

家計構造変化の社会経済的な影響

—全国消費実態調査(1989～2004)個票データによる分析—*

徳田賢二**・李 春霞***

問題意識と構成～前稿との関連～

前稿(徳田・李 2020)は、1989年から始まる平成時代における各家計の年間収入、所得分布の変化が各家計の家計構造にどのような影響を与えているかを、主として総務省から提供された匿名個票データ(1989～2004年)、さらに公開されている全国消費実態調査結果(1989～2014年)を補完的に用いて分析したものである。特に総務省統計センターから提供された匿名個票データを使用することで、重回帰分析等計量分析による要因分析が可能になった。

当該分析の主眼として、第一に平成時代の激変する経済環境の下で、世帯収入、所得分布がどのように変化したか、その変化が各家計の家計収支構造にどう影響したかについて分析した。分析結果として、全体に年間収入の一貫した逓減傾向、いわゆる高収入層の割合の減少、逆に低収入層の割合の上昇というように、所得階層のダウングレード化が進展している。さらにそのダウングレード化の結果、特に子育てなど、支出負担の嵩む中核年齢層を中心に、逓減する家計収入の下で、食料など必需的な消費支出、将来に備えた貯蓄、持ち家の住宅ローンの負担を賄わなければならなくなった。こうして年収減・負債増・消費抑制のトリレンマの下、逼迫した家計収支運営を余儀なくされている。

第二に年間収入に影響する諸要因を重回帰分析したところ、その世帯にどれだけの有業者がいるか、いずれの地域に居住しているか、いずれの産業のどの職業についているかに基底され、さらに18歳以下の子供の有無、世帯主の性別がマイナスの影響を与えていることが明らかになった。純資

*本稿は、既発表の「年間収入、所得分布と家計構造の変化～全国消費実態調査(1989～2004)個票データによる分析～」(『専修経済学論集』第54巻第3号(通巻135号)、2020年3月31日)の続編にあたる。執筆分担は、徳田がⅡの執筆の他、全体の調整、まとめ、李春霞が個票データの加工整理、計量分析によりⅠを執筆した。匿名個票データは、総務省統計センターから平成28年5月23日に貸与されたものである。なお、当該匿名個票データは1989～2004年分提供に止まっていることもあり、補完する公開データとして、全国消費実態調査(株式会社アイエヌ・情報センター提供大規模統計 Finder 所載)を使用した。計量分析ソフトは Stata である。

**専修大学名誉教授。2020年4月1日より開志専門職大学事業創造学部教授

***専修大学経済学部助教

産面でも、同じく18歳以下の子供の有無、住宅ローンの有無がマイナスの影響を与えている。消費支出を抑制せざるを得ない背景としては、収入逓減下の食料などの義務的な経費の重荷が大きく、例えば教育費への負担圧力につながっている。

以上より、前稿に残された分析課題として着眼した論点は、第一に既婚女性の就業の問題である。「ダグラス＝有沢の法則」によれば、夫の収入と配偶者の就業には負の関係がある、夫の収入が高ければ配偶者の就業率は下がるし、逆に低ければ上がるという関係である。仮に夫の収入が逓減するとしても、配偶者の就業により、有業者数を増やすことができれば、世帯収入の減少には歯止めを掛けられる。この法則が1989～2004年の期間に有効に働いているかどうかを明らかにすること。第二に所得階層のダウングレード化が進んでいるとすれば、果たしてそれが、どのような社会・経済的な影響をもたらしているかである。例えば、消費支出面で恒常的に義務的な経費を負担する反面で、レジャーなど選択的な経費を抑制せざるを得ないとすれば、余暇レジャーなど選択的な重要を前提とする消費市場にマイナスの影響を与えることになる。また、小売業態でも、必需的な需要を前提とする業態よりも、選択的な需要を前提とする業態にマイナスの影響が生まれることが想定される。こうした影響についての考察を進めることが本稿の第二の論点である。

I 既婚女性の就業および家計消費支出の変化

1. 既婚女性の就業に関する分析

(1) 先行研究

既婚女性の就業に影響する決定要因を分析する研究は数多くある。

多田（2015）では、夫が54歳以下の世帯を分析対象とし、夫の収入が妻の就業率に負の影響を与え、ダグラス・有沢の法則は現在でも成り立っている結論を出した。

武内（2007）は、パネルデータを使って既婚女性の就業決定要因を分析し、夫の5年間の長期所得水準は妻の就業に有意に負の効果を与えたことを確認し、夫の変動所得は妻の就業に有意な影響を検出しなかった。

田中（2018）は、夫の所得と妻の就業については、負の相関関係があると報告した。

その他、鶴・久米（2018）は夫の家事・育児時間、親との同居、保育園利用は、妻の就業確率に有意に正に影響していることを報告した。

本稿では、夫の所得が妻の就業に与える影響を検証すると同時に、1989年～2004年妻の就業率が変化したかどうかを検証する。

(2) データ説明

「全国消費実態調査」のデータは、年間収入2500万円以上、貯蓄現在高9500万円以上、負債現在高4500万円以上のいずれかに該当する世帯はトップコーディングの対象になるため、本稿ではこれらのサンプルを除外した。

また、既婚女性の就業に関する分析では、分析対象は、世帯主が男性で、配偶者と同居している勤労者世帯および無職世帯である。自営業や農業に従事する世帯の場合、妻も分担する、つまり就業していると考えられるため、本分析では自営業や農業などの非勤労者世帯、配偶者が単身赴任などの原因で同居していない世帯を分析対象から除外した。

また、本稿では、分析対象の既婚女性を世帯主の配偶者とする。(義) 父母や子供夫婦と同居する場合、同居する母親や子供の妻は分析対象としない。

(3) 統計にみる既婚女性の年齢層別の就業率

まず、1989～2004年、既婚女性の年齢層別の人数、就業者数および割合の全体像を見てみよう。

表 1-1 妻の年齢層別の人数・就業者数・就業者割合

世帯主配偶者の年齢	1989	1989	1994	1994	1999	1999	2004	2004	1989	1994	1999	2004
	人数	うち就業者	人数	うち就業者	人数	うち就業者	人数	うち就業者	各年齢層就業者数割合	各年齢層就業者数割合	各年齢層就業者数割合	各年齢層就業者数割合
15～19歳	23	4	10	2	13	1	10	1	17%	20%	8%	10%
20～24歳	510	129	481	143	359	131	237	85	25%	30%	36%	36%
25～29歳	2693	790	2338	714	2156	752	1404	557	29%	31%	35%	40%
30～34歳	4290	1390	4233	1435	3584	1253	3096	1137	32%	34%	35%	37%
35～39歳	5208	2492	4593	2156	4197	1864	3692	1733	48%	47%	44%	47%
40～44歳	4736	2701	4858	2921	4055	2325	3583	2096	57%	60%	57%	58%
45～49歳	3830	2186	4504	2733	4151	2527	3452	2233	57%	61%	61%	65%
50～54歳	2964	1352	3710	1965	3916	2077	3804	2160	46%	53%	53%	57%
55～59歳	2575	735	2823	998	3542	1424	3677	1565	29%	35%	40%	43%
60～64歳	1858	305	2378	387	2957	630	3663	772	16%	16%	21%	21%
65～69歳	949	79	1617	151	2273	230	2708	285	8%	9%	10%	11%
70～74歳	380	16	740	50	1273	99	1788	67	4%	7%	8%	4%
75～79歳	153	2	208	11	461	36	778	22	1%	5%	8%	3%
80～84歳	26	2	41	1	94	1	195	2	8%	2%	1%	1%
85歳以上	6	0	3	0	23	1	21	0	0%	0%	4%	0%
合計人数	30201	12183	32537	13667	33054	13351	32108	12715	40%	42%	40%	40%

表 1-1 を見れば、20代と30代前半の既婚女性の就業者割合は1989～2004年にかけて上昇している。特に、1989年に20代後半の既婚女性の就業者割合は29%であったが、2004年にその割合は40%まで上昇した。30代後半から40代前半まで、既婚女性の就業者割合は若干変動しているが、大きな変化が見られなかった。40代後半から60代の年齢層に関しては、1989～2004年にかけて、就業する妻の割合は増え続けている。50代既婚女性の就業者割合は10%以上増加した。徳田・李(2020)によれば、1994～2004年、世帯の年間収入が減少していて、家計は苦しくなっている。家計を補うために、就業する妻は増加していると考えられる。

(4) 変数説明

前掲表 1-1 から、既婚女性の就業者割合は上昇していることが分かった。既婚女性の就業に影響を与える要因、1989～2004年に既婚女性の就業に変化が起きたかを計量的に分析することが本稿の目的である。また、「ダグラス=有沢の法則」が崩れつつあるという指摘がある。本稿は既婚女性の年代別に分けて推計して「ダグラス=有沢の法則」は有効であるかどうかを検証する。

既婚女性の就業に影響を与える要因に関しては、多くの先行研究では、世帯主の収入、子供の数、父母(夫婦の父母・義父母)と同居するかどうか(高齢者を介護するために、妻が働けない可能性

がある)をあげた。本稿では、世帯主の収入だけではなく、他の世帯員の収入も既婚女性の就業に影響を与えうると考えている。例えば、比較的年配の夫婦が就業している若い子供と同居する場合、世帯の稼ぎ手が世帯主以外にもいるため、世帯主の妻は就業しないことを選択する可能性がある。そのため、世帯主の収入のだけではなく、他の同居世帯員の収入も世帯主の妻の就業に影響を与えうると考えられる。そのため、本稿では、他の世帯員の収入を説明変数に加えた。また、分析では、持家の帰属家賃を除く総合消費者物価指数を使い、世帯主や他の世帯員の収入を実質化した(2015年価格)。

ただし、既婚女性の学歴も就業に影響する要因であるが、本稿で利用している全国消費実態調査のデータには、学歴のデータがないため、ここでは学歴の効果を検証することができなかった。

分析では以下の式(1)を基本モデルとして推計する。追加モデルでは、0～4歳保育園未入園子供いるダミー変数も加えた。全国消費実態調査の元データには、保育園未入園子供人数という項目がない。筆者はすべての世帯員の年齢、世帯員関係、就学するかどうかなどのデータを抽出し、保育園に入園している子供の人数を計算した。そして、(0～4歳の子供人数-保育園に入園している0～4歳の子供の人数)を使って、0～4歳保育園未入園子供人数を計算した。ただし、1989年の元データには、保育園に入っているかどうかのデータがないため、0～4歳保育園未入園子供いるダミー変数を加えた分析では、1989年のデータを除外し、1994、1999、2004年を分析する。

$$\begin{aligned} wifework = & \alpha + \beta_1 \cdot husincome + \beta_2 \cdot otherincome + \beta_3 \cdot wifeage + \beta_4 \cdot wifeage2 + \beta_5 \cdot parents \\ & + \beta_6 \cdot area + \beta_7 \cdot age0to6 + \beta_8 \cdot age7to10 + \beta_9 \cdot age11to14 + \beta_{10} \cdot year \end{aligned} \quad (1)$$

被説明変数 *wifework* は世帯主配偶者の就業ダミー変数である。就業している(パートを含む)場合は1であり、就業していない場合は0である。元データには、就業形態は正社員・パートであるかどうかについては、欠損値が多いため、パートと正社員を分けることができない。そのため、パートでも就業しているとした。被説明変数はバイナリデータであるため、推計ではロジットモデルとプロビットモデルを使う。

説明変数 *husincome* は世帯主の月収の対数、*otherincome* は他の世帯員月収の対数である。*wifeage* は世帯主配偶者の年齢、*wifeage2* は配偶者の年齢の2乗である。*parents* は父母同居ダミー変数であり、*area* は3大都市圏ダミー変数である。また、*age0to6* は0～6歳子がいるダミー変数、*age7to10* は7～10歳子がいるダミー変数、*age11to14* は11～14歳子がいるダミー変数である。*year* は年ダミー変数で、1994年をベースとする。分析では、上記式(1)を基本モデルとし、0～14歳子人数、18歳未満人員数、0～4歳保育園未入園子供いるダミー変数を追加して推計する。1989～2004年妻の就業率が変化したかどうかを検証するため、年ダミー変数 *year* の推計結果に注目する。

表1-2～表1-5は、各年の変数の基本統計量を示している。

表 1-2 変数基本統計量 (1989年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主配偶者就業ダミー変数	29,918	0.406	0.491	0	1
世帯主の勤め先収入	30,052	338,110	192,661	0	2,752,809
他の世帯員の勤め先収入	30,052	28,855	87,710	0	2,417,947
世帯主の勤め先収入 (対数)	30,052	4.865	1.836	0	6.44
他の世帯員の勤め先収入 (対数)	30,052	0.754	1.829	0	6.38
3大都市圏 (ダミー変数)	30,052	0.406	0.491	0	1
世帯主配偶者年齢	30,052	43.497	11.797	17	87
父母と同居ダミー変数 (同居=1)	30,052	0.186	0.389	0	1
18歳未満人員人数	30,052	0.964	1.052	0	5
0~14歳の合計人数	30,052	0.964	1.052	0	5
0~10歳の合計人数	30,052	0.697	0.944	0	5
0~3歳の子供いるダミー変数	30,052	0.194	0.395	0	1
4~6歳の子供いるダミー変数	30,052	0.178	0.382	0	1
7~10歳の子供いるダミー変数	30,052	0.219	0.414	0	1
11~14歳の子供いるダミー変数	30,052	0.219	0.414	0	1
0~6歳の子供いるダミー変数	30,052	0.295	0.456	0	1

表 1-3 変数基本統計量 (1994年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主配偶者就業ダミー変数	31,499	0.431	0.495	0	1
世帯主の勤め先収入	32,237	352,701	208,050	0	2,752,026
他の世帯員の勤め先収入	32,237	35,099	97,584	0	1,056,609
世帯主の勤め先収入 (対数)	32,237	4.775	1.969	0	6.44
他の世帯員の勤め先収入 (対数)	32,237	0.836	1.921	0	6.02
3大都市圏 (ダミー変数)	32,237	0.423	0.494	0	1
世帯主配偶者年齢	32,237	45.370	12.336	17	87
父母と同居ダミー変数 (同居=1)	32,237	0.165	0.371	0	1
18歳未満人員人数	32,237	0.998	1.073	0	5
0~14歳の合計人数	32,237	0.836	1.027	0	5
0~10歳の合計人数	32,237	0.609	0.903	0	5
0~3歳の子供いるダミー変数	32,237	0.166	0.372	0	1
4~6歳の子供いるダミー変数	32,237	0.150	0.357	0	1
7~10歳の子供いるダミー変数	32,237	0.199	0.400	0	1
11~14歳の子供いるダミー変数	32,237	0.186	0.389	0	1
0~6歳の子供いるダミー変数	32,237	0.254	0.435	0	1
0~4歳保育園未入園子いるダミー変数	32,237	0.145	0.352	0	1

表 1-4 変数基本統計量 (1999年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主配偶者就業ダミー変数	31,077	0.426	0.495	0	1
世帯主の勤め先収入	32,738	329,893	227,937	0	3,103,518
他の世帯員の勤め先収入	32,738	32,395	96,026	0	1,085,197
世帯主の勤め先収入 (対数)	32,738	4.426	2.266	0	6.49
他の世帯員の勤め先収入 (対数)	32,738	0.771	1.856	0	6.04
3大都市圏 (ダミー変数)	32,738	0.428	0.495	0	1
世帯主配偶者年齢	32,738	47.746	13.239	17	87
父母と同居ダミー変数 (同居=1)	32,738	0.146	0.353	0	1
18歳未満人員人数	32,738	0.861	1.047	0	5
0~14歳の合計人数	32,738	0.721	0.983	0	5
0~10歳の合計人数	32,738	0.523	0.851	0	5
0~3歳の子供いるダミー変数	32,738	0.155	0.362	0	1
4~6歳の子供いるダミー変数	32,738	0.131	0.337	0	1
7~10歳の子供いるダミー変数	32,738	0.163	0.369	0	1
11~14歳の子供いるダミー変数	32,738	0.162	0.368	0	1
0~6歳の子供いるダミー変数	32,738	0.230	0.421	0	1
0~4歳保育園未入园子いるダミー変数	32,738	0.129	0.335	0	1

表 1-5 変数基本統計量 (2004年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主配偶者就業ダミー変数	30,588	0.412	0.492	0	1
世帯主の勤め先収入	31,753	294,225	231,811	0	2,400,401
他の世帯員の勤め先収入	31,753	20,749	75,235	0	1,027,018
世帯主の勤め先収入 (対数)	31,753	4.055	2.478	0	6.38
他の世帯員の勤め先収入 (対数)	31,753	0.614	1.652	0	6.01
3大都市圏 (ダミー変数)	31,753	0.418	0.493	0	1
世帯主配偶者年齢	31,753	50.217	13.665	17	87
父母と同居ダミー変数 (同居=1)	31,753	0.131	0.337	0	1
18歳未満人員人数	31,753	0.746	1.000	0	5
0~14歳の合計人数	31,753	0.627	0.934	0	5
0~10歳の合計人数	31,753	0.464	0.808	0	5
0~3歳の子供いるダミー変数	31,753	0.132	0.338	0	1
4~6歳の子供いるダミー変数	31,753	0.120	0.325	0	1
7~10歳の子供いるダミー変数	31,753	0.148	0.355	0	1
11~14歳の子供いるダミー変数	31,753	0.136	0.343	0	1
0~6歳の子供いるダミー変数	31,753	0.207	0.405	0	1
0~4歳保育園未入园子いるダミー変数	31,753	0.102	0.303	0	1

(5) 全年齢層推計結果

まず、全年齢層の推計結果を見てみよう。

表1-6は世帯主の配偶者の全年齢層サンプルの推計結果を示したものである。まず、世帯主の勤め先の収入は配偶者の就業に正の影響を与えている結果となっているが、これは以下のことが原因であると考えられる。まず、世帯主は定年まで年齢の増加につれ、収入が上昇し、特に、40～50代の世帯主の収入が高い。次に、40～50代の既婚女性は育児が終わったので、就業する人が増える。つまり、世帯主の収入が高い40～50代の既婚女性は就業率が高い。そのため、全年齢層サンプルの推計では、世帯主の収入は妻の就業に正の影響を与えるようにみえる。これに関しては、妻の年代別に分けて後述する。世帯主の収入だけではなく、他の同居世帯員の収入も世帯主の妻の就業に正

表1-6 世帯主配偶者の全年齢層の推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	0.0529	0.0817	0.0534	0.0828	0.0597	0.0924	0.0585	0.0908	0.0614	0.0957
	[18.76]***	[17.02]***	[18.94]***	[17.23]***	[19.02]***	[17.28]***	[18.63]***	[16.95]***	[19.58]***	[17.93]***
他の世帯員の勤め先収入	0.0386	0.0638	0.0401	0.066	0.0422	0.0685	0.0445	0.0718	0.044	0.0711
	[17.36]***	[17.34]***	[17.99]***	[17.90]***	[16.52]***	[16.13]***	[17.32]***	[16.80]***	[17.15]***	[16.71]***
3大都市圏か否か	-0.2929	-0.484	-0.2964	-0.4896	-0.2783	-0.4613	-0.2784	-0.4618	-0.2754	-0.4565
	[-37.13]***	[-37.01]***	[-37.50]***	[-37.36]***	[-30.24]***	[-30.06]***	[-30.22]***	[-30.02]***	[-29.94]***	[-29.79]***
世帯主配偶者年齢	0.1208	0.2195	0.1129	0.2053	0.0985	0.1813	0.0875	0.1626	0.101	0.1863
	[41.81]***	[43.20]***	[38.79]***	[40.08]***	[30.15]***	[31.52]***	[26.02]***	[27.35]***	[30.90]***	[32.26]***
世帯主配偶者年齢2乗	-0.0016	-0.0029	-0.0015	-0.0027	-0.0014	-0.0025	-0.0013	-0.0023	-0.0014	-0.0025
	[-50.43]***	[-50.96]***	[-47.78]***	[-48.27]***	[-39.23]***	[-39.88]***	[-35.71]***	[-36.34]***	[-39.07]***	[-39.70]***
父母と同居ダミー	0.3364	0.545	0.3397	0.5503	0.3296	0.5348	0.3228	0.5248	0.3295	0.535
	[31.74]***	[31.28]***	[32.02]***	[31.50]***	[26.06]***	[25.46]***	[25.45]***	[24.90]***	[26.06]***	[25.50]***
0～14歳の合計人数										
					-0.0892	-0.1631				
					[-15.63]***	[-17.24]***				
18歳未満人員									-0.0401	-0.0828
									[-7.50]***	[-9.34]***
0～4歳保育園未入園子いるダミー					-1.2268	-2.0479	-1.1719	-1.9765	-1.2578	-2.0965
					[-70.39]***	[-66.06]***	[-57.80]***	[-55.98]***	[-72.72]***	[-68.08]***
0～6歳の子供いるダミー	-0.6997	-1.1437					-0.2267	-0.3836		
	[-59.79]***	[-59.22]***					[-13.95]***	[-14.49]***		
0～3歳の子供いるダミー			-0.7726	-1.2746						
			[-57.90]***	[-56.88]***						
4～6歳の子供いるダミー			-0.2517	-0.4344						
			[-20.80]***	[-21.62]***						
7～10歳の子供いるダミー	-0.0493	-0.0994	-0.1661	-0.2857			-0.2154	-0.3763		
	[-4.64]***	[-5.68]***	[-15.20]***	[-15.89]***			[-16.44]***	[-17.39]***		
11～14歳の子供いるダミー	0.0605	0.073	0.0655	0.0803			0.0383	0.0349		
	[5.49]***	[4.03]***	[5.97]***	[4.47]***			[2.92]***	[1.62]		
1989年ダミー	-0.1101	-0.1815	-0.111	-0.1842	-	-	-	-	-	-
	[-10.17]***	[-10.17]***	[-10.23]***	[-10.29]***	-	-	-	-	-	-
1999年ダミー	0.0875	0.1428	0.0882	0.1442	0.0838	0.1397	0.0851	0.142	0.0842	0.1398
	[8.10]***	[7.99]***	[8.15]***	[8.05]***	[7.65]***	[7.66]***	[7.75]***	[7.76]***	[7.69]***	[7.67]***
2004年ダミー	0.1419	0.2399	0.1381	0.2337	0.12	0.2083	0.1279	0.2215	0.1196	0.2066
	[12.84]***	[13.11]***	[12.48]***	[12.75]***	[10.70]***	[11.17]***	[11.38]***	[11.83]***	[10.68]***	[11.09]***
_cons	-2.24	-4.0508	-2.0438	-3.6969	-1.6716	-3.0791	-1.3705	-2.5676	-1.8182	-3.338
	[-35.16]***	[-36.97]***	[-31.78]***	[-33.39]***	[-22.86]***	[-24.42]***	[-18.02]***	[-19.50]***	[-25.18]***	[-26.80]***
log likelihood	-71427.0	-71354.8	-71161.1	-71081.8	-51984.3	-51920.8	-51805.4	-51741.1	-52078.6	-52026.3
N	122008	122008	122008	122008	92257	92257	92257	92257	92257	92257

注：[] 内はz値。*は10%、**は5%、***は1%有意を意味する。

の影響を与えている。

他の説明変数に関しては、世帯主配偶者の年齢は就業に正の影響を与えているが、年齢の2乗は負の影響を与えている。これは高齢になると、就業しないということを意味する。3大都市圏のダミー変数のパラメーターは負で有意である。また、父母と同居ダミーのパラメーターは正に推計され、1%有意である。子供の面倒を見てくれると考えられるため、世帯主配偶者は就業しやすい。

0～14歳の子供人数のパラメーターは負で1%水準で有意である。0～14歳の子供人数を18歳未満人員数に変えて推計すると、有意であるが、0～14歳の子供人数のパラメーターのほうが小さい。また、表1-6にはないが、0～10歳の子供人数に変えて同じモデルを推計すると、パラメーターは負でさらに小さくなる。つまり、幼い子供がいる世帯では、子供がいない世帯と比べ、世帯主配偶者は育児のため、就業しない人が多いと考えられる。

子供年齢層別を見てみると、0～3歳の子供いるダミー変数、4～6歳の子供いるダミー変数、7～10歳の子供いるダミー変数のパラメーターはいずれも負で1%有意である。また0～6歳の子供いるダミー変数に変えて推計すると、パラメーターも負で1%有意である。0～3歳の子供いるダミー変数のパラメーターは-1.2746（モデル2のlogitモデル）で、他の子供年齢層別のダミー変数のパラメーターと比べて最も小さい。11～14歳の子供ダミー変数に関しては、正で1%有意か、有意ではない（モデル4のlogitモデル）。これは、子供が大きくなって中学校に入ると、母親が就業しやすくなることを意味する。

0～4歳の保育園未入園子いるダミー変数の推計結果（1989年は分析対象外）を見てみると、パラメーターは負で数値が最も小さく、1%有意である。0～4歳の保育園未入園子供がいることは、妻の就業に与える負の影響は最も大きい。保育園に入園できないことは妻の就業の阻害要因であると考えられる。

最後に、1994年をベースとする各年のダミー変数の推計結果をみると、1989年ダミー変数は負で有意であるので、1994年と比べて、1989年に就業する妻が少ないことを意味する。1999年と2004年のダミー変数のパラメーターは正でいずれも1%有意であり、2004年のパラメーターは1999年のパラメーターよりも大きい。世帯主の収入や子供の人数などの影響要因をコントロールする上で、1994年と比べ、就業する妻が増えたことを意味する。

(6) 年齢層別の推計結果

前述したように、全サンプルの推計結果をみると、夫の収入は妻の就業に正の影響を与えている。「ダグラス=有沢の法則」は有効ではないようにみえる。しかし、既婚女性は育児が終わってから再就業する人が多いので、40代以降就業する女性が増えると考えられる。40代の夫の収入は20～30代の夫の収入よりも高いので、全サンプルを見る場合、夫の収入が妻の就業に正の影響を与えるという結果になった。そのため、年齢層別に分けてみる必要がある。以下の表1-7～表1-11は、各年齢層別の妻の就業分析結果を示した。

表 1-7 妻が20代のサンプルの推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	-0.1131 [-3.75]***	-0.1855 [-3.66]***	-0.1218 [-4.01]***	-0.2021 [-3.94]***	-0.0652 [-1.68]*	-0.1105 [-1.64]	-0.0661 [-1.70]*	-0.1126 [-1.65]*	-0.0652 [-1.68]*	-0.1106 [-1.64]
他の世帯員の勤め先収入	-0.0715 [-3.35]***	-0.1219 [-3.42]***	-0.068 [-3.17]***	-0.1168 [-3.23]***	-0.0469 [-1.48]	-0.0788 [-1.43]	-0.0479 [-1.51]	-0.0797 [-1.44]	-0.0469 [-1.48]	-0.0788 [-1.43]
3大都市圏か否か	-0.2890 [-10.20]***	-0.4794 [-10.00]***	-0.2821 [-9.91]***	-0.4678 [-9.70]***	-0.2252 [-6.14]***	-0.3728 [-5.85]***	-0.2162 [-5.88]***	-0.3591 [-5.62]***	-0.2252 [-6.14]***	-0.3728 [-5.85]***
父母と同居ダミー	0.4505 [7.76]***	0.7678 [7.96]***	0.4117 [7.01]***	0.7053 [7.15]***	0.2779 [3.14]***	0.4805 [3.00]***	0.2749 [3.09]***	0.4767 [2.96]***	0.2778 [3.14]***	0.4803 [3.00]***
0~14歳の合計人数					0.0433 [1.75]*	0.0784 [1.84]*				
18歳未満人員									0.0433 [1.75]*	0.0783 [1.85]*
0~4歳保育園未入園子いるダミー					-1.6282 [-37.50]***	-2.734 [-35.44]***	-1.7330 [-32.34]***	-2.9016 [-31.17]***	-1.6282 [-37.53]***	-2.7339 [-35.47]***
0~6歳の子供いるダミー	-1.0448 [-34.62]***	-1.715 [-33.97]***					0.2069 [3.75]***	0.3417 [3.71]***		
0~3歳の子供いるダミー			-1.0612 [-36.51]***	-1.7448 [-35.69]***						
4~6歳の子供いるダミー			0.0786 [2.15]**	0.1219 [1.95]*						
7~10歳の子供いるダミー	0.3856 [5.92]***	0.6467 [5.97]***	-0.0364 [-0.53]	-0.0767 [-0.65]			-0.0836 [-0.96]	-0.1771 [-1.15]		
11~14歳の子供いるダミー	0.3874 [1.46]	0.7309 [1.55]	0.3436 [1.24]	0.5819 [1.24]			0.5384 [1.59]	0.9533 [1.57]		
1989年ダミー	-0.0375 [-1.03]	-0.0675 [-1.09]	-0.0451 [-1.23]	-0.0829 [-1.33]	-	-	-	-	-	-
1999年ダミー	0.2039 [5.28]***	0.3415 [5.27]***	0.1991 [5.13]***	0.3348 [5.13]***	0.2013 [4.86]***	0.3526 [4.88]***	0.1991 [4.80]***	0.3492 [4.83]***	0.2013 [4.86]***	0.3528 [4.89]***
2004年ダミー	0.3065 [7.07]***	0.5115 [7.07]***	0.3005 [6.90]***	0.5052 [6.93]***	0.2387 [5.08]***	0.4299 [5.30]***	0.23 [4.88]***	0.4154 [5.10]***	0.2388 [5.08]***	0.43 [5.31]***
_cons	0.9032 [5.38]***	1.4793 [5.24]***	0.9063 [5.36]***	1.4986 [5.25]***	0.7125 [3.33]***	1.1599 [3.11]***	0.6792 [3.15]***	1.1151 [2.96]***	0.7124 [3.33]***	1.1598 [3.11]***
log likelihood	-5466.02	-5467.41	-5393.83	-5395.92	-3157.30	-3157.92	-3150.51	-3151.37	-3157.29	-3157.92
N	9688	9688	9688	9688	6510	6510	6510	6510	6510	6510

注：[] 内は z 値。*は10%、**は 5%、***は 1%有意を意味する。

20代の妻の推計結果を見ると、世帯主の収入が高ければ、妻の就業確率が低下する。ただし、世帯主の収入の推計結果は有意ではない場合もある。7~10歳の子供、11~14歳の子供のダミー変数はほとんど有意ではない。20代の妻の人数は他の世帯と比べてもともと少なく（表1-1を参照）、子供を持つ場合はほとんどが乳幼児である。全サンプルのうち、妻が20代のサンプル数は1万157個であって、そのうち0~3歳の子供を持つ世帯は6598世帯、4~6歳の子供を持つ世帯は1898世帯、7~10歳の子供と11~14歳の子供を持つ世帯数はそれぞれ437世帯、25世帯である¹⁾。また、数が少ないが、未成年の兄弟と同居する場合もある。7歳以上の子供を持つ世帯が少ないので、7歳以上の子供ダミーは有意ではない結果となった。

30代と40代の妻の推計結果に関しては、世帯主の収入は負で1%有意である。これは30代と40代の既婚女性は育児のため、就業できないと考えられる。また、30代の推計結果をみると、他の世帯

1) 二人以上の子供を持つ世帯があるので、年齢別の子供を持つ世帯数の合計値はサンプル数より多い。

表 1-8 妻が30代のサンプルの推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	-0.1445	-0.2531	-0.1472	-0.2606	-0.1503	-0.2747	-0.148	-0.2741	-0.1517	-0.2772
	[-8.92]***	[-8.56]***	[-9.04]***	[-8.68]***	[-7.83]***	[-7.78]***	[-7.67]***	[-7.68]***	[-7.90]***	[-7.84]***
他の世帯員の勤め先収入	-0.0215	-0.0356	-0.0183	-0.0297	-0.0162	-0.0254	-0.0131	-0.0215	-0.0157	-0.0247
	[-1.92]**	[-1.96]**	[-1.63]	[-1.62]	[-1.12]	[-1.04]	[-0.90]	[-0.88]	[-1.09]	[-1.01]
3大都市圏か否か	-0.3269	-0.5357	-0.3349	-0.549	-0.3149	-0.5245	-0.3165	-0.528	-0.3117	-0.5191
	[-21.67]***	[-21.53]***	[-22.09]***	[-21.94]***	[-16.91]***	[-16.93]***	[-16.97]***	[-16.97]***	[-16.74]***	[-16.75]***
父母と同居ダミー	0.4982	0.8151	0.4994	0.8174	0.4978	0.8259	0.4811	0.8005	0.4938	0.819
	[23.73]***	[23.61]***	[23.71]***	[23.49]***	[18.08]***	[17.67]***	[17.37]***	[16.97]***	[17.93]***	[17.52]***
0~14歳の合計人数										
18歳未満人員										
0~4歳保育園未入園子いるダミー										
0~6歳の子供いるダミー	-0.5938	-0.9652								
	[-34.75]***	[-34.61]***								
0~3歳の子供いるダミー										
4~6歳の子供いるダミー										
7~10歳の子供いるダミー	0.0919	0.1466	-0.0376	-0.063						
	[6.09]***	[5.91]***	[-2.36]**	[-2.41]**						
11~14歳の子供いるダミー	0.2202	0.3599	0.2217	0.3567						
	[11.47]***	[11.50]***	[11.66]***	[11.53]***						
1989年ダミー	-0.0861	-0.1438	-0.0912	-0.1544	-	-	-	-	-	-
	[-4.37]***	[-4.42]***	[-4.60]***	[-4.72]***	-	-	-	-	-	-
1999年ダミー	0.0796	0.132	0.0822	0.1361	0.0652	0.1159	0.0658	0.1185	0.0676	0.12
	[3.78]***	[3.82]***	[3.89]***	[3.91]***	[2.98]***	[3.19]***	[3.00]***	[3.24]***	[3.10]***	[3.30]***
2004年ダミー	0.1837	0.3019	0.1731	0.2848	0.121	0.2089	0.1351	0.2335	0.1252	0.216
	[8.40]***	[8.42]***	[7.88]***	[7.89]***	[5.32]***	[5.53]***	[5.91]***	[6.13]***	[5.50]***	[5.71]***
_cons	0.8961	1.5613	0.9399	1.6568	1.0603	1.8953	1.1221	2.013	1.0291	1.8439
	[9.74]***	[9.34]***	[10.17]***	[9.76]***	[9.72]***	[9.47]***	[10.23]***	[9.95]***	[9.43]***	[9.21]***
log likelihood	-19536.73	-19536.80	-19339.76	-19334.22	-12638.04	-12637.15	-12539.61	-12537.14	-12640.63	-12640.16
N	31490	31490	31490	31490	22070	22070	22070	22070	22070	22070

注：[] 内はz値。*は10%、**は5%、***は1%有意を意味する。

員の収入も負に推計されているが、ほとんど有意ではない。

50~60代の妻の就業推計結果を見ると、世帯主の収入は正で1%有意に推計されている。50代になると、育児が終わって就業する妻が増えると考えられる。

20~40代に関しては、「ダグラス=有沢の法則」は依然として有効である。50~60代に関しては、世帯主の収入は配偶者の就業に正の有意な影響を与えている結果となったので、「ダグラス=有沢の法則」は有効でなくなったように見える。しかし、徳田・李（2020）によれば、世帯の年間収入は1994年以降減少していることが分かった。数年前と比べて、同じ世帯の世帯主の収入が減少したので、妻は家計を維持するために就業せざるを得ないことも考えられ、法則はまだ成り立つとも言える。本稿で使った個票データはパネルデータではないため、同じ世帯の世帯主の収入の増減データがない。そのため、世帯主の収入が減ったから妻の就業率が上がったということを検証できなかった。女性の就業意識の変化も影響しているかもしれない。したがって、50代以降の「ダグラス=有沢の法則」の成立については、世帯主の収入の増減データがあればさらに再検証する必要がある。

表 1-9 妻が40代のサンプルの推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	-0.0953	-0.1771	-0.0957	-0.1782	-0.1087	-0.209	-0.111	-0.214	-0.1112	-0.2116
	[-7.08]***	[-6.93]***	[-7.10]***	[-6.96]***	[-6.68]***	[-6.47]***	[-6.80]***	[-6.57]***	[-6.83]***	[-6.58]***
他の世帯員の勤め先収入	0.0328	0.0543	0.0328	0.0543	0.0353	0.0588	0.0363	0.0606	0.0454	0.0753
	[7.90]***	[7.90]***	[7.89]***	[7.89]***	[7.07]***	[7.06]***	[7.27]***	[7.26]***	[8.96]***	[8.92]***
3大都市圏か否か	-0.3344	-0.5405	-0.3363	-0.5434	-0.3289	-0.531	-0.3283	-0.5307	-0.3279	-0.5289
	[-22.52]***	[-22.34]***	[-22.64]***	[-22.44]***	[-18.88]***	[-18.67]***	[-18.80]***	[-18.58]***	[-18.84]***	[-18.64]***
父母と同居ダミー	0.3385	0.5542	0.3401	0.5569	0.3586	0.5895	0.3489	0.5744	0.3637	0.5975
	[19.03]***	[18.71]***	[19.11]***	[18.78]***	[17.04]***	[16.70]***	[16.53]***	[16.21]***	[17.31]***	[16.96]***
0~14歳の合計人数					-0.0984	-0.1603				
					[-10.25]***	[-10.27]***				
18歳未満人員									-0.0176	-0.029
									[-2.00]**	[-2.02]**
0~4歳保育園未入園子いるダミー					-1.1206	-1.8345	-0.8573	-1.4099	-1.2227	-1.9992
					[-14.68]***	[-13.88]***	[-10.40]***	[-9.96]***	[-16.15]***	[-15.22]***
0~6歳の子供いるダミー	-0.5573	-0.9042					-0.3813	-0.6174		
	[-19.32]***	[-19.23]***					[-10.64]***	[-10.66]***		
0~3歳の子供いるダミー			-0.6675	-1.0911						
			[-12.74]***	[-12.57]***						
4~6歳の子供いるダミー			-0.4415	-0.7173						
			[-13.59]***	[-13.56]***						
7~10歳の子供いるダミー	-0.2217	-0.3604	-0.2288	-0.3715			-0.2333	-0.3791		
	[-11.55]***	[-11.58]***	[-11.92]***	[-11.94]***			[-10.62]***	[-10.63]***		
11~14歳の子供いるダミー	0.015	0.0249	0.0109	0.0183			0.0073	0.0118		
	[0.96]	[0.98]	[0.70]	[0.72]			[0.40]	[0.39]		
1989年ダミー	-0.1315	-0.2144	-0.1317	-0.2141	-	-	-	-	-	-
	[-6.73]***	[-6.73]***	[-6.73]***	[-6.73]***	-	-	-	-	-	-
1999年ダミー	0.0368	0.0597	0.0374	0.0611	0.0356	0.0582	0.0382	0.0622	0.0308	0.0506
	[1.82]*	[1.80]*	[1.85]*	[1.84]*	[1.76]*	[1.76]*	[1.88]*	[1.87]*	[1.53]	[1.53]
2004年ダミー	0.1258	0.207	0.1258	0.207	0.1145	0.188	0.1291	0.2127	0.1076	0.1762
	[5.89]***	[5.91]***	[5.89]***	[5.91]***	[5.36]***	[5.37]***	[6.02]***	[6.04]***	[5.05]***	[5.05]***
_cons	0.945	1.6555	0.9494	1.665	1.028	1.8473	1.029	1.8549	0.9807	1.7616
	[12.28]***	[11.37]***	[12.33]***	[11.41]***	[11.09]***	[10.07]***	[11.07]***	[10.03]***	[10.57]***	[9.65]***
log likelihood	-20122.21	-20121.74	-20107.92	-20107.42	-14615.13	-14614.75	-14530.86	-14530.47	-14665.62	-14665.30
N	31686	31686	31686	31686	23227	23227	23227	23227	23227	23227

注：[] 内は z 値。*は10%、**は 5%、***は 1%有意を意味する。

先行研究の多田（2015）では、夫が54歳以下の世帯を分析対象とし、ダグラス・有沢の法則は現在でも成り立っている結果を出した。一般的には、夫の方が年上であると考えられ、多田（2015）の分析対象の妻はほとんどが50歳以下であると考えられる。本研究で分析したサンプルのうち、夫の年齢が54歳以下の場合、妻の年齢が49歳以下のサンプル数は7万4482個であって、妻が50歳以上のサンプル数は7506個にすぎない。本稿の推計結果は多田（2015）と一致している。

他の説明変数に関しては、全年齢層と同様に、3大都市圏のダミー変数のパラメーターは負で有意であり、父母と同居ダミーのパラメーターは正に推計され、1%有意である。

30~40代の育児世帯の妻に関しては、30代の7~10歳子供ダミーだけが正で、10歳以下の子供がいる各ダミー変数は負で1%有意である。特に、0~4歳保育園未入園子供いるダミー変数のパラメーターの数値は負で最も小さい。つまり、保育園に入れないことが妻の就業に強い負の影響を与えている。50代以降の妻に関して、子供のダミー変数はほとんど有意ではない。50代になると、もともと小さい子供が少ないためであると考えられる。また、同居する孫がいれば、該当年齢の子供

表 1-10 妻が50代のサンプルの推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	0.0721	0.1167	0.0721	0.1168	0.0717	0.1158	0.0718	0.1159	0.0711	0.1147
	[18.65]***	[18.46]***	[18.66]***	[18.48]***	[16.42]***	[16.30]***	[16.42]***	[16.29]***	[16.24]***	[16.11]***
他の世帯員の勤め先収入	0.0333	0.0536	0.0328	0.0528	0.0337	0.0541	0.0336	0.054	0.0338	0.0543
	[10.06]***	[10.05]***	[9.93]***	[9.93]***	[9.11]***	[9.11]***	[9.03]***	[9.03]***	[9.14]***	[9.14]***
3大都市圏か否か	-0.2347	-0.3789	-0.234	-0.3776	-0.2251	-0.3626	-0.2249	-0.3622	-0.2256	-0.3633
	[-14.42]***	[-14.42]***	[-14.38]***	[-14.37]***	[-12.42]***	[-12.43]***	[-12.40]***	[-12.41]***	[-12.45]***	[-12.46]***
父母と同居ダミー	0.232	0.3729	0.2323	0.3734	0.2318	0.372	0.2316	0.3717	0.2325	0.373
	[11.00]***	[10.99]***	[11.01]***	[11.01]***	[9.87]***	[9.85]***	[9.87]***	[9.84]***	[9.90]***	[9.87]***
0~14歳の合計人数					0.0043	0.0064				
					[0.13]	[0.12]				
18歳未満人員									0.0512	0.0818
									[2.12]**	[2.10]**
0~4歳保育園未入園子いるダミー					-0.0743	-0.1182	-0.1034	-0.1662	-0.1389	-0.2218
					[-0.87]	[-0.86]	[-0.87]	[-0.87]	[-1.75]*	[-1.74]*
0~6歳の子供いるダミー	-0.0838	-0.135					0.0375	0.0609		
	[-1.72]*	[-1.72]*					[0.39]	[0.39]		
0~3歳の子供いるダミー			-0.088	-0.1416						
			[-1.54]	[-1.54]						
4~6歳の子供いるダミー			0.0567	0.0923						
			[0.73]	[0.73]						
7~10歳の子供いるダミー	-0.049	-0.0793	-0.0902	-0.1458			-0.0527	-0.0853		
	[-0.60]	[-0.60]	[-1.08]	[-1.08]			[-0.54]	[-0.54]		
11~14歳の子供いるダミー	0.0193	0.0295	0.0222	0.034			-0.0119	-0.0206		
	[0.34]	[0.32]	[0.39]	[0.37]			[-0.19]	[-0.21]		
1989年ダミー	-0.2054	-0.3314	-0.2061	-0.3325	-	-	-	-	-	-
	[-8.64]***	[-8.62]***	[-8.67]***	[-8.65]***	-	-	-	-	-	-
1999年ダミー	0.0839	0.1347	0.0836	0.1342	0.0841	0.1348	0.0839	0.1346	0.0836	0.1341
	[3.81]***	[3.80]***	[3.79]***	[3.78]***	[3.81]***	[3.80]***	[3.81]***	[3.80]***	[3.79]***	[3.78]***
2004年ダミー	0.1484	0.2386	0.1484	0.2385	0.1488	0.2391	0.1489	0.2392	0.1483	0.2382
	[6.71]***	[6.71]***	[6.71]***	[6.71]***	[6.72]***	[6.72]***	[6.72]***	[6.72]***	[6.70]***	[6.69]***
_cons	-0.4348	-0.7029	-0.4353	-0.7039	-0.4394	-0.7084	-0.4391	-0.708	-0.4409	-0.7109
	[-17.05]***	[-16.95]***	[-17.07]***	[-16.97]***	[-15.86]***	[-15.77]***	[-15.85]***	[-15.76]***	[-15.92]***	[-15.82]***
log likelihood	-17195.47	-17195.25	-17195.72	-17195.49	-13695.13	-13694.82	-13694.93	-13694.61	-13692.90	-13692.61
N	25686	25686	25686	25686	20271	20271	20271	20271	20271	20271

注：[] 内はz値。*は10%、**は5%、***は1%有意を意味する。

ダミー変数は1となる。つまり50代以降の妻のサンプルに関しては、子供のダミー変数は自分の子供だけではなくて、孫である可能性もある。

各年のダミー変数の推計結果から、各年齢層の既婚女性の就業は変化が起きたかどうかを見てみよう。30~50代及び70代の妻に関しては、1989年ダミー変数は負で有意であるので、1994年と比べて、1989年に就業する妻が少ない。他の年齢層に関しては、1989年ダミー変数は有意ではない。1999年と2004年のダミー変数に関しては、20~60代の妻の場合、パラメーターは正に推計され、ほとんどが1%有意である。また、2004年のパラメーターは1999年のパラメーターよりも大きい。妻の年齢層別でみても、1994年と比べ、就業する妻が増加する結果となった。

前述のように、保育園に入れないことが妻の就業に強い負の影響を与えている。表1-12は各年の年齢別の子供人数および保育園未入園の子供人数をまとめている。1989~2004年、毎年の世帯数は大きな変化がないが、子供人数は減少し続けている。保育園に入れない子供の人数が減少しているが、それはそもそも子供の人数が減少しているからである。保育園入園できた子供人数を見ると、

表 1-11 妻が60代のサンプルの推計結果

	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit	probit	logit
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
世帯主の勤め先収入	0.0797	0.1424	0.0797	0.1425	0.0838	0.1489	0.0838	0.1488	0.0839	0.149
	[17.01]***	[17.18]***	[17.02]***	[17.19]***	[16.53]***	[16.68]***	[16.52]***	[16.67]***	[16.55]***	[16.69]***
他の世帯員の勤め先収入	0.0099	0.0172	0.01	0.0175	0.0128	0.0221	0.0129	0.0223	0.0132	0.0229
	[1.51]	[1.46]	[1.53]	[1.49]	[1.81]*	[1.75]*	[1.83]*	[1.77]*	[1.85]*	[1.80]*
3大都市圏か否か	-0.0772	-0.1418	-0.0774	-0.1423	-0.0644	-0.1163	-0.0647	-0.1169	-0.0646	-0.1169
	[-3.21]***	[-3.24]***	[-3.22]***	[-3.25]***	[-2.49]**	[-2.48]**	[-2.50]**	[-2.49]**	[-2.50]**	[-2.49]**
父母と同居ダミー	0.0925	0.1599	0.093	0.1612	0.0994	0.1714	0.0992	0.1708	0.0992	0.1713
	[1.97]**	[1.93]*	[1.99]**	[1.94]*	[1.98]**	[1.93]*	[1.98]**	[1.93]*	[1.98]**	[1.93]*
0~14歳の合計人数					0.0619	0.109				
					[1.63]	[1.67]*				
18歳未満人員									0.0493	0.0864
									[1.37]	[1.38]
0~4歳保育園未入園子いるダミー					-0.1588	-0.2804	-0.1726	-0.3087	-0.1379	-0.2441
					[-1.23]	[-1.24]	[-1.10]	[-1.12]	[-1.09]	[-1.09]
0~6歳の子供いるダミー	-0.032	-0.055					0.1041	0.189		
	[-0.42]	[-0.40]					[0.89]	[0.93]		
0~3歳の子供いるダミー			-0.0802	-0.1512						
			[-0.82]	[-0.86]						
4~6歳の子供いるダミー			0.0418	0.0887						
			[0.42]	[0.50]						
7~10歳の子供いるダミー	0.0959	0.1656	0.0807	0.1341			0.1538	0.2614		
	[1.06]	[1.05]	[0.89]	[0.84]			[1.51]	[1.48]		
11~14歳の子供いるダミー	-0.0402	-0.0688	-0.0402	-0.0685			-0.0556	-0.0995		
	[-0.41]	[-0.39]	[-0.41]	[-0.39]			[-0.50]	[-0.51]		
1989年ダミー	0.0074	0.0042	0.008	0.0056	-	-	-	-	-	-
	[0.19]	[0.06]	[0.20]	[0.08]						
1999年ダミー	0.1533	0.2761	0.1533	0.2763	0.1555	0.2798	0.1553	0.2802	0.1553	0.2794
	[4.57]***	[4.50]***	[4.57]***	[4.50]***	[4.62]***	[4.55]***	[4.62]***	[4.56]***	[4.62]***	[4.55]***
2004年ダミー	0.1661	0.3013	0.1661	0.3015	0.169	0.3067	0.1684	0.3062	0.1691	0.3068
	[5.13]***	[5.08]***	[5.13]***	[5.09]***	[5.21]***	[5.16]***	[5.19]***	[5.15]***	[5.21]***	[5.16]***
_cons	-1.2332	-2.0933	-1.2333	-2.0937	-1.2529	-2.1295	-1.2524	-2.1288	-1.2528	-2.1292
	[-42.38]***	[-38.75]***	[-42.38]***	[-38.75]***	[-42.04]***	[-38.39]***	[-42.04]***	[-38.39]***	[-42.02]***	[-38.38]***
log likelihood	-7372.48	-7372.62	-7372.22	-7372.30	-6296.85	-6297.45	-6296.05	-6296.69	-6297.24	-6297.86
N	17416	17416	17416	17416	14705	14705	14705	14705	14705	14705

注：[] 内はz値。*は10%，**は5%，***は1%有意を意味する。

表 1-12 各年の年齢別の子供人数および保育園未入園子供人数

	世帯数	0~3歳子供 人数	4~6歳子供 人数	7~10歳子供 人数	11~14歳子供 人数	0~14歳子供 合計	0~4歳保育 園未入園子 供人数	保育園入園 子供人数
1989	30052	6963	6001	7983	8024	28971	—	—
1994	32237	6329	5360	7933	7336	26958	5478	2587
1999	32738	5954	4698	6464	6482	23598	4925	2589
2004	31753	4874	4200	5649	5200	19923	3710	2531

1994年は2587人であったのが、2004年には2531人となって、あまり増加しなかった。日本では労働力不足が厳しくなっているの、やはり女性の就業を推進する必要がある。本稿の分析から、保育園に入れないことが既婚女性の就業の大きな阻害要因であることが分かった。やはり国は保育園を増やす必要があると思われる。

以上の分析では、世帯主の収入や子供（特に乳幼児）人数をコントロールした上で、1994年以降、就業する妻は増えたという結果となった。女性の自己価値を実現するために就業を選択するかもしれませんが、世帯収入の低下につれ、苦しい家計を補うため就業せざるを得ない可能性も否定できない。

2. 消費支出の変化

本節では、1994～2004年に世帯の消費支出や食料などへの支出は変化しているかどうかを推計する。

(1) データの説明

以下の式(2)を使って推計する。

$$\logconsumption = \alpha + \beta_1 \cdot \logincome + \beta_2 \cdot myhome + \beta_3 \cdot loan + \beta_4 \cdot area + \beta_5 \cdot member + \beta_6 \cdot year \quad (2)$$

\logconsumption は世帯の消費支出の対数、 \logincome は世帯の年間収入の対数、 $myhome$ は持ち家の有無のダミー変数、 $loan$ は住宅ローンの有無のダミー変数、 $area$ は3大都市圏のダミー変数、 $member$ は世帯人員数、 $year$ は年ダミー変数である。

また、世帯の消費支出の他、1人当たりの食料支出、被服及び履物、教育、教養娯楽、通信、通信・交通への支出の対数を被説明変数とし、同じ推計式を使って推計する。ただし、教育支出を推計する時に、幼稚園からの就学人数（別居を含む）、私立学校子供数を説明変数に加える。

世帯の年間収入、3大都市圏のダミー変数、持ち家の有無、住宅ローンの有無、世帯人員数などを説明変数とする。年間収入および被説明変数は実質化して（2015年価格）対数を取る。持ち家の有無はダミー変数であり、持ち家であれば1、持ち家でなければ0である。住宅ローンはダミー変数であり、住宅ローンがあれば1、住宅ローンがなければ0である。世帯の年間収入、3大都市圏のダミー変数、持ち家の有無、世帯人員数は消費支出や項目別の支出に正の影響を与え、住宅ローンは負の影響に与えると予想する。1989年のデータには、住宅ローンの項目がないので、ここでは、1994～2004年のサンプルを使って推計する。

教育支出に関しては、私立学校の学費が国公立学校よりも高いと考えられる。そのため、私立と国公立学校の在学子供人数をコントロールする必要がある。元データより、各世帯員が学校に通学しているかどうか、また私立学校であるかどうかを整理し、説明変数に加えた。これまでの分析と同様に、1994年をベースとし、各年のダミー変数を説明変数に加えた。

言うまでもなく、消費支出は基本的に世帯所得に依存する。本節の分析の目的は1994～2004年にかけて、世帯の支出のうち、各項目への支出は変化があるかどうかを分析することであるので、1999年と2004年のダミー変数のパラメーターに注目する。

(2) 変数記述統計

本節の分析は、トップコーディングの世帯だけを除き、既婚や勤労世帯かどうかを問わず、すべての世帯を分析対象とする。そのため。既婚女性の就業の分析よりサンプル数が多い。表1-13～表1-15は、各年の変数の基本統計量を示している。

表 1-13 変数基本統計量 (1994年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
消費支出 (対数)	43,800	5.48	0.22	4.36	6.60
消費支出	43,800	343695	203614	22678	3990979
食料/世帯人員 (対数)	43,800	4.37	0.18	0	5.33
食料/世帯人員	43,800	25288	10714	0	212445
(食料/世帯人員)の平方根 (対数)	43,800	4.63	0.16	0	5.48
(食料/世帯人員)の平方根	43,800	45362	16394	0	300443
教育 (対数)	43,800	1.99	2.17	0	5.87
教育	43,800	17423	40844	0	736977
教養娯楽 (対数)	43,800	4.32	0.44	0	6.13
教養娯楽	43,800	31175	33838	0	1344175
通信 (対数)	43,800	3.75	0.42	0	5.35
通信	43,800	7425	6105	0	222401
交通・通信 (対数)	43,800	4.35	0.43	0.00	6.54
交通・通信	43,800	37164	79458	0	3478749
年間収入 (対数)	43,800	2.82	0.24	0.61	3.41
年間収入	43,800	758	388	3	2553
3大都市圏か否か	43,800	0.40	0.49	0	1
持ち家の有無	43,800	0.73	0.45	0	1
住宅ローンの有無	43,800	0.32	0.47	0	1
世帯人員	43,800	3.57	1.31	2	7
幼稚園からの就学人数(別居を含む)	43,800	0.93	1.06	0	6
国公立学校子供数	43,800	0.70	0.96	0	5
私立学校子供数	43,800	0.18	0.44	0	3

表 1-14 変数基本統計量 (1999年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
消費支出 (対数)	43,684	5.46	0.23	4.31	6.63
消費支出	43,684	329753	201400	20328	4312604
食料/世帯人員 (対数)	43,684	4.36	0.19	2.31073	5.21
食料/世帯人員	43,684	25098	11029	204	162341
(食料/世帯人員)の平方根 (対数)	43,684	4.61	0.17	2.46062	5.38
(食料/世帯人員)の平方根	43,684	43765	16419	288	242638
教育 (対数)	43,684	1.68	2.13	0	6.07
教育	43,684	15580	40483	0	1171792
教養娯楽 (対数)	43,684	4.30	0.46	0	6.34
教養娯楽	43,684	30671	34694	0	2184936
通信 (対数)	43,684	3.90	0.41	0	5.15
通信	43,684	10402	7892	0	139698
交通・通信 (対数)	43,684	4.38	0.43	0.00	6.42
交通・通信	43,684	39423	76546	0	2632840
年間収入 (対数)	43,684	2.80	0.24	0.30	3.40
年間収入	43,684	731	386	1	2508
3大都市圏か否か	43,684	0.41	0.49	0	1
持ち家の有無	43,684	0.75	0.43	0	1
住宅ローンの有無	43,684	0.30	0.46	0	1
世帯人員	43,684	3.39	1.27	2	7
幼稚園からの就学人数(別居を含む)	43,684	0.76	1.01	0	6
国公立学校子供数	43,684	0.59	0.92	0	5
私立学校子供数	43,684	0.16	0.42	0	4

表 1-15 変数基本統計量 (2004年)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
消費支出 (対数)	42,985	5.45	0.23	0.00	6.57
消費支出	42,985	324060	201219	0	3748723
食料/世帯人員 (対数)	42,985	4.34	0.20	0	5.14
食料/世帯人員	42,985	24352	11071	0	136702
(食料/世帯人員)の平方根 (対数)	42,985	4.59	0.17	0	5.37
(食料/世帯人員)の平方根	42,985	41528	16179	0	232566
教育 (対数)	42,985	1.54	2.10	0	5.94
教育	42,985	15725	44697	0	875378
教養娯楽 (対数)	42,985	4.32	0.44	0	5.90
教養娯楽	42,985	31713	33542	0	790493
通信 (対数)	42,985	4.01	0.44	0	5.23
通信	42,985	13659	10050	0	169518
交通・通信 (対数)	42,985	4.46	0.43	0.00	6.35
交通・通信	42,985	45268	80796	0	2214139
年間収入 (対数)	42,985	2.77	0.25	0.31	3.41
年間収入	42,985	681	369	1	2595
3大都市圏か否か	42,985	0.40	0.49	0	1
持ち家の有無	42,985	0.77	0.42	0	1
住宅ローンの有無	42,985	0.29	0.45	0	1
世帯人員	42,985	3.25	1.22	2	7
幼稚園からの就学人数(別居を含む)	42,985	0.66	0.96	0	5
国公立学校子供数	42,985	0.51	0.87	0	5
私立学校子供数	42,985	0.15	0.42	0	4

(3) 推計結果

表1-16は全サンプルの推計結果を示している。被説明変数はいずれも対数である。

世帯の年間収入のパラメーターは正で1%水準で有意であり、消費支出や食料などの支出に正の影響を与えている。3大都市圏のダミー変数のパラメーターは正で有意である。3大都市圏の生活コストが地方の都市より高いと考えられる。持ち家の有無のパラメーターは、通信及び交通・通信を除き、正で有意である。持ち家の世帯は豊であるので、消費支出が高くなると考えられる。また、消費支出、食料、教育、教養娯楽の推計結果に関しては、住宅ローンのパラメーターは負に推計され、有意である。やはり住宅ローンがある世帯は消費支出を抑える傾向にある。

また、年ダミー変数の推計結果に注目すると、被説明変数消費支出の結果に関しては、1999年ダミーのパラメーターは負で有意であり、2004年ダミーは負であるが、有意ではない。1994年と比べて、1999年の消費支出は減少したことが示唆されている。また、食料、被服及び履物の推計結果を見ると、1999年ダミーと2004年ダミーのパラメーターはいずれも負で有意であるので、1994年より

表1-16 消費支出および項目別の支出

	消費支出	(食料/世帯人員)の平方根	被服及び履物	教育	教養娯楽	通信	交通・通信
年間収入(対数)	0.4918 [210.96]***	0.2349 [128.23]***	0.9087 [101.09]***	0.5391 [48.28]***	0.5953 [115.33]***	0.3581 [70.00]***	0.5195 [102.74]***
3大都市圏か否か	0.0245 [22.99]***	0.0413 [47.19]***	0.0496 [12.05]***	0.049 [10.77]***	0.0783 [33.15]***	0.0083 [3.55]***	0.0233 [10.09]***
持ち家の有無	0.0037 [2.83]***	0.0536 [49.87]***	0.0212 [4.19]***	0.0976 [16.49]***	0.0866 [29.87]***	-0.013 [-4.53]***	-0.0242 [-8.51]***
住宅ローンの有無	-0.0208 [-16.54]***	-0.0298 [-29.11]***	0.0012 [0.26]	-0.0271 [-5.15]***	-0.0217 [-7.82]***	0.0261 [9.47]***	0.0302 [11.08]***
世帯人員	0.0147 [33.76]***		0.0327 [19.50]***		0.0038 [3.98]***	0.0134 [14.00]***	0.0153 [16.24]***
幼稚園からの就学人数 (別居を含む)				0.101 [38.04]***			
国公立学校子供数							
私立学校子供数				0.339 [88.57]***			
1999ダミー	-0.009 [-7.08]***	-0.0158 [-15.16]***	-0.0945 [-19.34]***	0.0335 [6.40]***	-0.0114 [-4.04]***	0.1541 [55.36]***	0.0507 [18.44]***
2004ダミー	-0.0002 [-0.16]	-0.0347 [-33.05]***	-0.186 [-37.65]***	0.0565 [10.42]***	0.0315 [11.11]***	0.2753 [97.89]***	0.1474 [53.03]***
_cons	4.0319 [647.55]***	3.9199 [767.25]***	1.3065 [54.42]***	2.3504 [75.53]***	2.5368 [184.02]***	2.6943 [197.19]***	2.8252 [209.22]***
R-squared	0.315	0.1651	0.1164	0.2144	0.1326	0.1063	0.1143
Adj-R-squared	0.315	0.1651	0.1163	0.2143	0.1325	0.1062	0.1142
N	130469	130469	130469	52853	130469	130469	130469

注：[] 内はt値。*は10%、**は5%、***は1%有意を意味する。

支出が減少した可能性がある。

消費支出や食料などの支出の推計結果を見ると、1994年より、1999年の世帯の支出が低下した。世帯の家計は苦しくなっていると思われる。通信支出に関しては、1999年ダミーと2004年ダミーのパラメーターはいずれも正で有意であり、2004年のダミー変数のパラメーターの方が高い。インターネットや携帯電話の普及により、通信支出が増えたと考えられる。

教育の推計に関しては、家族のうち、学業のために別居する人もいるが、元データでは、世帯員としてカウントされていない。教育費のうち、別居する学生への支出もあると考えられるので、推計するとき、世帯員のうち、幼稚園以上の学生世帯員数に学業のために別居する家族人数を加えた。推計結果を見ると、1999年ダミーと2004年ダミーのパラメーターはいずれも正で有意であり、2004年のダミー変数のパラメーターは1999年よりも高い。消費支出全体が減少しているが、教育への支出は増加した。また、私立学校の方が国公立学校の学費や諸雑費よりも高いので、私立学校に通う世帯員数を説明変数に加えた。私立学校のパラメーターは正で有意であり、私立学校に通学する世帯員がいる場合、教育支出が増えることを意味する。

3. まとめ

I では、1989～2004年にかけて、既婚女性の就業は変化が起きたかどうか、消費支出に変化があるかどうかを分析した。まず既婚女性の就業に関しては、1994年以降、世帯主の収入や子供（特に乳幼児）人数をコントロールした上で、妻の就業率は高くなったという結果を得た。世帯収入が低下したので、家計を補うために就業する既婚女性が増加したと考えられる。

次に、消費支出に関しては、1994年と比べて、1999年および2004年の食料、衣服および履物の支出は減少し、教育、通信の支出は増加した。必需的な支出を抑えつつ、選択的な支出に割り当てるように消費支出の内訳が変化したと言えよう。

II 家計構造変化の社会経済的な影響

1. 年取低下、年取分布の変化、所得階層のダウングレード化²⁾

1989～2014年にかけて全体の傾向として、実質 GDP が停滞していても、貯蓄率など家計に余力がある場合は、消費水準もある程度維持している。しかし、特に平成後期（2004年～）に家計貯蓄率が低下、家計の余力が低下してくると、消費水準そのものに影響が現れてくる。平成を通じて、家計余力の低下と共に、経済水準の停滞に対するいわゆる耐性が低下し、マイナス成長の影響が消費水準にもろに直撃する形になっている。

2) 前稿（徳田・李 2020）参照。前稿作成の図表を抜粋、再掲している他、筆者作成による。

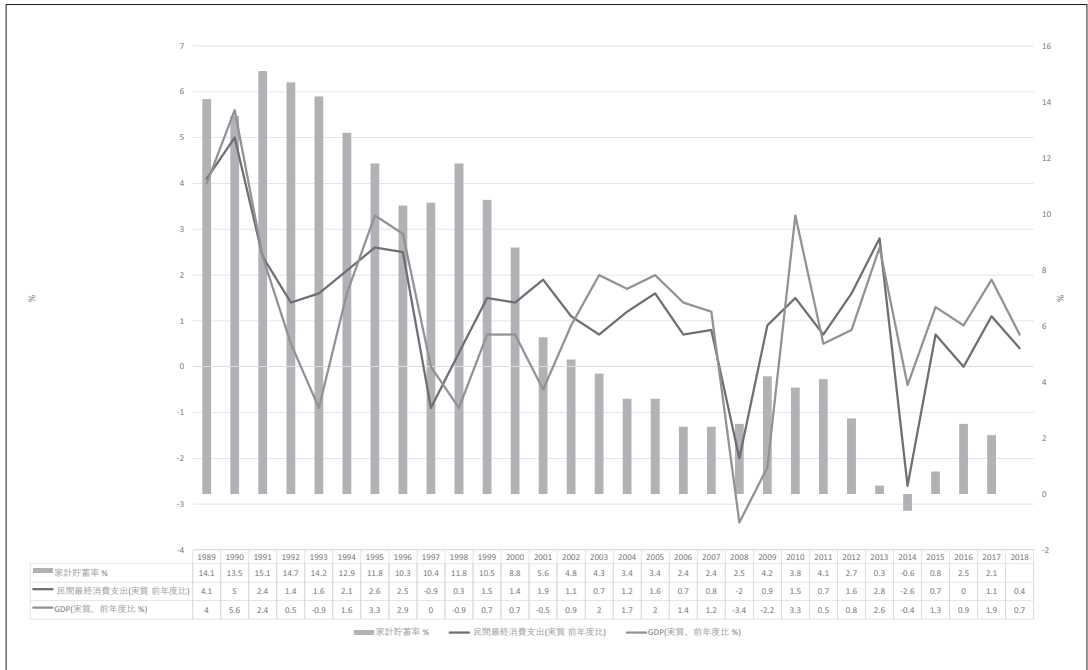


図2-1 家計貯蓄率、実質 GDP、消費支出推移

年間収入は、中央値、平均値いずれもピークにあった1994年の年間収入から低下傾向にあり、2004年は概ね1989年に回帰した水準にある。年間収入分布でも1994年、1999年を境に年収800万円以上の世帯割合は低下し、2004年の年収分布は1989年当時に近い形に戻っている。所得階層を800万円、400～800万円、400万円の三つの階層に区分した場合、1989年から2014年までの所得分布では、800万円以上の層が平成を通じてその割合が減少し、1994年には全体の39%だったのが、2014年には23%に低下している。逆に400万円以下の層の割合が16%から31%に倍増している。400万円から800万円未満の層は1989年の51%をピークにいずれの年も45～47%と安定した水準にある。

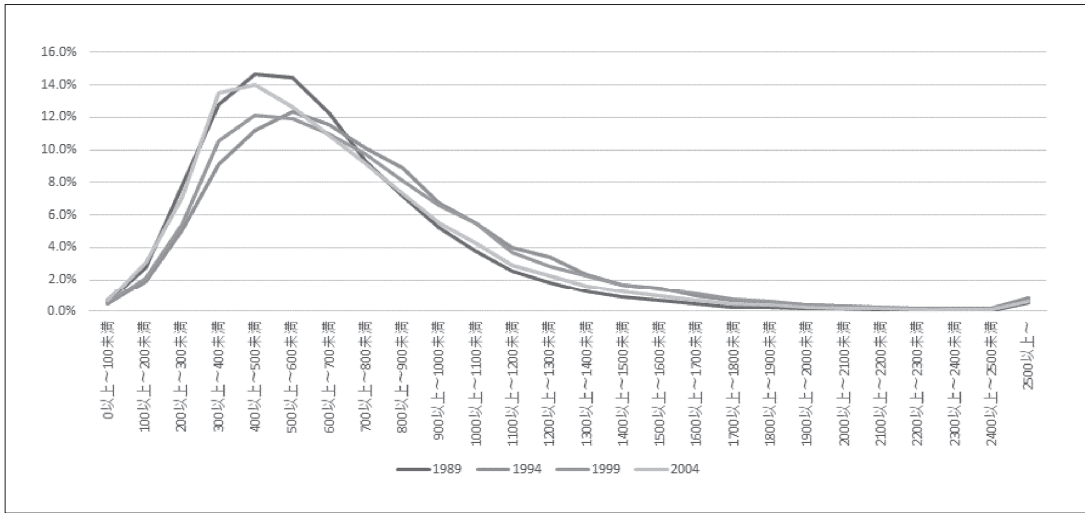


図 2-2 2人以上の世帯年間収入（万円）分布

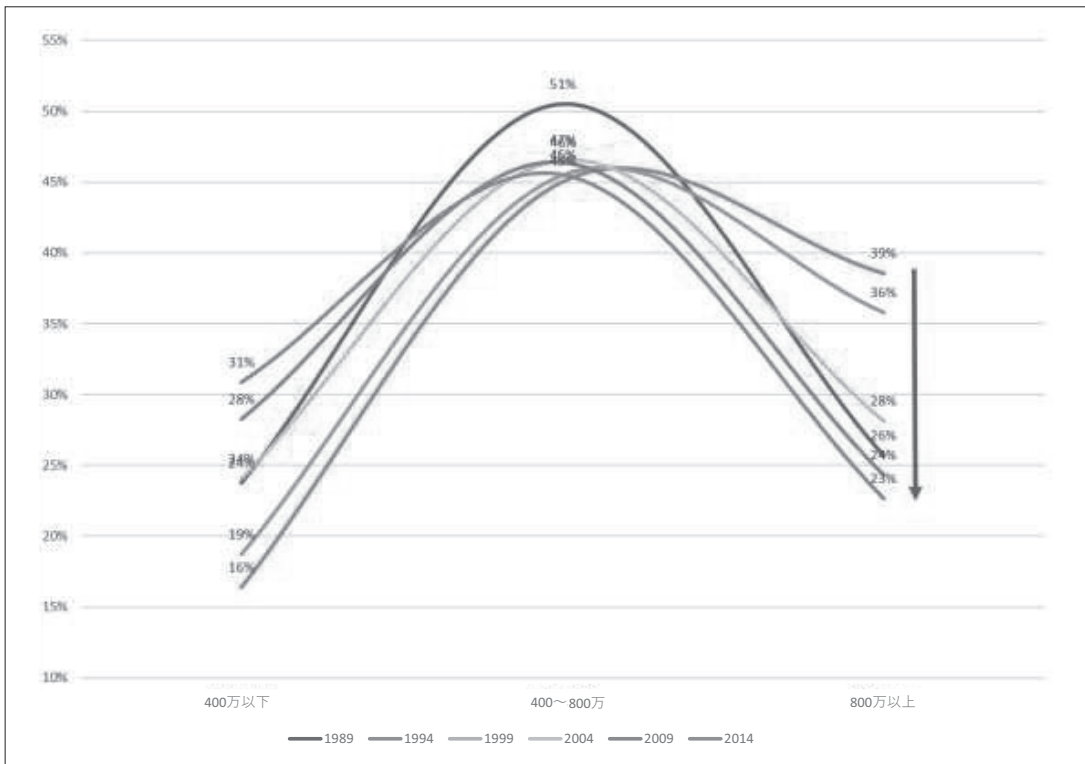


図 2-3 所得階層（三分類）の推移

本稿は、年収分布の変化，左方シフト，すなわち800万円以上の層の割合減少，中間の400～800

万円以上の層の維持、400万円以上の層の割合増加、が社会経済にどのような影響を与えているか、所得階層のダウングレード化がもたらす影響を考察するものである。なお、各所得層の変動は、経済変動と社会変動の両面の影響を受けている。人口変動については、人口規模、年齢構成、ライフサイクル・世代構成、引退・就業の社会移動、家族形態の変化が関係してくる。経済変動は、GDP規模・成長性、一人当たりGDP、労働コスト・賃金、税・給付水準が関係する。

所得階層の変化は経済的な要因と、社会的な要因とが相互に影響することから生じている。社会的な要因としては、若年層の就業化、家族形成、高年層のリタイアが最も大きい。若年層は、就業により所得水準の上昇、しかし家族形成による家族関係費用の上昇による消費水準上昇・消費性向低下、高年層はリタイアによる所得水準の低下、住宅ローンなど資産形成が済み、子育ても済んでいることから、費用負担の減少に伴う消費性向の上昇という、消費面での影響も顕著なものになる。特に、いわゆる団塊の世代、リタイア世代の社会的な移動の影響はきわめて大きいものと考えられる。

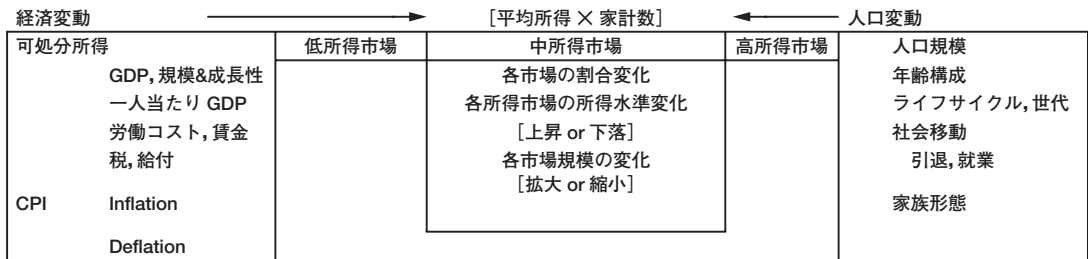


図 2-4

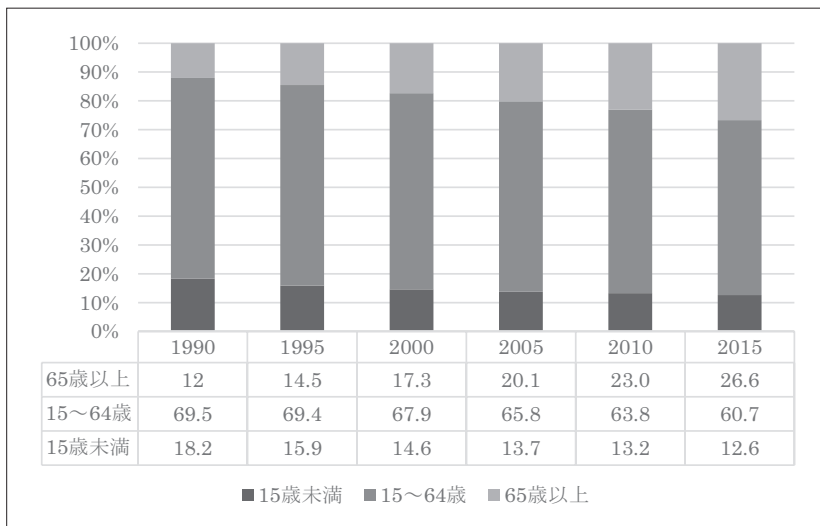


図 2-5 年齢割合変化

経済要素としては、日本の産業全体の雇用者報酬の通減傾向³⁾、賃金の伸び悩み⁴⁾が大きな要因として考えられる。

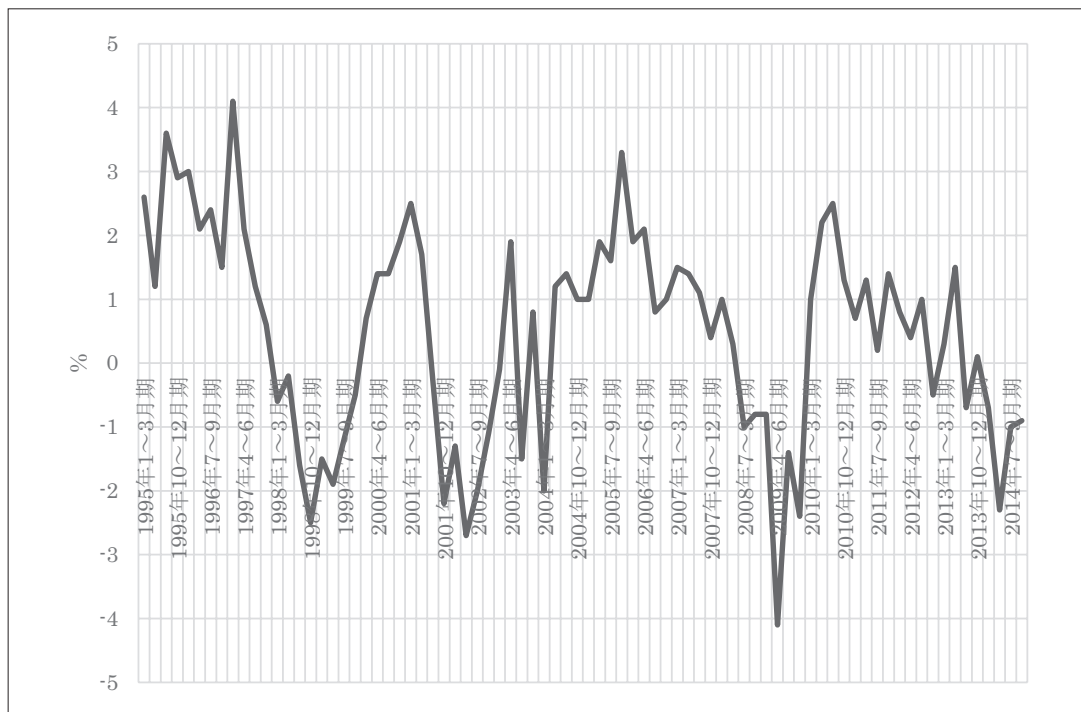


図 2-6 雇用者報酬前年度伸び率

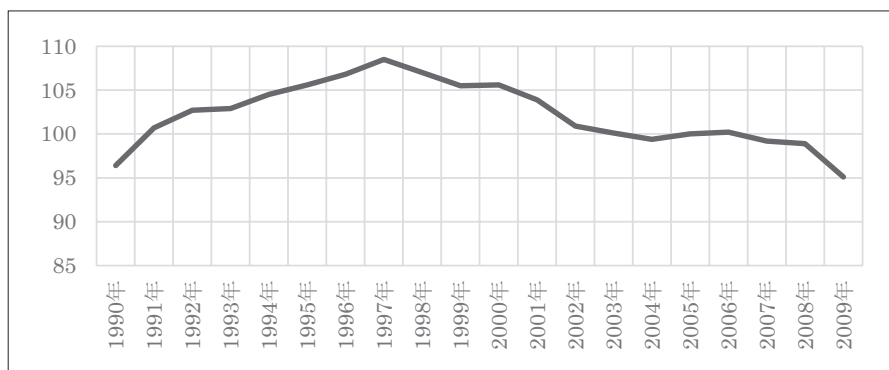


図 2-7 賃金指数（現金給与総額）（2005年 100）

3) 国民経済計算四半期別 GDP 速報による。

4) 厚生労働省「勤労毎月統計」各年発表による。

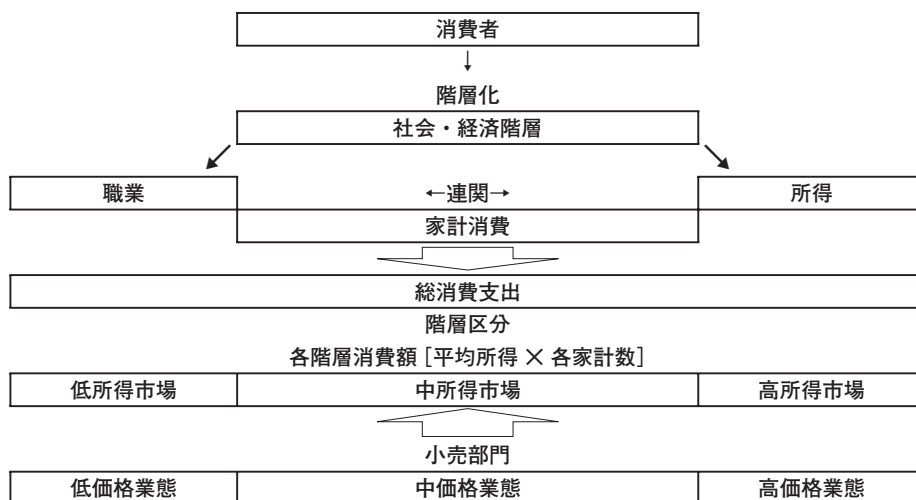


図 2-8

所得階層のダウングレード化は、単なる所得分布の変化というよりは、その背景にある産業分布、職業分布、家族形態の変化の反映と見るべきものである。第一に、世帯主の産業別に見た所得分布は1989年、2004年の所得分布及び累積グラフ（個票データ）によっても、産業による所得分布の差異が明らかである。1989年の産業別の所得分布では、累積ベースで50%に達する産業別年収階層、すなわち中央値に属する年収階層で見ると、金融・保険業、次いで電気・ガス・熱供給・水道業、不動産業、公務、次いでサービス業、製造業、運輸・通信業、次いで農業・林業・漁業、鉱業、建設業、卸売・小売業・飲食店、次いでその他（非就業を含む）の順になっている。一方、2004年では、2004年に産業分類が細分化されたため、1989年との比較は難しいが、1989年と2004年を合わせて見ると、電気・ガス・熱供給・水道業を筆頭に、次いで金融・保険業、公務、教育・学習支援業、次いで不動産業、情報・通信業、複合サービス業、次いで農林漁業、建設業、運輸、卸売・小売業、サービス業の順になっている。概ね、その産業による中央値で見た年収の違いは固定的であり、1989年では400万円以下の比率が高い産業は、その他（非就業を含む）、農業・林業・漁業、卸売・小売・飲食店、2004年ではその他（非就業を含む）、農業、飲食店、宿泊業、林業というように、ほぼ同様である。なお、その他（非就業）は、リタイアした層であり、その層の拡大が、全体の年収分布のダウングレード化に影響を与えていると考えられる。逆に800万円以上の産業としては1989年では、金融・保険業、電気・ガス・熱供給・水道、不動産、公務、2004年では電気・ガス・熱供給・水道、公務、教育・学習支援サービス、次いで金融・保険、不動産、複合サービス業と、2004年ではサービスが細分化されたことも含めても、概ねその産業群は1989年と同一である。全体に産業別に見た所得階層は、その他（非就業）の比率の拡大が大きく作用した結果としてダウングレード化していることが分かる。

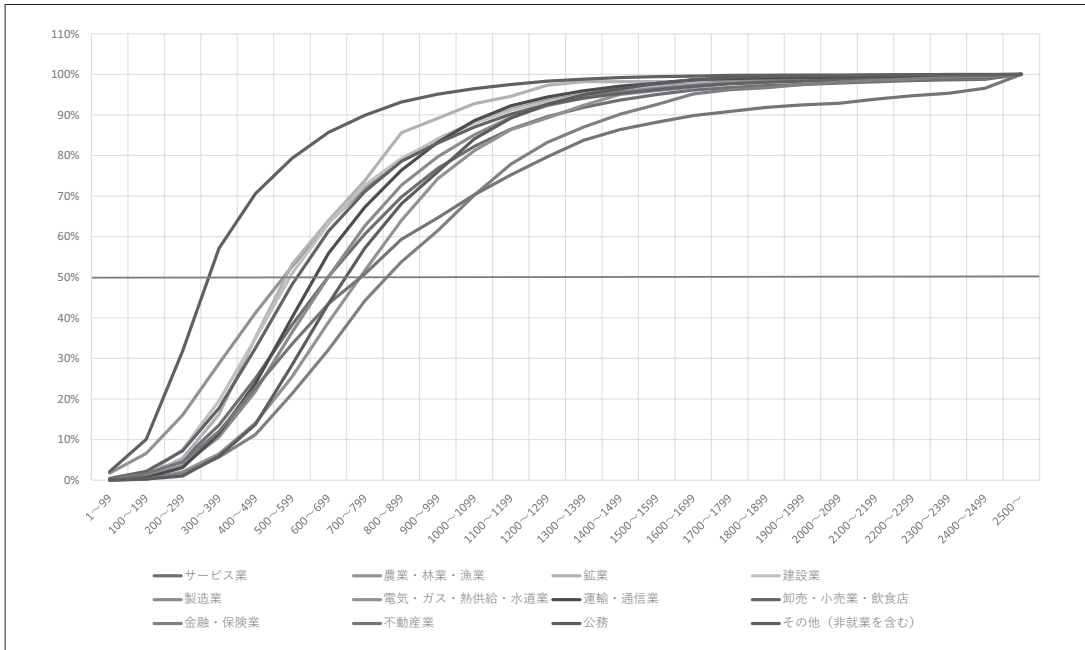


図 2-9 1989 世帯主産業別の世帯年間所得各階級累積

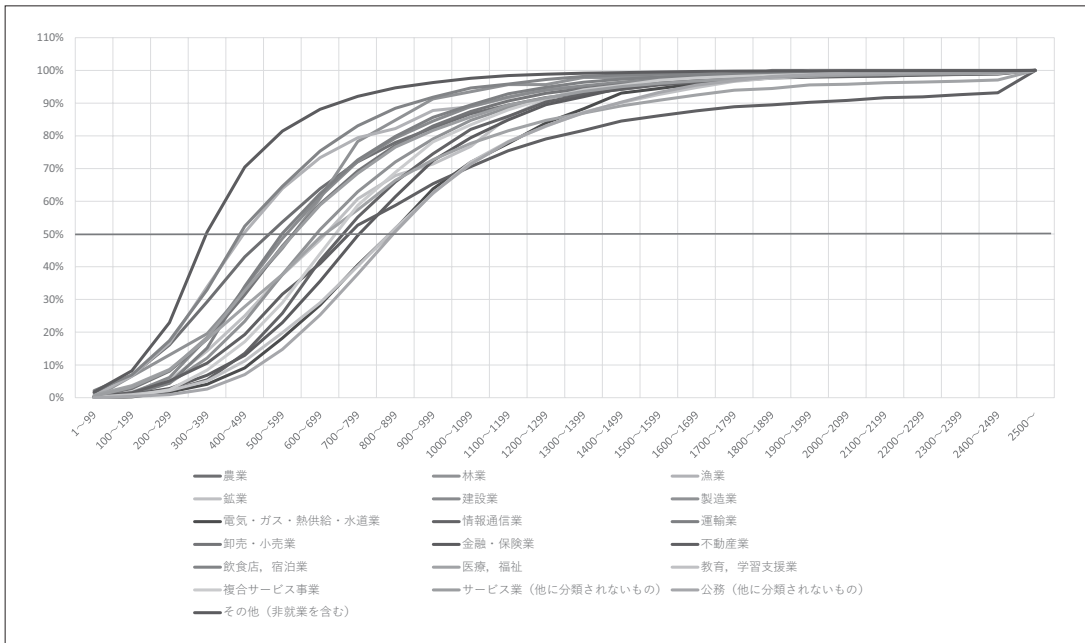


図 2-10 2004 世帯主産業別の世帯年間所得各階級累積

第二に、職業分布で見た場合、1989年の累積ベースで50%に達する職業別年収階層，すなわち中央値に属する年収階層で見ると、400万円以下の層は、特に無職、臨時及び日々雇労働作業者が60、70%に達し、次いでその他、農林漁業従業者となっている。800万以上の層は、法人経営者が突出しており、次いで個人経営者、官公職員、自由業者の順となる。この状況は2004年でも同様に臨時及び日々雇労働作業者、無職が50%台、次いで農林漁業従事者常用労働作業者、商人及び職人となっている。逆に800万円以上の層としては、法人経営者が突出し、次いで個人経営者、官公職員、自由業、民間職員の順になる。年収階層にはほとんど動きがなく、職業別に見ても、リタイア層を含めた無職の比率の拡大がダウングレード化に寄与していると推測できる。

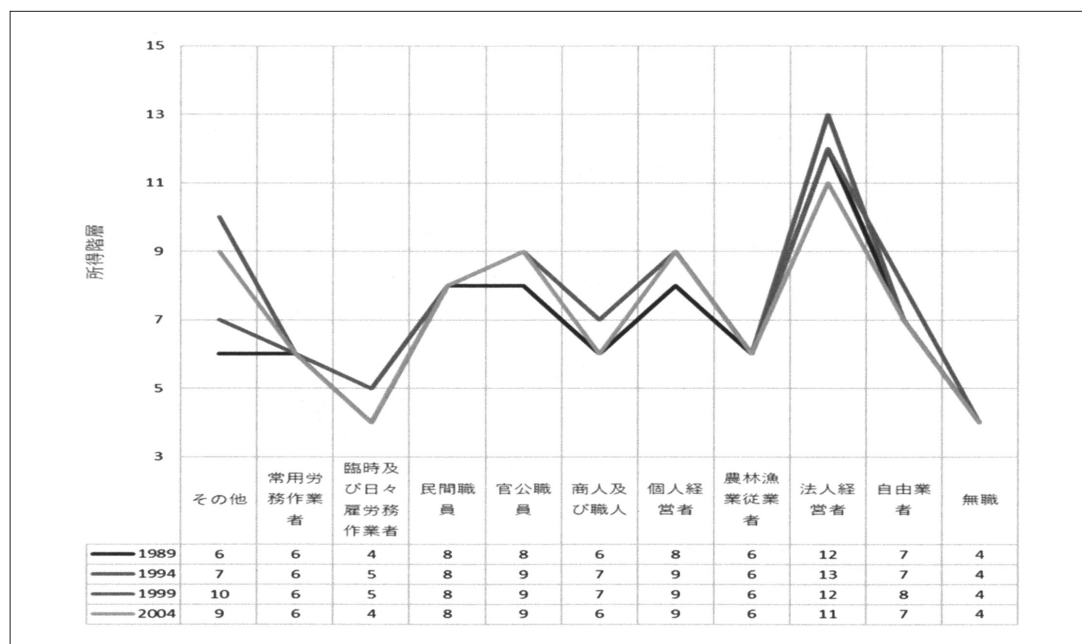


図 2-11 1989～2004 世帯主職業別 年間所得階層 (50%累積)

なお、図 2-11、各年、各職業別の数字は、表 2-1 のとおり世帯年収階級の番号を表している。(以下、同様)

表 2-1 世帯年収階級番号

世帯年収階級番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
階級(万円)	1～99	100～199	200～299	300～399	400～499	500～599	600～699	700～799	800～899	900～999	1000～1099	1100～1199	1200～1299
世帯年収階級番号	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
階級(万円)	～1399	1400～1499	1500～1599	1600～1699	1700～1799	1800～1899	1900～1999	2000～2099	2100～2199	2200～2299	2300～2399	2400～2499	2500～

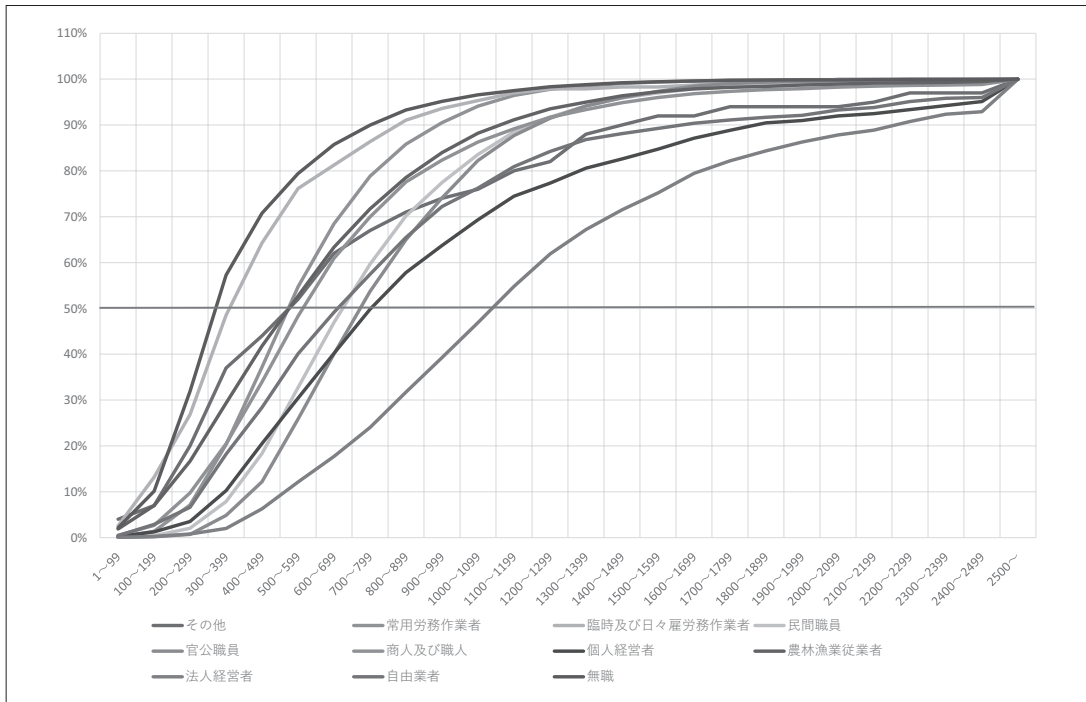


図 2-12 1989 世帯主職業別の世帯年間所得各階級累積

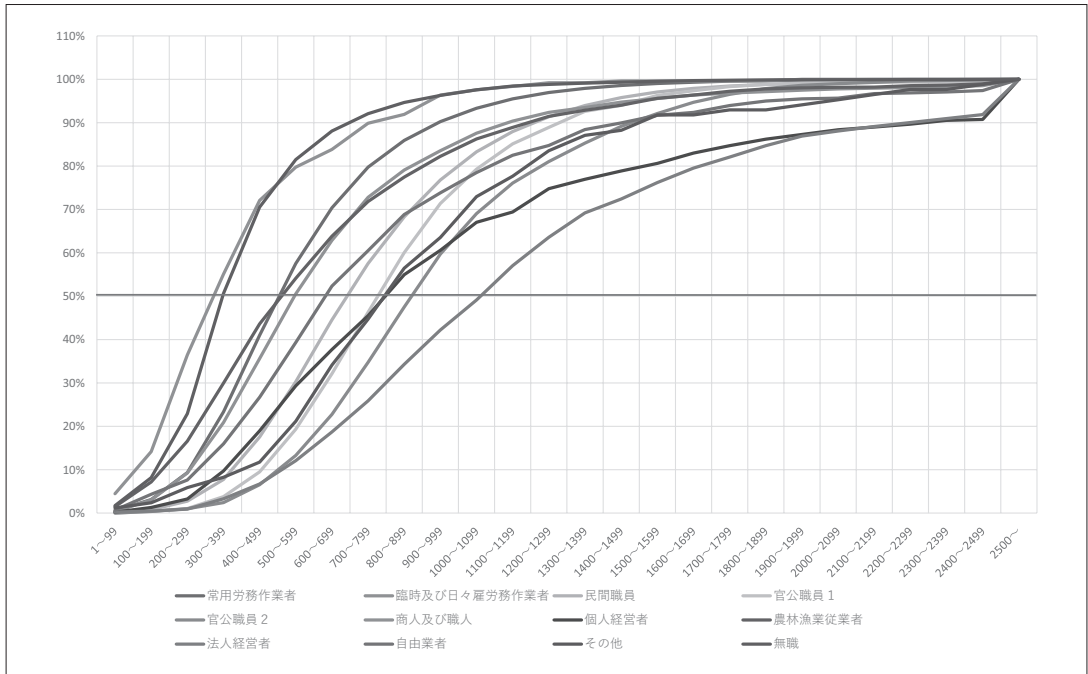


図 2-13 2004 世帯主職業別の世帯年間所得各階級累積

第三に年齢別に見た場合、400万円以下の層（4以下）は15～19歳，20～24歳，1989，1994年では70歳以上，1999年は75歳以上，2004年は80歳以上となっている。逆に800万円以上（9以上）の層は，1989年50～54歳，1994年45～59歳，1999年45～59歳，2004年はなくなり，45～59歳が799万円以下（8ランク）に落ち込んでいる。800万円以上の階層の比率の低下は，この45～59歳の所得ランクの低下に起因していることが推測できる。逆に400万円台以下の層は一貫して65歳以上の年齢層であり，その年代層の増加がダウングレード化に同じく起因していると考えられる。以下の1989～2014年のデータは平均値であり，1989～2004年の中央値データとの差異は生じているが，同様に45～59歳の年収水準が低下していることが読み取れる。

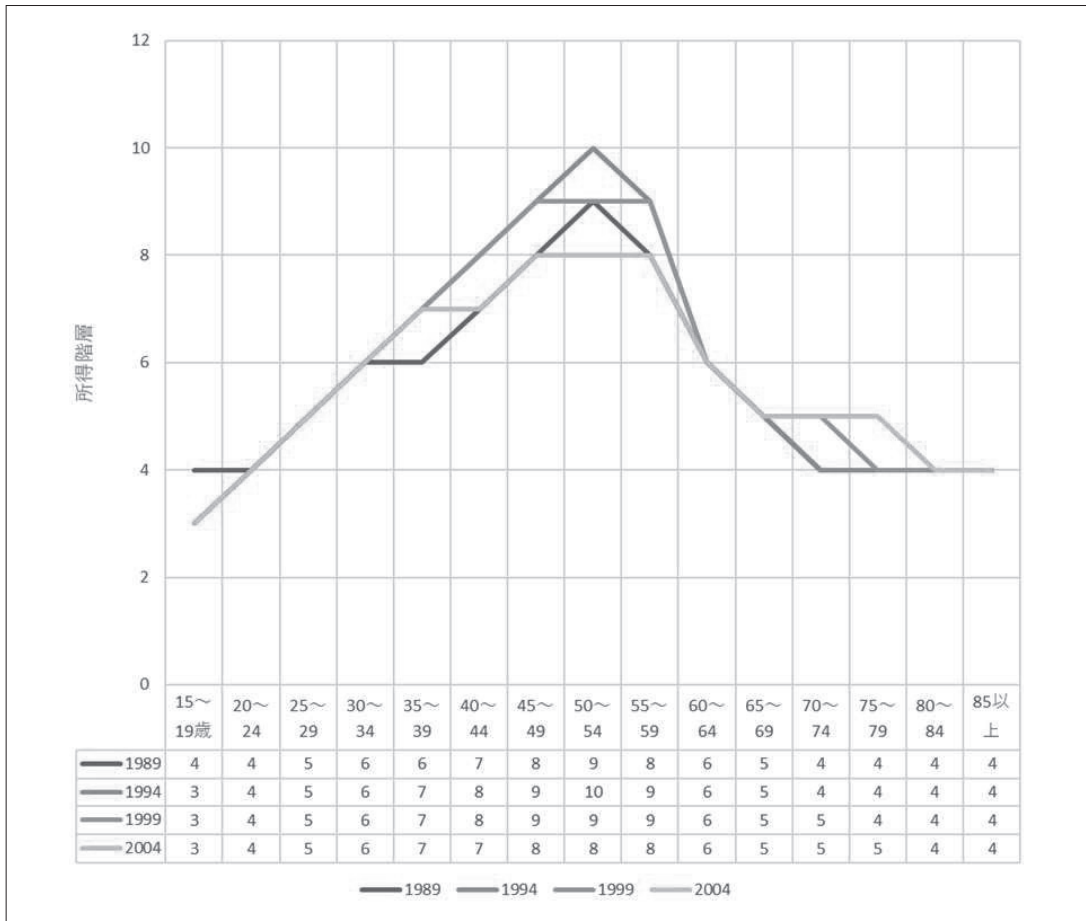


図 2-14 1989～2004 世帯主年齢による年収階層の変化（累積50%水準）

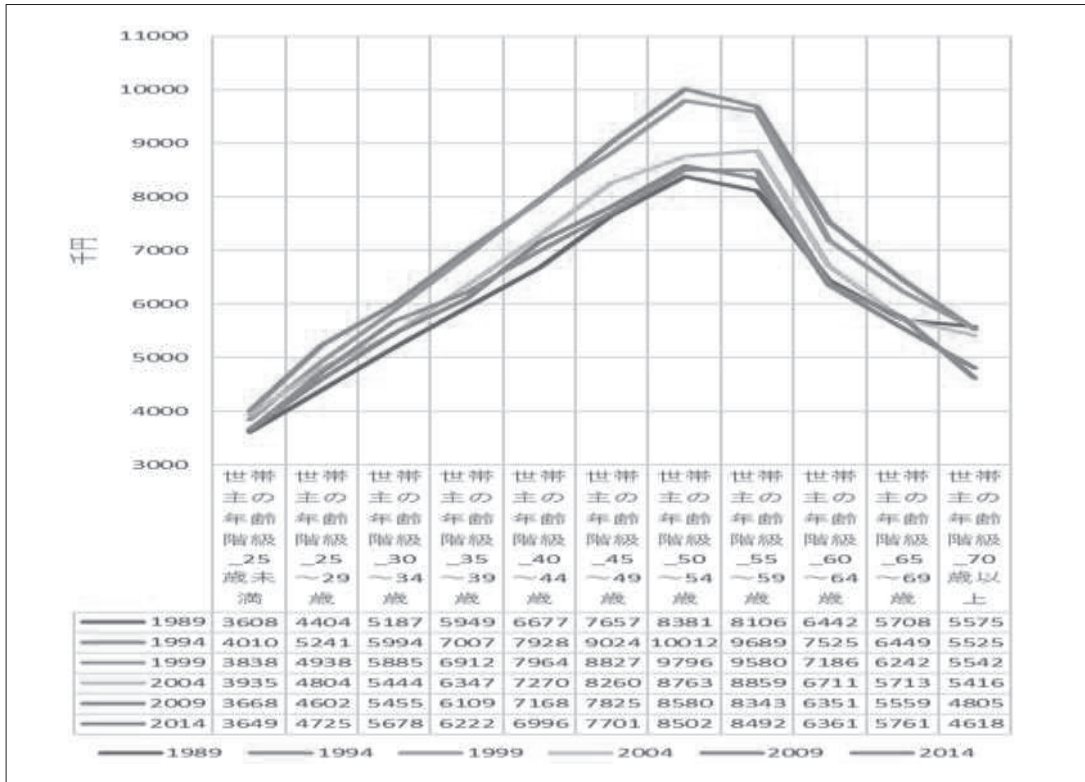


図 2-15 全世帯世帯主年齢別年間収入

表 2-2

30～34歳代 年収構成割合 (以下同様)

	1～99	100～199	200～299	300～399	400～499	500～599	600～699	700～799	800～899
1989	0.1%	1.3%	5.6%	21.4%	44.4%	66.8%	78.9%	87.3%	92.2%
1994	0.2%	1.2%	4.4%	14.2%	35.1%	59.9%	75.8%	84.1%	90.1%
1999	0.5%	1.8%	5.8%	16.9%	37.4%	60.5%	76.5%	85.7%	90.9%
2004	0.7%	3.2%	7.8%	23.2%	44.8%	66.4%	80.9%	88.2%	92.5%

35～39歳代

	1～99	100～199	200～299	300～399	400～499	500～599	600～699	700～799	800～899	900～999	1000～1099
1989	0.2%	1.3%	5.0%	13.3%	28.6%	50.1%	68.0%	79.1%	86.1%	90.4%	93.9%
1994	0.1%	1.1%	3.8%	9.6%	21.6%	40.0%	58.2%	72.5%	81.5%	86.7%	91.0%
1999	0.3%	1.5%	4.6%	11.0%	23.4%	40.7%	60.0%	74.4%	82.7%	88.5%	92.6%
2004	0.4%	2.3%	6.2%	13.6%	28.3%	46.8%	65.1%	77.8%	86.2%	91.1%	94.3%

表 2-2 (つづき)

40～44歳代

	1～99	100～ 199	200～ 299	300～ 399	400～ 499	500～ 599	600～ 699	700～ 799	800～ 899	900～ 999	1000～ 1099	1100～ 1199	1200～ 1299
1989	0.3%	1.2%	3.7%	10.1%	20.0%	35.6%	53.3%	67.9%	77.8%	84.2%	88.9%	92.6%	94.9%
1994	0.2%	1.0%	3.3%	7.7%	15.4%	27.7%	43.2%	58.7%	71.4%	79.6%	85.4%	89.1%	92.3%
1999	0.1%	1.4%	3.9%	8.7%	17.2%	29.0%	43.2%	57.7%	71.0%	80.0%	86.2%	90.1%	92.8%
2004	0.3%	1.9%	5.4%	11.1%	21.0%	34.4%	49.7%	64.4%	75.3%	83.3%	88.1%	91.2%	93.7%

45～49歳代

	1～99	100～ 199	200～ 299	300～ 399	400～ 499	500～ 599	600～ 699	700～ 799	800～ 899	900～ 999	1000～ 1099	1100～ 1199	1200～ 1299	1300～ 1399
1989	0.2%	0.9%	3.4%	8.7%	15.9%	26.4%	39.1%	52.7%	65.8%	74.4%	81.6%	86.9%	90.7%	93.3%
1994	0.3%	1.3%	2.9%	6.8%	13.0%	21.6%	31.9%	43.6%	56.1%	66.9%	75.3%	81.5%	86.8%	90.4%
1999	0.3%	1.3%	3.3%	7.8%	15.0%	23.8%	34.8%	47.1%	59.5%	69.5%	77.8%	83.5%	87.6%	91.1%
2004	0.3%	1.5%	3.7%	8.7%	16.8%	26.3%	38.1%	51.5%	64.0%	73.7%	80.9%	86.2%	89.8%	92.5%

50～54歳代

	1～99	100～ 199	200～ 299	300～ 399	400～ 499	500～ 599	600～ 699	700～ 799	800～ 899	900～ 999	1000～ 1099	1100～ 1199	1200～ 1299	1300～ 1399	1400～ 1499	1500～ 1599
1989	0.3%	1.5%	4.3%	9.1%	16.4%	25.6%	35.8%	46.6%	56.0%	64.9%	73.3%	80.1%	85.1%	88.5%	91.6%	93.5%
1994	0.3%	1.2%	3.4%	6.7%	11.5%	19.0%	26.6%	36.1%	46.1%	55.7%	65.1%	72.4%	78.6%	83.5%	87.4%	90.6%
1999	0.4%	1.2%	3.6%	7.5%	13.5%	21.4%	29.6%	39.4%	49.8%	58.9%	68.7%	75.1%	80.4%	84.7%	88.1%	91.3%
2004	0.4%	2.3%	5.1%	10.8%	18.3%	26.8%	37.1%	47.6%	57.7%	66.4%	75.1%	81.4%	86.2%	89.4%	92.1%	94.2%

55～59歳代

	1～99	100～ 199	200～ 299	300～ 399	400～ 499	500～ 599	600～ 699	700～ 799	800～ 899	900～ 999	1000～ 1099	1100～ 1199	1200～ 1299	1300～ 1399	1400～ 1499	1500～ 1599
1989	0.6%	2.3%	7.3%	15.0%	23.3%	32.3%	41.9%	51.2%	60.5%	69.3%	76.5%	81.9%	85.7%	89.0%	91.2%	92.9%
1994	0.5%	2.0%	5.5%	10.5%	17.4%	25.6%	34.2%	43.1%	51.8%	59.2%	66.6%	73.3%	79.6%	83.8%	86.9%	89.9%
1999	0.5%	1.8%	5.2%	10.7%	17.9%	25.8%	34.0%	42.9%	51.4%	60.3%	69.0%	74.9%	80.0%	84.2%	87.4%	90.4%
2004	0.8%	2.6%	6.1%	13.1%	21.8%	30.4%	40.1%	50.0%	58.4%	67.0%	73.8%	79.3%	83.7%	87.2%	89.8%	92.2%

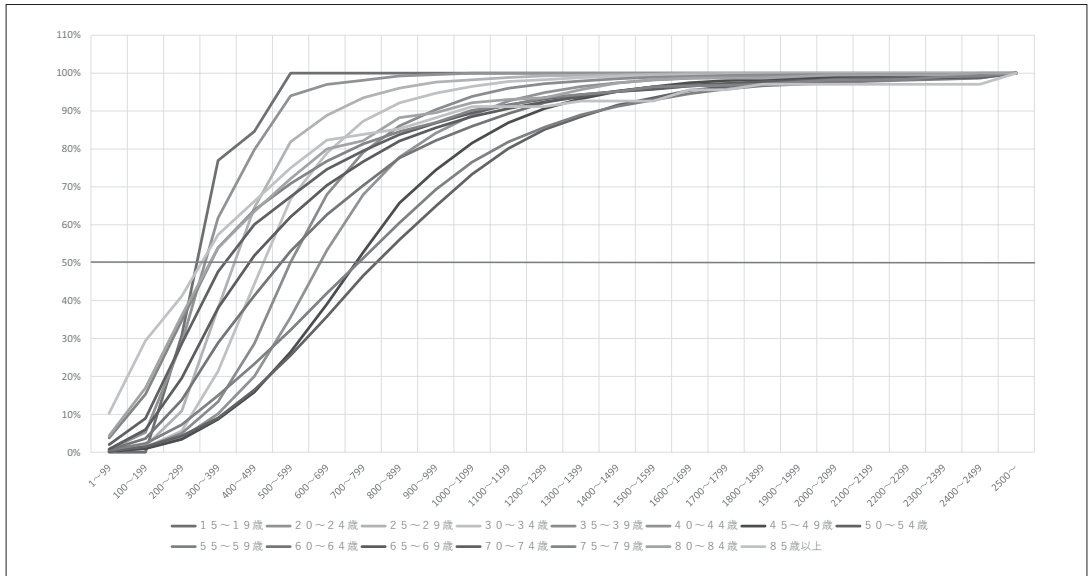


図 2-16 1989世帯主年齢別の世帯年間所得各階級累積

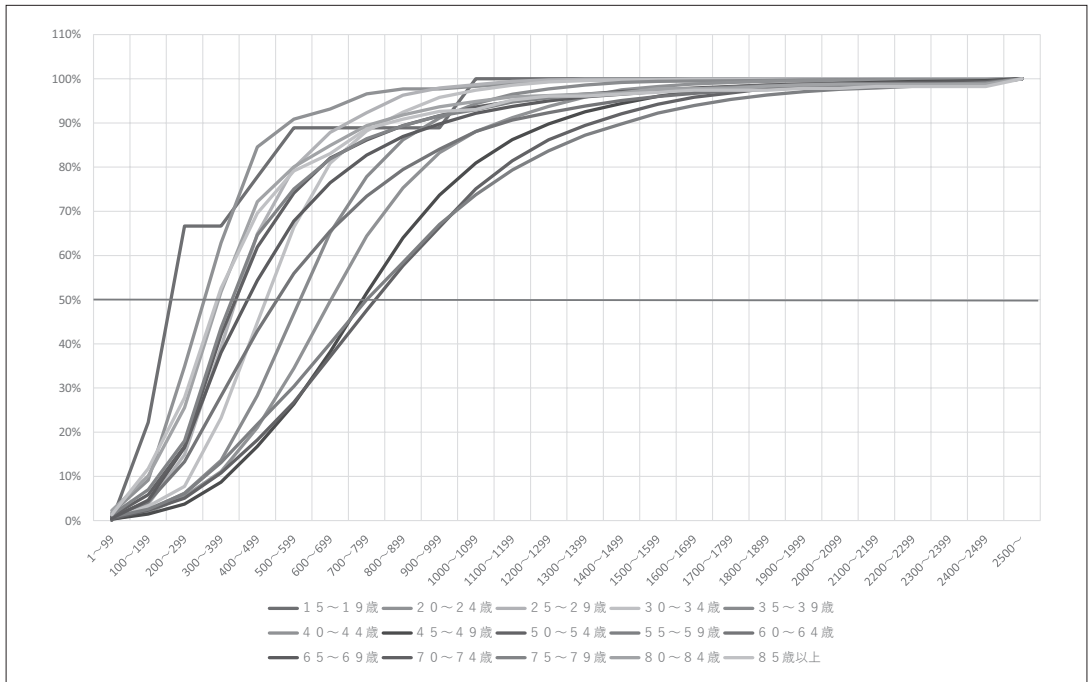


図 2-17 2004 世帯主年齢別の世帯年間所得各階級累積

次に、世帯あたりの有業者数の推移を見ると、有業者数と年収水準は比例しており、特に有業人

員なしが400万以下、有業者数2～3人の場合に、700～800万円以上となっている。また働き手が一人の場合は、概ね600万円台の水準に止まっている。ここから、配偶者の就業の成否が年間収入に大きく影響を与えていることが分かる。(本論文、前記I参照)

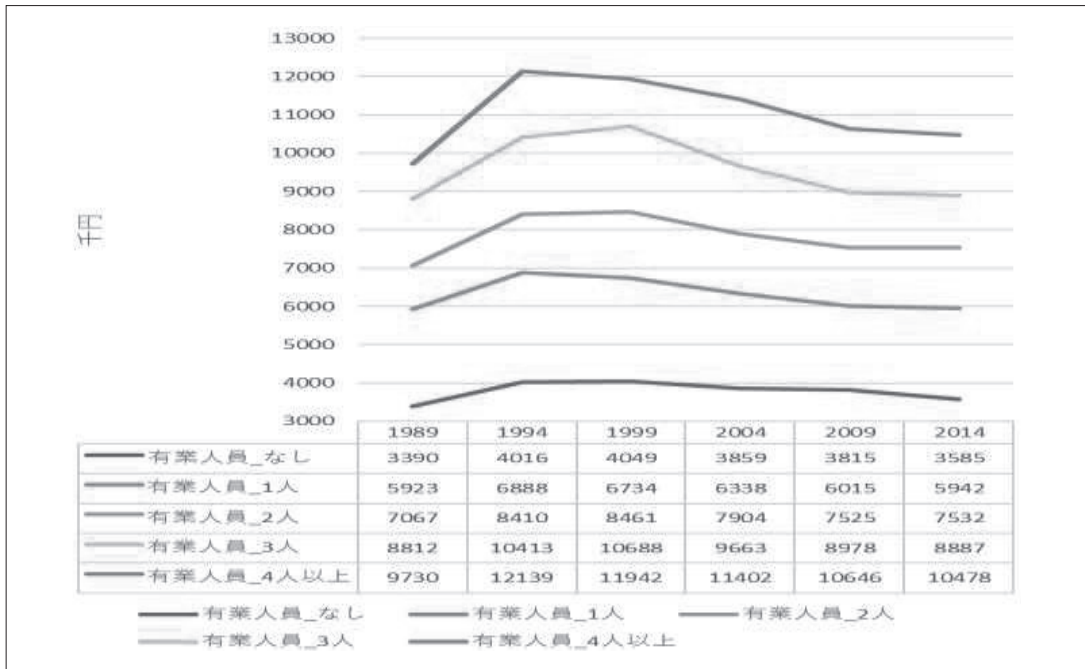


図 2-18 有業者数別平均年間収入

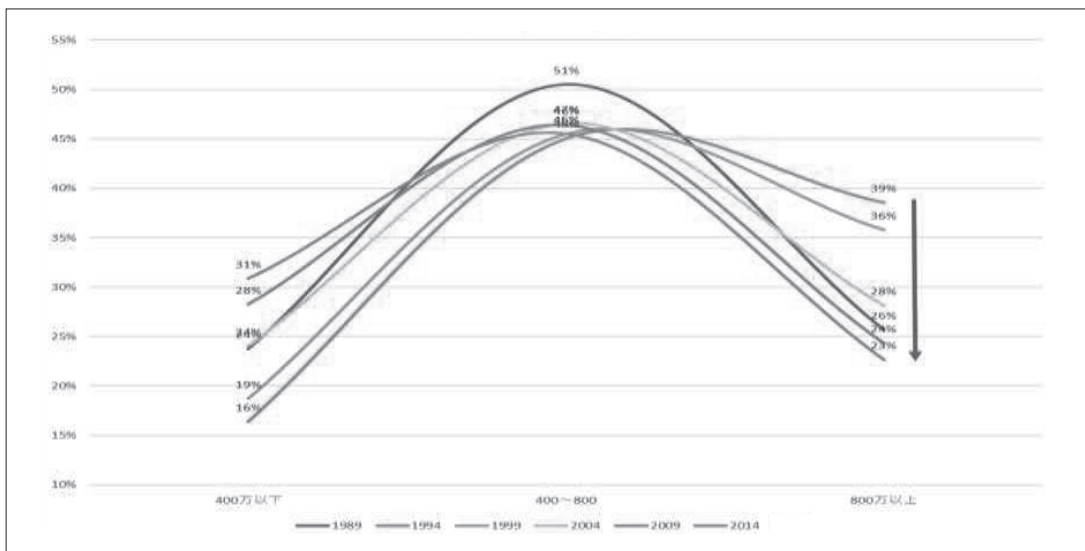


図 2-19 所得階層（三分類）の推移

年間収入の低下は、年収400万円以下の世帯は、65歳以上の無職のリタイア世代の増加、及びそれに対して800万円以上の層の減少は、中核世代にある45～59歳の年齢層の年収の低下に起因する。産業別、職業別には、ほぼその年収の差異はほぼその傾向は変わっていない。400万円以下の所得層、400～800万円の所得層、及び800万円以上の所得層を仮に低所得層、中所得層、高所得層とすると、低所得層対象の消費市場の拡大、中所得層対象の中間消費市場の維持、高所得層対象の消費市場の縮小と、各々異なる結果が生じていることになる。

低所得層は概ねヤング世代とオールド世代、中間所得層、高所得層はミドル世代に区分けされる。世代をやや大括りで20代のYoung, 30代～50代のMiddle, 60代以降のOldに区分すると、概ね次表のような傾向にあると考えられる。(当表のベースとしての、世代別の家計構造の差異については、前稿(徳田・李 2020)参照。)

若い世代は、収入も相対的に小さいが、未だ税負担も小さく、また資産形成、子育てに関わる借入金負担も小さい。収入を資産形成ではなく、消費支出に割り当てられる割合が高い。従って消費性向が高く、但し収入の制約で必需的な支出重視で低価格志向が強くなる。

ミドル世代は、収入が大きくなっているが、教育費など子育てに関わる支出の負担もあって必需的な支出の負担が増している。また年齢的に給付を受ける年代ではなく、収入に応じた税負担も大きく、支出を抑え将来に備える貯蓄形成、住宅ローンなどの返済金負担も大きい。構造的に消費支出を抑えつつ、子育てコスト、資産形成にも留意しなければならない逼迫した家計構造である。従って、食料費などの消費性向も抑えざるを得ないが、その中で子育てなど家族関係の支出、教育費など選択的な支出を進めていく。一定の収入規模にあるが、支出制約があり、限られた収入で多様な支出を迫られている結果、より効用の大きい財サービスへの志向、値ごろ感志向が強くなる。

オールド世代はリタイアして収入も小さくなっているが、借入金の返済も終わって、年金など給付を受けると共に、それまでに貯蓄した預貯金の引出しにより余力のある家計構造になっている。既に子育てが終了し、資産の蓄積もあることから、消費性向は高いが、經常収入が相対的に低いこともあって、必需的な支出を抑えつつ、選択的な支出を重視する傾向になる。

表2-3

世代	經常収支	税・給付	預貯金	借入・返済	その他	特性
Young	+ (少)	- (少)	0	0	0	収入、税負担、借入金負担も小さい
Middle	+ (少)	- (大)	- (大)	- (大)	+ (少)	収入は大きいですが、税負担、貯蓄形成、借入金返済のためにその他余剰は少ない。
Old	+ (少)	+ (大)	+ (大)	0	- (大)	収入は小さいが、既に借入金返済も終わり、年金など給付、貯蓄の引出しもあり、余力がある。

年齢階層別にみた平均消費性向(勤労者世帯)の推移では、全体に平均消費性向は減少傾向にあるが、30歳以下の若年層が2014年で75%台、中間の30～40歳前半までが71～74%、40歳代後半から

59歳までが70%台後半，60歳以上の高年齢層が80%以上となっている。概ね前表の各世代による家計構造の差異を反映していると考えられる。

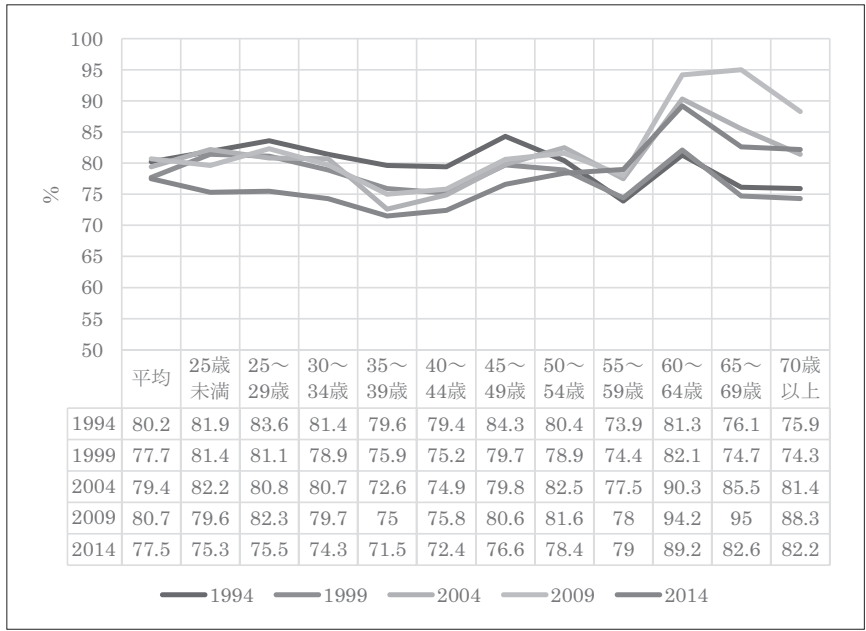


図 2-20 年齢別平均消費性向（1994～2014）

各階層別の消費市場の規模（当調査データ対象）について1994～2104年の推移を試算してみた。各所得層に関わる家計数×収入金額を集計したものである。一見して分かるように，800万円以上の高所得市場は20年間でほぼ半減，400～800万円の中間所得市場はほぼ現状維持，400万円以下の低所得市場はほぼ50%増となっている。

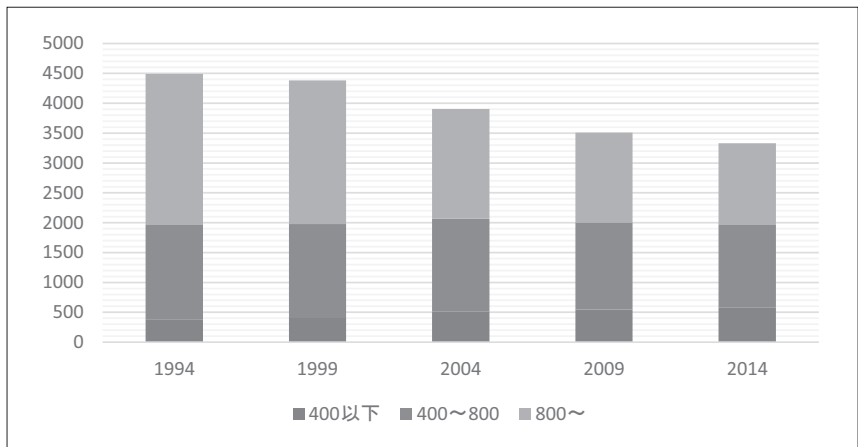


図 2-21 低・中・高所得市場推移（単位 億円）

低所得市場	中所得市場	高所得市場
	↑	
	小売部門	
低価格業態	中価格業態	高価格業態

図 2-22 各階層消費額 [平均所得×各家計数]

各市場規模の変化は、各市場に相当する各価格業態に影響を与える。低価格業態としてディスカウントストア、コンビニエンスストア、中価格業態として（総合）スーパー、高価格業態として百貨店 専門店が該当する。なお、ネット通販はほぼ価格横断的な業態として見なされる。高価格業態として百貨店、中価格業態としてスーパー、低価格業態としてコンビニエンスストアの売上高の推移を参照する⁵⁾。百貨店の売上高は1994年時点で10兆6400億円だったのが、2014年では4兆9226億円と半減しており、上記半減した高所得市場の動きと符合している。

		新業態開発		
トレンド	オンライン、コンビニエンス、チャリティ、シェアリング、オーガニック			
	価格競争 消費者物価>小売価格			
	↓			
	小売業態の階層変化			
	低所得(価格)市場	中所得(価格)市場	高所得(価格)市場	
	← オンライン →			
	低価格業態攻勢	スーパーマーケット	百貨店	
価格戦略	割引	割引 & プレミアム	プレミアム	
	----- 価格ラインの移動			

図 2-23 小売部門変化

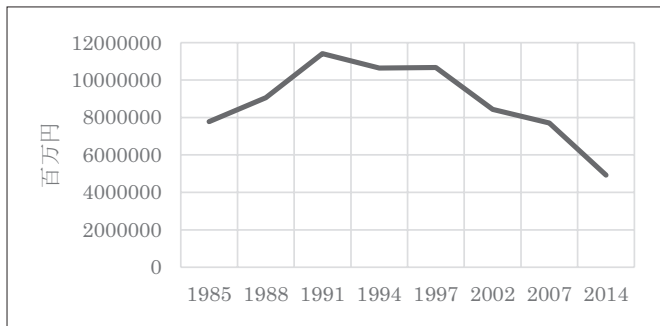


図 2-24 百貨店売上高推移 (1985~2014)

一方中価格業態としてのスーパー（総合、専門、その他）の売上高推移は、1994年30兆2247億円が2014年では32兆8630億円とほぼ同一の水準にあり、中所得市場がほぼ維持されていることと符合している。

5) 商業統計表（株式会社アイ・エヌ情報センター提供大規模統計 Finder 所載）に依る。

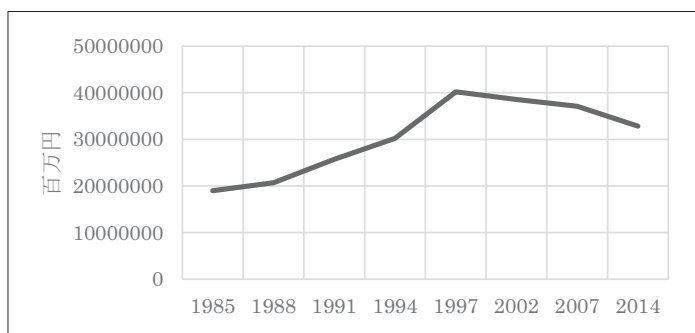


図 2-25 スーパー売上高推移 (1985~2014)

次に低価格業態としてのコンビニエンスストアの売上高推移については、コンビニエンスストアが単純に低所得市場という性格と同時に近隣型業態としてあらゆる所得層にも対応していることもあり、その点を考慮する必要がある。1994年の売上高が8兆2920億円に対して2014年は6兆4786億円と減少しているが、1997年が5兆1974億円であることを考慮すれば、やはり低業態市場の拡大傾向が進んでいると考えられる。

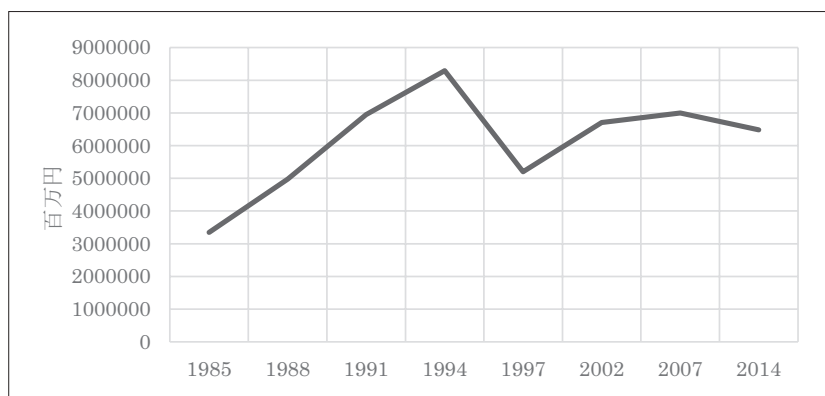


図 2-26 コンビニエンスストア売上高 (1985~2014)

年間収入の減少傾向に符合して、小売市場全体は1994年141兆2497億円、2014年120兆7556億円と縮小傾向にあるが、売り場面積は1994年1億2162万㎡であるのに対して、2014年では1億3485万㎡と逆に増加傾向にあり、明らかに売り場面積過多、売り場面積当たりの販売効率の低下が顕著に見られる。現に販売効率（売場面積1平方メートル当たり年間商品販売額）は1994年90万円が2014年63万円と70%の水準に落ち込んでいる。このアンバランスが、小売業全体の売上低迷、低収益性につながっている。

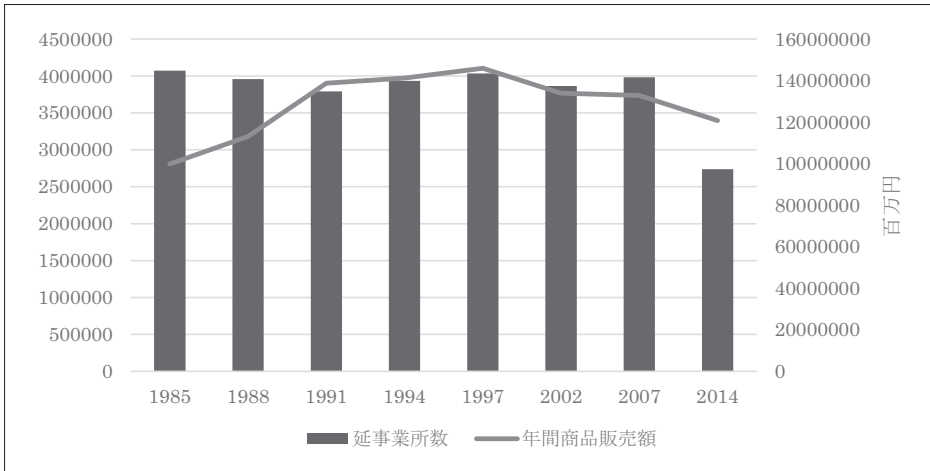


図 2-27 小売業態 事業所数・販売額推移

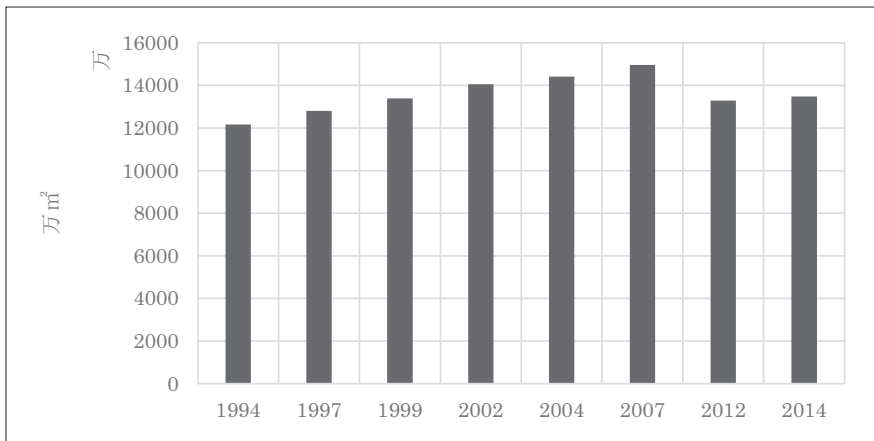


図 2-28 小売業売り場面積推移

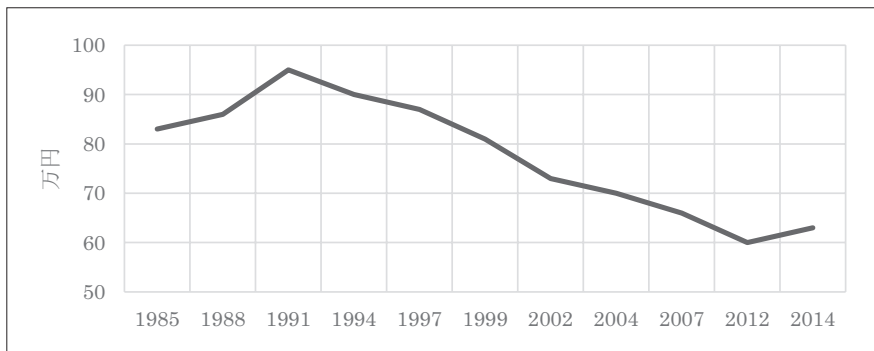


図 2-29 小売業売り場販売効率 (㎡当たり販売額)

I のまとめ～階層別に見た消費者行動の特性～

それでは、各階層別の消費者特性とはどのようなものだろうか。特に注意しなければならないのは、経済的には、経済環境の変化、特に年間収入の低下傾向の中で、教育費、住宅ローン、食料費など義務的な支出を賄わなければならないタイトな家計運営、特にそれが顕著なミドル層などライフステージ別に見た家計特性の変化を見極める必要がある。また、社会的な面からは、例えば年収低下によりかつては高所得層に属していた層が中間層に降りてくる場合は、高所得マーケットの特性である価値を重視する価値志向を中価格市場でも要求してくること、また逆に若い世代がミドル世代に移行してきた場合には、低所得下で別の意味でタイトな家計運営をしてきた若い世代はどうしても価格志向が強くなるものと考えられ、その双方の要素を合わせると、価格、価値いずれも重視する消費者特性、いわゆる価値と費用のバランスを重視する値ごろ志向が中間所得市場に現れてくる可能性が高い。その結果、低所得市場は元来の費用・価格志向、中所得市場は費用・価値のバランス志向、高所得市場は価値志向という特性が現れてくると考えられる。

もう一つのポイントは、全体の年収低下傾向の一要因でもあるリタイア層、高齢層の消費特性である。一般的なライフサイクルによれば、リタイア前に蓄積した資産、貯蓄をベースに高い消費性向となると言われている。但し、前稿（徳田・李 2020）で分析したとおり、家計余剰、ネット資産は縮小してきていること、また固定的な職業別、産業別に見た所得階層も同様に固定的であり、その層は、資産形成も十分ではなく、リタイア後にはタイトな家計運営を迫られている可能性が高いこと。従って、高齢層はもともと高所得層からリタイアした層、逆に低所得層からリタイアした層の二極分化が進んでいる可能性が高いと考えられる。

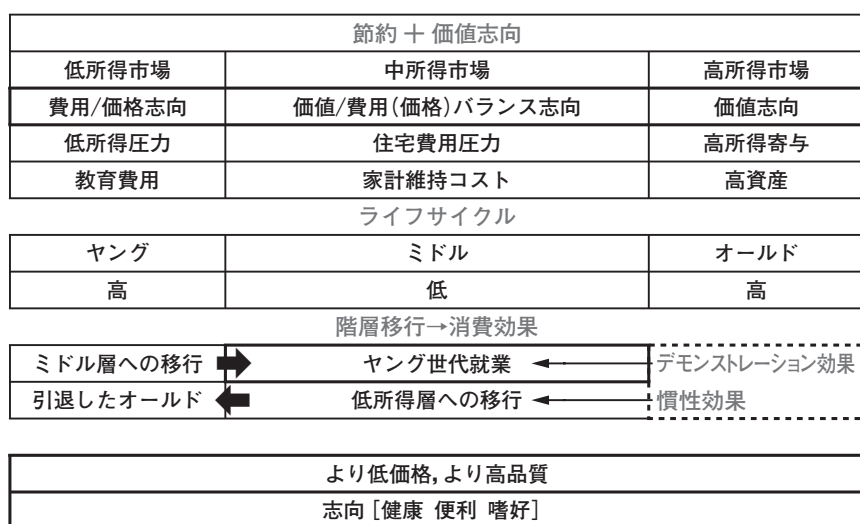


図 2-30 各階層消費者行動の特徴

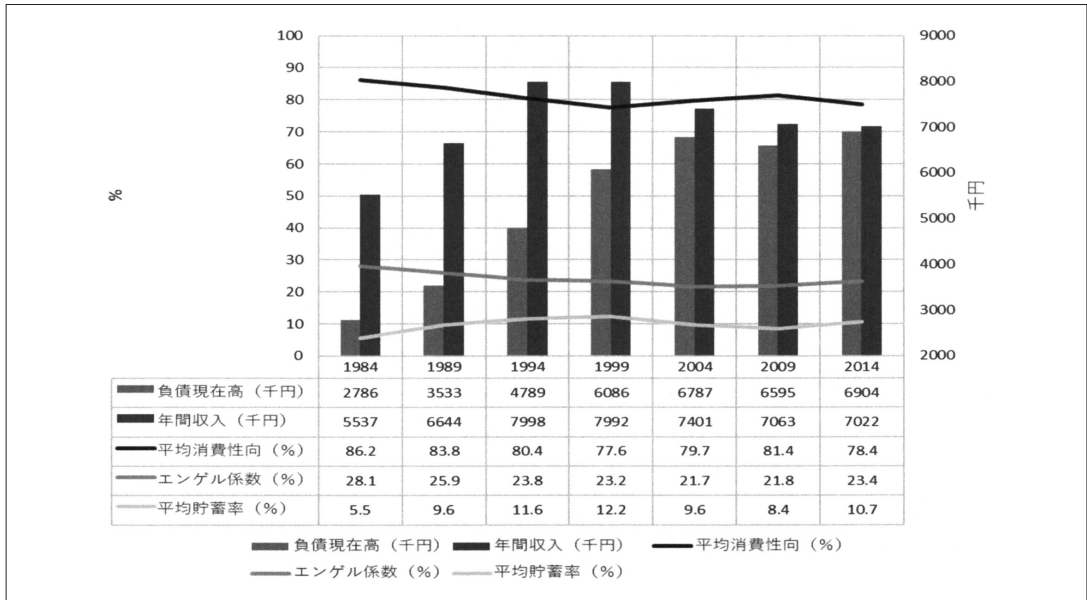


図 2-31 勤労者世帯年収減・消費抑制・負債増

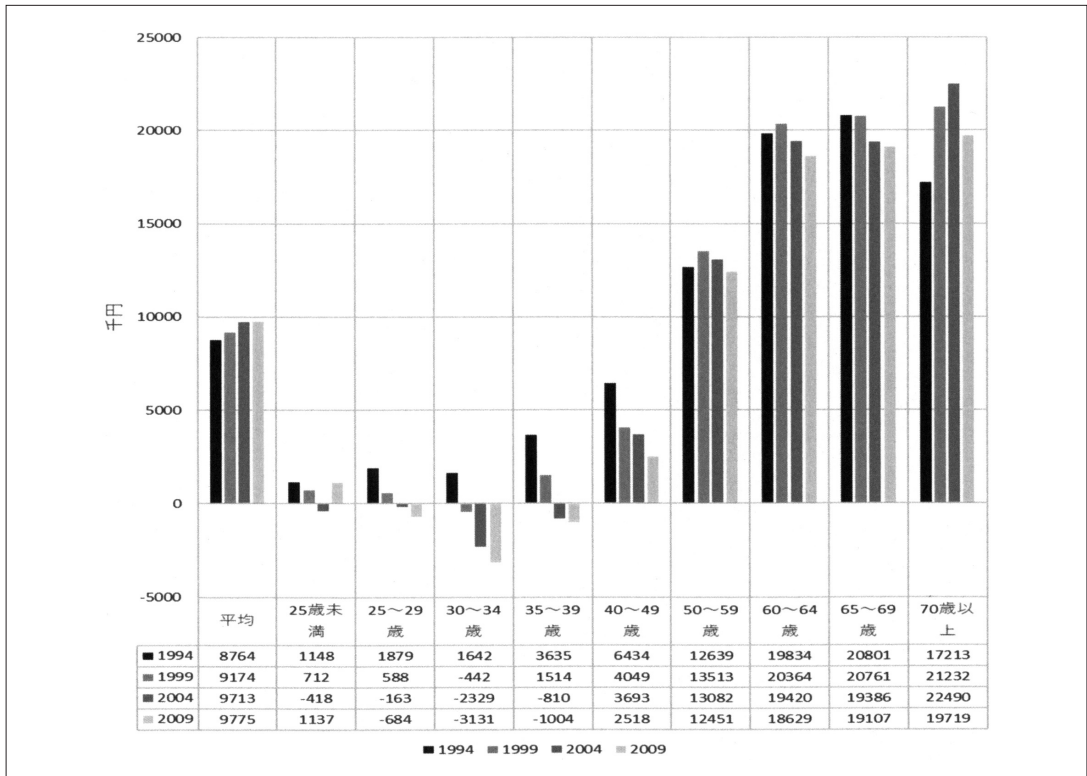


図 2-32 全世帯年齢階級別ネット資産（貯蓄－負債）額

特に、勤労者世帯全体が負債増、収入減、消費抑制を迫られている現状はきわめて厳しく、個票データで示されたように、2004年までのデータによれば、20歳代～40歳代ではほとんどネット資産はマイナス、または少額に止まり、その状況は悪化傾向にある。果たしてその傾向が解消されるかは難しいところである。本稿Ⅰで分析されたとおり、有業者を増やせる環境作りが政策として実効性を持つことがきわめて喫緊の課題があることが、示されている。

現状では、市場としてはほぼ維持されている中間所得市場としても、各小売業態は、販売効率が低下する中でも、強い価格志向には対応せざるを得ず、タイトな企業運営を迫られている。

なお、消費実態調査（匿名個票データ）は現行2004年までの提供である。既にオンライン利用によりそれ以降の個票データの取扱が可能になっているが、この分析では活用できなかった。いずれにしろ、その後の少なくとも2014年までの個票データが揃えば、平成時代における家計消費の変遷についてより正確な分析が可能となると考えられる。その分析は次の機会に委ねたい。また、概略に止まった小売各業態に関わる詳細な分析も、別の論文で行うこととしたい。

参考文献

- 小沢雅子（1984）『幕開ける「階層消費時代」』長銀調査月報，No222，pp.1～52
- 多田隼士（2015）「女性の活躍促進のための新たなアプローチの必要性」『ファイナンス』第51巻第1号，財務総合政策研究所，pp.88～95
- 武内真美子（2007）「『ダグラス＝有澤法則』に関する一考察」『国際公共政策研究』第11巻2号，大阪大学大学院国際公共政策研究科，pp.125～141
- 田中裕美子（2018）「パネルデータからみた既婚女性の働き方—なぜ就業率は上昇したのか—」『下関私立大学論集』第62巻第1号，pp.35～53
- 鶴光太郎・久米功一（2018）「夫の家事・育児参加と妻の就業決定」『経済分析』第198号，内閣府経済社会総合研究所，pp.1～33
- 徳田賢二・李春霞（2020）「年間収入，所得分布と家計構造の変化～全国消費実態調査（1989～2004）個票データによる分析～」『専修経済学論集』第54巻第3号（通巻135号），pp.81～158

本稿の前編論文にあたる「年間収入，所得分布と家計構造の変化～全国消費実態調査（1989～2004）
個票データによる分析～」(第54巻第3号、通巻135号)の表2-10に誤りがあったため、以下訂正する。

表2-10 (訂正表)

2004 世帯数

	就業	就業のうちパート	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
就業	10223	6760	14358	1217	32558
就業のうちパート	311	238	845	101	1495
非就業	884	641	7637	143	9305
非就業のうち仕事探し中	61	104	264	74	503
総計	11479	7743	23104	1535	43861

全世帯に占める割合

就業	就業のうちパート	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
23.3%	15.4%	32.7%	2.8%	74.2%
0.7%	0.5%	1.9%	0.2%	3.4%
2.0%	1.5%	17.4%	0.3%	21.2%
0.1%	0.2%	0.6%	0.2%	1.1%
26.2%	17.7%	52.7%	3.5%	100.0%

1999 世帯数

	就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
就業	18185	16810	1771	36766
非就業	1289	5689	147	7125
非就業のうち仕事探し中	218	332	99	649
総計	19692	22831	2017	44540

全世帯に占める割合

就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
40.8%	37.7%	4.0%	82.5%
2.9%	12.8%	0.3%	16.0%
0.5%	0.7%	0.2%	1.5%
44.2%	51.3%	4.5%	100.0%

1994 世帯数

	就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
就業	19884	18506	850	39240
非就業	871	4189	48	5108
非就業のうち仕事探し中	122	201	16	339
総計	20877	22896	914	44687

全世帯に占める割合

就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
44.5%	41.4%	1.9%	87.8%
1.9%	9.4%	0.1%	11.4%
0.3%	0.4%	0.0%	0.8%
46.7%	51.2%	2.0%	100.0%

1989 世帯数

	就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
就業	19444	20537	177	40158
非就業	783	3475	24	4282
非就業のうち仕事探し中	31	62	4	97
総計	20258	24074	205	44537

全世帯に占める割合

就業	非就業	非就業のうち仕事探し中	総計
43.7%	46.1%	0.4%	90.2%
1.8%	7.8%	0.1%	9.6%
0.1%	0.1%	0.0%	0.2%
45.5%	54.1%	0.5%	100.0%