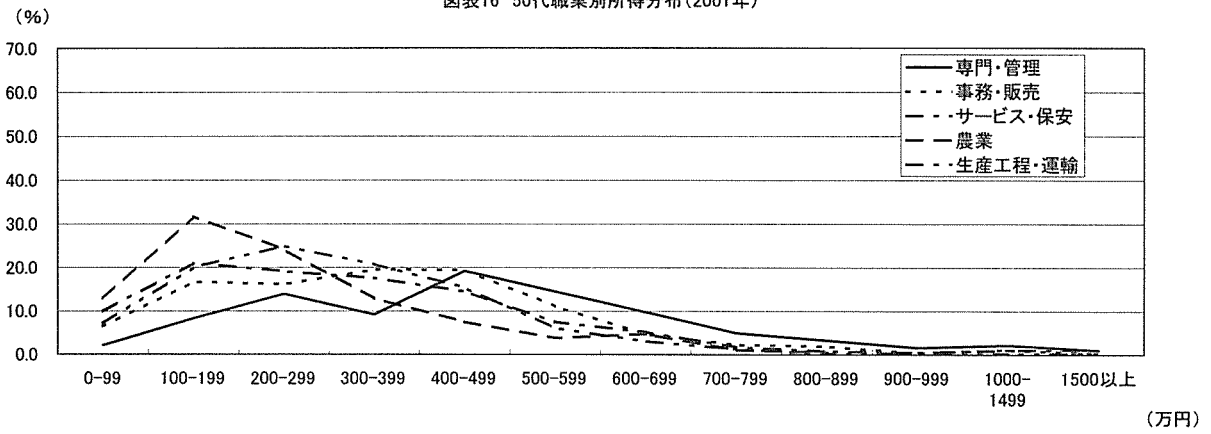
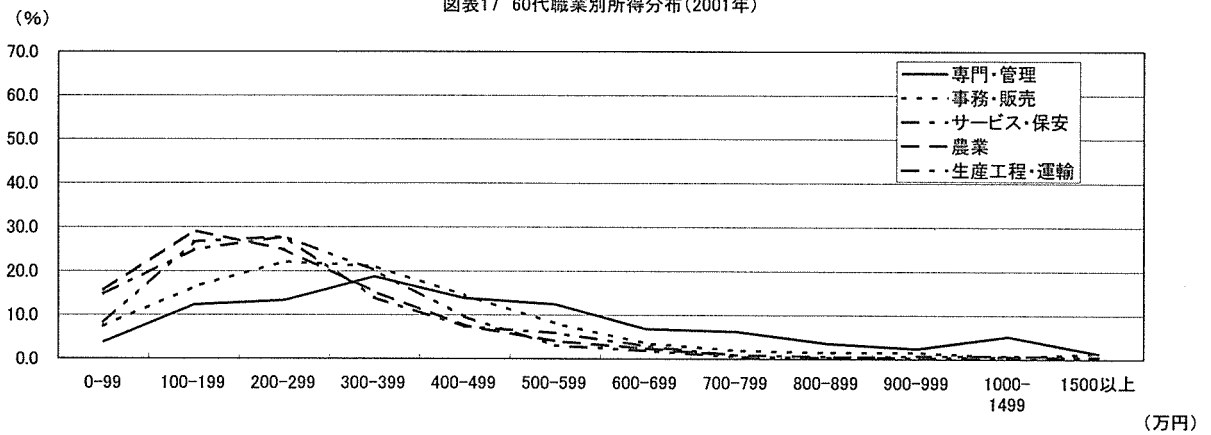


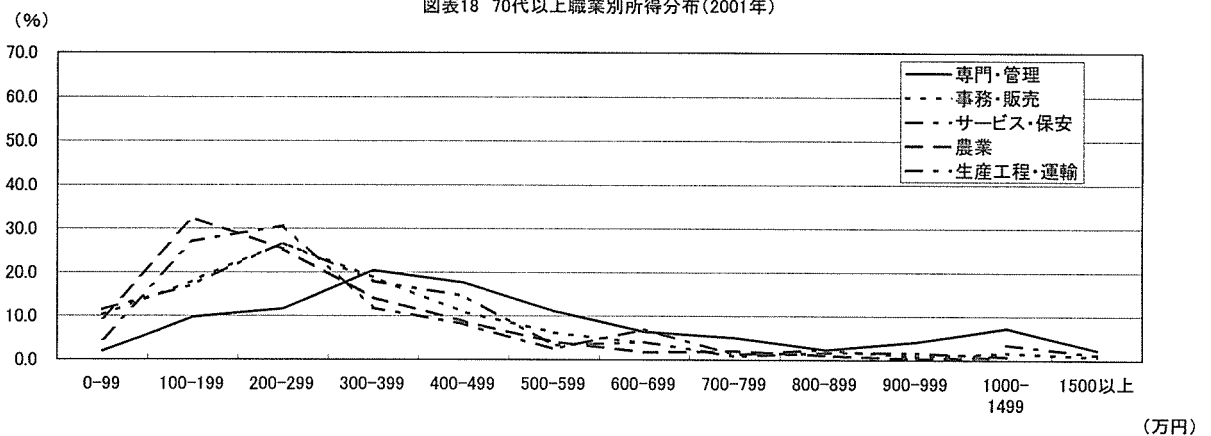
図表16 50代職業別所得分布(2001年)



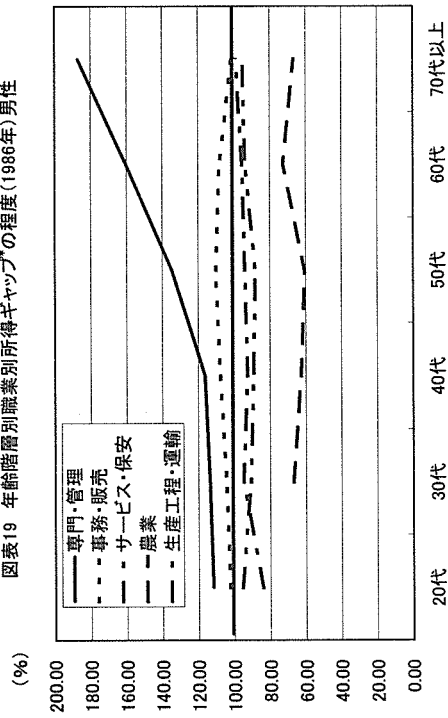
図表17 60代職業別所得分布(2001年)



図表18 70代以上職業別所得分布(2001年)

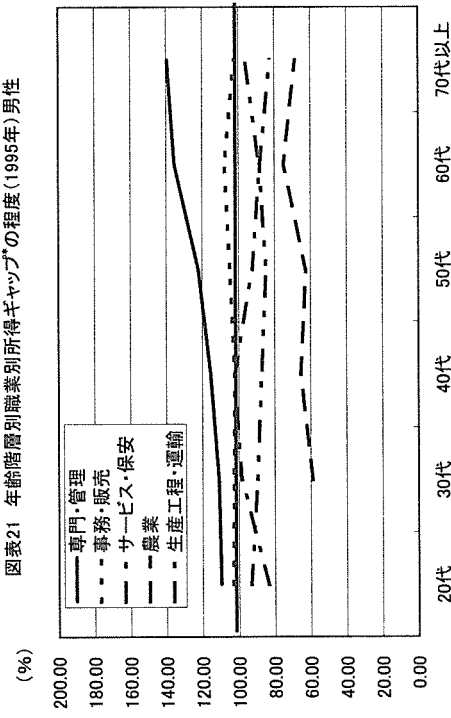


図表19 年齢階層別職業別所得ギャップの程度(1986年)男性



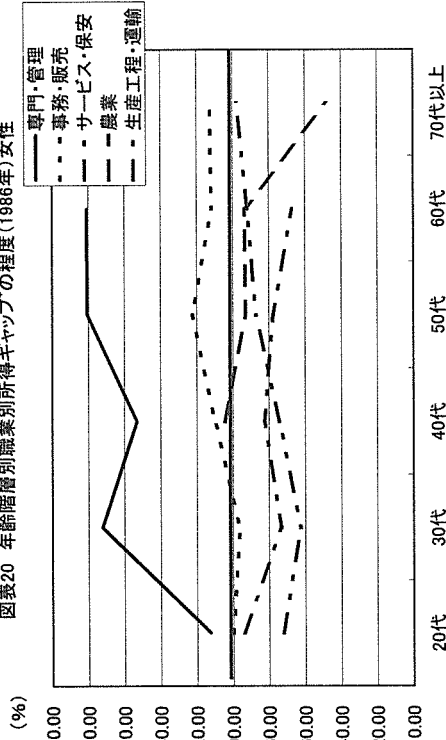
注) 所得ギャップ=(年齢階層, における職業, の所得中央値/年齢階層, の全体所得中央値) × 100
注) セル度数が10以下の場合は省略

図表21 年齢階層別職業別所得ギャップの程度(1985年)男性



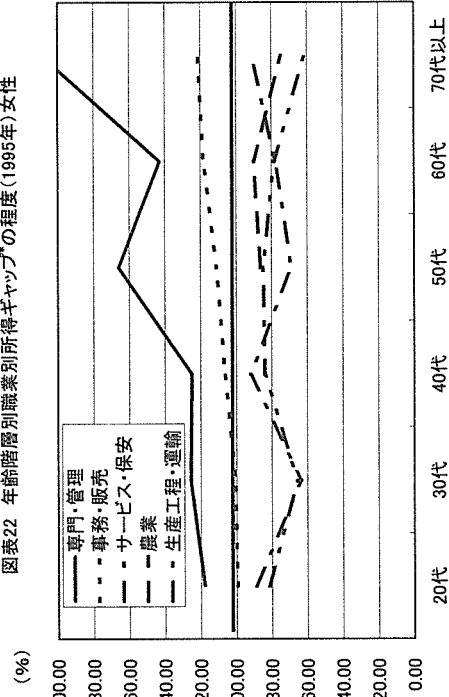
注) 所得ギャップ=(年齢階層, における職業, の所得中央値/年齢階層, の全体所得中央値) × 100
注) セル度数が10以下の場合は省略

図表20 年齢階層別職業別所得ギャップの程度(1986年)女性



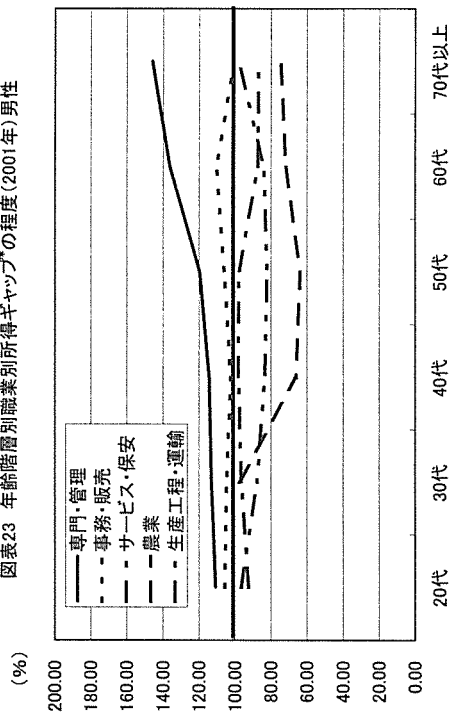
注) 所得ギャップ=(年齢階層, における職業, の所得中央値/年齢階層, の全体所得中央値) × 100
注) セル度数が10以下の場合は省略

図表22 年齢階層別職業別所得ギャップの程度(1985年)女性



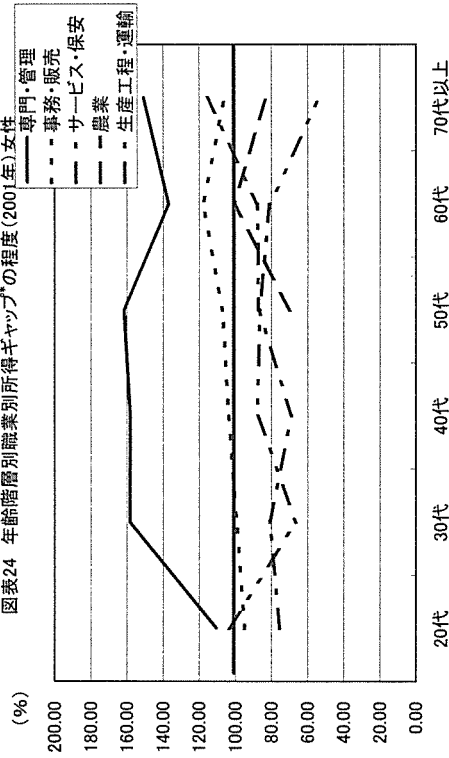
注) 所得ギャップ=(年齢階層, における職業, の所得中央値/年齢階層, の全体所得中央値) × 100
注) セル度数が10以下の場合は省略

図表23 年齢階層別職業別所得ギャップ*の程度(2001年)男性



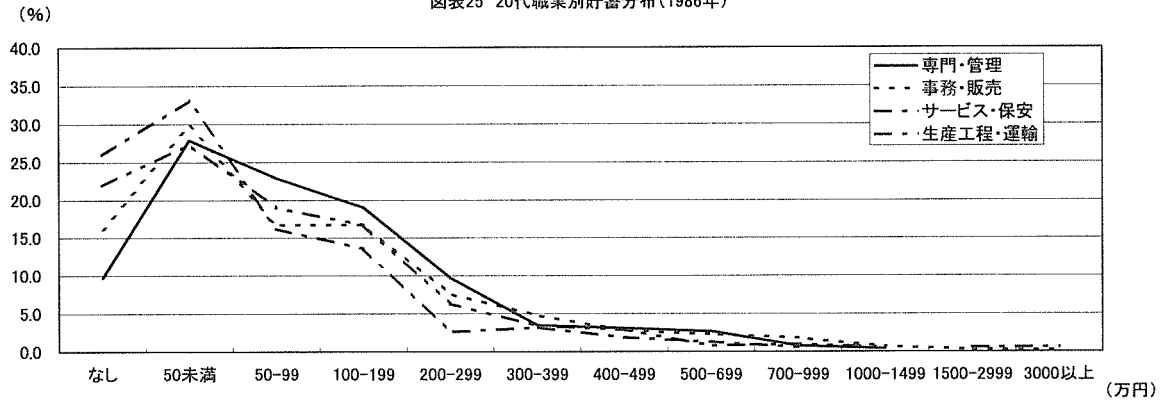
注*所得ギャップ=(年齢階層,における職業,の所得中央値/年齢階層,の全体所得中央値)×100
注)セル度数が10以下の場合は省略

図表24 年齢階層別職業別所得ギャップ*の程度(2001年)女性



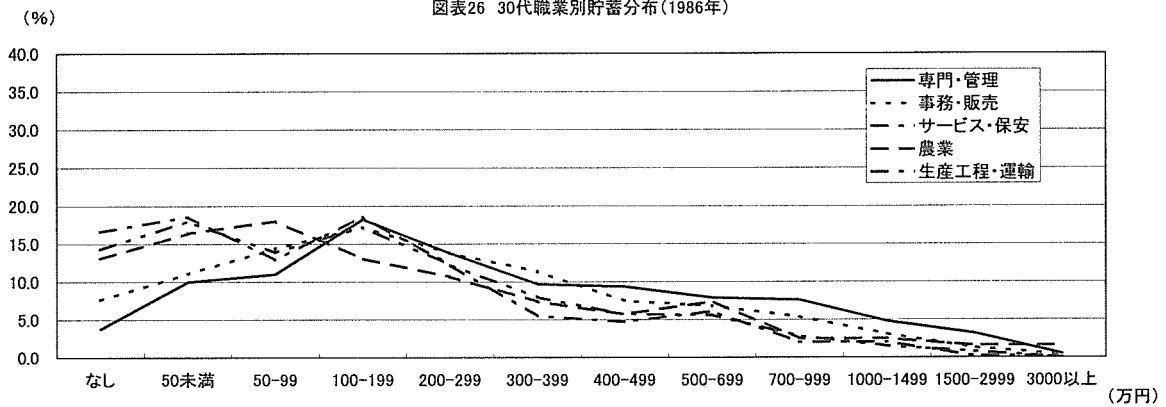
注*所得ギャップ=(年齢階層,における職業,の所得中央値/年齢階層,の全体所得中央値)×100
注)セル度数が10以下の場合は省略

図表25 20代職業別貯蓄分布(1986年)

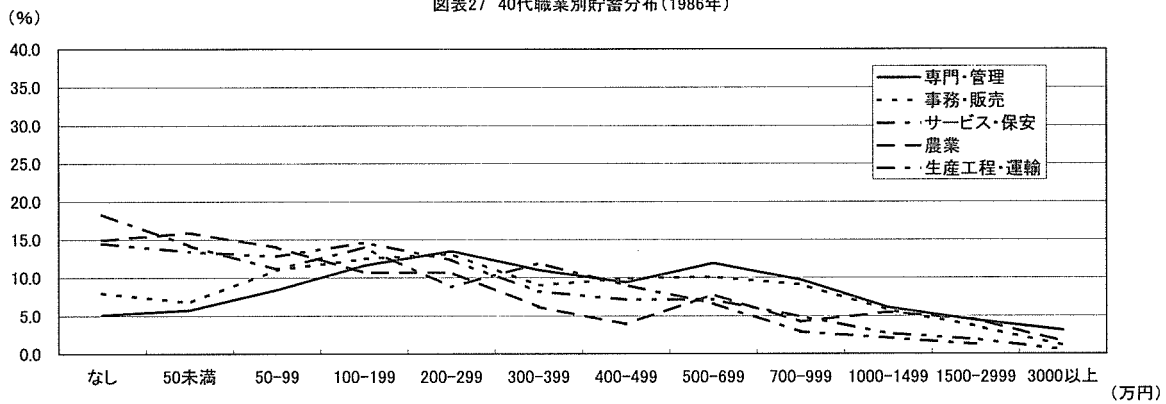


注)セル度数が10以下の場合省略

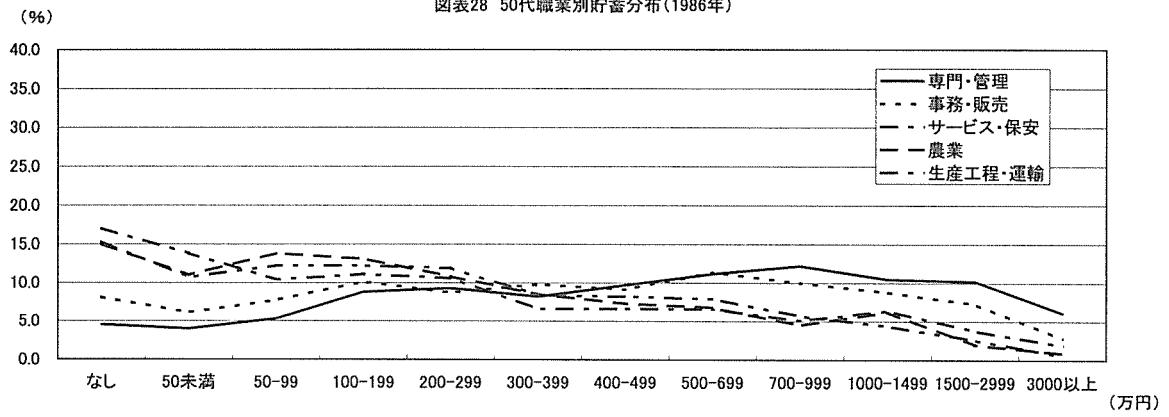
図表26 30代職業別貯蓄分布(1986年)



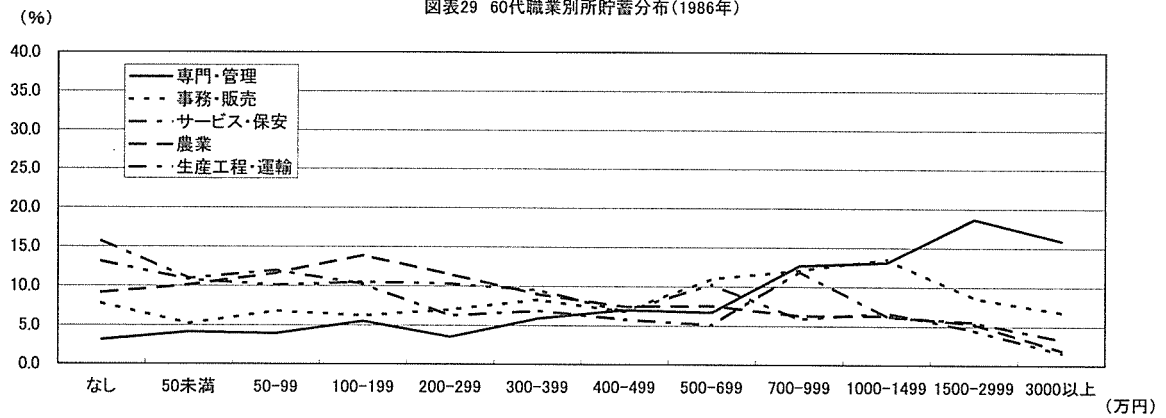
図表27 40代職業別貯蓄分布(1986年)



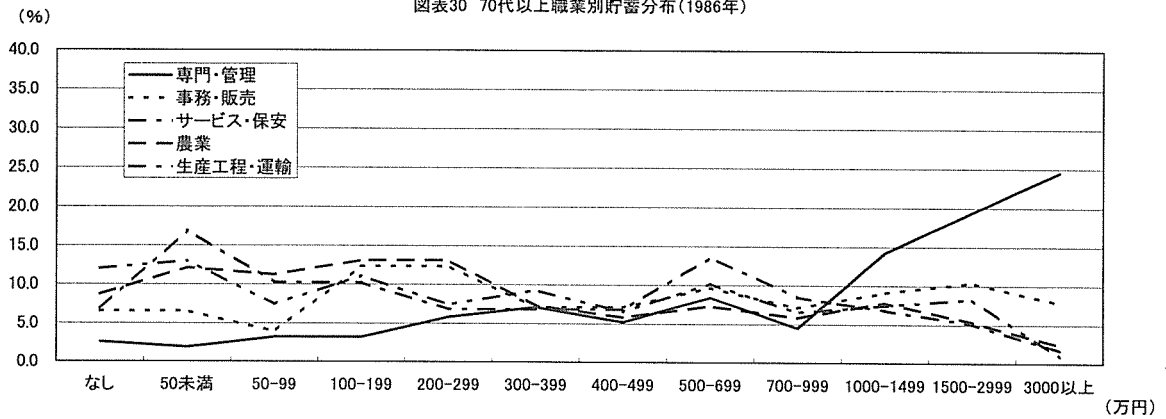
図表28 50代職業別貯蓄分布(1986年)



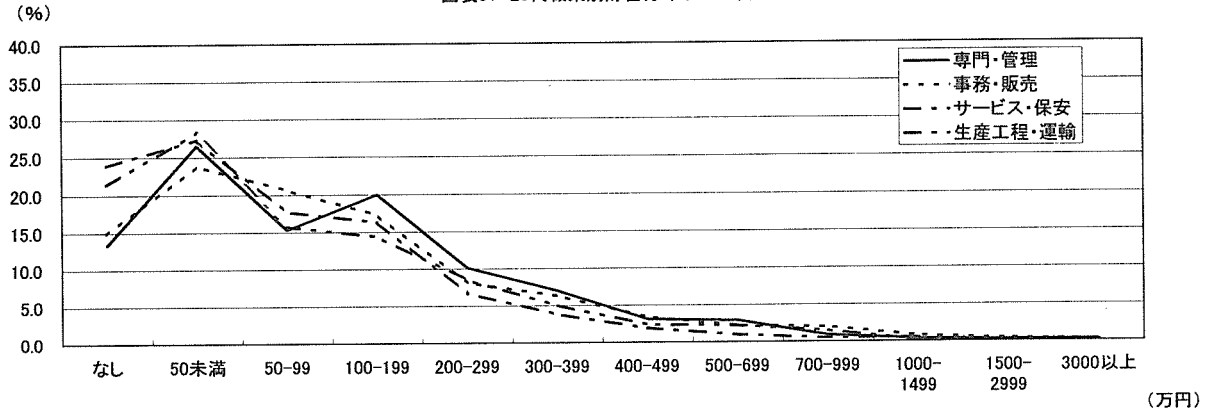
図表29 60代職業別貯蓄分布(1986年)



図表30 70代以上職業別貯蓄分布(1986年)

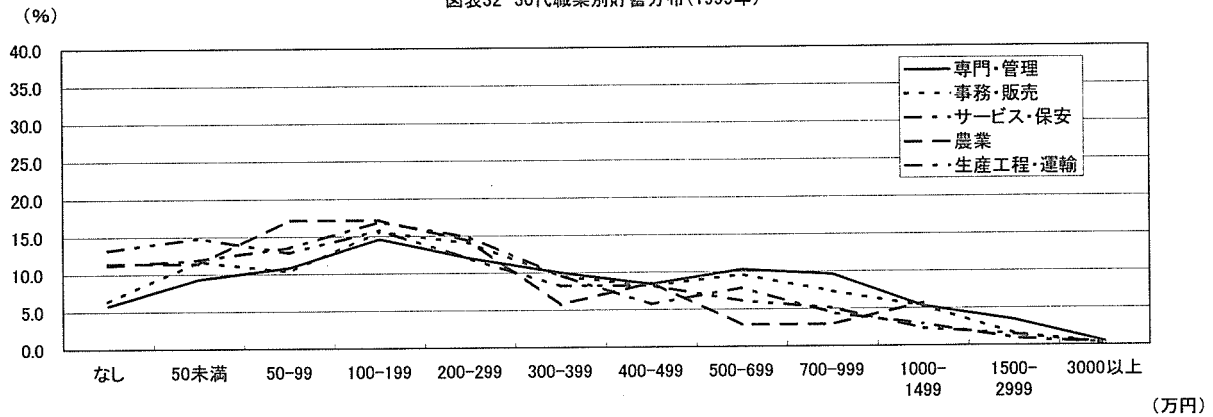


図表31 20代職業別貯蓄分布(1995年)

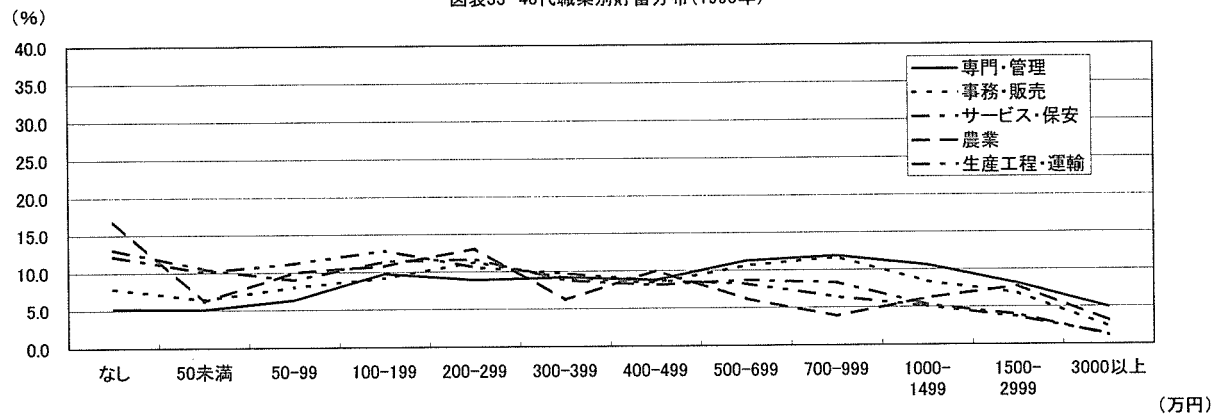


注)セル度数が10以下の場合省略

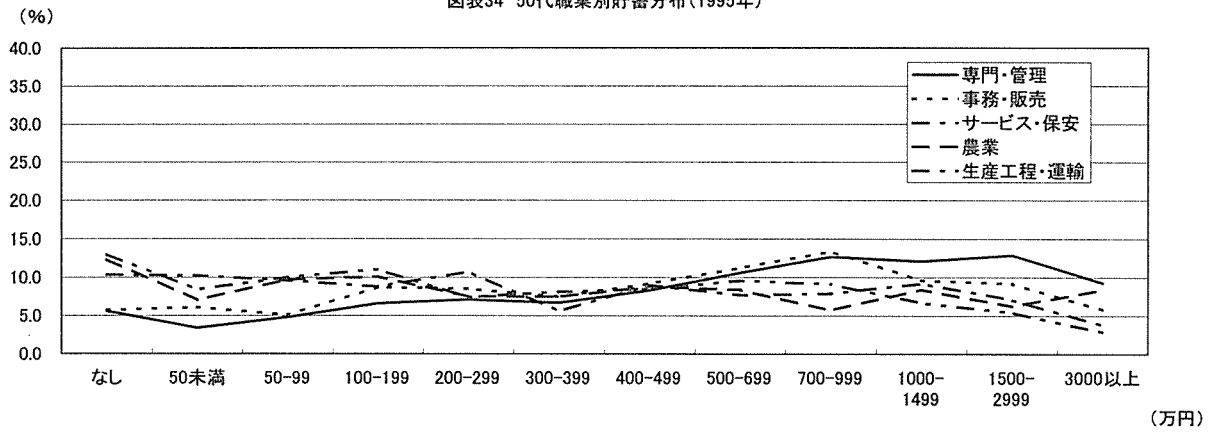
図表32 30代職業別貯蓄分布(1995年)



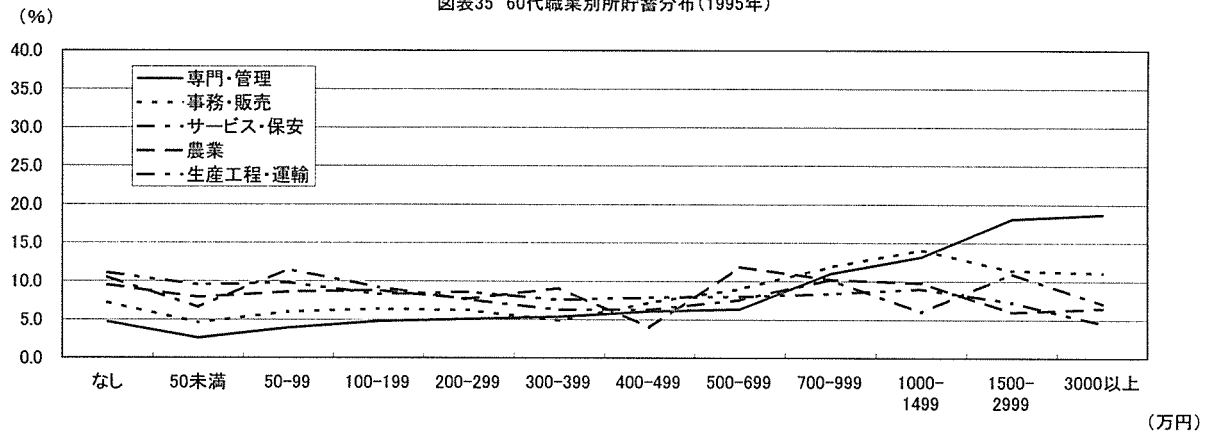
図表33 40代職業別貯蓄分布(1995年)



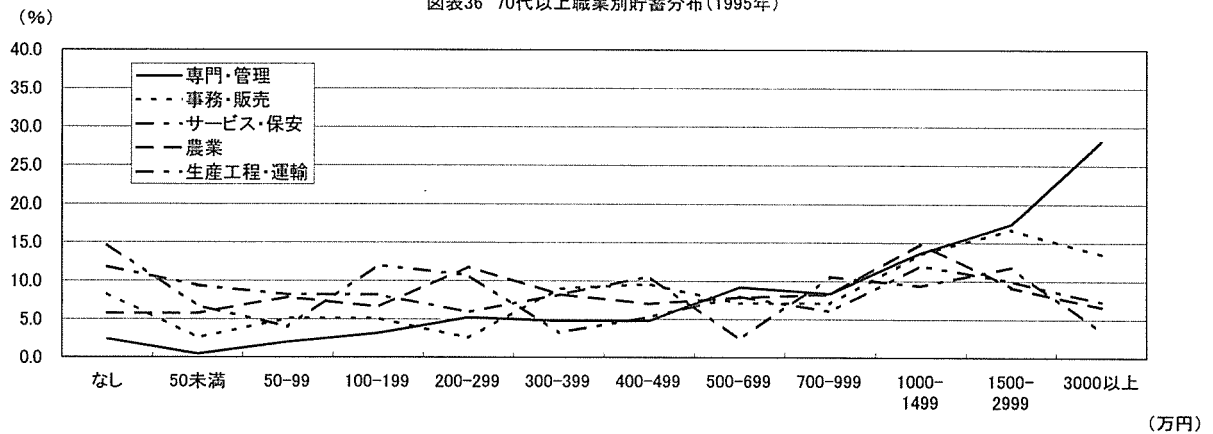
図表34 50代職業別貯蓄分布(1995年)



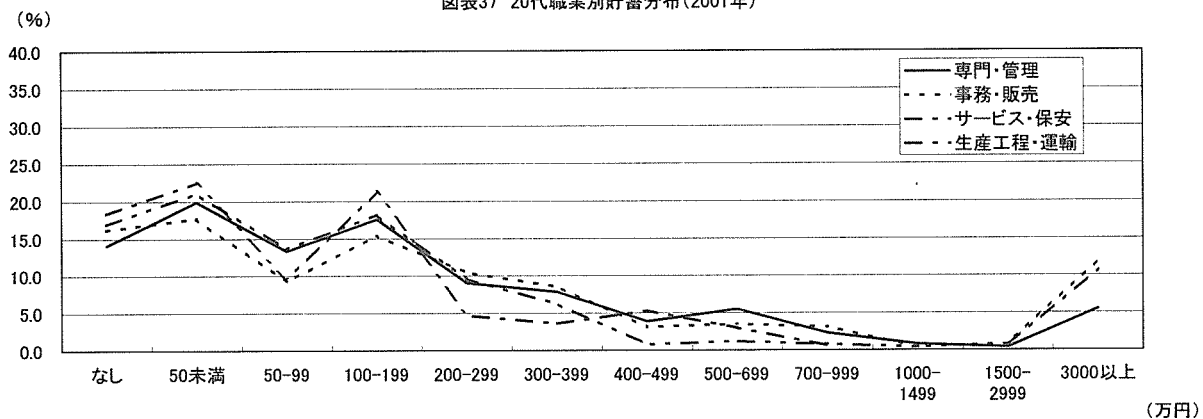
図表35 60代職業別貯蓄分布(1995年)



図表36 70代以上職業別貯蓄分布(1995年)

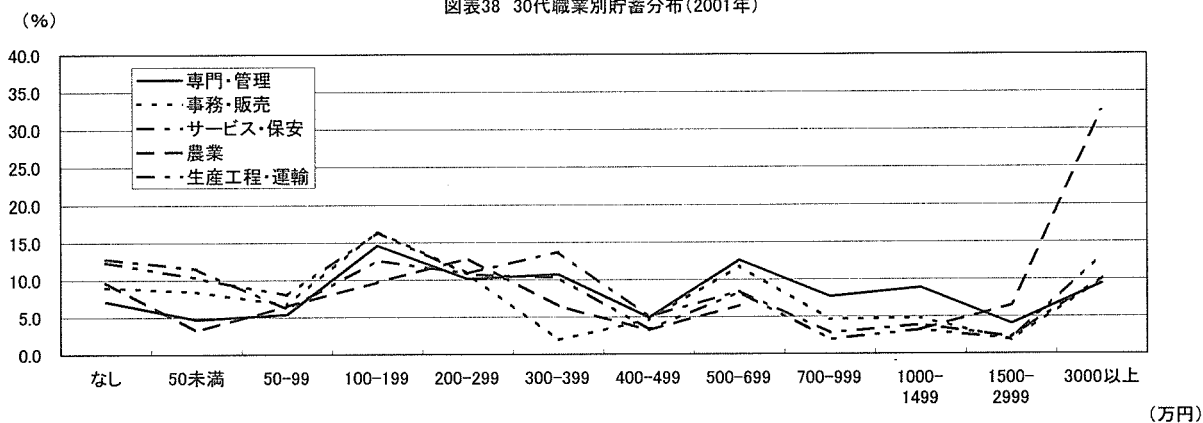


図表37 20代職業別貯蓄分布(2001年)

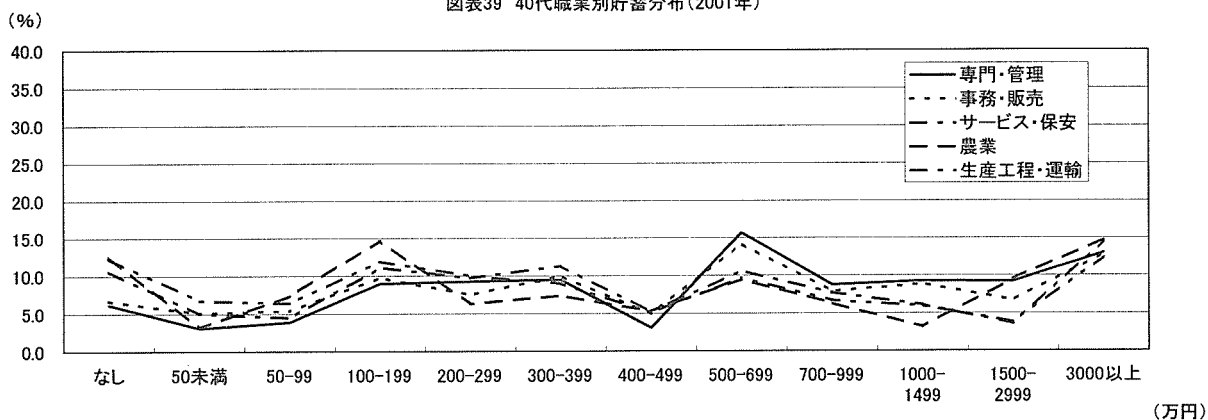


注)セル度数が10以下の場合は省略

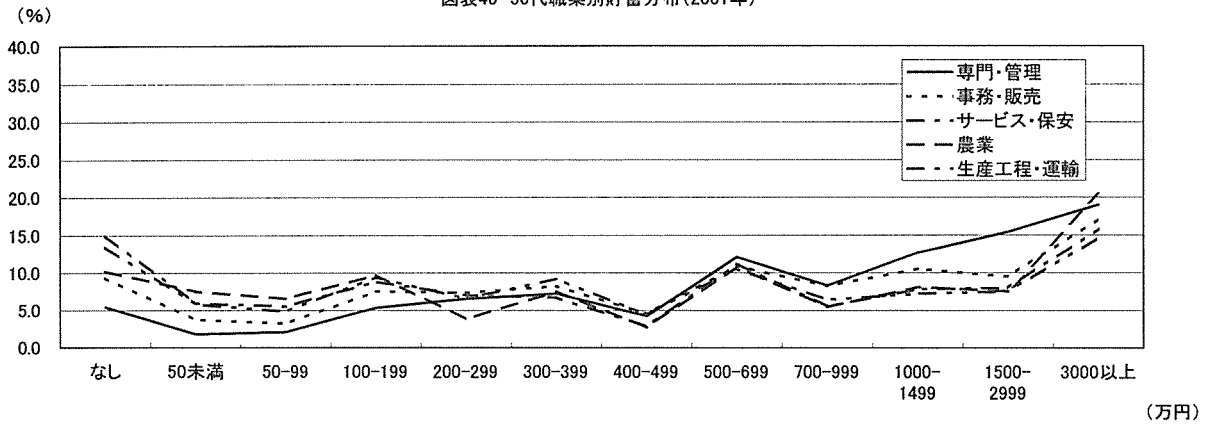
図表38 30代職業別貯蓄分布(2001年)



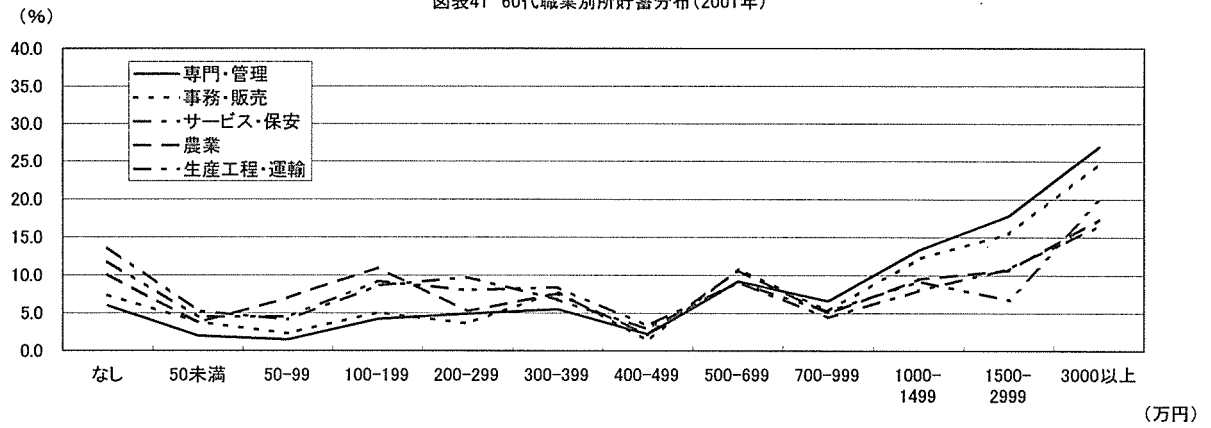
図表39 40代職業別貯蓄分布(2001年)



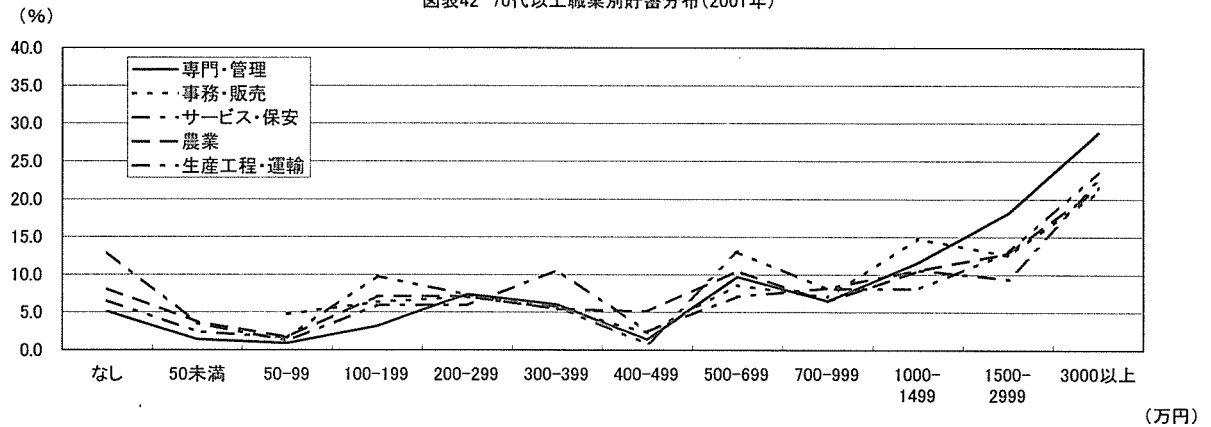
図表40 50代職業別貯蓄分布(2001年)



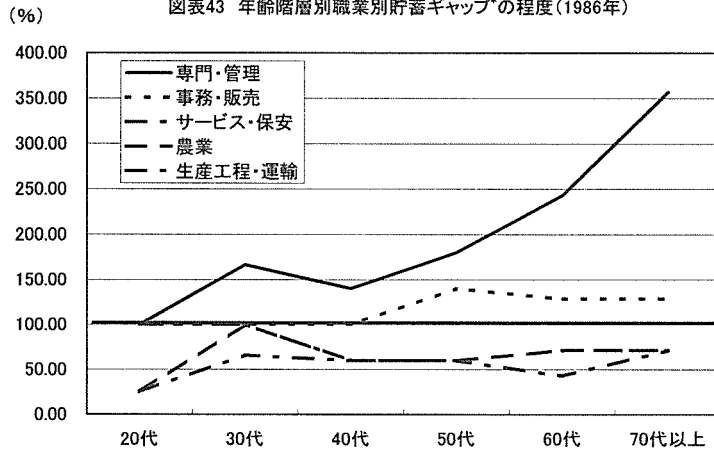
図表41 60代職業別貯蓄分布(2001年)



図表42 70代以上職業別貯蓄分布(2001年)

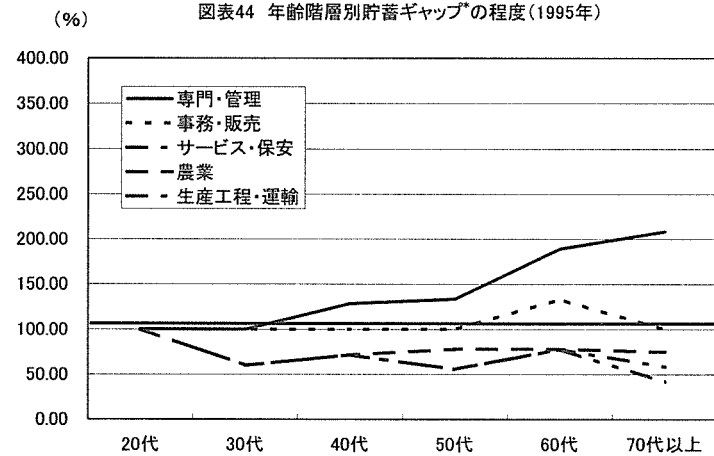


図表43 年齢階層別職業別貯蓄ギャップ*の程度(1986年)



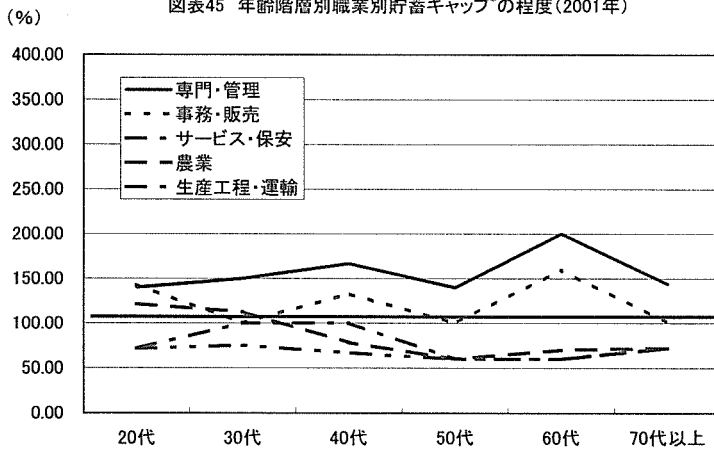
注)*貯蓄ギャップ=(年齢階層_iにおける職業_jの貯蓄中央値/年齢階層_iの全体貯蓄中央値)×100

図表44 年齢階層別貯蓄ギャップ*の程度(1995年)



注)*貯蓄ギャップ=(年齢階層_iにおける職業_jの貯蓄中央値/年齢階層_iの全体貯蓄中央値)×100

図表45 年齢階層別職業別貯蓄ギャップ*の程度(2001年)



注)*貯蓄ギャップ=(年齢階層_iにおける職業_jの貯蓄中央値/年齢階層_iの全体貯蓄中央値)×100

図表46 生活意識に関するロジット分析(1986年)

	B	標準偏差
世帯主年齢	-0.005 **	.001
世帯主既婚ダミー	-0.092 *	.040
世帯主有業ダミー	-0.010	.049
専門・管理職ダミー	-0.237 **	.045
事務・販売ダミー	-0.060	.035
農業ダミー	-0.241 **	.062
可処分所得(対数)	-1.032 **	.028
貯蓄(対数)	-0.188 **	.007
同居子ダミー	.199 **	.034
高齢者ダミー	-0.158 **	.037
定数	6.168 **	.151

注) **1%水準で有意 *5%水準で有意

図表47 生活意識に関するロジット分析(1995年)

	B	標準偏差
世帯主年齢	.000	.001
世帯主既婚ダミー	.079 *	.035
世帯主有業ダミー	.139 **	.042
専門・管理職ダミー	-0.116 **	.038
事務・販売ダミー	.051	.038
農業ダミー	-0.325 **	.076
可処分所得(対数)	-0.709 **	.024
貯蓄(対数)	-0.235 **	.007
同居子ダミー	.533 **	.030
高齢者ダミー	-0.125 **	.036
定数	4.407 **	.130

注) **1%水準で有意 *5%水準で有意

図表48 生活意識に関するロジット分析(2001年)

	B	標準偏差
世帯主年齢	.003	.001
世帯主既婚ダミー	.180 **	.037
世帯主有業ダミー	.331 **	.049
専門・管理職ダミー	-0.252 **	.042
事務・販売ダミー	-0.116 *	.048
農業ダミー	-0.122	.082
可処分所得(対数)	-0.828 **	.027
貯蓄(対数)	-0.184 **	.007
同居子ダミー	.528 **	.033
高齢者ダミー	-0.130 **	.041
定数	4.838 **	.151

注) **1%水準で有意 *5%水準で有意

第II-5章

世の中はどの程度不平等化したのか：ジニ係数の比較分析

白波瀬 佐和子（東京大学）

竹内 俊子（学習院大学）

世の中はどの程度不平等化したのか：ジニ係数の比較分析

白波瀬佐和子（東京大学）・竹内俊子（学習院大学）

格差拡大論が浮上して久しい。バブル経済崩壊後、21世紀を前にして経済学者橋本俊詔による『日本の経済格差』（1998）と社会学者佐藤俊樹による『不平等社会日本』（2000）が多くの読者をひきつけたのは単なる偶然ではない。暗黙の了解ともいえる日本の平等神話にかげりが見え始め、ひとびとにくすぶり始めた猜疑心に火をつけたのが、これらの著である。橋本（1998）は「日本はもはやアメリカよりも不平等な格差社会だ」というショッキングなメッセージを發し、佐藤（2000）は上層部で階層構造の固定化が進行していると指摘した。さらに山田（2005）は希望にも格差があるのだと、「負け組/勝ち組」の二項対立軸を設定することで格差論に拍車をかけた。

このような格差拡大論者に対して、待ったをかけたのが経済学者大竹文雄による『日本の不平等社会日本』（2005）である。所得格差が拡大しているのは、人口構成自体が高齢化している結果であって、実質的に所得格差が拡大したとはいえないという見解を実証データをもって提示した。新保守主義を掲げる政府は大竹言説に相乗りしたかたちで「みせかけの格差」論を強調し、競争を活発させる格差は悪くないという格差是正論を展開した。小塩（2006）も過去20年間の「所得再分配調査」を分析した結果、日本の格差拡大はかなりの程度人口の高齢化によるところが大きいとしている。言い換えれば、これまで年齢階層間での再分配効果が限定的であったことを指摘する。

このように格差論が活発に展開されているが、ここでひとつ極めて基本的な問いが検証されていない。それは、どの程度の変化が変化といえるのか、という問いである。そこで本稿では、不平等化の信憑性について、1980年半ば、1990年半ば、2001年の3時点データを用いて、ジニ係数の変化は所得格差は拡大したといえるほどの程度であるのかいなかについて検討する。さらに、確かにジニ係数の上昇が変化といえるほど大きいとすれば、そこで格差拡大が顕著にみられるのかを探る。本稿で分析するデータは、国民生活基礎調査所得票¹である。

本稿で対象とする所得とは、総所得から税、社会保険料といった拠出金を差し引いた可処分所得を用いる。また、小塩（2006）は人口の高齢化が所得格差の拡大をもたらした中身を世帯サイズの縮小とみ、白波瀬（2005；2006）は高齢化に伴う世帯構造の変化が高齢層の高い格差と関係していることを指摘する。そこで、世帯サイズを考慮に入れるために、世帯人員を0.5で除した等価弾性値を用いた等価可処分所得を用いる。ジニ係数の変化の程度を検討するにあたっては、プロジービリティ測度（竹内・新居 2003）を用いる。

¹ 平成18年度に実施された厚生労働科学研究「少子高齢社会の社会経済的格差に関する国際比較研究」（H16-政策-一般-020）の成果の一部である。所得に関する情報は「昨年の所得」についてであるので、1986年調査については1985年の所得に関する情報ということになる。

同指標の背景にある考え方は、無作為に抽出したジニ係数の分散をもって変化の有意性を検討することにある。

本稿は大きく 3 つのトピックからなる。まず、はじめに世帯全体の経済格差の変化について議論する。次に、もし格差が拡大したとすると、どこでその変化が顕著に認められるのかを探る。大竹 (1994) 大竹・斉藤 (1999) は近年の格差拡大を人口の高齢化であることをいち早く指摘した。しかし人口が高齢化したことの意味は十分に検討されていない。人口が高齢化したことと経済格差との関係は、単に経済格差の大きい高齢層の相対的サイズが大きくなったことを意味するのか。それは人生の有利・不利が蓄積されるライフステージにいることが結果としての不平等をより顕著化させたのか。それとも、小塩が指摘するように、世帯サイズの縮小が高齢層の格差と深く関連しているのか。あるいは、白波瀬がのべるように、本稿では高齢化に加えて、世帯サイズの変化と世帯構造の変化による影響を考える。同じ二人暮らしといえども、夫婦ふたりで生活をしているのか、それとも年老いた母と息子の世帯であるのかによって、経済状況が異なる。

そこで、第 2 には世帯サイズと世帯構造の違いに着目してジニ係数の変化を検討する。世帯サイズと世帯構造は深く関連しているものの同一ではない。高齢化の意味を探るにあたって、この二つの人口学的側面に注目して、経済格差の変化を検証する。

第 3 に、世帯サイズと世帯構造の変化から人口高齢化をみたが、その効果の大きさを測るために、対数分散を用いた要因分解分析を行う。例えば、世帯構造を(1)男性単身、(2)女性単身、(3)夫婦のみ世帯、(4)未婚の子どもからなる核家族世帯、(5)既婚の子どもと同居する三世帯世帯、(6)その他、の 6 つのサブグループに分けて、全体の不平等度を世帯構造のサブグループ内の不平等度と世帯構造の 6 つのサブグループ間の不平等度に分解できる。分解式は以下に示すとおりである。

$$Var \ln y_{it} = V(s_t, \sigma_t, Y_t) = \sum_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} S_{ij} \sigma_{ij}^2 + \sigma_{bt}^2$$

t は時点, j は世帯構造のサブグループ, y_{it} は時点 t における第 i 世帯の所得

$$S_t = \left\{ S_{ij} \right\}_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} : \text{世帯構造のサブグループ別人口比率}$$

$$\sigma_t^2 = \left\{ \sigma_{ij}^2 \right\}_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} : \text{世帯構造のサブグループ内対数所得分散}$$

$$Y_t = \left\{ Y_{ij} \right\}_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} : \text{世帯構造のサブグループ内対数所得平均}$$

$$\sigma_{bt}^2 = \sum_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} S_{ij} Y_{ij}^2 - \left(\sum_{j=\text{サブグループ}(1)}^{\text{サブグループ}(6)} S_{ij} Y_{ij} \right)^2$$

2. プロジビリティ測度

プロジビリティ測度の考え方は、世帯 i の世帯人員によって等価された可処分所得 x_i をもって、所得データを作成する。この所得データ $X \{x_1, \dots, x_n\}$ を用いて、記述統計量としてのジニ係数を求めると(1)のようになる。

$$G = \frac{\frac{1}{2} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i} \quad \dots (1)$$

仮に、データから求められた 2 つのジニ係数の大小関係が $\hat{G}_1 < \hat{G}_2$ であり、かつその差が僅かであった場合、この不等号の信憑性を判定する尺度をブートストラップ法によって作成する。そこで、時系列比較の場合は 2 時点、あるいはクロスセクションの場合は 2 種類のデータからそれぞれジニ係数の推定値 \hat{G}_1 、 \hat{G}_2 が得られたとする。もとの分布がどのような分布型であろうとも、真のジニ係数 G_1 、 G_2 の大小関係が $G_1 < G_2$ という関係を満たしているならば、推定値の大小関係も $\hat{G}_1 < \hat{G}_2$ であることが期待される。しかし、いつもそうなることが保証されているだろうか。データによっては、 $\hat{G}_1 \geq \hat{G}_2$ と符号が逆転する確率は常に存在し、ジニ係数の大小関係について間違った結論を下すこともあり得る。

そこで、得られた 2 集団のデータ x 、 y から計算したジニ係数の推定値の大小関係が $\hat{G}_1 < \hat{G}_2$ となった場合、その不等号の信憑性をブートストラップ法を適用することによって調べる。たとえば、ブートストラップ標本数を 2,000 とする。得られた 2 集団のデータそれぞれからジニ係数のブートストラップ複製²を各 2,000 (\hat{G}_1^{*i} , \hat{G}_2^{*j} ; $i=1, \dots, 2,000$) 計算する。そして、そのブートストラップ複製の大小関係を総当り ($2,000^2 = 4,000,000$ 個の組合せ) で比較する。もし、推定値の大小関係 $\hat{G}_1 < \hat{G}_2$ の信憑性が高いなら、ブートストラップ複製によるジニ係数の推定値の大小関係も保存されるであろう。しかし、符号が逆転するブートストラップ複製もあり得る。そこで、たとえば $\hat{G}_1^{*i} < \hat{G}_2^{*j}$ ともとの不等号を満たすブートストラップ複製のケースが 3,600,000 あれば、もとの不等号の信憑性の大きさを 0.9 としよう。ブートストラップ標本数である 2,000 の 2 乗に対する、 $\hat{G}_1^{*i} < \hat{G}_2^{*j}$ ($i, j=1, \dots, 2,000$) となる個数の比率を「プロジビリティ測度」と呼ぶことにする。すなわち、

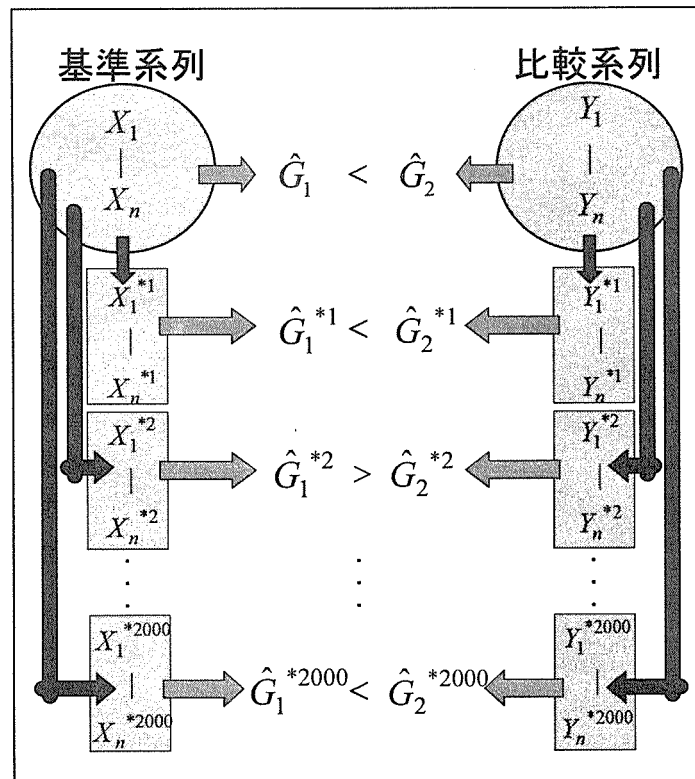
$$\text{プロジビリティ測度} = \frac{\hat{G}_1^{*i} < \hat{G}_2^{*j} \text{ となったブートストラップ標本数}}{\text{ブートストラップ標本数の 2 乗}} ; i, j=1, \dots, 2,000$$

である。したがって、 $\hat{G}_1^{*i} < \hat{G}_2^{*j}$ ($i, j=1, \dots, 2,000$) であることの信憑性が最も低い場合、 $\hat{G}_1^{*i} < \hat{G}_2^{*j}$ となるブートストラップ複製と $\hat{G}_1^{*i} \geq \hat{G}_2^{*j}$ となるブートストラップ複製がほぼ同割

² ブートストラップ複製は*をつけて表す。

合で出現するため、プロジビリティ測度は 0.5 となる。つまり、プロジビリティ測度が 0.5 よりどの程度乖離しているかによって、信憑性の高さを測る。

プロジビリティ測度の考え方を図で表すと、図 1 のようになる。



竹内俊子, 新居玄武 「経済指標の変化の信憑性を考える—プロジビリティ測度—」

『学習院大学経済論集』, Vol.39, No.4, pp.211-220, 2003

3. 分析結果

図 1 は、全体世帯を対象としたジニ係数の変化に関する、プロジビリティ測度の結果である。1986 年から 1995 年、1995 年から 2001 年にかけてともに測度値は 1 であり、確かにこの 3 時時点間で変化があったといえる。しかし、世帯全体を対象としたジニ係数の変化がすべてのサブグループに同様に認められるとは限らない。そこで、図 2 から図 4 は、世帯主年齢を、若年層 (20~39 歳)、壮年層 (40~64 歳)、高齢層 (65 歳以上) の 3 カテゴリーに分けて、それぞれの年齢層におけるジニ係数の変化をみたものである。若年層 (図 2)、壮年層 (図 3) はともに世帯全体と同様の右上がりの変化を呈しており、3 時点間 (2 ペアごとの比較) のジニ係数は確かに上昇したといえる。しかし、高齢層における変化は 1986 年から右下がりであり、その減少の程度も信憑性が高い。

図 5 から図 7 は 3 時点における世帯人数ごとのジニ係数である。1986 年、2001 年ともに世帯人数ごとに経済格差は異なっている。しかし、1995 年の 4 人と 5 人の間では経済格

差の違いは統計的には確認できない。図 8 から図 12 は、世帯人数ごとのジニ係数の時系列的な変化である。最もジニ係数の変化が大きいのは、4人世帯で、次に3人世帯が続く。一方最も変化が小さいのは二人世帯で、1986年から1995年、1995年から2001年の変化は統計的にも信憑性が低い。二人世帯では3時点間で有意な変化が認められなかった。

世帯サイズというよりもだれとともに暮らすかを特定化した世帯構造別にどのようなジニ係数の変化があったかをみたのが図 13 から図 15 である。そこには、各年の世帯構造間のジニ係数の違いが示される。どの時点についてもジニ係数の違いは信憑性が高い³。また、三世帯世帯が最もジニ係数が低く、単独世帯のジニ係数が最も高いというパターンは維持されている。では、世帯構造ごとのジニ係数の変化をみてみよう。

図 16 は単独世帯のジニ係数の変化である。単独世帯におけるジニ係数は高いが、1986年から1995年にかけてのジニ係数の変化は信憑性が低い(表 16)。しかし、1995年から2001年にかけてジニ係数が上昇したことが確認された。最も高いジニ係数の変化を呈したのが、核家族世帯である。ここでの変化の信憑性は高い(表 18)。その一方、変化が認められなかったのは夫婦のみ世帯であり、その時点間をとっても信憑性の高い変化は認められなかった。世帯サイズで2人世帯の変化の信憑性が低いことがわかったが、夫婦のみ世帯におけるジニ係数の変化が認められなかったこととも関連している。

以上、1980年半ばから2001年にかけて、経済格差が拡大した点については、統計的にも信憑性が高いといえる。しかし、社会の中でどの局面も同様の変化を呈したのかということではなく、高齢層については経済格差が縮小傾向にあり、2人世帯/夫婦のみ世帯の中での経済格差の程度には変化がなかった。しかし、壮年層、特に未婚の子どもがいる核家族世帯での経済格差の拡大が大きく、全体の経済格差を上昇させた一因であると考えられる。

そこで、何が変化の原因としての寄与度が高いのかをみるために、対数分散を用いて世帯構造と世帯サイズについての影響をみる。対数分散を用いた所得格差の変化は図 25 から図 27 に示した。若年、壮年、高年層の分布の変化をみたのが表 25 である。ここで明らかのように若年層の減少と老年層の上昇が明らかで、世帯主分布が大きく老年に偏っていることが確認された。

最後に、経済格差がひとびとの生活にとって何を意味するのか。ここでは調査時点での生活をどう感じているのかを検討した。回答は、大変苦しい、少し苦しい、どちらともいえない、よい、とてもゆとりがある、の5つの選択肢が用意されている。ここでは生活のくらしさと世帯構造の違いが独立であると仮定した理論値を求め、各セルの理論値と実際の観測値の違いがどの程度乖離しているかをもって、各世帯構造の生活の苦しさ意識がどう変化したかみた。ここでは特化係数をもって、どの程度理論値との乖離が大きいかをみてみよう。

³ ここでの「その他」世帯は世帯の内容自体異質性が高いので、詳しく論じない。

まず、単独世帯をみると、1986年ではとても苦しい、苦しいと答えたものの乖離が大きい、しかし1995年、2001年と時間を経るごとに理論値との乖離は小さくなり、2001年にはとてもゆとりがあると答えたもののウェイトが高くなっている。経済格差の程度そのものは変化が認められなかった夫婦のみ世帯については、1986年、1995年ともに、ゆとりがあるほうに偏りが見えたが、2001年にはその偏りが少なくなってきた。一方、三世帯世帯はゆとりがあると答えたセルへの偏りが小さくなり、2001年にはとても苦しいと答えたもののウェイトが高くなっていることが目立つ。最後に、核家族世帯の変化は、三世帯世帯よりもゆとりがないと答えたもののウェイトが上昇していることが特徴である。

このように、かつて最も豊かで経済格差が小さいとされてきた三世帯世帯の間で生活意識の低下が見られ、子どもがいる世帯の典型である核家族世帯も生活が苦しいと訴えるものが増えている。これは、ジニ係数の変化だけからは見えてこない意識構造の変化を検討しなければならないことを意味する。

考察・まとめ

1980年代半ばから2001年にかけて、ジニ係数は確かに上昇していることが確認された。しかし、世帯サイズ、とくに世帯構造を考慮にいれると、夫婦のみ世帯の間では所得格差の程度は大きく変化しておらず、子どものいる世帯である核家族世帯の格差の上昇が認められた。また、子どもがいる世帯においては生活が苦しいと訴える傾向も認められ、これからの社会政策の対象として重要になっていることが確認された。

参考文献

- 大竹文雄 1994年「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』第45巻第5号：385-402
- 大竹文雄 2005年『日本の不平等』日本経済新聞社
- 大竹文雄・斉藤誠 1999年「所得不平等化の背景とその政策的願意：年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』第35巻第1号：65-76
- 小塩隆士 2006年「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配』東京大学出版会：11-38
- 佐藤俊樹 2000年『不平等社会日本 さよなら総中流』中央公論新社
- 白波瀬佐和子 2005年『少子高齢社会のみえない格差』東京大学出版会
- 白波瀬佐和子 2006年「不平等化日本の中身」白波瀬佐和子編著『変化する社会の不平等』東京大学出版会：47-78
- 竹内俊子, 新居玄武 2003年「経済指標の変化の信憑性を考える—プロジビリティ測度—」『学習院大学経済論集』Vol.39 No.4：211-220
- 橘木俊詔 1998年『日本の経済格差』岩波書店
- 山田昌弘 2004年『希望格差社会』筑摩書房

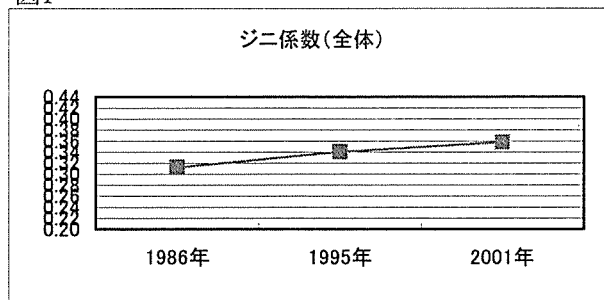
全体
表1

	1986年	1995年	2001年
データ数	26274	27913	24479
ジニ係数	0.3126	0.3404	0.3579
平均	0.3126	0.3403	0.3579
標準誤差	0.0023	0.0021	0.0024
変動係数	0.0074	0.0062	0.0068

プロキシビリティ測度

	1995年	2001年
1986年	1.0000	1.0000
1995年	-	1.0000

図1



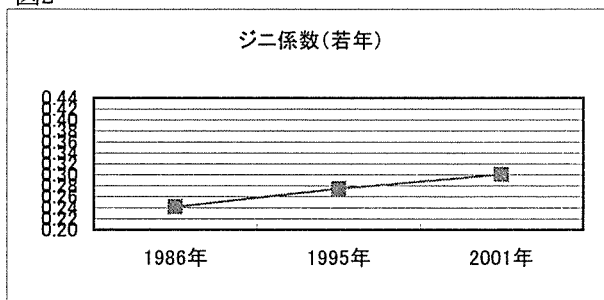
若年
表2

	1986年	1995年	2001年
データ数	6949	5625	4061
ジニ係数	0.2416	0.2748	0.3007
平均	0.2415	0.2748	0.3006
標準誤差	0.0032	0.0041	0.0042
変動係数	0.0132	0.0148	0.0138

プロキシビリティ測度

	1995年	2001年
1986年	1.0000	1.0000
1995年	-	1.0000

図2



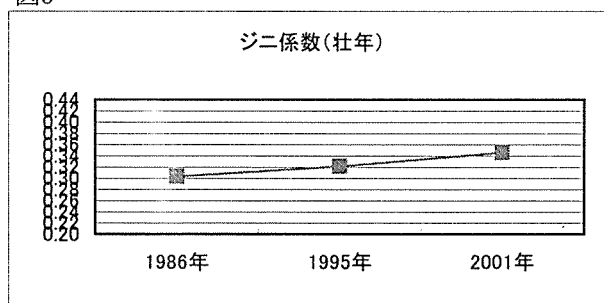
壮年
表3

	1986年	1995年	2001年
データ数	15490	15198	12021
ジニ係数	0.3035	0.3215	0.3462
平均	0.3035	0.3215	0.3461
標準誤差	0.0030	0.0028	0.0035
変動係数	0.0100	0.0087	0.0102

プロキシビリティ測度

	1995年	2001年
1986年	1.0000	1.0000
1995年	-	1.0000

図3



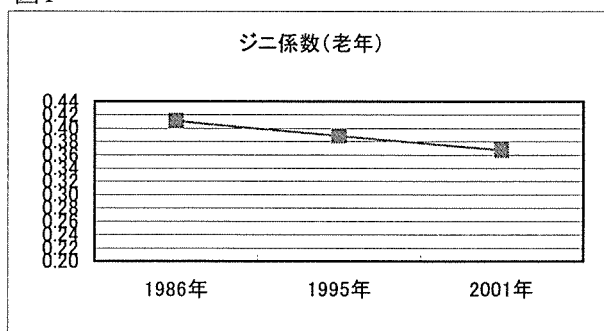
老年
表4

	1986年	1995年	2001年
データ数	3790	7017	8361
ジニ係数	0.4108	0.3884	0.3669
プロキシビリティ測度	-		
平均	0.4109	0.3884	0.3669
標準誤差	0.0067	0.0046	0.0042
変動係数	0.0164	0.0119	0.0115

プロキシビリティ測度

	1995年	2001年
1986年	0.9980	1.0000
1995年	-	0.9997

図4



世帯人数 1986年

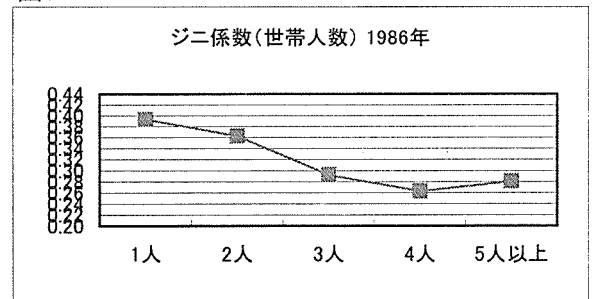
表5

	1人	2人	3人	4人	5人以上
データ数	3114	5091	5206	7145	5718
ジニ係数	0.3934	0.3625	0.2920	0.2629	0.2803
平均	0.3932	0.3623	0.2920	0.2628	0.2802
標準誤差	0.0063	0.0060	0.0041	0.0039	0.0048
変動係数	0.0159	0.0164	0.0141	0.0149	0.0173

プロジェビリティ測度

	2人	3人	4人	5人以上
1人	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000
2人	-	1.0000	1.0000	1.0000
3人	-	-	1.0000	0.9686
4人	-	-	-	0.9978

図5



世帯人数 1995年

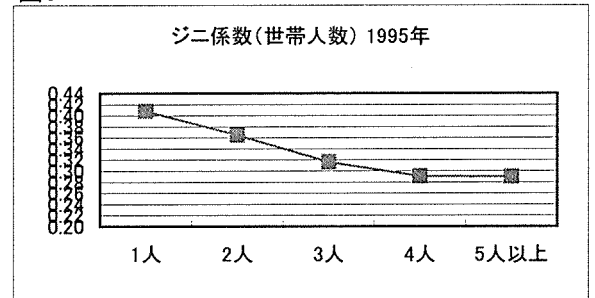
表6

	1人	2人	3人	4人	5人以上
データ数	5046	7087	5453	5722	4605
ジニ係数	0.4084	0.3649	0.3165	0.2906	0.2894
平均	0.4082	0.3648	0.3164	0.2904	0.2892
標準誤差	0.0049	0.0046	0.0049	0.0045	0.0047
変動係数	0.0120	0.0125	0.0154	0.0154	0.0164

プロジェビリティ測度

	2人	3人	4人	5人以上
1人	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2人	-	1.0000	1.0000	1.0000
3人	-	-	1.0000	1.0000
4人	-	-	-	0.5702

図6



世帯人数 2001年

表7

	1人	2人	3人	4人	5人以上
データ数	4802	7045	4764	4352	3516
ジニ係数	0.4238	0.3669	0.3353	0.3159	0.2980
平均	0.4237	0.3668	0.3352	0.3157	0.2981
標準誤差	0.0065	0.0046	0.0056	0.0053	0.0055
変動係数	0.0154	0.0124	0.0168	0.0167	0.0185

プロジェビリティ測度

	2人	3人	4人	5人以上
1人	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2人	-	0.9999	1.0000	1.0000
3人	-	-	0.9951	1.0000
4人	-	-	-	0.9885

図7

