{s=0}^{T-t} \frac{(E_t - E_{t-1}) y_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (23)$$

上式は、生涯所得の割引現在価値が $t-1$ 期から t 期に変化した量である。

ここで、所得過程が下記で与えられているとする。

$$y_t = \alpha + y_t^p + u_t \quad (24)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + v_t \quad (25)$$

すると

$$y_{t+s} = y_{t-1} + u_{t+s} - u_{t-1} + \sum_{\tau=t}^{t+s} v_\tau. \quad (26)$$

ところで、

$$E_{t-1} y_{t+s} = y_{t-1} - u_{t-1} \quad (27)$$

したがって、

$$\begin{aligned} \theta_t \Delta c_t &= \frac{r}{1+r} \sum_{s=0}^{T-t} \frac{(E_t - E_{t-1}) y_{t+s}}{(1+r)^s} \\ &= \frac{r}{1+r} (u_t + v_t) + \frac{r v_t}{1+r} \sum_{s=1}^{T-t} \frac{1}{(1+r)^s} \\ &= \frac{r}{1+r} u_t + \theta_t v_t. \end{aligned} \quad (28)$$

$$\Delta c_t = v_t + \frac{r \theta_t^{-1}}{1+r} u_t. \quad (29)$$

これは、一時ショックに対して、家計は $\frac{r \theta_t^{-1}}{1+r}$ で反応し、恒常ショックに対しては一對一で反応することを示している。いま、利子率 r が十分に小さいと仮定すると、近似的に

$$\Delta c_t = v_t. \quad (30)$$

したがって、消費の変化は恒常所得ショックに

等しくなるのである。ここから容易に恒常所得ショックの分散を計測することが可能であり、消費の分散、あるいは消費と所得の共分散から必要な情報を得ることができる。すなわち、

$$Var(\Delta c_t) = Var(v_t), \tag{31}$$

$$Cov(\Delta c_t, \Delta y_t) = Var(v_t), \tag{32}$$

となる。

III 恒常的所得変動ショックの推計

1 データ

本節では、前節の情報をを用い、実際に日本の家計パネルデータに基づき家計所得の恒常的ショック分散の計測を試みる。本節で使用したデータは財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」であり、サンプル期間は1993年調査から2004年調査までの12年間である⁸⁾。ここではさらにサンプルを限定し、有配偶者で、かつ夫の年間勤労所得が200万円以上、2000万円以下、月々の家計支出が10万円以上、100万円以下の家計に限定した。また、本調査の対象が比較的若年層に偏っているため、対象家計を夫の年齢で計り、30代(30歳以上、39歳以下)の家計に限定した⁹⁾。

前節で展開したモデルに従うと、家計所得の変動の共分散構造より恒常所得ショックの分散を推計することが可能であるが、実際の家計所得は、モデルで想定していないさまざまな要因にも依存していると思われる。本論文で我々が考察するの

は家計にとってのリスク、であって、観察可能、または予測可能な所得の変動は極力除去することが望ましい。具体的には、所得の年齢や経験に依存する部分、あるいは毎年、一定割合だけ所得が上昇している場合は、たとえ所得が変動していたとしても、それをリスクとして捉えるのは適切ではない。そこで、本論文では、Abowd and Card [1989]等の先行研究に従い、まず所得を消費者物価指数で実質化してから、観察可能なさまざまな変数に回帰し、その残差の分散を用いることにする。具体的には、夫の実質勤労所得の自然対数値、夫婦の合算勤労所得、および家計消費支出の対数値を①夫の年齢、②夫の年齢の二乗、③夫の就業年数、④夫の就業年数の二乗、⑤妻の年齢、⑥妻の年齢の二乗、⑦年ダミー、⑧市郡の規模、⑨家族構成(夫婦のみ、夫婦と子供、親と同居、その他)のダミー、⑩子供の数ダミー、⑪家族の数ダミー、に回帰し、その残差の階差を用いた。

2 推計結果

表1は残差系列から得られた共分散構造を示している。図1は勤労所得水準分散の時系列変化をプロットしたものであり、夫勤労所得、夫婦合算所得ともに、分散はゆるやかな上昇傾向にある¹⁰⁾。(7)式に従い、所得変化率の恒常的ショックの分散を計算しプロットしたのが図2である。表1の所得変化率分散と比較すると、所得変化率分散のうち、恒常的要因によるものは、約1/3から1/2を占めていることがわかる。これは、

表1 家計所得・支出の共分散構造

年	水準分散			変化率分散			自己共分散		共分散	
	Var(v_t)		Var(c_t)	Var(Δy_t)		Var(Δc_t)	Cov($\Delta y_t, \Delta y_{t-1}$)		Cov($\Delta c_t, \Delta y_t$)	
	夫勤労所得	夫婦合算所得	家計支出	夫勤労所得	夫婦合算所得	家計支出	夫勤労所得	夫婦合算所得	夫勤労所得・家計支出	夫婦合算所得・家計支出
1994	0.07211	0.08804	0.09899	0.02119	0.03136	0.11598	-0.00878	-0.00907	0.00380	0.00524
1995	0.07501	0.08374	0.09186	0.02998	0.03157	0.11380	-0.00970	-0.01249	0.00028	0.00281
1996	0.07371	0.09474	0.09988	0.02517	0.02863	0.09459	-0.00969	-0.01144	0.00054	-0.00210
1997	0.07425	0.09588	0.10751	0.02493	0.03159	0.09684	-0.01088	-0.01474	0.00043	-0.00260
1998	0.08803	0.12146	0.11241	0.02855	0.03152	0.10304	-0.01139	-0.01295	-0.00011	0.00153
1999	0.08742	0.11485	0.09336	0.02910	0.03199	0.09603	-0.00998	-0.01106	0.00687	0.00661
2000	0.09127	0.12672	0.10312	0.03009	0.02905	0.11040	-0.01408	-0.00965	0.00953	0.00351
2001	0.11190	0.12189	0.12861	0.03386	0.04525	0.10623	-0.00661	-0.01159	-0.00321	-0.00341
2002	0.09313	0.11661	0.09154	0.02999	0.03061	0.09019	-0.01100	-0.01059	0.00327	0.00561
2003	0.10215	0.11953	0.10177	0.03541	0.04190	0.08147	-0.01374	-0.01273	0.00042	0.00267

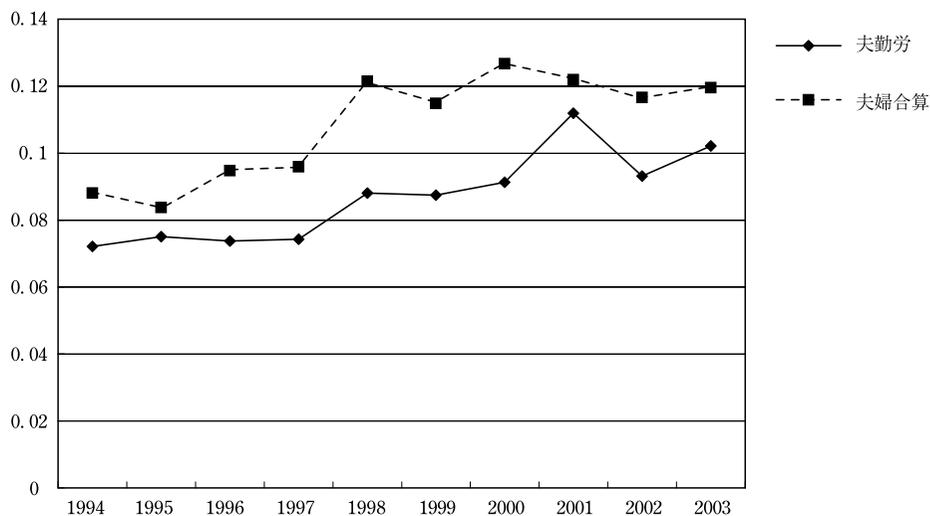


図1 勤労所得水準分散

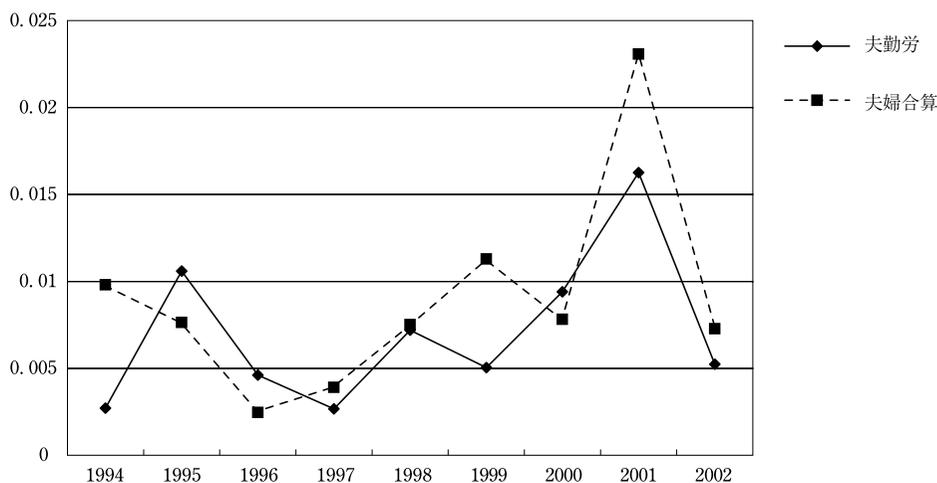


図2 勤労恒常所得ショック分散推計

他の期間を用いて推計した阿部・稲倉〔2007〕と整合的な結果である。次に、恒常的要因の時系列方向での変化をみると1990年代半ばからゆるやかな上昇傾向にあり、特に2001年に大きく上昇していることがわかる。

表1には、同じく家計支出変化率の分散、および所得変化率との共分散も報告されている。(31) および (32) の両式にしたがえば、家計所得変動の恒常的要因は支出変化率分散および所得との共分散でも計測可能であるが、表1からわか

るように、家計支出変化率分散は極めて大きく、所得変化率よりもはるかに大きくなっている。これは支出データを用いた恒常ショックの推計が不可能であることを意味する。所得との共分散もときおり負の値をとり、不安定な挙動を示すなど、信頼できる結果は得られていない。したがって、本パネルデータの支出データでは、(31) および (32) 両式に基づく恒常ショックの推計に成功していない。家計支出データを使用し、所得過程の推計に成功している Blundell and Preston〔1998〕

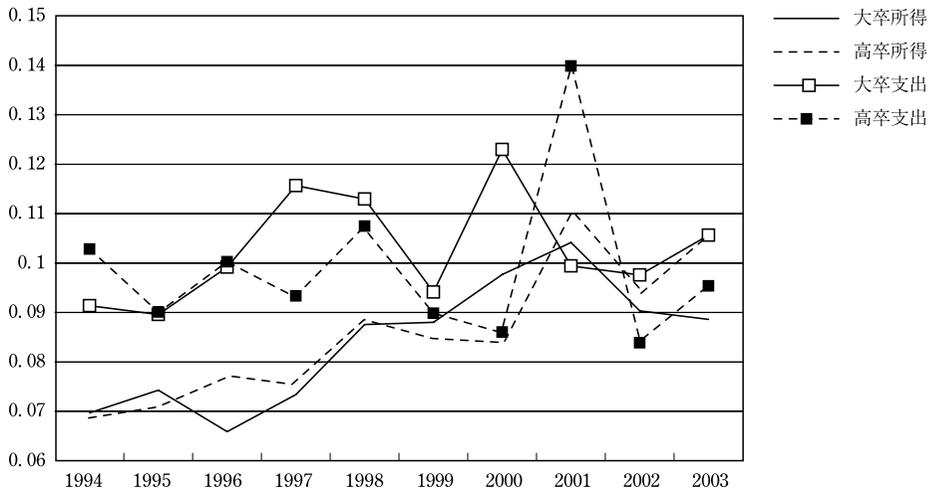


図3 水準分散

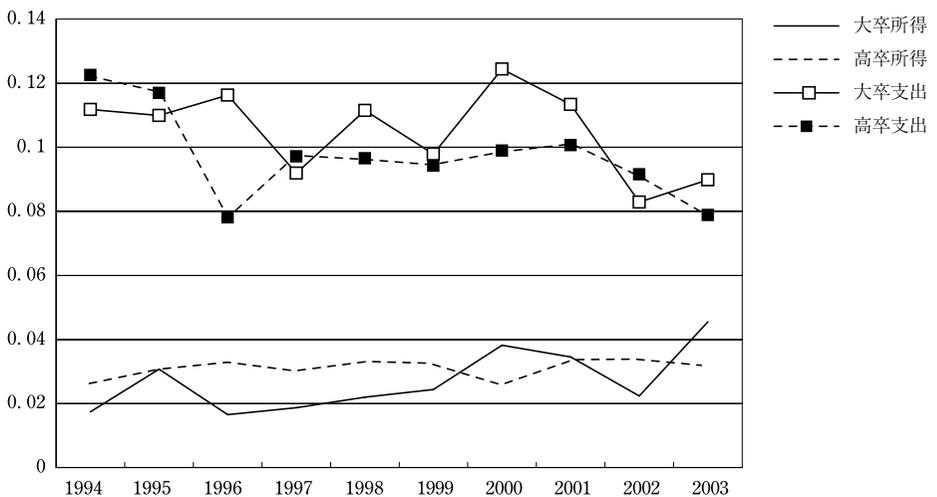


図4 変化率分散

は家計パネルデータではなくクロスセクションデータに基づくコホートデータを使用しており、もともと消費支出についても集計されることによるスムージングが行われている。そのため、支出変化率の分散はここでのパネルデータに基づく分散ほど大きくない¹¹⁾。

3 学歴別推計結果

次に、サンプルを学歴別に分割し、前節と同様に所得変動の恒常的要因の重要性を測定する¹²⁾。

図3は学歴別の所得および支出水準の分散の時系列での変化を表している。支出に関しては明確なパターンは見られないが、所得に関しては、大卒・高卒、ともにゆるやかな上昇傾向にあることがわかる。図4は各項目の変化率の分散を示している。支出変化率の分散は極めて大きく、恒常所得・ライフサイクル仮説と非整合的である。所得変化率の分散に関しては、0.02から0.04の間で安定している。大卒所得に関してはゆるやかな上昇傾向にあるとみることもできるが、明確な変化

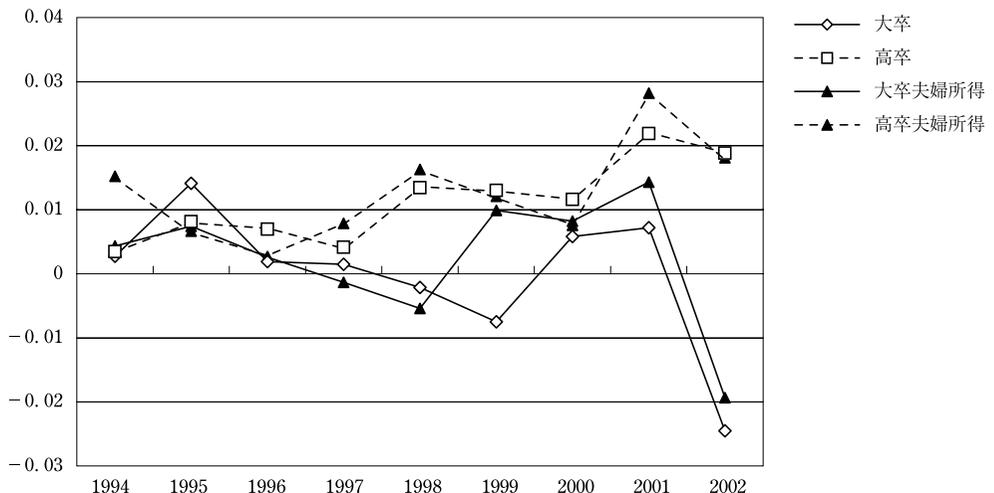


図5 恒常所得ショック分散推計

は生じていない。

図5は、(7)式に従い、所得変化率の恒常的ショックの分散を計算しプロットしたものである。大卒に関しては、恒常所得分散が負の値をとるなど、推計に失敗している。すなわち、大卒家計所得過程は、ここで想定されているよりもさらに複雑な過程に従っていることを示唆している。一方、高卒家計に関しては、図2よりもさらに明確に分散は上昇傾向にあることがわかる。2002年次において、大卒サンプルは高卒サンプルの約半分であり、図2は高卒サンプルの動向を主に反映していることがわかる。

本節の結果をまとめると下記のようになる。①30代の有配偶・勤労家計の勤労所得分散はゆるやかな上昇傾向にある。②家計所得の共分散構造の情報をうい家計所得変動をさまざまな要因に分解すると、大卒未満の学歴を有する家計において恒常的所得ショックの分散が上昇傾向にある。③恒常的所得変動は、特に2001年の所得において上昇している。④消費支出データを用いた恒常ショック、また大卒家計のデータを用いた推計は成功していない。本論文では、恒常所得変動の源泉を分析するのはその範疇を超えるが、2001年は日本にとり景気の谷であり、日本の製造業において早期・希望退職が頻繁に行われた年でもある

13)。本節の推計結果は、景気後退にともなう労働市場の変化が、特に低学歴家計に大きな影響を与えたことを示唆するものである。

IV 学歴と所得分散プロファイル

前節までは、30代の家計にしぼって議論を行った。これにより、所得格差に及ぼす高齢化の影響を切り離して考えることができた。本節では、対象とする世帯年齢層を広げ、学歴と所得格差および加齢の関係について分析を行う。また、家計研以外のデータセットも用い、得られる結果がある特定のデータセットに固有のものでないことを確認する。利用したデータセットは、日経デジタルメディア社によるNeeds-Scan/Panel（パネルデータ）と、旧郵政総合研究所による「家計における金融資産選択に関する調査」（クロスセクションデータ）である¹⁴⁾。これらのデータセットでは、世帯の所得・消費の情報に加え、全国消費実態調査や所得再分配調査には設けられていない世帯主や配偶者の学歴に関する情報を利用することが可能である。

1 データ

Needs-Scan/Panelについては、阿部・稲倉

表2 各調査の概要

略称	家計研パネル	日経パネル	郵政研データ
正式名称	消費生活に関するパネル調査	Needs-Scan/Panel	家計における金融資産選択に関する調査
調査主体	財団法人家計経済研究所	日経デジタルメディア社	旧郵政総合研究所（現在は財団法人ゆうちょ財団が管理）
調査地域	全国	神奈川、東京の2地域	全国
調査対象	・1993年時点で24～34歳の女性（コーホートA） ・1997年にコーホートB（24～27歳）を追加 ・2003年にコーホートC（24～29歳）を追加	特定のスーパーマーケットを利用している世帯（1年に1度、世帯属性情報の更新が行われる。）	世帯主が20歳以上80歳未満の世帯（単身世帯含む）
標本抽出法	層化2段無作為抽出法		層化多段無作為抽出法
調査方法	留置回収法		訪問留置法
調査年	1993年～継続中	1988年～2001年	1988年～2006年（隔年調査）
データ形式	パネルデータ	パネルデータ	クロスセクションデータ

[2008]に詳しい説明があるため、ここでは旧郵政総合研究所（これ以降、郵政研と記す）の調査について説明する¹⁵⁾。郵政研による「家計における金融資産選択に関する調査」（これ以降、資産選択調査と記す）は1988年の第1回調査から2年おきに2006年まで計10回行われた。資産選択調査が行われていない年は「金融機関利用に関する意識調査」（これ以降、機関利用調査と呼ぶ）という別の調査が行われ、二つの調査が交互に行われてきた。資産選択調査はその名のとおりに、家計が保有する金融資産について調査・分析を行うことを意図しており、各金融資産（預貯金、債券、株式、など）の保有状況や認知度、保有予定などに関する質問項目が充実している。機関利用調査は、家計の利用している金融機関についての調査・分析が主眼におかれ、金融機関の選択理由や利用意向、望ましいサービス等に関する調査項目が充実している。いずれの調査も、上記の調査項目に加え、世帯属性について詳細にわたる質問項目（家族形態、職業、学歴、年取など）が設けられている。ただし、時系列分析を意図していないことから、質問文や変数の定義等について終始一貫していない点があることに留意する必要がある¹⁶⁾。調査の概要については表2の通りであるが、資産選択調査は日本全国でランダムサンプリ

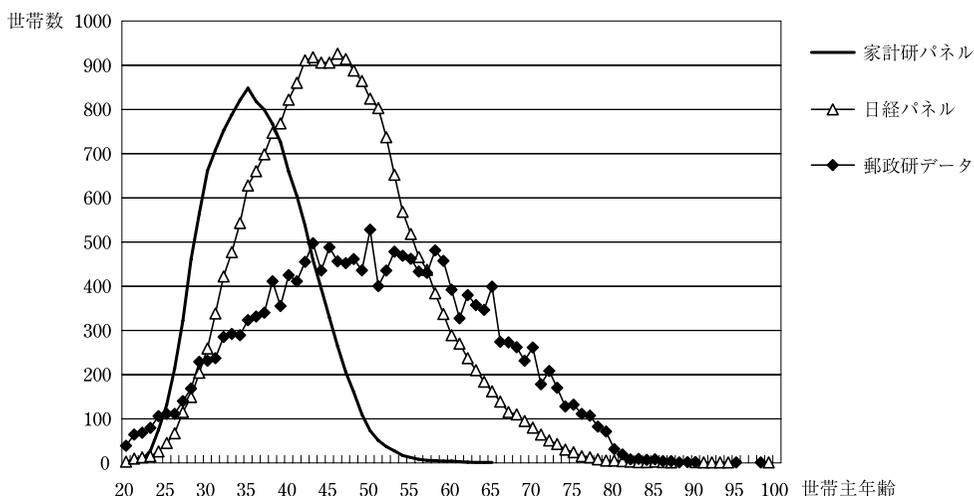
表3 各調査のサンプルサイズ

年	家計研パネル	日経パネル	郵政研データ
1988	-	-	3899
1989	-	897	-
1990	-	1118	3478
1991	-	1226	-
1992	-	1506	3892
1993	1500	1661	-
1994	1422	1831	3924
1995	1342	1999	-
1996	1298	2302	3695
1997	1755	2489	-
1998	1638	2548	3754
1999	1549	2507	-
2000	1488	2363	3111
2001	1425	1230	-
2002	1376	-	5583
2003	2139	-	-
2004	1980	-	4914
2005	-	-	-
2006	-	-	3127

ングを行っており、回答世帯は有業世帯のみならず、退職し年金生活を送っている世帯も含まれ、各年で3000強の世帯が含まれる（表3）¹⁷⁾。

2 各データセットの特徴

本節では、所得、学歴という二つの変数に着目し、三つの調査データにおける相違点について説



注) 1) 家計研パネル、日経パネルは全調査期間すべての世帯をプールした。
 2) 郵政研データは、所得データの利用できる1990年、1992年、1994年、1996年、2006年をプールしたもの。

図6 世帯主年齢の分布

明を行う。第一に、これらのデータセットを比較する上で最も留意すべき点は、調査対象の違いである。国勢調査に最も近い調査対象は郵政研のデータである¹⁸⁾。一方、家計研パネルは世帯変動の大きい若年女性の行動に着目する、という調査意図をもっており、図6からもわかるとおり、比較的若い世代が回答者となっていることが大きな特徴である¹⁹⁾。日経パネルでの世帯主年齢を見ると、40歳代中盤の層が厚く、家計研パネルよりもサンプル世帯の平均年齢は10歳ほど高い(勤労世帯に限っていえば、家計研パネルの世帯主平均年齢は36歳、日経パネルでは47歳である)。

さらに、調査対象年齢の違いに加え、もう一点注意すべき点がある。それは、家計研パネルや郵政研データは、全国を対象とした無作為抽出法によりサンプルを抽出しているが、日経パネルでは、そのようなサンプルの抽出が行われていない、という点である。日経パネルにおける勤労世帯の基本統計量を示した表5によると、世帯主の最終学歴が大卒以上であるという世帯が半数を超え、世帯年収も他の二つのデータよりも高いことがわかる²⁰⁾。

図7は、所得の平均年齢プロファイルを示して

いる。この場合の「所得」は以下のように調査ごとに若干定義が異なるものの、50歳台前半にピークをむかえる、という点は一致している²¹⁾。

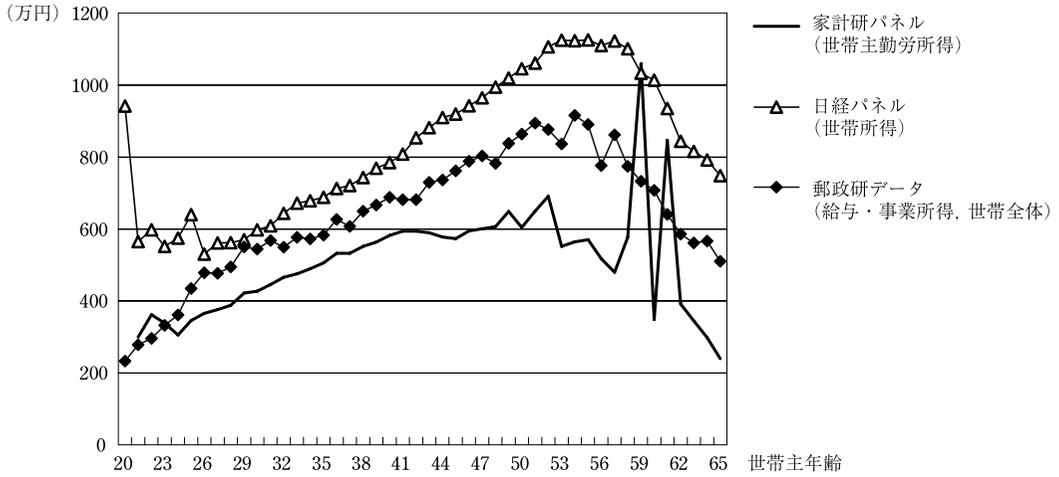
家計研パネル 男性世帯主の1年間の勤労所得

日経パネル 世帯主が勤労者である世帯の1年間の世帯所得(同居している家族の所得も含まれる。例えば、妻の収入や、同居している両親の年金収入も含まれる。)

郵政研データ 世帯主が勤労者である世帯の1年間の給与(ボーナスを含む)と事業収入の合計額(世帯主以外の家族が給与収入もしくは事業収入を得ている場合、これらの所得は世帯所得に含まれる。ただし、年金収入などは含まれない。)

3 所得水準分散プロファイル

上記で説明した三つのデータセットを用い、所得分散の年次変化をプロットしたのが図8である。第III節と同様、各データセットにおける所得を消費者物価指数で実質化してから、観察可能なさまざまな変数に回帰し、その残差の分散を用いている²²⁾。図8から、①所得格差は1990年代後半以降拡大している、②概して、高卒世帯での分散の方が大卒世帯よりも大きい、ということが読み取れる。これらの結果は、高卒世帯で恒常シ



注) 1) 各調査における、所得の定義は以下の通りである。
 家計研パネル：男性の1年間の勤労所得。
 日経パネル：世帯主が勤労者である世帯の1年間の世帯所得（同居している家族の所得も含まれる）。
 郵政研データ：世帯主が勤労者である世帯の1年間の給与（ボーナスを含む）、事業収入の合計額（世帯主以外の家族が給与収入もしくは事業収入を得ている場合、これらは世帯所得に含まれる）。
 2) 日経パネルにおける20代前半、家計研パネルにおける50歳以降ではサンプルサイズが小さい。

図7 所得の年齢プロファイル

表4 基本統計量：家計研パネル

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯主勤労所得（年間・万円）	520.888	200.800	100	1894.317
世帯主年齢	36.398	5.844	25	58
配偶者（妻）年齢	33.636	4.701	24	45
世帯主就業年数	16.851	6.156	2	43
居住地の市郡規模				
13大都市	0.226	0.418	0	1
その他の市	0.585	0.493	0	1
町村	0.187	0.390	0	1
その他	0.002	0.043	0	1
家族形態				
夫婦のみ	0.103	0.304	0	1
夫婦と子	0.568	0.495	0	1
親と同居	0.667	0.471	0	1
子供人数	1.691	0.942	0	5
同居家族人数	4.321	1.435	2	10
サンプルサイズ	9726			

注) 1) 所得を実質化する際には、消費者物価指数（平成12年基準）を用いた。
 2) 世帯主年齢25歳以上59歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。
 3) 世帯主年間勤労所得が100万円未満、2000万円以上の世帯は除く。

表5 基本統計量：日経パネル

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯年収（万円）	969.711	403.494	193.611	2239.642
世帯主年齢	47.052	7.814	25	69
世帯主最終学歴				
中学（旧制小・高等小）卒	0.033	0.178	0	1
高校（旧制中）卒	0.367	0.482	0	1
短大卒	0.022	0.148	0	1
大学・大学院（旧制高・高専卒）	0.578	0.494	0	1
世帯主職業				
役員・管理職	0.423	0.494	0	1
専門・研究職	0.080	0.272	0	1
事務職	0.248	0.432	0	1
技能職	0.160	0.367	0	1
販売職	0.063	0.244	0	1
その他	0.026	0.158	0	1
配偶者職業				
役員・管理職	0.008	0.087	0	1
専門・研究職	0.026	0.160	0	1
事務職	0.156	0.363	0	1
技能職	0.037	0.189	0	1
販売職	0.135	0.342	0	1
その他	0.042	0.201	0	1
自営業1（弁護士事務所、開業医など）	0.002	0.039	0	1
自営業2（上記以外）	0.013	0.115	0	1
自由業	0.002	0.040	0	1
無職	0.571	0.495	0	1
その他	0.007	0.086	0	1
同居家族人数	3.936	0.968	2	9
サンプルサイズ	11253			

- 注) 1) 世帯年収はカテゴリー値で回答されるため、各カテゴリーの中央値を用いた。
 2) 世帯年収を実質化する際には、消費者物価指数（平成17年基準）を用いた。
 3) 世帯主年齢25歳以上69歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。
 4) 1988年から2001年までの間に、10回以上登録・更新を行った世帯に限定。

表6 基本統計量：郵政研データ

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯年収（万円）	752.426	334.446	59.583	2300.109
世帯主年齢	45.052	9.927	25	69
世帯主最終学歴				
中学卒	0.118	0.323	0	1
高校卒	0.481	0.500	0	1
短大・高専卒	0.056	0.231	0	1
大学・大学院卒	0.344	0.475	0	1
家族形態				
夫婦のみ	0.142	0.349	0	1
夫婦+子供	0.674	0.469	0	1
夫婦+子供+両親	0.168	0.374	0	1
その他	0.016	0.125	0	1
同居家族人数	3.878	1.201	2	9
配偶者（妻）が勤労者	0.462	0.499	0	1
サンプルサイズ	6479			

- 注) 1) 世帯年収を実質化する際には、消費者物価指数（平成17年基準）を用いた。
 2) 世帯主年齢25歳以上69歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。

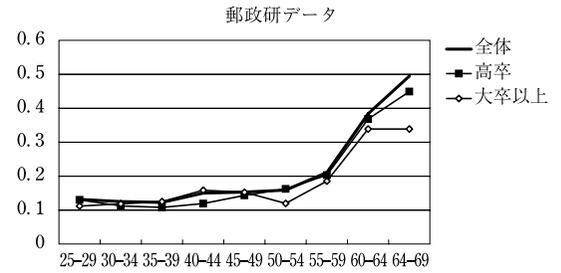
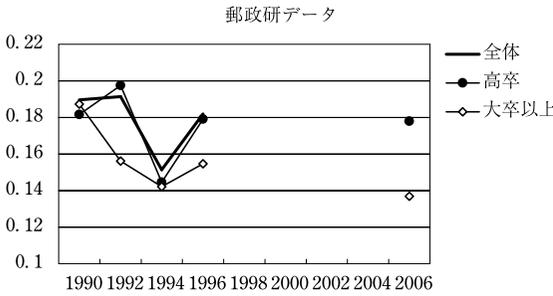
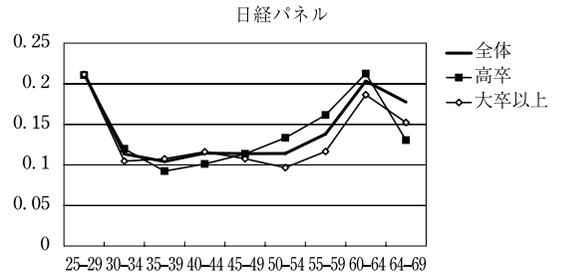
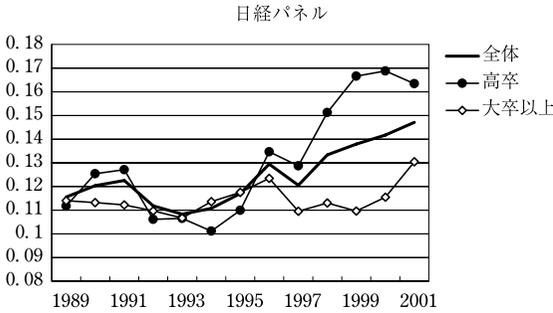
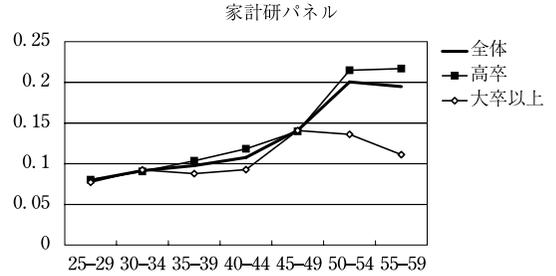
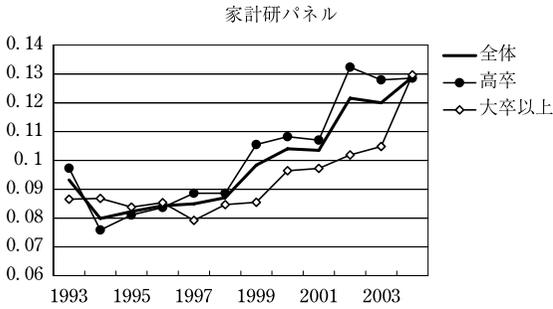


図8 水準分散

図9 水準分散：世帯主年齢別

ショックの拡大が顕著である、という前節までの結果と整合的である。しかし、ここで留意しなくてはならないのは、パネルの加齢効果である。同一世帯を対象に調査が繰り返される場合、このパネルデータは年々年をとっていくことになる。家計研パネルでは、1997年と2003年に若年世帯が新たに追加されているが、日経パネルでは1990年代初頭からほぼ同一世帯をおいかけていることから、特にこの点に注意が必要である²³⁾。よって、上記の①や②は、加齢効果によるものなのか、あるいはそれ以外の要因によるものであるのか、さらに詳しく考察する必要がある。

図9は、横軸に世帯主年齢をとり、所得分散をプロットしたものである。これによれば、世帯主年齢が高くなるにしたがって、分散は増加していることがわかる²⁴⁾。さらに、加齢による所得格差拡大は、低学歴世帯のほうが急速であり、恒常ショックは高卒世帯のほうが大きい、と解釈することができる。

これをふまえてもう一度図8を見ると、特に日経パネルにおける高卒世帯の所得格差拡大は、世帯主の加齢効果プラス、特に、高齢・高卒世帯での恒常ショックの増加がその背景として考えられる²⁵⁾。

V 結論

本論文では、日本の家計パネルデータを用い、家計所得の変動に占める恒常的要因の重要性、およびその推移を計測した。勤労・有配偶の30代世帯における所得格差は90年代半ば以降緩やかな拡大傾向にあり、恒常的要因の重要性も増加している。特に、2001年における恒常所得ショックの増加幅は大きく、家計厚生に大きな影響を与えた可能性がある。一方、消費支出データを用いた分析では分散推計量が負になるなど、推計には成功していない。これは家計パネルデータの消費変化率分散が所得変化率分散よりも著しく大きい等、理論モデルと非整合的な挙動をデータが示していることに起因する。消費データと所得データ間の非整合をどう処理するかは今後の分析課題である。

日経パネルや郵政研データを用いた学歴別の所得分散の推計では、低学歴家計の年齢・分散プロファイルの傾きが急であり、低学歴家計のほうがより大きな恒常所得ショックに直面していることを示している。パネルデータに基づく分析結果である、近年の低学歴家計の恒常所得ショックの分散増大という結果と、低学歴家計が高学歴家計よりも大きな恒常所得ショックに直面しているという結果を併せると、大きな恒常所得ショックに見舞われた若年家計が年をとっていくにつれ、日本家計全体の所得格差の増加スピードが加速していく可能性がある。もっとも、こうしたスペキュレーションは、我々が仮定した極めて単純な所得決定過程の定式化に依存することもまた事実である。本論文では、所得過程として一階の差分方程式を考え、所得を iid 成分と random walk 成分に分割したが、より高次の差分方程式で描写することが適切であれば、本論文で恒常所得ショックとして考えた所得変動は、実際には10年以上の期間を経て元の水準に回帰していく安定的なショックにすぎない可能性もある。そのようなより詳細な所得過程の推計を行うには、さらなるデータの蓄積を待たねばならない。

本論文では、恒常所得ショックの決定要因については全く触れなかったが、さまざまな税制・社会保障改革や労働市場における制度改正、少子化、大学入学率の上昇、景気循環等、恒常所得に影響を与える可能性のある要因は数多く存在する。これらは今後の研究課題である。

付記

本研究において、財団法人家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の個票データを使用した。また、日経デジタルメディア社、財団法人ゆうちょ財団からもデータの提供を受けた。ここに感謝したい。さらに、阿部は科学研究費補助金若手(B)の資金援助を受けた。また、十川亜希子氏のRAにも深く感謝する。

注

- 1) 線形の所得過程に基づく恒常所得・ライフサイクルモデルの先行研究としては、Hall [1978], Hall and Mishkin [1982], Altonji and Siow [1987] がある。Deaton [1992] はこの分野の優れた教科書である。
- 2) 家計所得過程の推計の代表的な先行研究として Abowd and Card [1989] をあげることができる。近年では、Meghir and Pistaferri [2004] が極めて一般的な状況下での所得過程の推計を行っている。
- 3) 恒常所得ショックと所得格差の関係については、Deaton and Paxson [1994] が詳しい。
- 4) その他にも、コホートデータを作成し、家計レベルではなくコホートでの分散拡大の情報を用い、恒常所得ショックの分散を計測することも可能である。詳細は Storesletten, Telmer, and Yaron [2004] および Abe and Yamada [2006] を参照せよ。
- 5) 大竹 [2003] は、全国消費実態調査において若年層の消費格差拡大を恒常ショックの増大と解釈しており、本考察に近い分析を行っているが、恒常的所得変動の定量的分析は行っていない。
- 6) 大竹 [2003] 等を参照せよ。
- 7) 例えば、50 代家計の所得分散がこの1994年と2000年でどう変化したかに興味があっても、1994年における50 代家計サンプルが極めて少ないため、家計研のパネルデータで分析することは困難な作業となる。
- 8) 詳細に関しては、阿部・稲倉 [2007] を参照せよ。

- 9) 推計には、夫勤労所得過程 770 家計、2778 観察値を用いた。なお、後の章で、本データと他の家計データとの対比を試みる。
- 10) 家計パネルデータでは同一家計を追いかけるため、時系列方向の変化には加齢効果も含まれる。そのため、サンプル全体が高齢化している場合は、分散も加齢のため上昇する可能性がある。我々は、サンプルを 30 代で限定したため、毎年、分散の計算対象に入る家計と出る家計が存在する。そのため、サンプル全体の年齢分布は各年で大きく変化していない。よって、図 1 で表される分散の上昇は家計の加齢効果ではないことになる。
- 11) パネルデータにおける家計支出の変動要因について、測定誤差や集計期間との関係をより詳細に分析したものに、阿部・稲倉〔2008〕がある。
- 12) ここでは便宜上大卒・高卒と表記しているが、正確には、大卒家計には大学卒業、大学院卒業が含まれ、高卒家計には中卒・高卒・短大・専門学校を卒業しているものも含まれている。
- 13) 正確には 2002 年 1 月が景気の谷である。
- 14) Needs-Scan/Panel はパネル調査であるが、所得はカテゴリー値で回答されるため、1 年間の差分をとる、といった同一世帯での within 効果を分析するには適していない。
- 15) 家計研パネルの詳細については阿部・稲倉〔2007〕を、Needs-Scan/Panel の詳細については、阿部・稲倉〔2008〕を参照のこと。各調査の概要については、表 2 を参照のこと。
- 16) 例えば、ある年では世帯年収を税込みで記入させているが、他の年では税別で記入、といったことがある。郵政研データを用いた結果について次節で紹介するが、第 1 回調査から第 10 回調査のうち、すべての調査結果を報告していないのは、分析対象とする質問項目が利用不可能であったためである。
- 17) 回収率は年によって違うものの、第 1 回調査の 65% から凡そ同じ水準で推移している（第 9 回調査では 62.6%）。ただし、2006 年に行われた第 10 回調査の回収率は極端に低い 16.7% であった。
- 18) 郵政研データと国勢調査の比較については、ゆうちょ財団ホームページを参照のこと。URL: <http://www.yu-cho-f.jp/research/old/research/kinyu/finance/2007/tyosa-gaiyou.pdf>
- 19) 家計研パネルの調査主体は女性であるが、本研究では有配偶世帯の夫の年齢を「世帯主年齢」として抽出した。
- 20) 家計研データの基本統計量は表 4 を、郵政研データについては表 6 を参照のこと。

- 21) すべて、有配偶世帯に限る。
- 22) 表 4, 5, 6 に掲載されている変数を所得の回帰に用いた。また第 III 節では、30 歳代の世帯に限った推計結果が報告されているが、ここでは 25 歳から 59 歳までの勤労者世帯を対象を広げている。ちなみに、日経パネル及び郵政研データでは 25 歳から 69 歳までの勤労者世帯を対象としている。
- 23) 無論、日経パネルにも新規登録世帯が存在するが、1990 年代後半以降はそれほど数が多い。
- 24) 年齢の上昇とともに所得分散が高くなる点については、所得再分配調査を用いてジニ係数を推計した府川〔2006〕などでも報告されている。
- 25) 変数の定義変更により、1990 年代後半の郵政研データは残念ながら利用できない。2006 年の結果によれば、高卒と大卒の分散の乖離幅が大きくなっているが、これについては 2005 年以降の家計研パネルデータが利用可能になった後確認する必要がある。

参考文献

- Abe, N. and T. Yamada (2006) "Nonlinear Income Variance Profile and Consumption Inequality over the Life Cycle," Bank of Japan Working Paper Series.
- Abowd, John M and David Card (1989) "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 411-445.
- Altonji, Joseph G and Aloysius Siow (1987) "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 2, pp. 293-328.
- Blundell, R. and I. Preston (1998) "Consumption Inequality and Income Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 2, pp. 603-640.
- Deaton, A. (1992) *Understanding Consumption*: Oxford University Press, USA.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Consumption Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 120, pp. 437-467.
- Hall, R. E. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, p. 971-987.
- Hall, R.E. and F.S. Mishkin (1982) "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, pp. 461-481.
- Meghir, C. and L. Pistaferri (2004) "Income Variance Dynamics and Heterogeneity," *Econometrica*, Vol. 72, No. 1, pp. 1-32.

Storesletten, K., C.I. Telmer, and A. Yaron (2004) "Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor Market Risk," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 3, pp. 695-717.

阿部修人・稲倉典子 (2007) 「家計所得過程の共分散構造分析」, 『経済研究』, 第 58 卷, 第 1 号, pp. 15-30。

————— (2008) 「パネルデータにおける家計消費の変動要因——測定誤差とデータ集計期間に関する一考察——」, 『経済研究』, 第 59 卷, 第 3 号, pp. 228-239。

大竹文雄 (2003) 「所得格差の拡大はあったの

か」, 樋口美雄 + 財務省財務総合政策研究所編著 『日本の所得格差と社会階層』 第 1 章, 日本評論社。

府川哲夫 (2006) 「世帯の変化と所得分配? — 1987 年—2002 年「所得再分配調査」を用いて」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編 『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割』 第 6 章, 東京大学出版会。

(あべ・なおひと 一橋大学経済研究所准教授)
(いなくら・のりこ (社) 日本経済研究センター
研究員 一橋大学グローバル COE 特別研究員)