

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Working Paper Series No.47*

## 近年の若年層が直面する所得リスクに関する一考察

阿部 修人

September 24, 2009

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

# 近年の若年層が直面する所得リスクに関する一考察<sup>1</sup>

2009年9月

阿部修人<sup>2</sup>

## 要旨

家計パネルデータ (KHPS) の所得と消費支出に関する共分散構造を用い、近年の日本の勤労家計が直面する所得変動の恒常的要因と一時的要因の分解を試みた。その結果、30代家計においては、直近において、一時的変動の重要性が低下し、恒常的変動が支配的となっていることが明らかとなった。逆に、40代家計では、直近の所得変動の大部分は変動ショックによるものであるという結果を得た。これは、近年の経済状況が、特に30代家計にとって特に厳しいものであることを示唆するものである。

## [1] 導入

橘木(1998)の研究を嚆矢とし、日本家計間の所得格差に関して多くの調査・研究がなされてきた。様々な研究機関や新聞社が行っている格差に関する意識調査によると、所得格差が拡大していると認識している家計はかなりの割合に達しており、近年では様々な白書で政府機関による分析が公表されるようになってきている<sup>3</sup>。『平成18年度経済財政白書』によると、「全国消費実態調査」に基づく家計所得のジニ係数は、1999年から2004年にかけての24歳以下の家計を例外として、1989年以降、各世帯主年齢階層で上昇傾向は観察されない。また、『平成20年度厚生労働白書』は「国民生活基礎調査」に基づいて家計所得のジニ係数を計算しており、やはり1998年から2004年にかけての25歳未満家計を例外として、各年齢層でジニ係数の水準は安定しており、特に格差拡大を示す兆候がみられないことを報告している。二つの白書の結果に従うと、20世紀末から今世紀初頭における若年層を例外として、同一年齢階級で比較する限り、近年における所得格差拡大は二つの統計調査からは確認されない、ということになる。

所得格差拡大が政府統計において確認されないにも関わらず、所得格差に対する関心が高まっている理由としては、数多くの可能性を指摘することができる。まずは、二つの政

---

<sup>1</sup> 本稿の執筆にあたり、慶應大学から家計パネルデータの提供をうけた。また、全国銀行学術研究振興財団および科学研究費補助金、若手研究(S)課題番号:21673001 および学術創成研究プロジェクト「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明」(JSPS18GS0101) から支援をうけた。ここに深く感謝の意を表す。家計パネルデータの加工に際しては、稲倉典子氏の作成したプログラムを参考にした。

<sup>2</sup> 一橋大学経済研究所 〒186-8603 東京都国立市中2-1, E-Mail: nabe@ier.hit-u.ac.jp

<sup>3</sup> 平成18年度経済財政白書では、格差意識に関する各種世論調査結果をまとめ、ほぼ全ての調査で多くの家計が格差が広がっているという認識を持っていることを報告している。

府統計が格差拡大を正確に反映していない可能性を指摘することができる。ホームレス等の極端に貧困化した世帯や、年間収入が数十億円に達するような、分布の裾野にいる世帯の把握が、政府統計では不十分である可能性は確かに無視できない。また、調査対象が世帯であり、個人ではないことから、貧困のため独立世帯をもてず、親世帯と同居を続ける場合、彼らの貧困さが統計には表れにくい可能性もある<sup>4</sup>。

無論、家計による格差拡大の認識が間違っている可能性も否定できないが、政府統計と各種世論調査が共に正しい可能性もある。大竹(2005)は、所得格差はそれほど拡大していない一方、若年層において消費格差が拡大していることを指摘し、これが恒常所得の格差、すなわち生涯所得の格差が今後拡大していくことを前倒しで反映していると解釈している。大竹の解釈は現在の家計消費分析における標準的フレームワークに基づくものである。具体的には、保険市場が不完備であり、所得の恒常的变化に対する保険が存在しない時、家計消費は実際の所得の実現値ではなく、所得の恒常的变化に対して大きな反応を見せる。極端なケースを想定すると、実現した家計所得にはなんの変化がなくとも、家計が恒常所得に変化があったと考えれば、家計消費は変化してしまう。実現所得が不変であっても、恒常所得の低下を認識した家計は、生活が苦しくなったと感ずるだろうし、その結果、各種意識調査において、格差拡大を認識する家計が多くなることもありえないことではない。

家計消費を用いて恒常所得を推計するアプローチは、Blundell and Preston (1998)等が採用しているが、確実性等価等、かなり強い仮定を経済モデルに課すことが必要となる。また、高品質の消費データを提供する「全国消費実態調査」が五年に一度しか行われなことから、直近の変化に対応できないという欠点もある。したがって、家計消費分散の動向のみを根拠に、格差の動向を分析することには大きな限界があることは否定できない。

本稿は、慶應大学が作成している家計パネルデータ(KHPS)を用い、所得、消費の両面から近年の家計所得、特に所得変動の動向を分析する。パネルデータを用いることにより、同一家計内で所得の変化を計算することが可能となり、その結果、所得変化の持続性を定量的に評価することが可能となる。所得変化の定量的評価は「全国消費実態調査」等のリピーティド・クロスセクションのデータを用いても可能ではあるが、その場合、家計所得の一時的変動、およびあらかじめ固定されている格差(労働市場参入時点での能力等)が時と共に変化しないという仮定を置かねばならないという欠点をもつ<sup>5</sup>。パネルデータを用い、家計内階差をとることで、先天的な能力等の家計の固定効果を除去することが可能であり、さらに、所得の恒常的変動と一時的変動の通時的变化を計測することも可能となる。無論、パネルデータにも問題はあり、(1)調査対象家計が政府統計に比較して少ないこと(KHPSの第1回調査の対象が約4000家計)、(2)調査を重ねるごとに、対象家計の脱落が大きくなっていくこと(第4回調査までに約1300家計が調査から脱落)。また、(3)家計消費に関して

<sup>4</sup> このことは、適切な等価所得を用いることで対処可能であるが、日本における等価所得は、家計人数の平方根等、単純な手法が一般に用いられており、かならずしも十分な考慮がなされているとは言えない。

<sup>5</sup> 詳細は、Abe and Yamada (2009)を参照せよ。

は、家計簿ベースではなく、調査前月の支出水準を思い出してもらうことにより作成しているため、精度が低い、という欠点もある。家計パネル調査に継続して協力している家計が、比較的安定した所得・消費生活をおくっていると仮定するならば、パネルデータに基づくここでの分析は、所得格差拡大が生じにくい家計を対象にしていることになり、その場合、本稿の結果は、所得格差に関しては lower bound を提供していると解釈することができる<sup>6</sup>。

本稿の結果を要約すると、下記のようなになる。本考察で用いたパネルデータでは、(1) 2004年から2009年にかけて、有配偶家計の所得・支出の水準および変化率のいずれにおいても、世帯主年齢毎の分散に明確なトレンドは観察されない。(2) 30代家計の所得変化を恒常的要因と一時的要因に分解する場合、2008年から2009年にかけての所得変化の際、一時的変動の推計量は小さく、全てが恒常的変動であるという帰無仮説を棄却出来ない。(3) 40代家計では、所得変動のかなりの割合が一時的変動となる。(4) 雇用において期限の定めのない家計に限定すると、30代家計の所得変動に占める一時的変動の有意性が増加する。

以上の結果は、消費格差の拡大が確認できないという点では大竹(2005)の結果及び解釈と非整合的であるが、若年層における所得変動のうち、恒常的要因が増加している可能性を指摘する点では一致している。本稿では、さらに、若年層の恒常所得ショック増加の背景に、有期契約労働が存在する可能性も示唆しているが、パネルデータに含まれる有期契約労働者は少なく、また、それらは外生的に定まっているとは考えられないため、明確な結論を導くには、より大規模な調査に基づく分析が必要である。

## [2] 分析手法

本稿で用いる手法は MaCurdy(1982)や Abowd and Card(1989)により開発された所得過程の共分散構造を用いる推計手法、および Blundell and Preston(1998)による家計消費モデルを用いた所得過程の推計手法の両者を簡易化したものである<sup>7</sup>。

家計所得の  $t$  期における実現値を  $y_t$  とし、その値は下記の方程式で決定されると仮定する。

$$y_t = \alpha + u_t + y_t^p,$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + v_t.$$

---

<sup>6</sup> 阿部・稲倉(2008)は本稿と同様の問題意識で書かれているが、データの対象期間が1994年から2003年までであり、対象期間が異なる。また、使用しているデータも、阿部・稲倉(2008)は家計経済研究所によるパネルデータであり、若年層のみを分析対象としている点も異なる。

<sup>7</sup> Formalなモデル展開に関しては阿部・稲倉(2008)を参照せよ。

ただし、 $\alpha$  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  $v_t$  は互いに直交する確率変数で、系列相関がないとする。所得が上記の確率過程に従うと仮定すると、家計所得は(1) 固定効果、 $\alpha$  の違い、(2) 一時的な所得、 $u_t$  の違い、および(3) 恒常所得  $y_t^p$ 、すなわち永続的な所得変化の違い、に分解することができる。

実際には、我々に観察可能なのは実現した所得  $y_t$  のみであるが、パネルデータであることから、家計内で階差をとることができる。

$$\Delta y_t = u_t - u_{t-1} + v_t.$$

つぎに、 $u_t$  と  $v_t$  の直交性を用いながら分散を計算すると

$$\text{Var}(\Delta y_t) = \text{Var}(u_t) + \text{Var}(u_{t-1}) + \text{Var}(v_t).$$

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、および恒常所得変動に分解することができる。

つぎに、所得変化の一階の自己相関を計算すると、 $u_t$  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、自己共分散は一時的変動の分散と一致する。

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

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。

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

もともと、上記の恒常所得ショック分散の計測は、一時的変動の分散の推計量に依存することに注意する必要がある<sup>8</sup>。

一方、消費を用いる手法としては、効用関数が時間に関して加法に分離可能であること、および各時点での効用関数が消費に関する二次関数であること、金利と時間選好率が一致

---

<sup>8</sup> 一時的変動の分散の推計が不正確である場合、恒常的変動の分散の推計量も不正確なものとなる。

すること、等の条件のもとで、

$$\Delta c_t = v_t.$$

すなわち、消費の変化は恒常所得ショックと一致する。ここから次の二式を導くことができる。

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

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

ただし、家計消費データ、特にパネルデータに含まれる消費データには多くの計測誤差があることが指摘されており、消費分散そのものを恒常所得分散の指標とするには無理がある<sup>9</sup>。しかしながら、計測誤差が所得の実現値と直行するならば、消費変化と所得変化の共分散の情報は、真の恒常所得分散の推計量を与えることになる。

### [3] データ

本考察で用いるデータは慶應大学によるパネルデータ (KHPS) であり、2004 年に開始され、毎年 1 月 31 日付で行われているものである。調査対象家計は平成 14 年 1 月 31 日現在における満 20~69 歳の男女 4005 人であり、層化 2 段抽出法で全国から無作為抽出された家計を対象としている。また、第 4 回調査において、新たに 1400 人が調査対象に加わっている。分析に用いたデータは 2004 年 1 月の第 1 回調査から 2009 年の第 6 回調査までの個票データである。

KHPS の調査票には調査対象者、その配偶者および家計全体に関して詳細かつ大量の質問が含まれており、支出に関しては食料品、家賃、光熱水費、衣類、家具など、およそほぼ全ての消費支出項目が網羅されている。分析においては、当初、食料品支出のみに限定して分析を行っていたが、想定していたよりも食料品支出変化の分散が大きかったため、全ての支出を合算した消費支出全体を用いた。

分析においては、先行研究に従い、対象を勤労世帯に限定した。これにより、自営業者や無業の人達が排除されることになり、家計所得格差は過小に評価される可能性が高い。しかしながら、勤労世帯に限定することにより、推計結果は相対的に安定したものとなり、「比較的安定した状況下での所得リスク」の推計が可能となる。失業した場合の所得変動は、イベントとしては非常にまれである一方、推計全体に与える影響が大きく、レアイベントを取り込む場合は、失業した場合にサンプル対象から脱落する可能性も含めて、より慎重な分析が必要になると思われる。また、自営業者の所得分散は雇用者と比べて大きく、

---

<sup>9</sup> 例えば、Carroll(2001)を参照せよ。

その決定過程も店舗・企業の売り上げと密接に関係するため、雇用者の所得過程とは大きく異なるものであることが想定される。また、本稿では有配偶家計に限定したが、そのため、20 代家計の多くが除外されることになり、さらに、貧困であるために結婚できない世帯も対象から外されることになった<sup>10</sup>。これらの除外により、本稿での格差の推計量は、さらに下方に推計されている可能性が高いが、単身家計は家計間の異質性が大きく、有配偶家計とプールし、共通の所得過程の背後の構造パラメータを推計するのは困難であると判断した。

分析の際には、さらに、夫婦の合算年収が 200 万以上、3000 万以下で、かつ、一月の総消費支出が 10 万以上、100 万以下の家計に限定し、なおかつ、前年と比べて、消費額や所得の変化量が 5 倍以内である家計に限定した。その結果、六年分の調査で、30 代家計の観察数は 1725、40 代家計は 2350 となった。

なお、所得に関しては、有配偶勤労家計に限定したため、夫婦の勤労所得を合算したものをを用いた。家計の年齢は、世帯主の年齢とした。夫婦合算所得を用いることにより、他の世帯構成メンバーの所得が含まれなくなるが、KHPS での世帯主の定義が「中心となって働いている方」となっていること、および世帯全体の所得は 2004 年度に調査されていないことから、夫婦合算所得を用いることにした。表 1 は分析に使用した 30 代家計および 40 代家計の所得と支出の基本統計である。2004 年の「全国消費実態調査」によると一ヶ月の消費支出は 30 代家計が 27 万 7 千円、40 代家計が 34 万 7 千円であり、表 1 の KHPS の支出水準とほぼ同様の金額となっている。

### [3] 推計結果

推計は、Abowd and Card(1989)等の先行研究に従い、二段階で行った。第一段階において、対数消費および対数所得を年、世帯主年齢、家計構成人数、15 歳以下子供数、世帯主最終学歴、都市規模、地域ブロックの各ダミーに回帰する。この作業により、等価所得や等価消費を考える必要もなく、また、全家計共通のマクロショックや年齢効果、および地域ショックを除外することができる。マクロショックの影響を取り除くことが適切であるかどうかは自明ではないが、ここでは家計間で異なる個別リスクの推計を目的としているため、共通ショックは取り除くことにした<sup>11</sup>。

表 2 と表 3、および図 1 と図 2 は、第一段階の推計により得られた残差の分散を示している。これは、KHPS で観察される所得及び消費格差の動向と考えることができる。分散は変動が大きく、一見して明らかな通時的パターンは存在しないが、強いて言えば、所得分散は低下傾向にあり、消費分散は上昇傾向にある。支出と所得の分散水準はほぼ同じであり、

<sup>10</sup> 『平成 21 年度厚生労働白書』によると、35 歳未満独身男性の 33.7%が結婚資金の不足を結婚の障害と感じている。

<sup>11</sup> 年ダミーに回帰することにより、所得や支出を物価水準で実質化する必要が無くなっていることに注意せよ。

若年よりも高齢のほうが分散水準は高い傾向にある。『平成 20 年度厚生労働白書』によると、2004 年から 2005 年にかけて全年齢階級でジニ係数は低下しているが、図 1 および図 2 でも 2004 年から 2005 年にかけて若干、分散は低下しているように見える。しかし、2006 年以降は上昇している年齢、下落している年齢もあり、明確なトレンドがあるとは言い難い。

表 4 から表 7 までは、世帯主年齢別の、得られた残差の階差の分散、すなわち家計固定効果を除去した所得および支出の変化率の分散を示している。分散の推計量は各世代で安定しておらず、各年での変動が大きい。また、家計支出の分散は所得にくらべて 3 倍から 4 倍もの水準になっている。この過剰な分散は、食料支出に限定しても観察される現象であり、家計消費支出データに多大な計測誤差が含まれているか、あるいは一ヶ月という支出調査期間が短すぎ、一時的な支出(特売での買いだめや旅行等)の増減が過大に評価されている可能性が高い。そのため、家計支出変化率の分散のみを用いて、恒常所得ショックの分散の推計量とすることには慎重でなければならない。

表 8 および表 9 は、30 代家計の所得に関する共分散構造をまとめたものである。前節で指摘したように、各年での一時変動ショックの分散は、一階の共分散にマイナス 1 を乗じたものに等しい。表 9 からわかるように、変動ショックの分散は無視できない大きさがあるが、2009 年に関しては、変動ショックの大きさは小さく、かつ、統計的に有意ではない。これは、所得過程がランダムウォークに従う、すなわち、全てのショックが恒常ショックであるという帰無仮説を棄却できないことを意味する。表 10 は、所得と消費の変化率の共分散を示したものであり、前節で示したように、ある種の仮定の下では、この共分散が恒常所得ショックの分散と一致する。2009 年では、恒常所得ショックの分散が上昇しており、かつ統計的優位性も高い。そのため、30 代家計では 2008 年から 2009 年にかけて、所得変動における恒常的、あるいは持続的要因の重要性が高まっていると解釈可能である。

表 11 から表 13 までは、40 代家計の所得の共分散構造、および消費と所得の共分散を示している。30 代家計と異なり、総所得変動に占める変動ショック分散の割合は大きく、2009 年においても統計的には高い有意性をもっている<sup>12</sup>。これは、表 13 では、2009 年において恒常所得ショックは推計されておらず、30 代家計と対照的に、2009 年における 40 代家計の所得変動の大部分は一時的変動であり、恒常的なものではなかったことになる。

#### [4] 期限のない雇用状態にある家計

近年では、正規雇用に就いていない若年層に関しても、大きな関心がよせられており、厚生労働白書でも多くのページを割いて分析している。2002 年に開始された、「21 世紀成年者縦断調査」は、日本政府が作成する初の本格的な家計パネル調査であるが、そこでは、

---

<sup>12</sup> 恒常ショックが全く存在せず、かつ、変動ショック分散が一定の時、所得変化率の分散は、変動ショックの分散の二倍となる。

2002年の10月末日時点で20歳から34歳までの三万人弱の個人が対象となり、就業・結婚に関する調査が毎年行われている。第1回調査の結果によると、男性に限定した場合、就業者の15.2%が非正規雇用となっており、第1回調査で非正規雇用であった男性が、2007年の第6回調査においても34.5%が非正規雇用であり、8.1%が仕事に就いていない。2002年において正規雇用であった男性は、第6回調査においても、84.7%が正規雇用であり、非正規雇用となっているものは4.4%、仕事に就いていないものは1.7%にとどまる。非正規雇用と正規雇用に就いているものと、正規雇用に就いているものでは、その後の就業状態に関して、長期的にも大きな違いが生じているのである。

先験的には、非正規雇用自体が家計厚生の低下を意味するとは限らない。正規雇用により長時間にわたるサービス残業などが課されているならば、むしろ非正規雇用であることにより、所得の低下はあっても、消費から得られる効用は高まる可能性がある。データから家計厚生を直接把握することは不可能であるが、非正規雇用と所得過程および消費と所得の共分散の関係を分析することは可能であり、そこから、非正規雇用がはたしてどの程度、若年層において重要な影響を果たしているかを推察することもまた可能であると思われる。

表1には、本分析で用いた家計サンプルのうち、期限のない雇用についている家計の割合も含まれているが、96%という非常に高い割合となっている。そのため、非正規雇用にある家計のみを抽出して分析することは困難である。そこで、逆に、正規雇用の家計のみを抽出し、その結果を前節までの結果と比較し、除外された家計がどのような特徴を持っていたかを考察してみる。

表14から表16は、期限のない雇用についている30代家計の所得の共分散構造および所得と消費の共分散を示したものである。表9と表15を比較すると、2009年においては、期限のない雇用についている家計の変動ショックが大きくなり、かつ統計的にも有意となっている。これは、2009年においては、期限のない雇用についている家計の所得変動は一時的なものが多いこと、逆を言えば、除外された家計の所得変動は恒常的なものが主因であったことが推察される。しかしながら、表16では、2009年における期限のない雇用についている家計の恒常ショックが表10よりも大きく、かつ統計的にも有意な値で推計されており、消費データから見る限りは、期限付きの雇用についている家計において、消費と所得の共分散が小さかったことを示している。無論、消費データを用いた恒常所得変動の推計には多くの仮定が必要となっており、その解釈には留保が必要である。とはいえ、より多くの非正規雇用を含むデータを用いない限り、明確な結論を導き出すことは困難であると言えよう。

## [5] 結論

慶應大学の家計パネルデータ(KHPS)を用い、近年の日本の勤労家計が直面する所得変動

の恒的要因と一時的要因の分解を試みた。その結果、30 代家計においては、直近において、一時的変動の重要性が低下し、恒常的変動が支配的となっているという結果を得た。消費データを用いた推計結果も、所得の共分散を用いた結果と整合的となっている。逆に、40 代家計では、直近の所得変動の大部分は変動ショックによるものとなっている。これは、30 代家計にとり、直近の所得変動が極めて重要な意味を持っており、長期的に持続することを予測しているものと解釈することが可能である。雇用の非正規・正規の差を考慮した結果では、所得の共分散構造を用いた場合、正規雇用についている 30 代家計の所得変動は、直近においても一時的変動が多いことが示されたが、消費データを用いた分析では、その逆の結果となった。正規・非正規等の雇用形態および労働市場の変化が若年層の直面する所得リスクに対してどのような影響を与えたかを正確に把握するには、「21 世紀成年者縦断調査」など、より多くの調査対象を含むパネルデータを用いた分析が必要であると思われる。

#### [6] 参考文献

- 阿部修人、稲倉典子（2008）「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-」 『社会保障研究』 pp. 316-331
- 大竹文雄（2005）『日本の不平等』日本経済新聞社.
- 橘木俊詔（1998）『日本の経済格差—所得と資産から考える』岩波書店
- 平成 20 年度厚生労働白書
- 平成 21 年度厚生労働白書
- 平成 18 年度経済財政白書
- Abe, N. and Y. Yamada (2009) “Nonlinear income variance profiles and consumption inequality over the life cycle, ” *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 23, No. 3, pp. 344-366.
- Abowd, J. M. and D. Card (1989) “On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes, ” *Econometrica* Vol. 57, No. 2, pp. 411-445.
- Blundell, R. and I. Preston (1998) “Consumption Inequality and Income Uncertainty, ” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 2, pp. 603-640.
- Carroll, C. D. “Death To The Log-Linearized Consumption Euler Equation! (An Very Poor Health To The Second-Order Approximation), ” (2001) *Advances in Macroeconomics*, 2001, v1(1), Article 6.
- MaCurdy, Ythomas (1982) “The Use of Time-Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis, ” *Journal of Econometrics* , Vol. 18,

pp. 83-114.

表1 家計属性

年齢（観察 値数）		無期限雇用	総所得(夫婦 合算年収、 万円)	総支出(月 額、千円)
30～39 (1725)	平均値	0.96	581.88	271.15
	中央値	1	548	250
	標準偏差	0.19	208.16	112.13
	最小値	0	212	101
	最大値	1	1698	1810
40～49 (2350)	平均値	0.96	771.27	334.65
	中央値	1	720	308
	標準偏差	0.21	306.06	139.78
	最小値	0	208	102
	最大値	1	2500	1970

注:) 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表2 家計所得水準分散

年齢	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
30-34	0.1165	0.1060	0.0803	0.0918	0.0992	0.0839
35-39	0.0994	0.0969	0.0901	0.0765	0.0892	0.0906
40-44	0.1311	0.1166	0.1234	0.1279	0.1169	0.1019
45-49	0.1332	0.1302	0.1395	0.1364	0.1111	0.1260
50-54	0.1718	0.1379	0.1502	0.1420	0.1336	0.1254
Total	0.1308	0.1184	0.1184	0.1178	0.1117	0.1095

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰した残差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表3 家計支出水準分散

年齢	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
30-34	0.1505	0.1309	0.0800	0.1110	0.1051	0.1235
35-39	0.1219	0.0892	0.1138	0.1225	0.1372	0.1209
40-44	0.1096	0.1223	0.1223	0.1027	0.1140	0.1254
45-49	0.1385	0.1157	0.1155	0.1178	0.1047	0.1085
50-54	0.1659	0.1430	0.1520	0.1333	0.1497	0.1756
Total	0.1360	0.1199	0.1190	0.1174	0.1228	0.1311

注:) 家計対数消費支出を家計属性に回帰して得た残差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表4 家計所得変化分散: 30代

年齢	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
30	0.0269	0.0154	0.0836	0.0190	0.0259
31	0.0485	0.0388	0.0126	0.0621	0.0320
32	0.0399	0.0110	0.0181	0.0134	0.0218
33	0.0534	0.0300	0.0552	0.0085	0.0127
34	0.0560	0.0232	0.0441	0.0065	0.0243
35	0.0270	0.0268	0.0331	0.0314	0.0247
36	0.0418	0.0339	0.0222	0.0352	0.0370
37	0.0162	0.0487	0.0225	0.0192	0.0102
38	0.0228	0.0302	0.0538	0.0109	0.0353
39	0.0449	0.0243	0.0058	0.0396	0.0250
Total	0.0369	0.0292	0.0338	0.0276	0.0242

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表 5 家計所得変化分散: 40代

年齢	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
40	0.0164	0.0205	0.0212	0.0244	0.0175
41	0.0289	0.0173	0.0225	0.0341	0.0283
42	0.0190	0.0192	0.0178	0.0194	0.0285
43	0.0168	0.0205	0.0097	0.0294	0.0200
44	0.0184	0.0217	0.0328	0.0280	0.0257
45	0.0397	0.0552	0.0205	0.0247	0.0161
46	0.0213	0.0226	0.0364	0.0074	0.0192
47	0.0259	0.0149	0.0114	0.0445	0.0126
48	0.0198	0.0245	0.0242	0.0176	0.0374
49	0.0150	0.0329	0.0307	0.0077	0.0325
Total	0.0220	0.0237	0.0227	0.0234	0.0233

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表 6 家計支出変化分散: 30代

年齢	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
30	0.0317	0.0720	0.1061	0.0313	0.1065
31	0.1024	0.0621	0.0446	0.0989	0.0777
32	0.0676	0.0961	0.0734	0.0605	0.0811
33	0.1083	0.0580	0.0810	0.0831	0.0601
34	0.0906	0.1170	0.0892	0.0319	0.0592
35	0.0577	0.1207	0.0786	0.0841	0.1148
36	0.0856	0.0947	0.1274	0.0556	0.0784
37	0.0787	0.0560	0.0575	0.0877	0.1019
38	0.0784	0.1050	0.0679	0.0919	0.1320
39	0.1248	0.0895	0.0948	0.0664	0.0470
Total	0.0860	0.0865	0.0798	0.0717	0.0862

注:) 対数家計消費支出を家計属性に回帰し、得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表7 家計支出変化分散: 40代

年齢	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
40	0.0744	0.1155	0.0804	0.0874	0.0897
41	0.0541	0.0631	0.1005	0.0664	0.1032
42	0.0870	0.0420	0.0625	0.0822	0.1283
43	0.0888	0.1036	0.0559	0.0669	0.0840
44	0.0705	0.0719	0.0687	0.0650	0.0644
45	0.0923	0.0810	0.0867	0.0892	0.0542
46	0.0853	0.0354	0.1032	0.1042	0.0632
47	0.0475	0.0896	0.0930	0.0586	0.0808
48	0.0925	0.0454	0.1164	0.0495	0.1105
49	0.0742	0.0666	0.0701	0.0647	0.0669
Total	0.0756	0.0709	0.0821	0.0740	0.0826

注:) 対数家計消費支出を家計属性に回帰し、得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

表8 家計所得の共分散構造：30代

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
2005年	0.0314 (6.09)				
2006年	-0.0069 (1.97)	0.0256 (6.51)			
2007年		-0.0081 (2.91)	0.0324 (5.75)		
2008年			-0.0051 (2.01)	0.0254 (5.37)	
2009年				-0.0036 (1.86)	0.0219 (5.76)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表9 家計所得変動の分散分解: 30代

	総変動	変動ショック
2006年	0.0256 (6.51)	0.0069 (1.97)
2007年	0.0324 (5.75)	0.0081 (2.91)
2008年	0.0254 (5.37)	0.0051 (2.01)
2009年	0.0219 (5.76)	0.0036 (1.86)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表10 家計所得・支出の共分散: 30代

	支出と所得の 共分散
2005年	0.0009 (0.23)
2006年	0.0055 (1.85)
2007年	0.0087 (2.29)
2008年	0.0066 (2.12)
2009年	0.0086 (2.47)

注:) 夫婦合算所得および対数家計支出をそれぞれ家計属性に回帰し、得た残差の家計内階差の共分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ  
 括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表11 家計所得変動の共分散構造: 40代

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
2005年	0.0189 (8.23)				
2006年	-0.0032 (1.70)	0.0225 (7.71)			
2007年		-0.0072 (3.49)	0.0208 (6.69)		
2008年			-0.0065 (2.71)	0.0247 (6.61)	
2009年				-0.0080 (3.22)	0.0195 (5.96)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ  
 括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表12 家計所得変動の分散分解: 40代

	総変動	変動ショック
2006年	0.0189 (8.23)	0.0032 (1.70)
2007年	0.0225 (7.71)	0.0072 (3.49)
2008年	0.0247 (6.61)	0.0065 (2.71)
2009年	0.0195 (5.96)	0.0080 (3.22)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ  
 括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表13 家計所得・支出の共分散: 40代

	支出と所得の 共分散
2005年	0.0049 (1.79)
2006年	0.0044 (1.37)
2007年	0.0091 (3.01)
2008年	0.0046 (2.57)
2009年	-0.0001 (0.03)

注:) 夫婦合算所得および対数家計支出をそれぞれ家計属性に回帰し、得た残差の家計内階差の共分散  
 使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ  
 括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表14 期限のない雇用関係にある30代家計の所得共分散

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
2005年	0.0332 (6.30)				
2006年	-0.0108 (2.68)	0.0255 (4.78)			
2007年		-0.0086 (2.79)	0.0315 (6.15)		
2008年			-0.0050 (1.57)	0.0247 (5.44)	
2009年				-0.0041 (2.17)	0.0230 (5.80)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表15 期限のない雇用関係にある30代家計の所得分散分解

	総変動	変動ショック
2006年	0.0255 (4.78)	0.0108 (2.68)
2007年	0.0315 (6.15)	0.0086 (2.79)
2008年	0.0247 (5.44)	0.0050 (1.57)
2009年	0.0230 (5.80)	0.0041 (2.17)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

表16 期限のない雇用関係にある30代家計の所得支出共分散

	支出と所得の 共分散
2005年	0.0017 (0.40)
2006年	0.0059 (1.99)
2007年	0.0079 (2.20)
2008年	0.0082 (2.53)
2009年	0.0100 (2.73)

注:) 世帯主と配偶者の年間所得を合算し、対数をとったあと、家計属性に回帰して得た残差の家計内階差の分散

使用データ: 慶應大学による家計パネルデータ

括弧内はBootstrapにより得た標準誤差に基づくZ値

図1 対数所得分散の推移

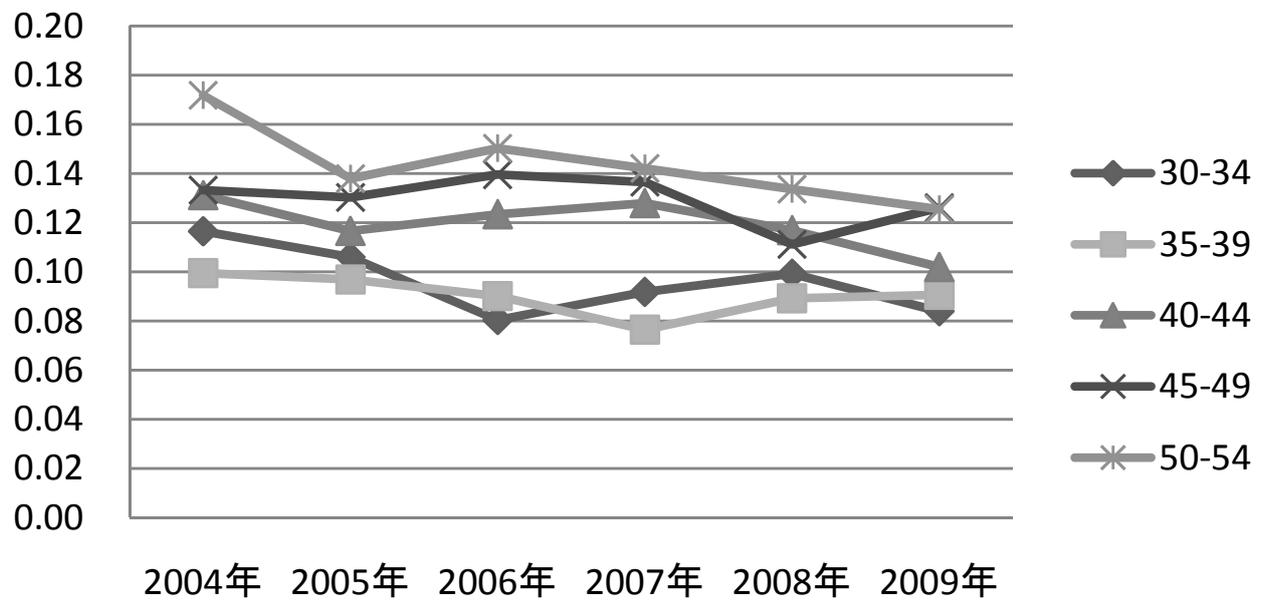


図2 対数消費支出分散の推移

