

消費不平等度と等価所得比率調整¹⁾

福井唯嗣

要 旨

世帯消費分散は、個人単位での消費の不平等度を必ずしも反映しない。たとえ個人単位での消費分散が一定であっても、世帯規模の散らばりが大きくなると、世帯消費の分散は見かけ上大きく計測されてしまう。この点を考慮するため、多くの先行研究では、先験的に等価所得比率 (equivalence scale) を与え、世帯消費を調整する方法をとっている。しかしながら、この方法では、採用した等価所得比率調整が適切なものであるか否かの判断はできないため、得られる帰結の信頼性は限定を受けたものならざるを得ない。

本稿では、既存研究の手法を改良し、適切な等価所得比率をデータから推計することを試みた。用いるデータとその方法によっては誤った帰結を導くことが懸念されるため、先験的に等価所得比率調整をおこなう際には十分な注意を払うべきであることが明らかとなった。

キーワード：ライフサイクル、消費不平等度、等価所得比率、擬似パネルデータ、固有ショック

1 序論

日本を含めた各国で、ライフサイクルを通じた消費の不平等度の拡大が観察されている。市場が完備されており、効率的な資源配分が達成されているような状況では、生涯効用の変動に結びつくようなさまざまなショックに対しても適切な保険が提供されているので、ライフサイクルの過程で消費の不平等度は拡大しない。したがって、現実に計測される不平等度の蓄積は、保険でカバーされないリスクに家計がどの程度直面しているのかをあらわしている。

Deaton and Paxson (1994a) は、コーホートの消費の分散が年齢とともに増加することが、不完備市場での恒常所得仮説の理論的含意として得られることを指摘し、米国・英国・台湾のデータによってそれを確認した先駆的研究である²⁾。日本の不平等度については、大竹・齊藤 (1996) および Ohtake and Saito (1998) が『全国消費実態調査』(旧総務庁統計局) の 1979、84、89 年のデータを

分析し、Deaton and Paxson (1994a) との比較をおこなっている。また岩本 (2000a) では、1989 年から 95 年までの 7 年間の『国民生活基礎調査』(厚生省) を用いて同様の分析をおこなうことで、先行研究の結果を検証している。

世帯消費の分散の推移は、個人単位での消費の不平等度を必ずしも反映しない。たとえ個人単位での消費分散が一定であっても、世帯規模の散らばりが大きくなると、世帯消費の分散は見かけ上大きく計測されてしまう。この点を考慮するため、上記の先行研究では、世帯消費を等価所得比率 (equivalence scale) によって調整することで、世帯規模による分散の効果を排除した場合の推定もおこなわれている。等価所得比率のとり方は、家財などの共同利用による規模の経済についてのどのような想定をおくかによって違いがあるが、消費不平等度に関する研究ではいずれかの等価所得比率調整を採用し、調整された対数消費分散に基づいて分析をおこなっている。

しかしながら、既存研究の方法では、採用した等価所得比率調整が適切なものであったかどうかの判断はできないため、複数の等価所得比率調整をおこない、結果を比較することで帰結の頑健性について検証することになるが、あくまで間接的な検証であるため得られる知見は限定を受けてしまう。とくに、調整の仕方で異なる帰結が観察される場合には、結果の評価をおこなうことが非常に困難になってしまうという問題がある。

本稿では、消費不平等度についてより確度の高い帰結を得るための予備的考察として、Deaton and Paxson (1994a) の手法を改良し、適切な等価所得比率をデータから推計することを試みる。そのため具体的な方法にはいくつかの候補が挙げられるが、それらの推計結果を比較することで、最良の方法について検討をおこなうことが本稿の目的である。

本稿の構成は次の通りである。まず第 2 節で本稿の分析の枠組みについて明らかにする。第 3 節では本稿の分析で使用するデータについて紹介する。第 4 節では複数の推計結果について比較検討をおこなう。第 5 節はまとめである。

2 分析の枠組み

本稿の分析の目的を明確にするため、Deaton and Paxson (1994a) に始まるライフサイクルにおける消費不平等度の分析の枠組みについて整理しておく。

家計 i の異時点間の消費配分問題を考える。生涯効用は時間に関して加法分離的であり、 t 期における世帯の効用 U が世帯消費 C_{it} および世帯員数 N_{it} の関数であるとすれば、 t 期と $t-1$ 期の間の最適世帯消費配分は次のように表される。

$$\frac{U_1(C_{it-1}, N_{it-1})}{P_{t-1}} = \frac{1}{1+\rho} E \left[\frac{(1+i_t) U_1(C_{it}, N_{it})}{P_t} \middle| t-1 \right] \quad (1)$$

ここで、 $U_1(\cdot, \cdot)$ は各期の世帯消費 C に関する限界効用を表し、また、 i_t は t 期にかけての名目

利子率、 P_1 は t 期の物価水準、 ρ は時間選好率である。期待値に対する攪乱項の設定の仕方にはさまざまあるが、ここでは Ohtake and Saito (1998) の記述に近い形で、(1) 式を、

$$U_1(C_{it-1}, N_{it-1}) = \frac{(1+i_t)}{(1+\rho)(1+\pi_t)} U_1(C_{it}, N_{it})(1+\varepsilon_{it})(1+v_t) \quad (2)$$

と書き直す³⁾。 ε_{it} は家計に固有のショックを、 v_t は経済全体に共通のショックを表すものとし、これらは互いに独立で、自己相関ももたないとする。また、 π_t は物価上昇率である。

ここで、各時点における世帯の効用関数を特定化する。世帯の効用関数が、

$$U(C_{it}, N_{it}) = u(c_{it})N_{it} \quad (3)$$

と、世帯員 1 人当たりの効用 $u(c_{it})$ と世帯員数の積で表されるとする。さらに、各世帯員の効用が CRRA 型 ($\sigma \neq 1$) であり、世帯員 1 人当たり消費を、世帯消費を等価所得比率で除した、

$$c_{it} = C_{it} / N_{it}^\mu \quad (4)$$

であると定義すれば、世帯の効用関数は、

$$U(C_{it}, N_{it}) = \frac{1}{1-\sigma^{-1}} \left(\frac{C_{it}}{N_{it}^\mu} \right)^{1-\sigma^{-1}} N_{it} \quad (5)$$

と表せる⁴⁾。 μ は、住居や家財などの共同利用による家計における規模の経済を表すパラメータである。 $\mu = 1$ のとき、規模の経済がまったくない状況を示し、1 より小さくなるにつれ、より大きな規模の経済のはたらく状況を表す。

(5) 式を前提にして (2) 式の対数をとると、近似的に、

$$\ln C_{it} - \lambda \ln N_{it} = \ln C_{it-1} - \lambda \ln N_{it-1} + \sigma(i_t - \pi_t - \rho + \varepsilon_{it} + v_t) \quad (6)$$

が得られる。但し、 $\lambda \equiv \mu(1-\sigma) + \sigma$ とおいている。後に述べるように、 λ は等価所得比率調整を表すパラメータである。さらに、(6) 式の時点をずらしながら逐次代入することで、

$$\ln C_{it} - \lambda \ln N_{it} = \ln C_{i0} - \lambda \ln N_{i0} + \sum_{s=1}^t \sigma(i_s - \pi_s - \rho + \varepsilon_{is} + v_s) \quad (7)$$

を得る。

生年を c とするコーホートについて、(7) 式の両辺の分散を計算すると、

$$\text{var}(\ln C_{ct} - \lambda \ln N_{ct}) = \alpha_{c0} + \sum_{s=1}^t \beta_{cs} + \sum_{s=1}^t \gamma_s \quad (8)$$

となる。但し、 $\alpha_{c0} \equiv \text{var}(\ln C_{c0} - \lambda \ln N_{c0})$ 、 $\beta_{cs} \equiv \sigma^2 \text{var}(\varepsilon_{cs})$ 、 $\gamma_s \equiv \sigma^2 \text{var}(v_s)$ とおいている。これらはそれぞれ、Deaton and Paxson (1994a) におけるコーホート効果、年齢効果、および時間効果に対応しており、実際の推計式は、(8) 式に基づいて、

$$\text{var} \ln c_{at} = \sum_c \beta_c \text{cohort}_c + \sum_a \beta_a \text{age}_a + \sum_t \beta_t \text{year}_t \quad (9)$$

のように設定される。すなわち、 t 年に a 歳である生年集団の等価所得比率調整後の対数消費分散 ($\text{var} \ln c_{at}$) は、生年が c であるときに 1、それ以外にはゼロとなる生年ダミー (cohort_c)、年齢が a

歳であるときに1、それ以外にはゼロとなる年齢ダミー (age_a)、 t 年のときに1、それ以外にはゼロとなる時間ダミー ($year_t$) に回帰される。

仮に個人単位での消費不平等度が一定でも、世帯規模が多様化することで世帯消費の不平等度は見かけ上大きくなる。先行研究では、この点を考慮するため、世帯規模すなわち世帯員数によって世帯消費分散を等価所得比率 (equivalence scale) により変換し、世帯規模の多様化による影響を排除するという手法がとられている。

等価所得比率のとり方には、単純に世帯員数で除する方法、世帯員数の平方根で除する方法 (square root scale)、世帯主を1、世帯主以外の大人を0.7、子供を0.5で換算し、その合計で除する方法 (old OECD scale)、世帯主を1、世帯主以外の大人1人を0.5、子供1人を0.3で換算し、その合計で除する方法 (OECD-modified scale) などがある。文献によって違いはあるが、消費不平等度に関する研究ではいずれかの等価所得比率調整を採用し、調整された対数消費分散に基づいた分析もおこなわれている。

ここで、(8) 式の左辺を分解し、変形することで、

$$\text{varln}C_{ct} = -\lambda^2 \text{varln}N_{ct} + 2\lambda \text{cov}(\ln C_{ct}, \ln N_{ct}) + \alpha_{c0} + \sum_{s=1}^l \beta_{cs} + \sum_{s=1}^l \gamma_s \quad (10)$$

を得る。等価所得比率調整をおこなうことは、(10) 式右辺の λ について先験的に数字を当てはめ、条件付回帰をしていることと等しいが、この方法では、等価所得比率調整が適当なものであったかどうかの評価はできない⁵⁾。さらに注意すべきは、上に示したように、家計の最適化行動を前提とすれば、 λ は家計の規模の経済 (μ) を直接表すものではなく、家計のもつ選好 (σ) にも依存しているという点である。

本稿の目的は、(10) 式の λ に先験的制約をおかないで世帯消費分散を諸変数に回帰することで、適切な等価所得比率の大きさを推計することにある。ただし、推計にあたって考慮しなければならないのは、(10) 式右辺の第1項と第2項の係数の間には非線形の制約が存在するという点である。その点を考慮した上での推計方法にはいくつかの候補が考えられる。以下では、考えられる各手法についての技術的特徴について整理しておく。

まず、もっとも簡便なものとして、係数間の制約を考慮せず、通常最小二乗法により回帰するという手法が考えられる。(10) 式で表されるモデルが実証的にサポートされるのであれば、非線形の制約と矛盾しないような係数推定値が得られるはずである。しかしながら、制約を完全にみたく推定結果が得られることはまず望めないため、第1項の係数推定値から推測される λ の値と、第2項の係数推定値から推測される λ の値の2つが同時に得られることになる。得られた係数推定値が非線形制約をみたしているかどうかの検定により、理論と整合的な結果が得られているかどうかを判断することはできるものの、 λ の値はある幅でしか推測できないことになる。以上のような問題があること

から、本稿ではこのような手法を採用しないこととする。

次に、(10) 式以外の情報から λ を特定化する方法も考えられる。よく知られているように、(6) 式の平均をとり整理すると、オイラー方程式、

$$E[\ln C_{it} - \lambda \ln N_{it}] - E[\ln C_{it-1} - \lambda \ln N_{it-1}] = \sigma (\dot{i}_t - \pi_t - \rho) \quad (11)$$

が得られる。さらに、対数世帯員数の項を右辺に移項して整理することで、

$$E[\ln C_{it} - \ln C_{it-1}] = \lambda E[\ln N_{it} - \ln N_{it-1}] + \sigma (\dot{i}_t - \pi_t - \rho) \quad (12)$$

となる。(12) 式に基づいて、対数世帯消費の平均値の変分を対数世帯員数の平均値の変分と実質利子率 $(\dot{i}_t - \pi_t)$ に回帰させることで、 λ の推計値を得ることができる。考えられる第2の手法は、(12) 式の推定から得られた λ を用いて世帯消費分散を等価所得比率調整し、(9) 式に基づいて回帰をおこなうというものである (以下、方法1と呼ぶ)。しかしながら、これまでのところ、オイラー方程式の推定は推計上の問題から安定した結果が得られておらず、適切な λ の推計値を得ることができないという危険性もある⁶⁾。

第3の方法として、(10) 式右辺の係数間の制約を考慮した上で、非線形推定をおこなう方法がある (以下、方法2と呼ぶ)。方法2における推計式は、

$$\begin{aligned} \text{var } \ln C_{at} = & -\lambda^2 \text{var } \ln N_{at} + 2\lambda \text{cov}(\ln C_{at}, \ln N_{at}) \\ & + \sum_c \beta_c \text{cohort}_c + \sum_a \beta_a \text{age}_a + \sum_t \beta_t \text{year}_t \end{aligned} \quad (13)$$

と表される。すなわち、等価所得比率調整前の対数消費分散を、対数世帯員数の分散、対数消費と対数世帯員数との共分散、生年ダミー、年齢ダミー、時間ダミーに回帰するというものである。係数の初期値を適切に与えるような十分な配慮が必要であるが、非線形推定は(13) 式のような推計式を回帰する上で有用な手法である。

本稿では、上に述べた2つの手法に基づいて等価所得比率 λ の推定および Deaton-Paxson の手法に基づく世帯消費分散に関する推計をおこない、推計結果を比較することでそれぞれの手法の特徴を明らかにするとともに、最良の手法についての検討をおこなう⁷⁾。

3 データ

本稿では、岩本 (2000b) により『国民生活基礎調査』の世帯票・所得票から作成された1986年から1995年までの10年分の疑似パネルデータを使用する。同データでは、各調査年について、出生年を区分とするコーホート別の集計量が提供されており、世帯主の生年別、個人の生年別、男女個人それぞれの生年別に4種類の疑似パネルデータが利用可能となっている。本稿で使用するのは、世帯主の生年別に集計された対数消費・対数世帯員数の平均・分散ならびにそれらの共分散の推計値である。結果について比較検討を行う観点から、対象年齢は、大竹・齊藤 (1996) および岩本 (2000a) と同じく22歳から75歳までとした。したがって、サンプルとなるのは、1911年生まれから1973年

生まれのコーホートである⁸⁾。なお、消費に関する集計値は、『国民生活基礎調査』世帯票の「5月中の家計支出額」を集計したものである⁹⁾。

オイラー方程式の推計においては、名目利率および物価上昇率が必要である。特にオイラー方程式の推計結果の頑健性を確認する目的から、名目利率については東証上場10年国債最長期利回り、コールレート（無担保オーバーナイト金利）の2種類を用いた。また、物価上昇率については、消費者物価指数（物価総合指数）を用いた¹⁰⁾。

4 推定結果

本稿の分析による推定結果について述べる前に、等価所得比率調整の違いが消費不平等度に関する分析結果にもたらす影響について確認しておく。

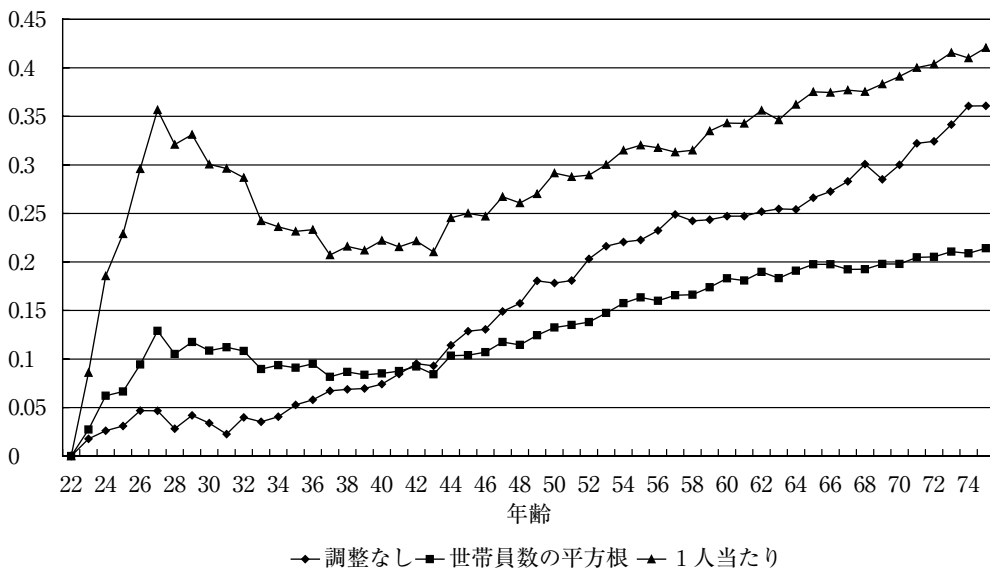
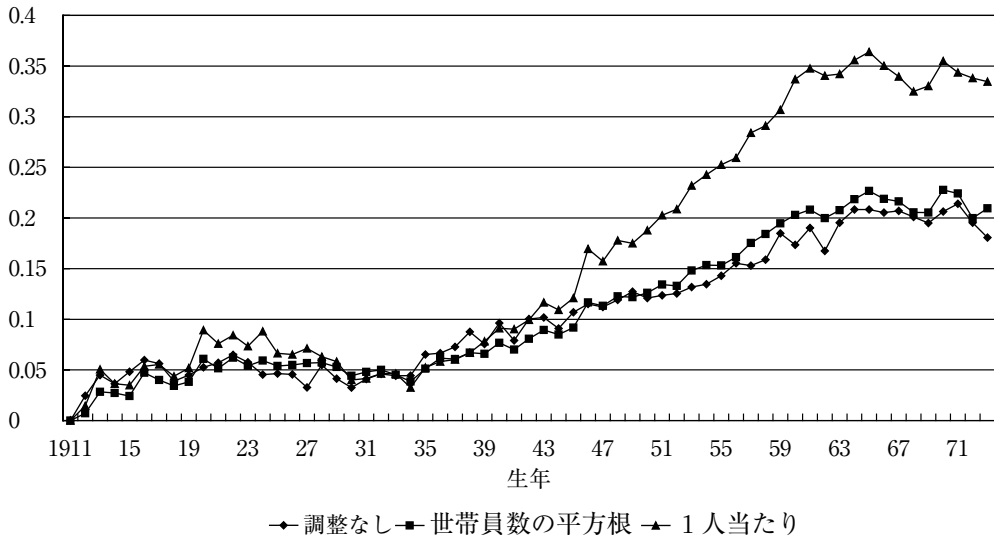


図1 対数消費分散の年齢効果（22歳の年齢効果を0として表示）

先行研究と同様に、(9)式に基づいて、先験的に定めた等価所得比率によって対数世帯消費分散を調整し、年齢ダミー（23歳から75歳）、生年ダミー（1912年から1973年）、時間ダミー（1990年を除く9年分）およびトレンド項に回帰させる。図1は、推計結果のうち、年齢ダミーについて図示したものである¹¹⁾。図には、調整をおこなわないケース（以下、調整なしケース）、世帯消費を世帯員数の平方根で除したケース（以下、平方根調整ケース）、世帯員数で除した1人当たりのケース（以下、一人当たりケース）の3種類の結果が示されている。等価所得比率調整のあり方によって、推計される年齢効果には大きな違いがあることを図は示している。調整なしケースでは、消費の不平等度は年齢とともに徐々に拡大していくように読み取れるが、平方根調整ケースあるいは一人当たり

ケースでは、20歳前半までに急激に不平等度が拡大している。その後、平方根調整ケースでは、40歳すぎあたりまで不平等度は横ばいあるいは縮小しているように見える。一方、一人当たりケースでは、20歳前半から40歳前後までの不平等度は明らかに縮小しており、これは予期されない固有ショックが加齢とともに蓄積されるという理論の想定に矛盾するものである。

また、調整なしケースと平方根調整ケースを比較すると、20歳前半を除いては調整なしケースの方が平方根調整ケースよりも不平等度の拡大のペースは速く、42歳のあたりまでは平方根調整ケースの方が年齢効果は高く推計されているが、その後は調整なしケースの方が逆転するという形になっている。



◆ 調整なし ■ 世帯員数の平方根 ▲ 1人当たり
図2 対数消費分散のコーホート効果
(1911年生まれのコーホート効果を0として表示)

図2は、ライフサイクルの出発時点での不平等度を表すコーホート効果について、図1と同様に比較したものである。戦前生まれの世代については等価所得比率調整の違いによる帰結の違いは見られないが、戦後生まれの世代については、1人当たりケースでの帰結が他の2つのケースと大きく乖離している¹²⁾。

既に述べたように、既存の手法では、どういった等価所得比率調整が適切であり、したがってどの帰結がもっとも妥当性があるかについて判断することはできない。特に、調整の仕方によって帰結が大きく異なる場合には、信頼性に足る知見は限られたものになってしまう。

このような問題を解決するため、本稿では等価所得比率調整を先におこなわず、等価所得比率を回帰によって推定するというアプローチを試みた。図3は、第2節で述べた複数の推計法に基づいて推計された年齢効果を比較したものである。方法1では、対数消費分散の回帰に先立ってオイラー方程

式の推計をおこなうため、使用する利子率のとり方でいくつかの選択肢がある。方法1aは、10年国債利回りを利子率として用いた結果である。一方の方法1bは、コールレートを利子率として用いた場合の結果である。

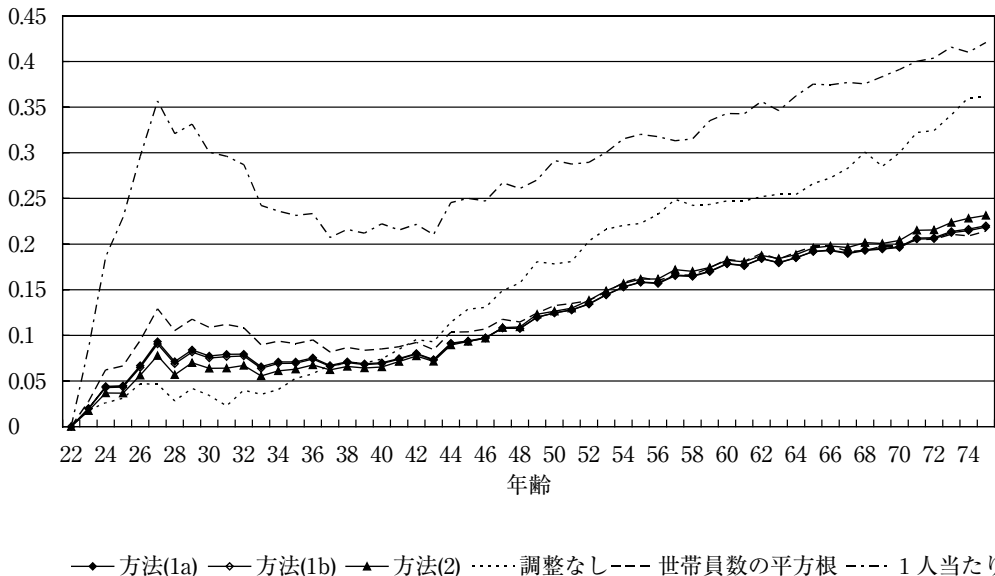


図3 年齢効果の比較

本稿の方法によって推計された年齢効果は、40歳以前については、方法1に基づく年齢効果の方が方法2のそれよりも若干高めに推計されているものの、それ以降の年齢については、いずれの方法においてもおおむね同様の値となっている。20歳前半には不平等度は高まるが、その後40歳前後までは不平等度は安定し、40歳を過ぎたころから再び不平等度は拡大傾向に入る。これは先行研究においても確認されている結果である。大竹・齊藤（1996）では、高齢期の消費不平等度は安定するという帰結が示されているが、今回の推計でも、岩本（2000a）と同様、高齢期にも消費不平等度は拡大を続けるという結果となっている。大竹・齊藤（1996）と岩本（2000a）の推計上の違いは、前者が『全国消費実態調査』を、後者が『国民生活基礎調査』を用いているということの他に、前者では等価所得比率調整をおこなっていない一方、後者は世帯員数の平方根で調整をおこなっているという点にある。岩本（2000a）と同じデータを用いた本稿での分析でも高齢者の消費不平等度拡大が確認されたということは、既存研究における高齢者の消費不平等度拡大の有無という観測結果の違いは、等価所得比率調整の影響ではなく、使用したデータに起因するものであるといえる。

次に、等価所得比率調整のあり方について検討をおこなう。先験的に調整をおこなったケースと比較すると、今回の推計結果に最も近い推移を示しているのは、平方根調整ケースである。40歳以前

については、平方根調整ケースの方が高い不平等度を示しているが、その差は徐々に小さくなり、50歳以降からは、今回の推計結果と平方根調整ケースとはほぼ同様の推移を示している。このことは、世帯員数の平方根による等価所得比率調整は、50歳以降の世帯については適切な調整となっているということを意味していると同時に、それ以前の年齢層については、平方根調整はやや過剰な調整になっているといえる。とくに若年層においては、今回の推計値と先験的調整をおこなったケースの乖離は大きく、同年齢層の不平等度の考察においては、調整の仕方について十分な注意が必要であるといえよう。

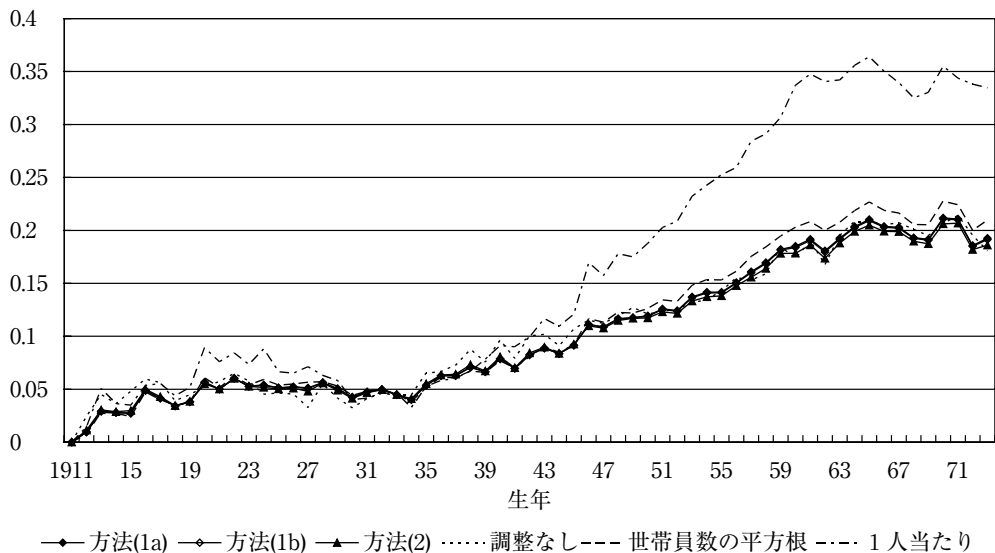


図4 コーホート効果の比較

図4は、第2節で述べた複数の推計法に基づいて推計されたコーホート効果を図示したものである。他の推計結果と比べ大きな差が見られるのは一人当たり調整ケースである。年齢効果についても同様の結果が観測されたことから、少なくとも『国民生活基礎調査』に基づく同種の推計においては、世帯消費を世帯員数で除して等価所得比率調整をおこなうことには慎重であるべきであるといえる。

本稿での複数の推計方法の間には大きな差は見られず、その推移は調整なしケースとほぼ同様のものとなっている。1930年代後半生まれの世代からは、ライフサイクルの出発時点での不平等度が徐々に拡大し、1960年代後半生まれの世代からは、それが安定してきているということが図から読み取れる。なお、本稿の推計結果と調整なしケースがほぼ同様の推移を示しているということは、ライフサイクルの出発時点での不平等度については世帯形成の多様性が見かけ上もたらす攪乱はなく、先験的に調整をおこなうことでかえってミスリーディングを引き起こす危険性があることも意味している。

最後に、本稿の推計から得られた等価所得比率調整を含むいくつかの推計値について比較し、望ましい等価所得比率調整のあり方について検討をおこなう。表1は、今回試行したいくつかの推計方法から得られた係数推定値と、そこから推計されたパラメータを比較したものである。

表1 パラメータの比較

	方法1a	方法1b	方法2a	方法2b
等価所得比率 (λ)	0.368 ** (0.025)	0.356 ** (0.027)		0.296 ** (0.022)
異時点間の代替の弾力性 (σ)	1.40 ** (0.184)	0.245 (0.127)	1.38 ** (0.185)	0.272 * (0.127)
時間選好率 (ρ)	0.021	-0.114	0.023	-0.087
自由度修正済決定係数	0.532	0.473	0.086	0.091

注) 括弧内は係数推定値の標準誤差であり、**は1%水準、*は5%水準で係数推定値が統計的に有意に非ゼロであることを示す。方法aは利率として10年物国債利回りを、方法bはコールレートをを使用した場合の結果である。時間選好率はオイラー方程式の推計から得られる定数項の推計値をマイナス σ で除して得られたものであるため、標準誤差については割愛している。自由度修正済決定係数はオイラー方程式に関するもの

方法1では、消費不平等度の回帰に先立ってオイラー方程式((11)式)のOLS推計をおこなっているため、等価所得比率(λ)と同時に、異時点間の代替の弾力性(σ)と時間選好率(ρ)も推定される。等価所得比率(λ)については、方法1では0.36前後、方法2では0.296と若干の開きが出ている。その他のパラメータについても、利率のとり方によってその値には大きな違いがあり、異時点間の代替の弾力性は、国債利回りをを用いた方法1aでは1よりも大きい値だが、コールレートをを用いた方法1bでは統計的に有意ではないが1よりも小さい値となっている。また、方法1bでは、統計的に有意ではないものの時間選好率がマイナスの値を示しており、理論と整合的とはいえない。結果として方法2と同様の結果が得られているものの、オイラー方程式の推定結果を消費不平等度の推計に用いる方法1は、その信頼性からみて必ずしも望ましい方法であるとはいえない。

オイラー方程式の推計によらず、非線形制約を課して対数消費分散を回帰した方法2では、推計された等価所得比率は0.296である。この結果自体は前提に頼らないものであるとその点については議論の余地がないものの、等価所得比率の推計値によって世帯消費を調整し、(11)式に基づきオイラー方程式をOLS推計することで得られた σ と ρ の推計値には、やはり利率のとり方によって、大きな差異が見られる(方法2a、方法2b)。また、オイラー方程式の推計に関する決定係数も小さいものとなっている。

本稿で試みた方法では、世帯の規模の経済の大きさ μ を計測することが可能であるが、そのためにはオイラー方程式について信頼性に足る推計をおこなうことが必要であり、その点は今後の改善が望まれる。

なお、本稿において推計された等価所得比率は、いずれも平方根調整ケース ($\lambda = 0.5$) よりも小さい値であり、世帯消費を先験的に世帯員数や世帯員数の平方根によって調整することはやや過剰な調整であるといえる。

5 まとめ

本稿では、Deaton and Paxson (1994a) の手法に基づくわが国の消費不平等度の分析において、対数消費分散に対して先験的に等価所得比率調整をおこなうのではなく、消費不平等度の推計と同時に適切な等価所得比率を推計するという方法を試みた。用いるデータとその方法によっては誤った帰結を導く危険性があり、先験的に等価所得比率調整をおこなうことには十分な注意を払うべきであることが明らかとなった。

本稿の推計によって得られた適切な等価所得比率は 0.5 よりも小さく、既存研究で比較対象として用いられてきた一人当たり調整、平方根調整は、見かけ上の世帯消費の不平等から世帯員数の多様性を排除する方法としてはやや過剰となる場合もあることが示された。

本稿の分析方法は、さらに改良を加えることで、世帯の規模の経済の大きさについての知見を得ることが可能である。その点が、今後取り組むべき課題として残されている。

参考文献

- 安部修人・山田知明 (2005) 「消費関数の構造推計－家計調査に基づく緩衝在庫貯蓄モデルと予備的貯蓄に関する実証分析－」、『経済研究』、Vol.56 (3)、248-65 頁。
- Attanasio, O. P., and T. Jappelli (2001), "Intertemporal Choice and the Cross-Sectional Variance of Marginal Utility," *The Review of Economics and Statistics*, 83 (1), 13-27.
- Deaton, A., and C. Paxson (1994a), "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, 102, 437-467.
- Deaton, A., and C. Paxson (1994b), "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, ed. by D. A. Wise, The University of Chicago Press, Chicago.
- Deaton, A., and C. Paxson (1997), "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality," *Demography*, 34, 97-114.
- 舟岡史雄 (2001)、「日本の所得格差についての検討」、『経済研究』、Vol.52 (2)、117-131 頁。
- 岩本康志 (2000a) 「ライフサイクルから見た不平等度」、国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』第 5 章、75-94 頁、2000 年 9 月。
- 岩本康志 (2000b) 「『国民生活基礎調査』による擬似パネルデータ:1989-1995 年」、国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』付録、329-56 頁、2000 年 9 月。
- 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』、11、11-37 頁。

Ohtake, F., and M. Saito (1998), "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, 44, 361-381.

注

- 1) 本稿の研究は、平成 19 年度文部科学省科学研究費補助金（若手研究 (B) 18730225）からの助成を受けたものである。本誌の 2 人の匿名の査読者からは示唆に富む有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。
- 2) Deaton and Paxson (1997) では、タイについて同様の分析がなされている。
- 3) 厳密には、Ohtake and Saito (1998) が、異時点間の割引因子と消費変化率についての攪乱項を連続時間での表現で記述しているのに対して、本稿ではそれらを離散時間での表現で記述しているという違いがあるが、そうした違いは以降の数式の展開を左右するものではない。
- 4) 等価所得比率を考慮した効用関数の定式化にはさまざまあるが、ここでは Attanasio and Jappelli (2001) の II-C 節によった。ただし、Attanasio and Jappelli (2001) では、the number of adult equivalents と一般化して記述されている部分を、本稿では世帯員数の μ 乗という形で特定化して記述しているという違いがある。
- 5) そのため、先行研究の多くは複数の等価所得比率調整をおこない、結果の比較をおこなうことでその点を補っている。
- 6) 安部・山田 (2005) は、オイラー方程式の推定をめぐる問題について、最近までの動向を含め簡潔に整理している。
- 7) 大竹・齊藤 (1996) や岩本 (2000a) と同様に、対数所得分散についても Deaton-Paxson の手法による分析をおこなうことも実証分析としては可能である。しかしながら、対数所得分散については、異時点間の消費配分問題から (8) 式あるいは (13) 式と同様の推計式を導出することは不可能であり、別の理論的枠組みが必要である。したがって本稿では対数消費分散のみを考察対象とした。
- 8) したがって、推計に用いたサンプル数はいずれの方法についても 540 である。
- 9) ここで、『国民生活基礎調査』の消費支出は耐久消費財を含む消費支出であり、経済学的には若干問題のあるデータであることを断っておく必要がある。そのようなデータを用いざるを得ないデータ上の制約と結果への影響の度合いについては岩本 (2000a) で述べられている。
- 10) 使用する消費データが 5 月中の支出額であることから、月末金利については、前年 6 月から当年 5 月までの平均を求め、当年金利とした。物価指数についても、月次指数について前年 6 月から当年 5 月までの平均を求め、当年物価指数とした。
- 11) 時間ダミーについては、Deaton and Paxson (1994a) にしたがって、トレンド項と直交し、係数の和がゼロであるという制約をおいている。
- 12) このような結果となった一つの要因として、使用した『国民生活基礎調査』のデータの特性が考えられる。船岡 (2001) が指摘するように、Ohtake and Saito (1998) などで用いられている『全国消費実態調査』と本稿でも使用した『国民生活基礎調査』では、世帯主の定義や対象世帯に違いがある。

Consumption Inequality and Equivalence Scales

Tadashi FUKUI

Abstract

The variance of household consumption doesn't necessarily reflect the inequality of personal consumption. Even if the personal consumption inequality is constant, the variance of household consumption seems to grow when the family size becomes more various. For the purpose of considering this phenomenon, most researches use the variance of consumption adjusted by some equivalence scales. However, the result obtained from the analyses of the pre-adjusted variances becomes limited, because it is not clarified whether the adopted equivalent scale is appropriate or not.

This paper tried to estimate an appropriate scale from data by modifying the method for analyzing consumption inequality. It concludes that applying a wrong equivalence scale may lead a wrong result and that it is necessary to pay the great caution when the household consumption is adjusted by any equivalence scales in advance of the analysis.

Keywords : Lifecycle, Consumption Inequality, Equivalence Scales, Quasi-Panel Data, Idiosyncratic Shocks

