

タイトル	所得分布の要因分解
著者	木村, 和範
引用	北海学園大学経済論集, 58(4): 95-117
発行日	2011-03-31

《論説》

所得分布の要因分解

木村和範

はじめに

1. 対数変換と平均対数偏差

- (1) 平均偏差と平均対数偏差
- (2) 対数変換
- (3) ミクロデータ（全国消費実態調査結果）の対数変換

2. 要因分解式

- (1) 年間収入の標準偏差（全年齢階級）にかんする要因分解式
- (2) 年間収入の標準偏差（全年齢階級）の差にかんする要因分解式

3. 総変動の要因分解

- (1) 分布の平均と標準偏差, シェア
— 1989年と2004年の年間収入 —
- (2) 総変動の要因分解（1989年と2004年）
- (3) 総変動の差の要因分解（1989～2004年）

おわりに

付表
資料

はじめに

ムッカジーとショロックスは、平均対数偏差¹⁾ (mean logarithmic deviation : *MLD*)

1) Mookherjee, D. and Shorrocks, A., “A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality,” *The Economic Journal*, Vol. 92, 1982 [Mookherjee and Shorrocks (1982)]. これについては、木村和範「所得格差の統計的計測 — 平均対数偏差と『見かけ上』の格差」杉森滉

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_k (\log \mu - \log x_i) \quad (1)$$

ここに、 μ は所得 x_i の相加平均、 n は x_i の総数。

を

MLD = 年齢階級内変動 + 年齢階級間変動と要因分解した。そして、異なる時点間の平均対数偏差の変化分 (ΔMLD) を

$$\begin{aligned} \Delta MLD = & \text{年齢階級内変動の寄与分} \\ & + \text{年齢階級間変動の寄与分} \\ & + \text{年齢効果の寄与分} \end{aligned}$$

と要因分解した²⁾。彼らは、差についてのこの要因分解式を用いて人口の年齢構成変化がもたらす格差への寄与を計測した。

一・木村和範・金子治平・上藤一郎編著『社会の変化と統計情報』北海道大学出版会、2009年、第6章 [木村 (2009a)], p.143 以下参照。

2) 上式右辺の第3項が「年齢効果 (age effect)」の寄与分を示すと言われるのは、それが年齢階級別人口 (世帯) の構成変化を反映するからである。確かに年齢による階級区分を前提にすれば、第3項があたえる寄与分はそのように命名することができる。しかし、平均対数偏差がつねに年齢階級別のグループ分けを前提するわけではない。一般的には、「年齢効果」と言われる要因は (度数分布における) 階級シェア (構成比) の変化を反映すると見なすことができるので、本稿では構造的変化と言うことにする (Mookherjee and Shorrocks (1982), p.890)。

表1 平均対数偏差の差の要因分解 — 内閣府による特別集計の結果 —

変化時点	ΔMLD	うち年齢階層内効果	うち年齢階層間効果	うち人口動態効果
1989→2004	0.0116	-0.0195	-0.0042	0.0353
1989→1994	0.0125	-0.0037	0.0038	0.0124
1994→1999	0.0041	-0.0074	-0.0009	0.0125
1999→2004	-0.0050	-0.0077	-0.0067	0.0095

(出所) 内閣府編『平成18年版 経済財政白書』(独) 国立印刷局, 2006年, p.353。「全国消費実態調査」(1989年, 1994年, 1999年, 2004年の総世帯)の個票を独自集計した結果数字。表題は引用者による。ただし, この集計に用いた調査項目についての記述は見当たらない。

『経済財政白書』(2006年版)³⁾は, 数式の詳細では異なるが, ムッカジーとショロックスの構想に依拠して, 全国消費実態調査結果に平均対数偏差ならびにその差の要因分解式を適用した。その独自集計の結果は以下のとおりである。

表1における「人口動態効果」はムッカジーとショロックスの「年齢効果(age effect)」に当たる。この独自集計にもとづいて『白書』は, 近年の所得格差拡大が人口動態効果(人口構成の高齢化)によると述べ, さらにこの格差を「見かけ上」とした⁴⁾。

このように, 平均対数偏差は「見かけ上」

の格差を検出するための指標として重要な位置にある。ところが, 平均対数偏差の方法論的特質についての解明やその計測手法の有効性にかんする批判的検討は, 寡聞にして見当たらない。平均対数偏差の数理的意味を考察した結果, この計測指標には好ましくない難点があるとの結論にいたった。この国のように高齢化が進行している格差社会にあって, 格差拡大にたいする高齢者層の寄与にかんする考察は小さくない意義がある。このことに鑑みて, 本稿では, 平均対数偏差の有効性を検討し, 次いでそれに代わる指標を提示する。そして, その代替指標を全国消費実態調査結

3) 内閣府編『平成18年版 経済財政白書』(独) 国立印刷局, 2006年, p.262以下, p.352以下。

4) 『白書』は「ジニ係数で表される所得格差の長期的な上昇傾向については, 人口構造の高齢化の進展により見かけ上所得格差が拡大している可能性もある。」と述べ, それに続けて, 表1にもとづいて次のように述べている。

「そこで, この高齢化といった人口動態の変化の要因がどの程度あるかを確認するために, 平均対数偏差(MLD)の要因分解を行う。具体的には, 格差の変化分について年齢構成比率の変化による人口動態効果による格差の変化分とそれ以外の変化の部分に分解することが可能となる(後者はさらに『同一年齢階層内部の格差の変化』と『異なる年齢階層間の格差の変化』に分解できる)……。

これをみると, 89年以降の平均対数偏差からみた所得格差の上昇分の多くが人口動態効果により説明できることが分かる。5年おきの寄与をみると, 89年から94年, 94年から99年にかけて

は, 他の2つの効果の合計ではジニ係数を下げる要因となる一方, 人口動態効果がその合計を上回り, 全体のジニ係数を上昇させていることが分かる。他方, 99年から2004年にかけては, 人口動態効果が他の2つの効果の合計を下回り, 全体のジニ係数が低下した。ここで示している効果を示す数値については, 年齢区分の方法などによって変わり得るため, 幅をもってみる必要がある。しかしながらこうした結果は, 趨勢的な所得格差の上昇は, 高齢者世帯比率の上昇という高齢化が主な要因であったことを示している(同上『白書』, p.262 f.)。この見解は, 『2007年版 経済財政白書』においても次のように踏襲されている。「……少子高齢化が進むと, 一般にジニ係数が高い高齢者の割合が高まり, 世代内及び世代間の格差に大きな変化がなくても, 人口動態要因によって, 一国のジニ係数が見かけ上, 上昇することが考えられる。我が国の近年の趨勢的な所得格差の拡大は, 高齢化という人口動態の変化が主な要因と考えられる」(p.233)。

果に応用し、格差分析を試みる。

1. 対数変換と平均対数偏差

(1) 平均偏差と平均対数偏差

実数 x_i の系列について、その相加平均を

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

とすると、偏差 $(\mu - x_i)$ の相加平均 MD は

$$\begin{aligned} MD &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\mu - x_i) \\ &= \frac{1}{n} \cdot n\mu - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ &= \mu - \mu \\ &= 0 \end{aligned}$$

となる。このように、 MD はつねにゼロとなって、異なる系列の分布を比較する指標としては不適切である。このこともあって、分散(偏差 $(\mu - x_i)$ の平方の相加平均)やその平方根としての標準偏差が考案されたことは多言を要さない。

系列の構成要素 x_i を対数変換すれば、 MD のこのような難点を回避することができる。 x_i の相加平均を上と同様に μ とおき、そのことを説明する。

平均対数偏差 MLD

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log \mu - \log x_i) \quad (1) \text{ [再掲]}$$

を整理すれば、次式を得る。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\mu}{x_i} \quad (2)$$

ここで、 $z_i = \log \frac{\mu}{x_i}$ とおけば、上式は

$$\begin{aligned} MLD &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i \\ &\neq \text{const.} \end{aligned}$$

となる。相加平均は異なった系列について同一の値となることもあるが、偏差 $(\mu - x_i)$ の相加平均 MD のように、どの系列にあってもつねに同一の値をとることはない。平均対数偏差 MLD と MD との相違点はこの点に

ある。このために、 MD とは異なって MLD は系列の分布にかんする計測指標としての機能を果たすと期待できる⁵⁾。

平均対数偏差が用いられる理由はそれだけではない。本稿の冒頭で述べたように、異なる時点における2つの MLD の差 ΔMLD を要因分解することによって、構造的変化の寄与と分を検出できる。ムッカジーとショロックスは ΔMLD を

$$\begin{aligned} \Delta MLD &\doteq \sum_k \overline{v_k} \Delta MLD_k \\ &\quad + \sum_k (\overline{\theta_k} - \overline{v_k}) \Delta \log \mu_k \\ &\quad + \sum_k \overline{MLD_k} \Delta v_k \\ &\quad + \sum_k (\overline{\lambda_k} - \overline{\log \lambda_k}) \Delta v_k \quad (3) \end{aligned}$$

ただし、 MLD_k は階級別平均対数偏差、 v_k は階級別人口(世帯)シェア $(\frac{n_k}{n})$ 、 μ_k は階級別平均所得、 $\lambda_k = \frac{\mu_k}{\mu}$ (μ は所得の総平均)、 $\theta_k = v_k \mu_k$ (階級別所得シェア)、 Δ は時点 t から $(t+u)$ までの期間における増加分。

と要因分解した。(3)式の右辺第1項は級内変動、第2項は級間変動、第3項と第4項は構造的変化(ムッカジーとショロックスの「年齢効果(age effect)」)⁶⁾を示す。誘導された第3

5) $MLD' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log x_i - \log \mu)$ としても、 MLD と同様の機能を期待することができる。その理由は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} MLD' &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log x_i - \log \mu) \\ MLD' &= -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log \mu - \log x_i) \\ &= -MLD \end{aligned}$$

よって、 MLD' は、 MLD があたえる数値とその符号が反対の値をあたえるだけであって、

$$|MLD'| = |MLD|$$

となる。

6) 「見かけ上」の格差は、 ΔMLD の分解式があたえる構造的変化(人口動態効果)の計測によって検出されると言われている。この要因の寄与分 $\sum_k \overline{MLD_k} \Delta v_k + \sum_k (\overline{\lambda_k} - \overline{\log \lambda_k}) \Delta v_k$ は、 $\overline{MLD_k}$ と $(\overline{\lambda_k} - \overline{\log \lambda_k})$ という2つをウェイトとした年齢階級別シェアの変化分 Δv_k であたえられている。すなわち、構造的変化の規模は、実質的な格差と

項と第4項から構造的変化(人口動態効果, 年齢効果)を計測できることが平均対数偏差を用いる理由の1つとなっている。『白書』では構造的変化のことを人口動態効果と言い, $\Delta ML D$ はそれを検出するために使用されている。

(2) 対数変換

平均対数偏差の算出に用いられる対数は常用対数(ムックジーとショロックス)か自然対数(『経済財政白書』)かのいずれかである。常用対数と自然対数のどちらにも妥当する普遍的な結論を得るには, 底 a が1を超えるときを取り上げて, 対数変換が原系列の分布をどのように変容させるかを一般的に検討すればよい。そこで, 底 a が1より大きいときに, 対数 $\log_a x$ とその真数 x の大小関係を調べてみる。

$$a^x = X \quad (4)$$

ただし, $a > 1$, x と X は実数($x > 0$ とする)

とおく。指数関数と対数関数の間の数学的關係により, (4)式は

$$x = \log_a X \quad (4)'$$

と同値である。 $a > 1$ のとき, (4)式においては

$$x < X \quad (5)$$

が成立している。

ここで,

$$x > 0 \quad (6)$$

であることを想起する。このとき, (5)式と(6)式から

$$0 < x < X$$

となり,

$$\frac{X}{x} > 1 \quad (7)$$

となる。

以上の準備をしておいて(4)'式を用いれば, $x - \log_a x > 0$ を次のように証明することができる。

$$\begin{aligned} x - \log_a x & \\ &= \log_a X - \log_a x \\ &= \log_a \frac{X}{x} \end{aligned}$$

(7)式から

$$\log_a \frac{X}{x} > 0$$

となる。ゆえに,

$$x - \log_a x > 0$$

q.e.d.

下のグラフ(図1)は常用対数と自然対数の場合について, 上述内容を図示している。この図からは, $\log x$ と $\ln x$ のいずれにおいても真数 x が大きくなるに従って, x の対数は似たような大きさの値となることが分かる。また, つねに $\log x$ と $\ln x$ はその真数 x よりも小さく, しかも, x と $\log x$ の乖離および

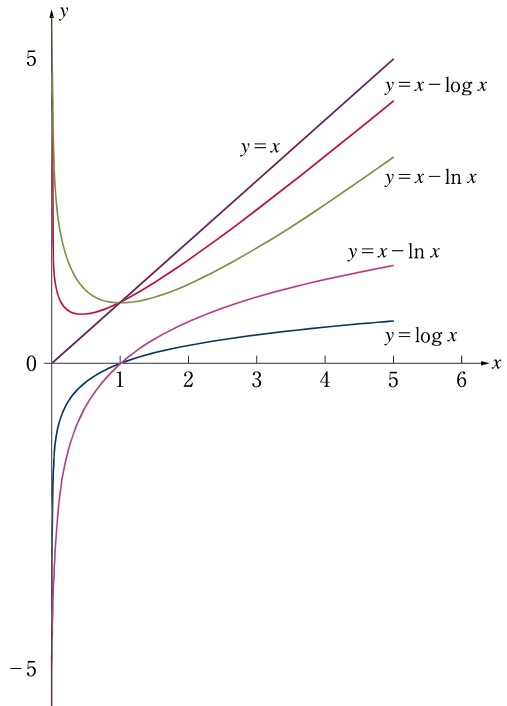


図1 常用対数と自然対数

構成比の変動との合成としてあたえられる。このために, 構造的変化がもたらしたとされる所得格差は「見かけ上」ではなく, 事実として(実体として)検出された社会の姿を反映している。

x と $\ln x$ の乖離は、 x の増大に伴って大きくなることも分かる。このような性質は、対数変換前と変換後で現実の年間収入の分布をどのように変化させるのであろうか。このことを次項で取り上げる。

(3) ミクロデータ (全国消費実態調査結果) の対数変換

新統計法 (2007 年) の施行により、『白書』が独自集計に利用した全国消費実態調査の匿名個票データ (ミクロデータ) の提供を受けることが可能となった⁷⁾。ただし、提供される個票は全体の 80% (リサンプリング・データ) であり、年間収入⁸⁾ についてはトップコーディング処理が施されている (二人以上世帯

(普通世帯) については、2500 万円以上、単身世帯については 1000 万円以上)⁹⁾。『白書』は自然対数を採用しているため、年間収入を自然対数に変換する。二人以上世帯に限定して、その結果を変換前の分布とともに次頁に図示する (図 2(a)(b))。これによって対数変換の特質を明らかにする。

図 2(a) の横軸は所得階級番号、縦軸は相対度数 (%) を示している。ヒストグラムの左から順に第 1 階級 (上限は 100 万円)、第 2 階級 (上限は 200 万円)、…、第 25 階級 (上限は 2500 万円) の相対度数が描かれている (次頁の表 2(a))。メディアン階級は第 6 階級 (500 万円~600 万円) である。

図 2(a) との比較のために、年間収入を自

7) 独立行政法人 統計センターからサテライト (法政大学日本統計研究所) 経由で「匿名データの提供依頼の申出にたいする承諾通知書」(2010 年 6 月 28 日づけ情管第 64 号) が筆者に交付され、ミクロデータが提供された。同通知書に記載されたデータ利用条件 (抜粋) は以下のとおりである。

- 1 提供を行う匿名データの名称、年次及びファイル数：全国消費実態調査、1989 (平成元) 年、1994 (平成 6) 年、1999 (平成 11) 年、2004 (平成 16) 年、各 1 ファイル
- 2 匿名データを用いて行う学術研究の名称：年齢階級別所得格差の要因分解にかんする研究
- 3 利用期間：2010 年 8 月 10 日~2011 年 7 月 31 日

8) ①「年間収入」は「勤め先収入 (E)」、「移転収入等 (利子、配当金、個人年金、仕送り金、非経常収入) (K)」、「事業・内職収入 (農林漁業収入、農林漁業以外の事業収入、家賃、地代、内職収入) (SE)」、「公的年金・恩給給付 (TR)」の合計である。類似の標識として②「移転支出調整前年間収入」と③「移転支出調整後年間収入」がある。②は①「年間収入」から TR を引いた年間収入であり、「年間収入 (公的年金・恩給給付を含まない)」とも言われる。また、③は①から「非消費支出 (TA)」を引いた年間収入であり、「年間可処分所得」とも言われている (『2004 年全国消費実態調査報告』第 9 巻, p.837)。なお、全国消費実態調査の調査項目としての年間収入にかんす

る調査票 (2004 年調査) を資料として本稿末尾に掲げた。

9) リサンプリングとトップコーディングによって、匿名データによる集計値は公表値と異なることについて注意が喚起されている。本節で取り上げた集計項目 (年間収入、2004 年) については、次のようになっている。

表 匿名データの集計結果と公表値 (年間収入、2004 年) (千円)

		二人以上世帯	単身世帯
匿名データ	全世帯	6,819	3,335
	勤労者世帯	7,376	4,181
公表値	全世帯	6,925	3,368
	勤労者世帯	7,401	4,244

(出所) 匿名データとともに手交された「参考 1 平成 16 年全国消費実態調査 主な項目についての匿名データによる集計結果 (一例) 及び公表値 (参考 2 「全国消費実態調査匿名データの集計方法の一例について」に基づく集計結果—全国) にもとづく)。強調は引用者による。

(注) 全世帯 (二人以上世帯と単身世帯) の匿名データにもとづく年間収入 (平均) については、同一の値が得られた (付表 1(b)、付表 2(b))。研究対象を限定したため、全世帯についてのみ、数値の対応を確認した。

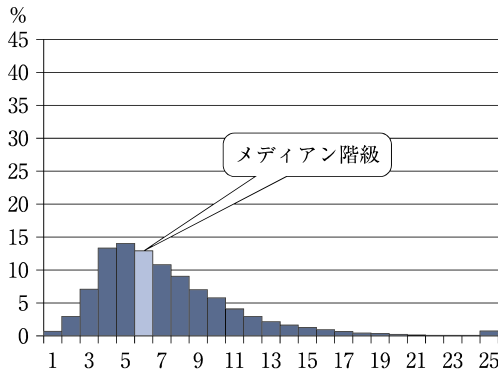


図 2(a) 年間収入 (対数変換前) の度数分布図
(2004 年, 二人以上世帯)

(出所) 全国消費実態調査の匿名個票データにもとづく独自集計による。

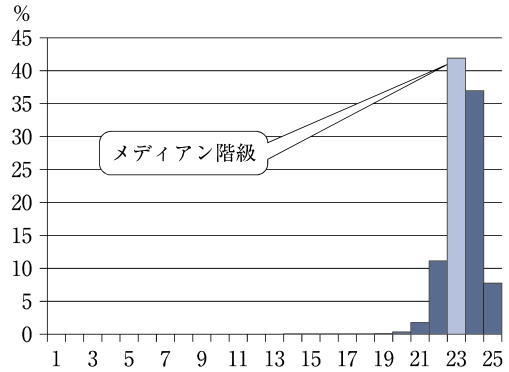


図 2(b) 年間収入 (対数変換後) の度数分布図
(2004 年, 二人以上世帯)

(出所) 全国消費実態調査の匿名個票データにもとづく独自集計による。

表 2(a) 階級番号と上限値 — 対数変換前 —

階級番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
上限値	100	200	300	400	500	600	700	800	900	1,000	1,100	1,200	1,300	1,400	1,500	1,600	1,700	1,800	1,900	2,000	2,100	2,200	2,300	2,400	2,500

(注記) 上限値は万円。

表 2(b) 階級番号と上限値 — 対数変換後 —

階級番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
上限値	0.68	1.36	2.04	2.73	3.41	4.08	4.77	5.45	6.13	6.81	7.50	8.18	8.89	9.54	10.22	10.90	11.58	12.26	12.95	13.63	14.31	14.99	15.67	16.35	17.03

(注記) 最高額 2500 万円の自然対数 (17.0344) を第 25 階級の上限値とし、それを 25 で割り、階級間隔 (0.6814) をもとめた。

然対数に変換したときのヒストグラム (図 2(b)) の横軸も、図 2(a) と同じく 25 個の階級からなるようにしたい。そのためにはトップコーディングの下限 2500 万円の自然対数 17.0344 を 25 で割り、その値 0.6814 を階級間隔とすればよい (表 2(b))。対数変換後の分布のメディアン階級は第 23 階級である。

図 2(a) と図 2(b) を比較すれば、対数変換の前と後では、同様に 25 個に階級区分された分布であっても、その形状が異なっていることは明らかである。対数変換前では分布の裾が右に伸びているのにたいして、変換後は、左に伸びている。図 2(b) では、高額所得者層を構成する世帯の年間収入は対数変換前 (図 2(a)) ほどに散らばることがなく、少数の階級に密集している。メディアン階級も変

換後には右方に移動し、分布は上位に集中するようになる。メディアン階級を含みそれよりも上位の所得階級は、対数変換前には第 6 階級から第 25 階級までの 20 個の階級に落ちている。それが、対数変換後には、第 23 階級から第 25 階級のわずか 3 つの階級に集中するようになる。この集中については、第 25 階級 (最上位階級) が対数変換の前後でどのように変わるかを調べてみても分かる。対数変換後の第 25 階級の下限は 16.35、上限は 17.03 である。この両端の値 (対数) を元の値に戻せば、この階級は 1620 万円 ~ 2500 万円になる。このことは、対数変換前の第 17 階級の一部から第 25 階級までの 9 個の階級が、対数変換後には 1 つの階級 (第 25 階級) に統合されることを意味する。対数変換後の第

25階級には変換前の同じ階級に落ちる世帯数に較べてより多くの世帯が落ちている。

アマルティア・センは、対数変換が低所得階層の所得変化に鋭敏であるものの、高額所得者層の所得変化にたいしては感度に欠けるとして、所得分布の統計的計測における対数変換について注意を促している¹⁰⁾。本節(1)で見たように、平均対数偏差は分布尺度としての機能を果たすと期待できる。しかし、平均対数偏差は原系列にたいする対数変換を前提とする分布尺度であり、対数変換によって分布の形状が変容してしまう。分布の形状を変容させて、センが懸念するような事態に遭遇してもなお、平均対数偏差を応用しなければならないのであろうか。分布の形状を変容させる対数変換を回避して、年間収入のような所得分布を統計的に計測するために、平均対数偏差と同様の機能を期待できる尺度はないのであろうか。原系列を対数変換しなくても要因分解を可能とする分解式があれば、その応用が望ましいのではないか。

2. 要因分解式

対数変換を施さずに、平均対数偏差と類似の機能を果たす要因分解式としては、分散と標準偏差にかんする分解式がある¹¹⁾。分散は

10) Sen, Amartya, *On Economic Inequality*, Expanded Edn., with James E. Foster, Oxford 1997 (鈴木興太郎・須賀晃一訳『不平等の経済学』東洋経済新報社, 2000年, 36頁以下)。このことは図1からも明らかである。

11) 2時点間にかんする標準偏差の差については、少なくとも3種類の要因分解式が誘導される。本稿の分析で採用しなかった他の2種類の要因分解式においては、

$$\begin{aligned} t\sigma^2 - 0\sigma^2 &\equiv (t\sigma + 0\sigma)(t\sigma - 0\sigma) \\ \therefore t\sigma - 0\sigma &= \frac{1}{t\sigma + 0\sigma} (t\sigma^2 - 0\sigma^2) \\ &= \frac{1}{t\sigma + 0\sigma} \Delta\sigma^2 \end{aligned}$$

という関係式が用いられている。分散の差を要因

原系列を構成する個別値とその分布の相加平均との乖離(偏差)の平方の相加平均であり、平均から個別値までの乖離を特有の形式で変換して、散布度を計測する。これにたいして、標準偏差は分散の平方根である。この標準偏差は個別値と平均との偏差の絶対値にかんする相加平均と一致しない。しかし、それに近い値があたえられる。また、標準偏差とその差の要因分解式は、いずれも対数変換を必要としない。元のデータをそのまま用いるので、標準偏差はその対象反映性が分かりやすい。この理由から本稿では標準偏差を採用する。

(1) 年間収入の標準偏差(全年齢階級)にかんする要因分解式

原系列(全年齢階級)の標準偏差 σ (総変動)は次式のように分解される¹²⁾。

$$\begin{aligned} \sigma &\equiv \sigma \\ &= \sigma + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i - \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i \\ &= \sigma \cdot \frac{1}{N} \cdot N + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i - \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i \\ &= \sigma \cdot \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^m k_i + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i - \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i \end{aligned}$$

分解し、そのついでに標準偏差の差の要因分解を試みようとするとき、上の関係式を使用することができるが、この方式では、全年齢階級の総変動や級内変動、級間変動などがもめられるにすぎず、年齢階級ごとの要因別寄与分をもとめることはできない。したがって、上の関係式の活用が試算的な意味をもつことは否定できないが、年齢階級の寄与分の計測が直接的な目的である場合には、本稿が採用した(9)式(後述)によるのが望ましいであろう(①木村和範「分散と標準偏差の分解」『開発論集』(北海学園大学)第83号, 2009年3月[木村(2009b)]; ②同「分散と標準偏差の分解にかんする再考察」同第84号, 2009年9月[木村(2009c)]; ③同「分散と標準偏差にかんするさまざまな分解式」『経済論集』(北海学園大学), 第58巻第2号, 2010年9月[木村(2010)]).

12) 木村(2009c)。

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma - \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i \\
 &= \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} (\sigma - \sigma_i) \quad (8)
 \end{aligned}$$

ここに、 m ：年齢階級のグループ数
 k_i ：第 i 階級の世帯数
 N ：総世帯数
 σ_i ：年間収入の分布の標準偏差（第 i 階級）
 σ ：年間収入の分布の標準偏差（全階級＝総世帯）

この(8)式右辺の第1項は年齢階級別の階級シェア $\frac{k_i}{N}$ （ウェイト）と年齢階級別標準偏差 σ_i の積和であり、級内変動の寄与分を示す。また、第2項は全年齢階級の標準偏差 σ と年齢階級別標準偏差 σ_i の差と年齢階級別シェア（ウェイト）の積和であり、級間変動の寄与分を示す。ウェイト $\left(\frac{k_i}{N}\right)$ は非負なので、 $\sigma - \sigma_i > 0$ となる階級（全年齢階級の標準偏

差が階級別標準偏差よりも大きい階級）が級間変動を押し上げ、 $\sigma - \sigma_i < 0$ となる階級は級間変動を引き下げる。

(2) 年間収入の標準偏差（全年齢階級）の差にかんする要因分解式

比較時点 t 、基準時点 0 で表せば、(7)式により時点別の標準偏差（全年齢階級）は次のようになる。

$$\text{比較時点：} \quad {}^t\sigma = \sum_{i=1}^m \frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t \sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) \quad (8)'$$

$$\text{基準時点：} \quad {}^0\sigma = \sum_{i=1}^m \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0 \sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) \quad (8)''$$

2 時点間の標準偏差の差 $\Delta\sigma$ （総変動の差）にかんする要因分解式としては、次式を用いる¹³⁾。

13) 旧稿（木村（2009b）、木村（2009c）、木村（2010））では(9)式を

$$\begin{aligned}
 \Delta\sigma &= \sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t \sigma_i - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0 \sigma_i \right) \\
 &+ \sum_{i=1}^m \left\{ ({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) - ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) \right\} \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} + \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right) \\
 &+ \sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right) \left\{ \frac{({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) + ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)}{2} \right\} \quad (*)
 \end{aligned}$$

と要因分解して、上式右辺の第1項が級内変動を、第2項が級間変動を、そして、第3項が構造的変化を反映すると述べた。

しかし、第2項については次の点に注意しなければならない。すなわち、ある年齢階級で $({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) - ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) > 0$ が成立するのは、① $({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) > ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) > 0$ のとき、② $0 > ({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) > ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)$ のとき、③ $({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) > 0$ 、 $({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) < 0$ のときの3通りである。②の場合には、

$$|{}^t \sigma - {}^t \sigma_i| < |{}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i|$$

になる。これは、比較時点の級間変動の幅のほうが、基準時点よりも小さいことを意味する。そうであるにもかかわらず、

$$\left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} + \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right) > 0$$

であるから、このときは

$$\sum_{i=1}^m \left\{ ({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) - ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) \right\} \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} + \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right)$$

が押し上げられる。このことは、(*)式右辺第2項では、級間変動の押し上げ効果を計測できない場合があることを意味する。

また、第3項については、次のことを指摘しておく。すなわち、シェアの変化 $\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}$ がプラスであろうとも、そのことが、必ずしも総和

$\sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right) \left\{ \frac{({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) + ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)}{2} \right\}$ を押し上げはしないのである。このことを敷衍すれば、年齢階級別に見た場合、(*)式第3項を押し上げるの

は、① $\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} > 0$ と

$$\frac{({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) + ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)}{2} > 0 \left(\because \frac{{}^t \sigma + {}^0 \sigma}{2} > \frac{{}^t \sigma_i + {}^0 \sigma_i}{2} \right) \text{ が}$$

同時に成立するとき、および② $\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} < 0$ と

$$\frac{({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) + ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)}{2} < 0 \left(\because \frac{{}^t \sigma + {}^0 \sigma}{2} < \frac{{}^t \sigma_i + {}^0 \sigma_i}{2} \right) \text{ が}$$

同時に成立するときである。このため、標準偏差（全年齢階級）の相加平均よりも階級別標準偏差の相加平均が大きいたときには、シェアがマイナスの変化を示しても、総和

$$\sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \right) \left\{ \frac{({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) + ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i)}{2} \right\} \text{ は押し上げ}$$

$$\begin{aligned} \Delta\sigma &= {}^t\sigma - {}^0\sigma \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^m \frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t\sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) \right\} \\ &\quad - \left\{ \sum_{i=1}^m \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0\sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t\sigma_i - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0\sigma_i \right) \\ &\quad + \sum_{i=1}^m \left\{ \frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i) \right\} \end{aligned} \tag{9}$$

(9)式から、

$$\frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t\sigma_i - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0\sigma_i > 0$$

となる年齢階級は級内変動の差を押し上げ、

$$\frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i) < 0$$

となる階級は引き下げることが分かる。そして、

$$\frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i) > 0$$

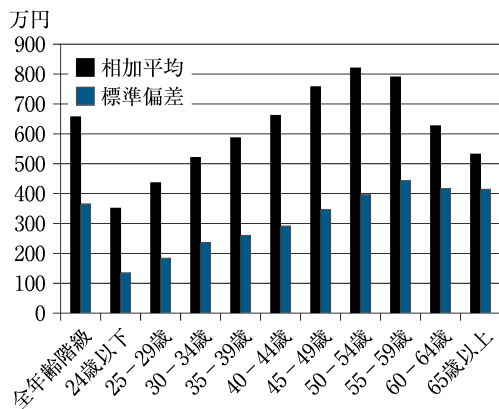


図3(a) 年間収入分布の相加平均と標準偏差
(二人以上世帯, 1989年)

(出所) 付表1(a)

られる。

これとは逆に、③ $\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} > 0$ と

$$\frac{({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) + ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i)}{2} < 0 \left(\therefore \frac{{}^t\sigma + {}^0\sigma}{2} < \frac{{}^t\sigma_i + {}^0\sigma_i}{2} \right) \text{が}$$

同時に成立するとき、および④ $\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} < 0$ と

$$\frac{({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) + ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i)}{2} > 0 \left(\therefore \frac{{}^t\sigma + {}^0\sigma}{2} > \frac{{}^t\sigma_i + {}^0\sigma_i}{2} \right) \text{が}$$

同時に成立するときには、総和は引き下げられる。

となる年齢階級（比較時点の級間変動の寄与分が基準時点よりも大きい年齢階級）は級間変動の差を押し上げ、

$$\frac{{}^t k_i}{{}^t N} ({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} ({}^0\sigma - {}^0\sigma_i) < 0$$

となる階級は引き下げる。

3. 総変動の要因分解

(1) 分布の平均と標準偏差, シェア — 1989年と2004年の年間収入 —

本稿では、基準時点を1989年、比較時点を2004年とする。そして、各年における全国消費実態調査のマイクロデータから年間収入を取り上げる。それに(7)'式と(7)''式を応用して、総変動（全年齢階級の標準偏差）の要因分解を試みる。

以下のグラフ(図3(a)(b)、次頁の図4(a)

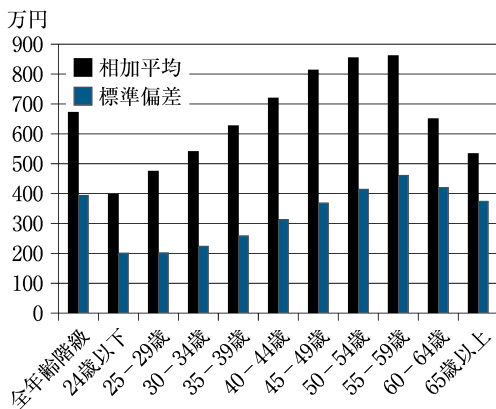


図3(b) 年間収入分布の相加平均と標準偏差
(二人以上世帯, 2004年)

(出所) 付表1(b)

このように、(*)式右辺第3項はシェアの正負の増減と同じ方向で変化しない場合もあり、構造的変化の計測指標としての機能をつねに果たすとは限らない。

以上により、(9)式から誘導される要因分解式がその機能を果たし、級間変動の差にたいする寄与分と構造的変化の差の寄与分を計測することができるのは、限られた系列についてだけである。このために、本稿では(*)式を採用しないことにした。

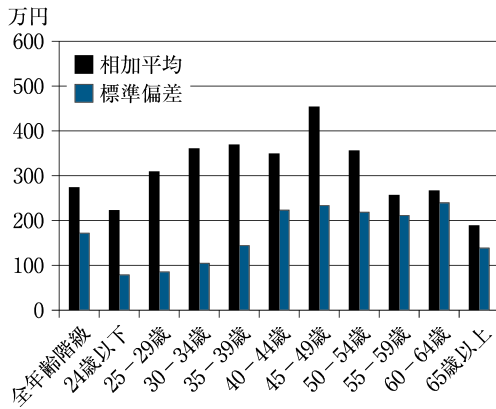


図 4(a) 年間収入分布の相加平均と標準偏差 (単身世帯, 1989 年)

(出所) 付表 2(a)

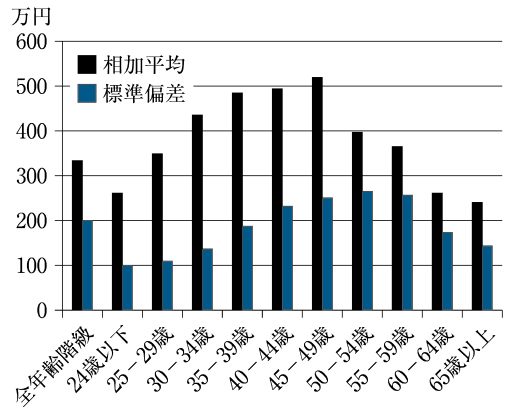


図 4(b) 年間収入分布の相加平均と標準偏差 (単身世帯, 2004 年)

(出所) 付表 2(b)

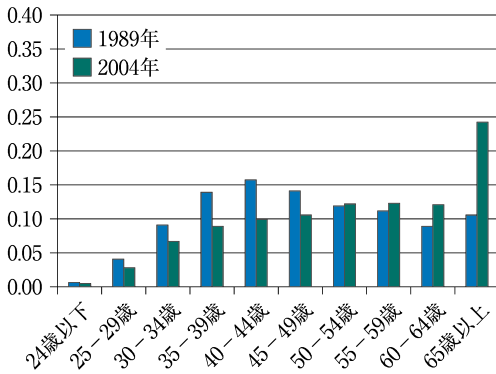


図 5(a) 年齢階級別シェア (二人以上世帯, 全世界のシェアを 1.00 とする)

(出所) 付表 1(a) (b)

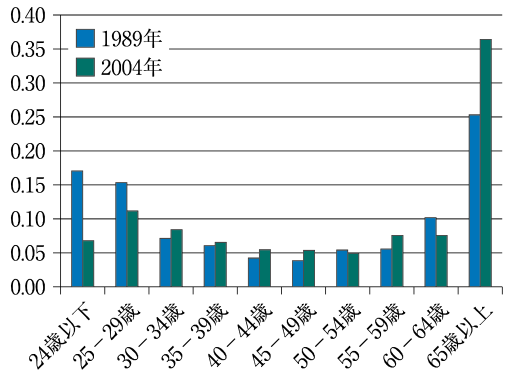


図 5(b) 年齢階級別シェア (単身世帯, 全世界のシェアを 1.00 とする)

(出所) 付表 2(a) (b)

(b) は、1989 年と 2004 年における年間収入分布の(相加)平均と標準偏差(不偏標本分散の平方根)を示している。二人以上世帯と単身世帯とでは、どの年齢階級についても二人以上世帯のほうが単身世帯よりも格差は大きい。一般に年齢階級の平均と標準偏差は似たような傾向にある(付表 1(a) (b), 付表 2(a) (b))。

65 歳以上年齢階級に属す世帯が全世界に占める割合(シェア)を見ると(図 5(a) (b)), 世帯類型のいかんにかかわらず、その年齢階級のシェアは各年とも大きく、また増大する傾向にあることが分かる(付表 1(a) (b), 付表

2(a) (b))。そこで、以下では、このような人口構成の変化が格差の規模をどのように規定しているかを要因分解式によって検討する。

(2) 総変動の要因分解 (1989 年と 2004 年)

次式をマイクロデータに適用した結果、全年齢階級の標準偏差(総変動)は次頁の表 3(a) (b) のようになる(付表 5(a) (b), 付表 6(a) (b))。

$$\sigma = \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} \sigma_i + \sum_{i=1}^m \frac{k_i}{N} (\sigma - \sigma_i) \quad (8) \text{ [再掲]}$$

この表 3(a) (b) から、二人以上世帯と単身世帯のいずれにおいても、1989 年から 2004 年までの間に全年齢階級の標準偏差が増大し、

表 3(a) 年間収入の総変動とその要因分解(二人以上世帯)(万円)

	総変動	級内変動	級間変動
1989年	365.52	337.91 (92.4)	27.61 (7.6)
2004年	393.73	362.72 (92.1)	31.01 (7.9)

(注記) 全国消費実態調査の匿名データ(マイクロデータ)にもとづく独自集計による。

級内変動と級間変動の欄の()内数字は、総変動(全年齢階級の標準偏差)にたいする寄与率(%)を示す。

表 3(b) 年間収入の総変動とその要因分解(単身世帯)(万円)

	総変動	級内変動	級間変動
1989年	171.89	143.95 (83.7)	27.94 (16.3)
2004年	200.05	166.00 (83.0)	34.05 (17.0)

(注記) 全国消費実態調査の匿名データ(マイクロデータ)にもとづく独自集計による。

級内変動と級間変動の欄の()内数字は、総変動(全年齢階級の標準偏差)にたいする寄与率(%)を示す。

それだけ格差が拡大したことが分かる。また、二人以上世帯では総変動(全年齢階級の標準偏差)の90%以上が級内変動によって説明され、また単身世帯については総変動の80%以上が級内変動によって説明されることも分かる。

他方で、総変動の差28.21万円(=393.73-365.52;二人以上世帯), 28.16万円(=200.05-171.89;単身世帯)を分析の対象とすることもできる。『白書』では、平均対数偏差はもっぱら経年変動 $\Delta ML D$ を分析するために使用されている。全年齢階級の標準偏差(総変動)の差の要因分解については、項を改めて取り上げることにして、ここでは年々の全年齢階級の標準偏差(総変動)の要因分解によって明らかになる事柄を述べることにする。『白書』では、高齢者層による格差の押し上げ効果が特筆されているので、本稿では、とくに65歳以上の年齢階級の動向に注目することにする。

① 総変動(全年齢階級の標準偏差)

1989年における二人以上世帯の標準偏差(全年齢階級)は366万円である。また、2004年における二人以上世帯の標準偏差(全年齢階級)は394万円である(表3(a))。この標準

偏差にたいする年齢階級別の寄与を次頁に示した(図6(a)(b))。

総変動(全年齢階級の標準偏差)にたいする年齢階級別級内変動を見ると、2004年には65歳以上年齢階級の寄与分が上昇している。この年齢階級の寄与分は、二人以上世帯においては、1989年には39万円であった(付表3(a))。それが、2004年には95万円に増加しており(付表3(b))、65歳以上年齢階級による総変動の押し上げを確認することができる(次頁の図7(a)(b))。

他方で、単身世帯の総変動(全年齢階級の標準偏差)は、各年とも二人以上世帯に較べて小さい値を示しており(1989年172万円, 2004年200万円)、年間収入の所得格差は単身世帯のほうが小さい(表3(b))。しかし、全年齢階級の標準偏差の伸び率は、二人以上世帯で1.1倍、単身世帯で1.2倍となり、格差の拡大テンポは単身世帯のほうが大きい。また、総変動にたいする寄与分を見ると、1989年で172万円のうち44万円が、2004年には200万円のうち73万円が65歳以上年齢階級によってもたらされており(付表4(a)(b))、単身世帯においても二人以上世帯と同様に、

65 歳以上年齢階級の寄与分が増大している。

② 級内変動

総変動は主として級内変動によってもたらされている。二人以上世帯について総級内変動(1989年338万円, 2004年363万円(付表3(a)(b)))を100としたときの、年齢階級別級内変動の寄与率にかなするグラフ(図8(a)(b))を次頁に掲げる(付表5(a)(b))。65歳以上年齢階級の寄与率は13%(1989年)から25%

(2004年)へと上昇している。これは、人口構成の高齢化によると言うことができる。しかし、正確には級内変動の大きな65歳以上年齢階級に落ちる世帯の割合(シェア)が高まったことによる(二人以上世帯における65歳以上年齢階級のシェアは1989年には11%であったが、2004年には24%になった(付表1(a)(b)))。

単身世帯の総変動(全年齢階級の標準偏差)にたいする要因別の寄与を見ると、二人以上

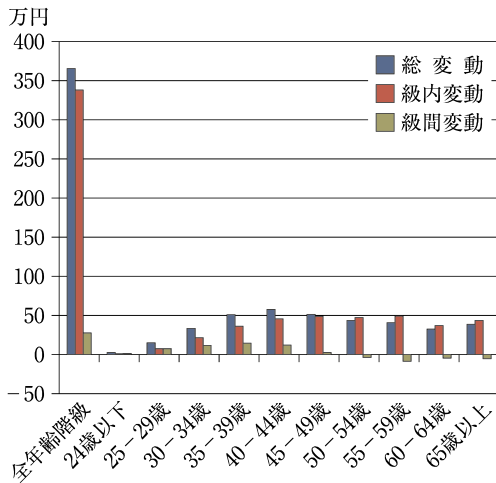


図 6(a) 年間収入分布の要因分解
(二人以上世帯, 1989 年)

(出所) 付表 3(a)

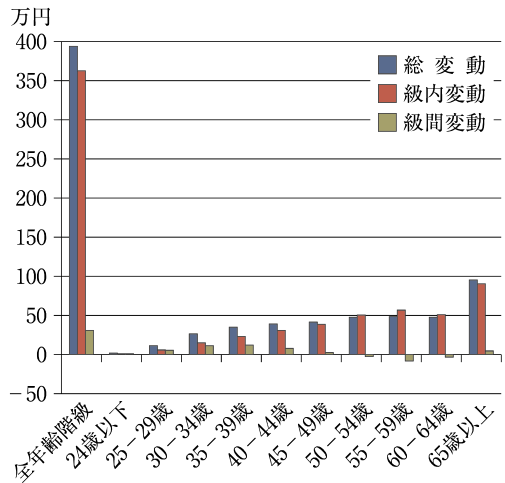


図 6(b) 年間収入分布の要因分解
(二人以上世帯, 2004 年)

(出所) 付表 3(b)

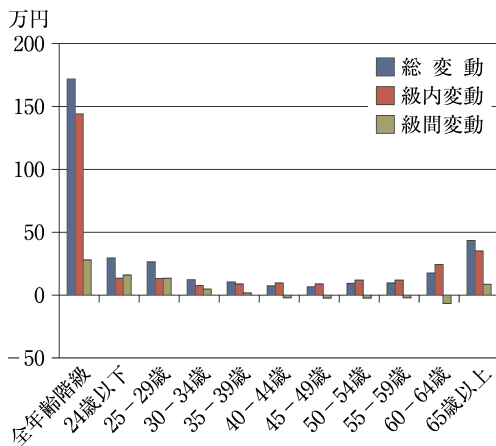


図 7(a) 年間収入分布の要因分解
(単身世帯, 1989 年)

(出所) 付表 4(a)

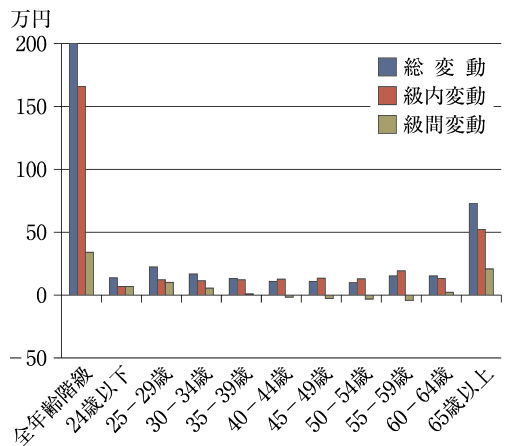


図 7(b) 年間収入分布の要因分解
(単身世帯, 2004 年)

(出所) 付表 4(b)

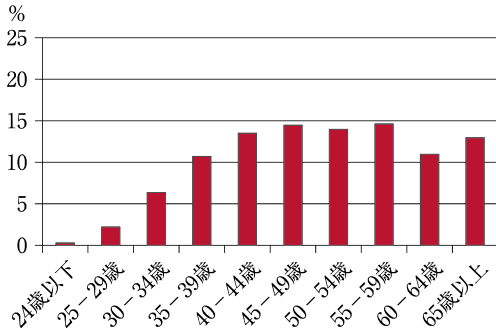


図 8(a) 級内変動の寄与率
(二人以上世帯, 1989年)

(出所) 付表 5(a)

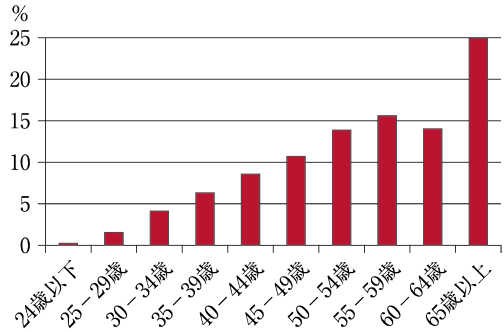


図 8(b) 級内変動の寄与率
(二人以上世帯, 2004年)

(出所) 付表 5(b)

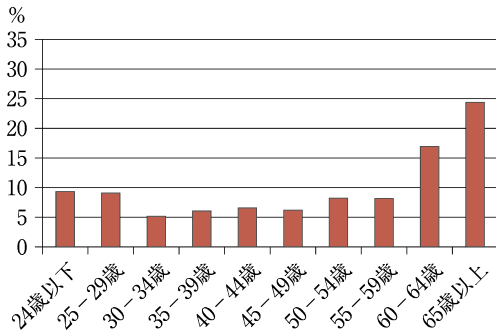


図 9(a) 級内変動の寄与率 (単身世帯, 1989年)

(出所) 付表 6(a)

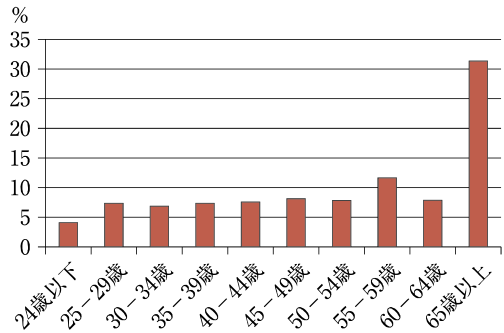


図 9(b) 級内変動の寄与率 (単身世帯, 2004年)

(出所) 付表 6(b)

世帯と同様に、級内変動の寄与率が圧倒的に大きい(図9(a)(b))。総級内変動にたいする年齢階級別級内変動では、1989年と2004年における65歳以上年齢階級の寄与率の高さが目立つ。しかも、その寄与率は25%弱から30%強へと増大した(付表6(a)(b))。

1989年においても、2004年においても、二人以上世帯と単身世帯については、65歳以上年齢階級における級内変動が年間収入の所得格差そのものの大きさに強い影響をあたえていることが分かる。それとともに、傾向としては65歳以上年齢階級による格差の押し上げ効果が強まっている。

③ 級間変動

全年齢階級の級間変動(総級間変動)は1989年と2004年における総変動の8%弱

(二人以上世帯)と約17%(単身世帯)であり、寄与はそれほど大きくはない(表3(a)(b))。65歳以上年齢階級について見ると、単身世帯では総級間変動にたいする正の寄与率が高いが(付表6(a)(b))、二人以上世帯では、負(1989年)から正(2004年)へと変化した(付表5(a)(b))(次頁の図10(a)(b)、図11(a)(b))。

(3) 総変動の差の要因分解(1989~2004年)

前項では、1989年と2004年における二人以上世帯と単身世帯の年間収入にかんする総変動の要因分解(級内変動と級間変動)を試みた。ここでは、標準偏差(全年齢階級)の変化分($\Delta\sigma$)を

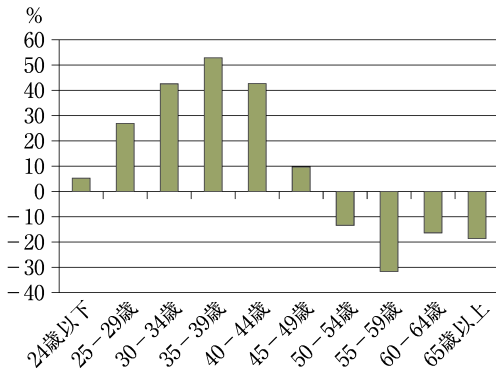


図 10(a) 級間変動の寄与率
(二人以上世帯, 1989年)

(出所) 付表 5(a) に同じ。

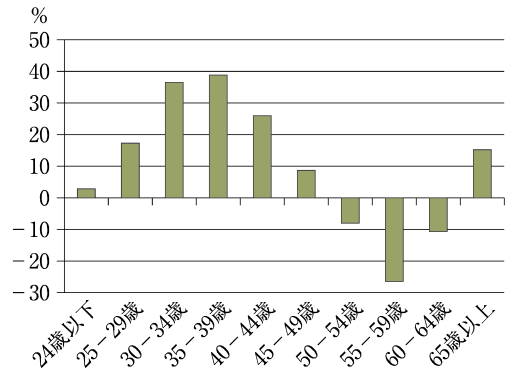


図 10(b) 級間変動の寄与率
(二人以上世帯, 2004年)

(出所) 付表 5(b) に同じ。

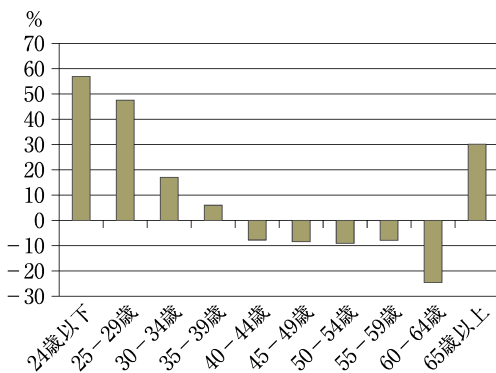


図 11(a) 級間変動の寄与率 (単身世帯, 1989年)

(出所) 付表 6(a) に同じ。

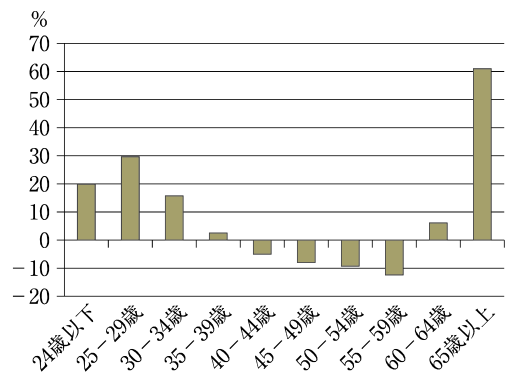


図 11(b) 級間変動の寄与率 (単身世帯, 2004年)

(出所) 付表 6(b) に同じ。

表 4 年間収入の総変動の差の要因分解 (世帯類型別) (万円)

	総変動の差	総級内変動の差	総級間変動の差
二人以上世帯	28.20	24.81 (88.0)	3.39 (12.0)
単身世帯	28.15	22.04 (78.3)	6.11 (21.7)

(注) 級内変動と級間変動の欄の () 内数字は、総変動の差にたいする寄与率 (%) を示す。

(出所) 付表 7 (a) (b)

$$\Delta\sigma = \sum_{i=1}^m \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N_i} {}^t \sigma_i - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N_i} {}^0 \sigma_i \right) + \sum_{i=1}^m \left\{ \frac{{}^t k_i}{{}^t N_i} ({}^t \sigma - {}^t \sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N_i} ({}^0 \sigma - {}^0 \sigma_i) \right\} \quad (9) \text{ [再掲]}$$

によって、要因分解する。その結果は表 4 に示した (付表 7(a) (b))。総変動の差、総級内変動の差、総級間変動の差のいずれもが正の

値になっている。『白書』によれば、同じ 1989 年から 2004 年までの経年変化 ΔMLD は正の値となっていて、 $\Delta\sigma$ と同じ傾向を示している。しかし、 ΔMLD の級内変動と級間変動はいずれもが負の値となっている点では、 $\Delta\sigma$ とは異なっている。 ΔMLD によれば級内変動の差と級間変動の差は総変動の差を引き下げている (表 1)。以下ではそれぞれ

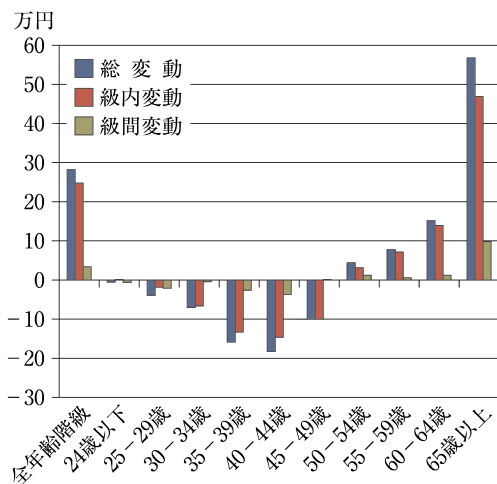


図 12(a) 標準偏差の差 (総変動 28.20 万円) の要因分解 (二人以上世帯, 1989 年~2004 年)

(出所) 付表 7(a)

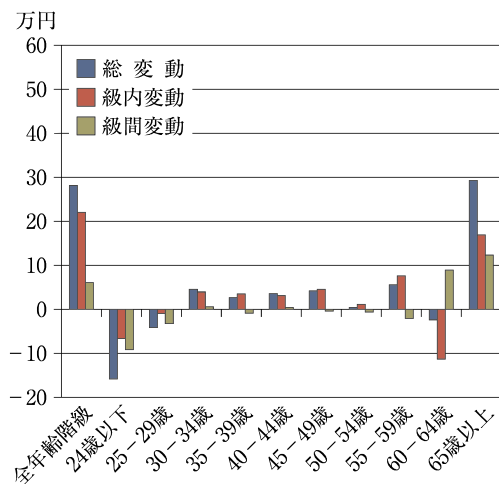


図 12(b) 標準偏差の差 (総変動 28.15 万円) の要因分解 (単身世帯, 1989 年~2004 年)

(出所) 付表 7(b)

の変動の変化を見ることにする。

① 総変動 (全年齢階級の標準偏差) の差
1989 年から 2004 年までの時期における総変動の差は、二人以上世帯と単身世帯のいずれについても、ほぼ同額の 28 万円であった。ただし、二人以上世帯では総変動の 88% (25 万円) が、また単身世帯では 78% (22 万円) が級内変動によってもたらされている点で違いがある (表 4)。

年齢階級別の寄与分を見ると、総級内変動の増分 (二人以上世帯 25 万円, 単身世帯 22 万円) と総級間変動の増分 (二人以上世帯 3 万円, 単身世帯 6 万円) を押し上げる方向で機能している年齢階級に違いがあることに気づく (付表 7(a) (b))。しかし、いずれにあっても 65 歳以上階級の変動が、級内変動と級間変動を押し上げていることは共通している (図 12(a) (b))。

このことを踏まえて、以下では項を改めて級内変動と級間変動を取り上げる。

② 総級内変動の差

二人以上世帯にかんする総級内変動は、1989 年から 2004 年までで 25 万円増加した

(付表 7(a))。65 歳以上年齢階級の寄与分は 47 万円であり (付表 7(a))、これは全年齢階級による総級内変動の増加分の 200% 弱に当たる (付表 8(a))。また、単身世帯については、総級内変動が +22 万円であり (付表 7(b))、65 歳以上年齢階級の寄与分 (17 万円) は総級内変動の差の 80% 弱に当たる (付表 8(b))。いずれのタイプの世帯についても、65 歳以上年齢階級の寄与率は大きく、高齢者層が格差を押し上げている (次頁の図 13(a) (b))。

③ 総級間変動の差

総級内変動の差について述べたことは、総級間変動についても妥当する。二人以上世帯については、総級間変動の差 (増分) +3 万円の約 300% (10 万円弱) が (付表 7(a), 8(a))、また単身世帯については総級間変動の差 (増分) +6 万円の 200% (12 万円) が (付表 7(b), 付表 8(b))、それぞれ 65 歳以上年齢階級によってもたらされた (次頁の図 14(a) (b))。

おわりに

本稿では『経済財政白書』(2006 年度版) が

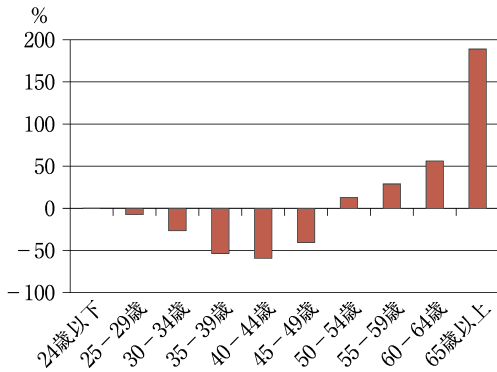


図 13(a) 級内変動の寄与率 (二人以上世帯, 1989年~2004年)

(出所) 付表 8(a)

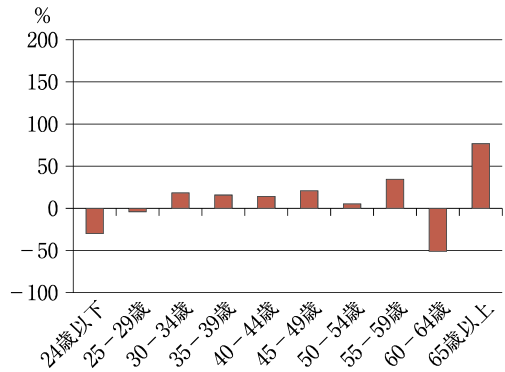


図 13(b) 級内変動の寄与率 (1989年~2004年, 単身世帯)

(出所) 付表 8(b)

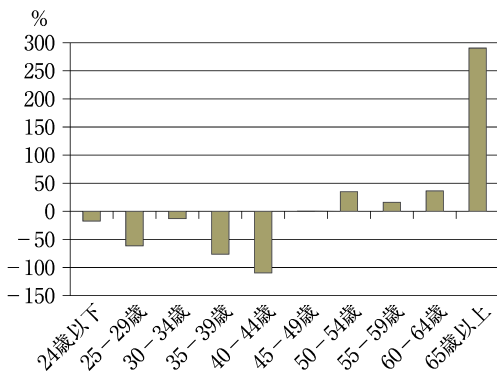


図 14(a) 級間変動の寄与率 (二人以上世帯, 1989年~2004年)

(出所) 図 13(a) に同じ。

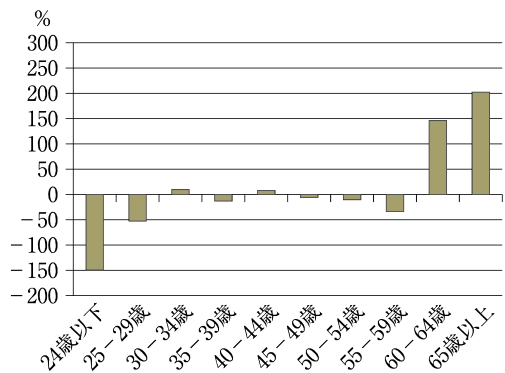


図 14(b) 級間変動の寄与率 (1989年~2004年, 単身世帯)

(出所) 図 13(b) に同じ。

格差分析に応用した平均対数偏差の難点を回避する目的から、標準偏差(全年齢階級)の要因分解式と標準偏差(全年齢階級)の差の要因分解式を採用した。そして、それらの分解式を全国消費実態調査結果のマイクロデータ(1989年と2004年,二人以上世帯と単身世帯)に応用した。以下で、その結果を要約する。

1. 年間収入にかんする標準偏差(全年齢階級)によれば、1989年から2004年の間で格差が拡大した(二人以上世帯では366万円から394万円へ、単身世帯では172万円から200万円へ)(表3(a)(b))。

2. 各年とも標準偏差(全年齢階級)のおよそ80%(単身世帯)~90%(二人以上世帯)が級

内変動によって説明できる(表3(a)(b))。

3. 二人以上世帯にかんする級内変動の年齢階級別の寄与分を見ると、1989年においては65歳以上年齢階級の寄与分が他の年齢階級に比べて突出しているとはいえない(図6(a))。しかし、2004年においては、65歳以上年齢階級による押し上げが顕著である(図6(b))。2004年調査によると、65歳以上年齢階級の標準偏差は374万円であった。これよりも大きな標準偏差となった年齢階級もあるが、65歳以上年齢階級の世帯構成比(シェア)は約4分の1であり(図5(a))、この大きなシェアのために、65歳以上年齢階級の動向が格差拡大の主因となった。

4. 単身世帯も二人以上世帯と似たような傾向にあるが、2004年だけでなく1989年においても65歳以上年齢階級の級内変動の寄与分が他の年齢階級を抜いている点で異なっている(図7(a)(b))。このことは、65歳以上年齢階級による影響の継続性を伺わせる。

次に、1989年から2004年までの間の総変動(全年齢階級の標準偏差)の差、総級内変動の差、総級間変動の差について述べる。

1. 総変動の差がプラスになっているが、このことは $\Delta ML D$ も $\Delta \sigma$ も同様である(表1, 表4)。

2. 総変動の差にたいする総級内変動の差の寄与分と総級間変動の差の寄与分は、いずれもプラスとなった。これは、2つの要因すべてがマイナスとなった $\Delta ML D$ とは異なっている(表1, 表4)。

3. 総変動の差は二人以上世帯も単身世帯もほぼ同額の28万円であったが(表4)、65歳以上年齢階級の寄与分は、二人以上世帯で57万円、また単身世帯では29万円となり(付表7(a)(b))、他の年齢階級による引き下げ効果を吸収して、押し上げの主因となっている(図12(a)(b))。

4. 65歳以上年齢階級による総級内変動の差にたいする寄与を見ると、二人以上世帯では約200%、単身世帯では約80%の寄与率となっている(図13(a)(b))。

5. 65歳以上年齢階級による総級間変動の差にたいする寄与を見ると、二人以上世帯では約300%、単身世帯で約200%の寄与率となっている(図14(a)(b))。二人以上世帯の総級間変動の差は3万円、単身世帯は6万円となっており(付表7(a)(b))、必ずしも大きい値ではないが、この差にたいする寄与率を見

ることによって、65歳以上年齢階級の影響を明確にすることができる。

65歳以上年齢階級が格差押し上げの主因であることはこれまでの計測から疑うべくもない。1989年における65歳以上年齢階級の標準偏差は、二人以上世帯で414万円、単身世帯で139万円であり(付表1(a), 付表2(a))、2004年にはそれぞれ374万円(二人以上世帯)と143万円(単身世帯)である(付表1(b), 付表2(b))。これは他の年齢階級に較べて大きいほうではあるが、突出する大きさではない。しかし、年齢階級の寄与はシェアをウェイトとして計測され、65歳以上年齢階級のシェアが大きいために、それだけ総変動にたいする寄与が大きくなる。一般に、シェアと標準偏差のいずれか一方もしくは両方が大きくなると、寄与は大きい。たとえば年齢階級別の標準偏差が小さくならうとも、その階級のシェアが大きくなれば、その階級の寄与分が増加することもある。社会はさまざまな年齢階級の世帯から構成されている。したがって、シェアを高めた年齢階級を含めて格差を計測した結果、計測指標の値が増大したとすれば、それは、実際に社会において格差が拡大したことを意味するのであって、格差が「見かけ上」拡大したということにはならない。

マイクロデータに標準偏差(全年齢階級)とその差の要因分解式を応用した結果、以上の結論にいたった。このことは、トップコーディング処理によってもたらされたものか、リサンプリングによるデータの偏りによるものか、あるいは要因分解式の特性によるものか。それとも、これらの全部または一部が合成した結果なのか。これらの点は、今後の検討に待たねばならない課題として残される。

【付記】①本稿で用いた「年間収入」は、法政大学日本統計研究所(独立行政法人 統計センター)のサテライト機関)で提供している「全国消費実態調査」(1989年, 2004年)の匿名データをもとに、筆者が独自に作成・加工した統計であり、総務省統計局が作成・公表している統計等とは異なる。

②本稿の執筆にあたり、北海道学術研究助成(2010年度, 共同研究)を受けた。

付表 全国消費実態調査の匿名個票データにもとづく独自集計による。

付表 1(a) 年間収入の分布特性値とシェア (二人以上世帯, 1989年)

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上	(万円)
全年齢階級	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
相加平均	350.87	436.26	521.31	586.46	662.36	757.68	820.44	789.99	627.75	533.10
標準偏差	134.92	183.12	236.17	260.52	290.58	346.55	396.49	444.16	416.46	414.20
シェア	0.01	0.04	0.09	0.14	0.16	0.14	0.12	0.11	0.09	0.11

付表 1(b) 年間収入の分布特性値とシェア (二人以上世帯, 2004年)

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上	(万円)
全年齢階級	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
相加平均	397.63	475.09	540.66	627.57	719.78	813.47	854.80	862.43	650.81	534.00
標準偏差	200.79	201.89	223.60	258.31	312.58	368.29	414.25	460.50	421.00	374.25
シェア	0.00	0.03	0.07	0.09	0.10	0.11	0.12	0.12	0.12	0.24

付表 2(a) 年間収入の分布特性値とシェア (単身世帯, 1989年)

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上	(万円)
全年齢階級	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
相加平均	222.51	309.12	360.13	369.14	348.81	453.57	356.20	256.24	266.42	188.86
標準偏差	78.54	85.29	104.70	144.28	223.26	233.28	218.63	211.15	239.44	138.69
シェア	0.17	0.15	0.07	0.06	0.04	0.04	0.05	0.06	0.10	0.25

付表 2(b) 年間収入の分布特性値とシェア (単身世帯, 2004年)

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上	(万円)
全年齢階級	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
相加平均	260.78	349.15	435.08	484.80	493.88	518.96	396.87	365.12	261.35	240.34
標準偏差	100.09	109.52	136.20	186.99	231.47	250.65	264.75	256.18	172.91	143.00
シェア	0.07	0.11	0.08	0.07	0.05	0.05	0.05	0.08	0.08	0.36

付表 5(a) 年間収入分布の要因分解 (二人以上世帯, 1989年, 寄与率) (%)

	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
全年齢階級	0.64	4.08	9.08	13.92	15.72	14.10	11.90	11.13	8.89	10.56
総変動	100.00	4.08	9.08	13.92	15.72	14.10	11.90	11.13	8.89	10.56
級内変動	100.00	2.21	6.35	10.73	13.52	14.46	13.97	14.62	10.95	12.94
級間変動	100.00	26.92	42.55	52.92	42.66	9.69	-13.35	-31.68	-16.39	-18.62

付表 5(b) 年間収入分布の要因分解 (二人以上世帯, 2004年) (%)

	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
全年齢階級	0.45	2.79	6.65	8.88	9.93	10.54	12.16	12.29	12.10	24.21
総変動	100.00	2.79	6.65	8.88	9.93	10.54	12.16	12.29	12.10	24.21
級内変動	100.00	1.55	4.10	6.33	8.56	10.70	13.89	15.60	14.05	24.98
級間変動	100.00	17.25	36.47	38.79	25.99	8.65	-8.05	-26.47	-10.64	15.21

付表 6(a) 年間収入分布の要因分解 (単身世帯, 1989年) (%)

	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
全年齢階級	17.05	15.33	7.10	6.03	4.23	3.81	5.41	5.55	10.17	25.32
総変動	100.00	15.33	7.10	6.03	4.23	3.81	5.41	5.55	10.17	25.32
級内変動	100.00	9.30	5.16	6.04	6.57	6.18	8.22	8.14	16.92	24.39
級間変動	100.00	47.52	17.06	5.96	-7.78	-8.37	-9.05	-7.80	-24.58	30.09

付表 6(b) 年間収入分布の要因分解 (単身世帯, 2004年) (%)

	24歳以下	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上
全年齢階級	6.77	11.14	8.39	6.52	5.43	5.36	4.90	7.54	7.56	36.40
総変動	100.00	11.14	8.39	6.52	5.43	5.36	4.90	7.54	7.56	36.40
級内変動	100.00	4.08	6.88	7.34	7.57	8.10	7.81	11.64	7.87	31.36
級間変動	100.00	29.60	15.73	2.50	-5.01	-7.97	-9.31	-12.43	6.02	60.98

付表 7(a) 標準偏差の差 (総変動 28.20 万円) の要因分解 (二人以上世帯, 1989 年~2004 年)

	全年齢階級	24 歳以下	25-29 歳	30-34 歳	35-39 歳	40-44 歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64 歳	65 歳以上
総変動	28.20	-0.54	-3.92	-7.03	-15.89	-18.36	-10.03	4.36	7.73	15.16	56.73
級内変動	24.81	0.05	-1.84	-6.59	-13.31	-14.64	-10.04	3.17	7.19	13.94	46.87
級間変動	3.39	-0.59	-2.09	-0.44	-2.58	-3.72	0.01	1.19	0.54	1.23	9.86

付表 7(b) 標準偏差の差 (総変動 28.15 万円) の要因分解 (単身世帯, 1989 年~2004 年)

	全年齢階級	24 歳以下	25-29 歳	30-34 歳	35-39 歳	40-44 歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64 歳	65 歳以上
総変動	28.15	-15.76	-4.07	4.58	2.67	3.58	4.18	0.50	5.54	-2.36	29.29
級内変動	22.04	-6.61	-0.88	4.00	3.49	3.11	4.55	1.13	7.60	-11.28	16.94
級間変動	6.11	-9.15	-3.20	0.59	-0.81	0.47	-0.37	-0.64	-2.05	8.92	12.36

付表 8(a) 標準偏差の差 (総変動 28.20 万円) の要因分解 (二人以上世帯, 1989 年~2004 年)

	全年齢階級	24 歳以下	25-29 歳	30-34 歳	35-39 歳	40-44 歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64 歳	65 歳以上
総変動	100.00	-1.93	-13.91	-24.93	-56.34	-65.10	-35.57	15.46	27.40	53.77	201.15
級内変動	100.00	0.20	-7.40	-26.56	-53.64	-59.00	-40.46	12.78	28.97	56.18	188.93
級間変動	100.00	-17.49	-61.48	-13.01	-76.14	-109.72	0.17	35.09	15.93	36.15	290.51

付表 8(b) 標準偏差の差 (総変動 28.15 万円) の要因分解 (単身世帯, 1989 年~2004 年)

	全年齢階級	24 歳以下	25-29 歳	30-34 歳	35-39 歳	40-44 歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64 歳	65 歳以上
総変動	100.00	-55.97	-14.47	16.28	9.50	12.72	14.84	1.76	19.70	-8.39	104.05
級内変動	100.00	-29.99	-3.98	18.13	15.82	14.12	20.65	5.15	34.47	-51.19	76.83
級間変動	100.00	-149.69	-52.31	9.63	-13.32	7.67	-6.12	-10.46	-33.61	145.98	202.23

資料 年間収入の調査表

秘
指定統計第97号
総務省統計局

平成16年全国消費実態調査
年収・貯蓄等調査票
平成16年11月末日現在

5

都道府市区町村番号	調査単位番号	一連世帯番号	世帯の別	世帯区分
●●●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●	●●●●

この調査票の内容は、統計以外の目的、例えば課税などの資料には絶対使用しませんから、ありのままを記入してください。

(記入のしかた)

- ・該当する□の枠内には数字を1文字ずつ記入してください。
- ・記入には黒の鉛筆を使用し、間違えた場合は消しゴムできれいに消してください。

数字の記入例

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
縦線1本	すきまを開ける	上につきぬける	角をつける	一閉じる					

はわなない

この調査票は機械にかかけますので汚したり折ったり丸めたりしないでください

収入の種類	①世帯主				②世帯主の配偶者				他の世帯員			
	③65歳以上		④65歳未満		③65歳以上		④65歳未満					
(1) 勤め先からの年間収入 ※1	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(2) 農林漁業収入 ※2	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(3) 農林漁業以外の事業収入 ※3	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(4) 内職などの年間収入 ※4	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(5) 家賃・地代の年間収入	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(6) 公的年金・恩給	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(7) 企業年金・個人年金受取金	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(8) 利子・配当金	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(9) 親族などからの仕送り金	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(10) その他の年間収入	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●
(11) 現物消費の年間見積り額 ※5	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●	●●●●●●

〈裏面へ続く〉

(記入上の注意点)

- ※1 毎月支給される本給、扶養手当、役付手当のほか、超過勤務手当、出来高歩合金、賞与・その他の臨時収入などを含めた勤め先からの収入総額を記入してください。事業経営のかたわら勤めている人の場合、その勤め先からの収入もここに記入してください。
- ※2 米、野菜、果物、魚などの農林水産物の売上高から、農機具、肥料、飼料、漁網などの材料費、支払労賃、事業税、固定資産税などの経営上の諸経費を差し引いた純益を記入してください。
- ※3 売上高から、仕入高、原材料費、人件費、消耗品費、事業税、固定資産税などの経営上の諸経費を差し引いた純益を記入してください。
- ※4 勤め先、事業からの収入以外の収入で、原稿執筆、個人教授、手内職などにより働いて得た収入は、いずれも材料費などの経費を差し引いた純益を記入してください。
- ※5 米、野菜、魚、卵などの自家産物や自分の店の商品を、過去1年間に家計で消費した分の見積り額を記入してください。

(出所) 『2004年全国消費実態調査報告』第1巻, p.29 以下。

6

この調査票は機械にかかけますので汚したり折ったり丸めたりしないでください

2 貯蓄現在高について

あなたの世帯では、平成16年11月末日現在で貯蓄はいくらありますか。

- 次の貯蓄の種類ごとに現在高を記入してください。
- ここでいう貯蓄には、家計用だけでなく個人営業のための分も含めます。
- 勤労者財産形成貯蓄に加入している場合は、それぞれ該当する貯蓄の種類に含めて記入してください。

		(億) 千 百 十 一	
(1) 郵便局	{ 定額・定期・積立貯金 ----- { 通 常 貯 金 -----	{ : : : : : { : : : : :	万円 万円
(2)	銀 行 信用金庫・信用組合 { 定期預金・定期積金 ----- 農業協同組合 { 普通・当座預金 その他の預金 ----- 労働金庫 その他の金融機関	{ : : : : : { : : : : :	万円 万円
(3)	生命保険 損害保険 簡易保険(保険商品・年金商品) ----- (加入してからの払込総額) ※掛け捨ての保険は含めません	{ : : : : :	万円
(4)	貸付信託 金銭信託(額面) -----	{ : : : : :	万円
(5)	株式・株式投資信託(時価) -----	{ : : : : :	万円
(6)	債券(額面) 公社債投資信託(時価) -----	{ : : : : :	万円
(7)	その他(社内預金など) ----- (名称を具体的に記入してください)	{ : : : : :	万円
(8)	合 計 -----	{ : : : : :	万円
(9)	上記(8)のうち年金制度が組みこまれている貯蓄 -----	{ : : : : :	万円
(10)	上記(8)のうち外貨預金・外債 -----	{ : : : : :	万円

3 借入金残高について

あなたの世帯では、平成16年11月末日現在で借入金あるいは月賦・年賦の未払残高がありますか。

- 借入金の種類ごとに残高を記入してください。
- ここでいう借入金には、家計用だけでなく個人営業のための分も含めてください。

		(億) 千 百 十 一	
(1)	月賦・年賦の未払残高 ----- ※乗用車、電化製品などの耐久消費財や衣類などを 月賦・年賦(分割払い)で購入した場合の未払残高	{ : : : : :	万円
(2)	住宅の購入・建築・増改築 土地の購入のための借入金残高 -----	{ : : : : :	万円
(3)	(1)及び(2)以外の借入金残高 -----	{ : : : : :	万円

記入が済みましたら、もう一度内容を確認して、別にお配りした封筒に入れ、密封して、調査員にお渡ししてください。ご協力ありがとうございました。