

表 1-1 から 1-3 では実際の政策において用いられている等価尺度の例を示している。表 1-1 では OECD の Luxemburg Income Studies(LIS)において、各国の生活水準を比較するために用いられている等価尺度、表 1-2 ではアメリカの貧困線決定のために用いられている等価尺度、最後に表 1-3 は日本の生活保護給付手当て基準から推定された等価尺度の例である。これらの表では、異なる属性からなる世帯の生計費の差を考慮することが重要であることが認識されていることがわかる。しかしながら、これらの数字の多くが、異なる世帯属性を持つ家計の生計費水準の比較によって得られたものであり、尺度が妥当であるためには厳しい仮定が必要である。先にも見たとおり実際の等価尺度の水準は厚生水準と生計費の両方を観察することによって計測可能である。本分析では、この両方のデータを用いることにより、わが国の等価尺度を測定することを目的とする。

等価尺度に関する先行文献は多く、様々な国でなされてきたが、わが国のデータを使用した先行研究は比較的少ない。この理由のひとつとして、わが国では家計属性が比較的均一であったと考えられてきたことがあげられる。しかしながら、近年わが国において人口構造及び社会構造の変化がおり、個々の家計の属性に多様性が見られるようになった。たとえば、晩婚化により成人した未婚の子供が親と同居する（パラサイトシングル）世帯や高齢化を背景とした単身世帯の増加、出生率の低下による子供のいない世帯等の増加が見られる。このように社会構造や世帯構造が急速に変化する状況においては、構造変化に対応した速やかな経済政策の策定や社会保障制度の改革がおこなわれないことは、特定の属性を持つ世帯に対して不利な状況をもたらす可能性がある。例えば現在のような急速な高齢化を想定せずに設計された現行の年金制度は、現在の勤労者の過大な負担のもとに、必要以上の給付額を高齢者に支給するという世代間の不平等を生ずる可能性がある。また、現行では非常に低い水準でしか給付されない児童手当は、子供の育児費用の増加を背景として、子供がいる世帯といない世帯における世代内の不平等を拡大する可能性がある。このように、経済政策や社会保障制度を評価する場合に、こうした個々の世帯の異なるニーズを認識することが重要である。所与の経済制度の下で、特定の世帯が有利であるような状況が保たれば、このような特定世帯が増加することでさらに不平等が拡大する可能性がある。

本研究では、わが国で現在少子高齢化が問題となっていることを踏まえて、高齢者と子供の費用に焦点をあて分析する。本分析の特徴として、高齢者の費用について考慮することが挙げられる。子供の費用に関してはすでにいくつかの先行研究があるが、高齢者に関する分析は少ない。特に、ここでは高齢者に関しては健康状態のデータを使用することで、一層詳細に加齢による健康リスクの高まりを考慮した高齢者の生計費と構成水準との関係を見ることを通じて、高齢者に対する社会保障政策がどのように機能

しているかという分析を行うことができる。こうした観点から、本研究の結果は人口構造変化を考慮した年金制度の設計、児童手当の給付水準決定等、社会保障制度の策定に応用できる。

第一部の残りの構成をまとめると、次章では、等価尺度の測定に関する代表的なアプローチを紹介すると同時に、これまで推定された等価尺度の大きさをまとめる。3章では、分析の基礎となるモデルおよび推定方法を紹介する。その他のアプローチと比較した場合の本分析の特徴は、生活意識の変数を使用することである。第4章では分析に使用したデータおよびサブグループの定義について述べる。第5章では、生活意識の指標がどのようにとらえられているのか、また、生活意識の指標と実際の経済水準との関連を時系列的、クロスセクションにおいて分析する。第6章では、等価尺度の推定結果及びその解釈についてまとめる。推定結果を簡単に述べると、高齢夫婦世帯での結果は安定的であるが、若年夫婦世帯の推定では結果は不安定である。若年夫婦世帯を基準とした場合の高齢夫婦世帯の等価尺度はおよそ0.6である。高齢夫婦世帯に比較した場合の単身女性世帯の等価尺度はおよそ0.8である。子供の等価尺度の値はわが国における先行研究とほぼ一致している。夫婦世帯に子供が生まれたときのコストは1.3である。等価尺度を時系列的に見ると、比較世帯と対象世帯との生計費の差は平成4年から10年にかけて拡大している。

2. 先行研究

等価尺度の測定方法には効用関数を特定化した需要理論に基づくアプローチと主観的情報を用いるアプローチの二つに大きく分けることができる。需要理論に基づくアプローチは、家計の消費構造に与える家計の属性に注目した Pollak&Wales(1986)によってはじめられた。その後、消費者理論と整合的であるような形で家計の属性の影響を導入したさまざまな需要体系が提唱された。もととなる需要体系の特定化に応じて、Prais-Houthakker 法、Engel 法、Rothbarth 法等といった等価尺度の測定法がある。これらの測定法は推定が簡便であることから、現在でも多くの実証研究で用いられている。1980年代後半、マイクロデータを使用した需要分析が盛んになるにつれ、前提とされるこれらの需要体系の特定化の妥当性に疑問が生じた。そこで、1990年代に入ると、需要体系を事前に特定化しないセミパラメトリック推定による等価尺度の測定が中心となった。こうした需要体系の推定を通じた等価尺度の推定の限界をうけて、第二番目のアプローチとして満足度に関する主観的情報を使用したアプローチを考えることができる。生活の満足度に対する情報を使用することで、厚生水準の代理変数と、実際の消費額を使用することで、裏づけを取ると考えることができる。この分析の代表例としては、Stewart(2002)、等を考えることができる。ここでは、Stewart(2002)に基づいて分

析を行う。

表 2-1 に既存の実証分析における等価尺度の推定結果をまとめている。表に寄ればほとんどの実証研究が需要体系アプローチに基づくものであることがわかる。等価尺度は子供のコストと関連して多くの国のデータを用いて実証分析されてきた。夫婦世帯に対する第 1 子の等価尺度は 0.1~0.5 の範囲にあり、概ね大人一人に対する尺度(0.5)よりも小さいこと、また、追加的な大人の等価尺度も子供よりも大きい、初めの世帯人員ほどではないことがわかる。高齢者の分析を行ったものは Stewart(2002)のみである。また、推定方法によって同じデータでも等価尺度の大きさに差があることが観察される。一般的にエンゲルの測定法による等価尺度が大きいといわれている。

『全国消費実態調査』を用いて、八木・橋木(1996)では、世帯の人員数と規模の経済に焦点をあてスケーリング法によって推定を行っている。世帯の構成員の年齢が考慮されていないが、推定結果によれば、単身世帯を基準として世帯人員が二人、三人、四人、五人、六人、七人の場合の等価尺度はそれぞれ 1.533、1.685、1.741、1.900、2.474、2.766 であるという結果が得られている。6 人世帯における等価尺度がそのほかの世帯に比べて大きいのは、この人数から 3 世代同居になるためと考えられる。消費項目別に見た場合に、住居費における規模の経済が大きいことが指摘されている。同じ『全国消費実態調査』を使用して、駿河(1995)、武藤(1992)では子供の等価尺度の推定を行っている。武藤では、子供一人世帯を基準とした場合、二人目が追加される場合の等価尺度がおよそ 1.13-1.17 になることを示した。駿河では、夫婦世帯を基準とした場合の等価尺度を計測し、子供が一人追加される場合の等価尺度は 1.15-1.3、子供が二人追加される場合の等価尺度は 1.8 であるという結果を得ており、子供の費用に関して規模の経済性が働かないという指摘を行っている。駿河・西本(2001)では家計経済研究所による『消費生活に関するパネル調査』を用いている。この調査は子供に対する支出と大人に対する支出をわけて質問していること、また、パネル調査であるという特徴がある。これらの特性を生かし、駿河・西本は同じ世帯について子供が生まれる前と後の消費の比較を成人財消費を用いた Deaton 流のアプローチによって行うことで、等価尺度の推定をした。推定された等価尺度は一人目について 0.3 であり、二人目について 0.2 である。ここで注意したいのは、この論文における子供の追加的費用が、他の文献とはことなり、0 歳児の追加的費用である点である。駿河(1995)の結果とは異なり、規模の経済が働いていることが確認された。駿河・西本では分析の限界として推定に使用できるサンプル数が少ないことが挙げられる。これらのわが国のデータを用いた先行研究の共通した特徴としては、住宅費に関する規模の経済(八木・橋木; 駿河)、および帰属家賃(武藤)の取り扱いが推定結果に与える重要性が指摘されている。また、子供数の増加による費用の増加に規模の経済性が働くか働かないかについては、議論の余地がある。

最後に推定上の手続き方法として、これらの実証研究では、サンプルを核家族世帯に限定することが多い。これは、属性と家族数のコントロールを一度に行うことが

困難であるためである。そこで、基準となる世帯に夫婦世帯をえらび、子供が一人いる世帯、2人いる世帯、3人いる世帯との比較で等価尺度の測定を行う方法が取られている。

これらの先行研究と比較した場合の本分析の特徴として、1) 世帯の総支出を対象としていること、2) 生活意識のデータを使用していること、3) 複数時点のデータセットを使用して同じ推定方法で、等価尺度の時系列的傾向を扱っていること、が挙げられる。

3. モデル

3.1. 計測モデル

等価尺度とは、その定義によって、異なる属性を持つ家計が同じ満足度に達するために必要とする金額であることに注意する。各世帯の厚生水準を W と示し、以下のような線形関数で近似できると考える。

$$W_i = \gamma_1 \ln Y_i + \gamma_2 \cdot D_i + Z_i' \delta + U_i = X_i' \beta + U_i, \quad i=1,2,\dots,n \quad (1)$$

ただし、 $\ln Y$ は対数支出（所得）額を表し、 D は家族構成を示すダミー変数、そして Z はその他の厚生（効用）水準に影響を与える観測される要因を示すベクトルで、 U は観測されない変数群の総計（誤差項）である。

いまここで $D=0$ の家計が支出 Y で達成できる平均的な厚生水準を W^* とおく。家族構成だけが異なり、他の要因は全て同一であるようなもう一つの家計を考える。すなわち $D=1$ かつ Z は同一である家計である。後者の家計が、 W^* という平均的な厚生水準を達成するために必要な支出額を Y^* とすると、

$$(W^* \Rightarrow) \gamma_1 \ln Y + \gamma_2 \cdot 0 + Z' \delta = \gamma_1 \ln Y^* + \gamma_2 \cdot 1 + Z' \delta$$

が成立しなければならない。後ろ二つが等しいという条件から、それぞれの生計費の比率 (Y^*/Y)、つまり等価尺度を次のように求めることができる。

$$\lambda \equiv \frac{Y^*}{Y} = \exp \left\{ -\frac{\gamma_2}{\gamma_1} \right\} \quad (2)$$

したがって式 (1) に含まれる未知母数を推定することで等価尺度 λ を推定することができる。

ところで厚生水準 W そのものは一般的に観測されないため、式 (1) を通常の線型回帰モデルとして推定することはできない。したがって従属変数である厚生水準を何らかの形で代理するものが必要である。『国民生活基礎調査』では、各家計がどの水準の厚生水準にあるのか、という点に関して次のような質問を行っている。

生活意識の状況

(現在の暮らしの状況を総合的にみてどう感じていますか。)

- 1 大変苦しい 2 やや苦しい 3 普通
4 ややゆとりがある 5 大変ゆとりがある

この順序尺度の大きさ自体は、何ら厚生水準とは関係ないが、その順序は厚生水準と何らかの関係を保っていると考えられる。そこで上記の順序尺度と厚生水準が以下のような関係を保っていると仮定する。

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \alpha_0 < W_i \leq \alpha_1 \\ 2, & \alpha_1 < W_i \leq \alpha_2 \\ 3, & \alpha_2 < W_i \leq \alpha_3 \\ 4, & \alpha_3 < W_i \leq \alpha_4 \\ 5, & \alpha_4 < W_i \leq \alpha_5 \end{cases} \quad (3)$$

つまり厚生水準（を何らかの形で変換したもの）がある一定範囲にあるとき、それに順序尺度を対応させるのである。ただし、一般性を失うことなく、

$$\alpha_0 = -\infty, \alpha_5 = \infty$$

とする。さらに、式(1)に定数項が含まれているとき、 α_1 から α_4 のいずれかは識別不可能になる。そこで識別条件として、 $\alpha_1 = 0$ と置くことにする。この識別条件は定数項以外の分析を行う際には全く影響を与えない。

3.2. パラメトリックアプローチ：順序プロビットモデル

式(1)に含まれる誤差項 U_i が独立・同一の正規分布に従うことを仮定すると上記の厚生水準に関する観測ルールの下で通常の順序プロビット分析（例えば、Wooldridge (2000) を参照）を行うことができる。つまり次のような尤度関数を最大にするような未知パラメータを求めればよい。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^5 \mathbf{1}\{Y_i = j\} \cdot \ln \{ \Phi(\alpha_j - X_i' \beta) - \Phi(\alpha_{j-1} - X_i' \beta) \} \quad (4)$$

ただし、 $\Phi(\bullet)$ は標準正規分布に従う確率変数の累積分布関数を表し、 $\mathbf{1}\{\bullet\}$ は括弧内の条件式が真であるとき1を与え、そうでないときには0を与える指示関数を表している。

他にも誤差項 U_i にどのような確率分布を仮定するかによって異なるパラメトリックアプローチが知られている。なかでも順序ロジットモデルなどはこちらでの順序プロビットの結果とほぼ同じ結果になることが知られており、また極端に裾の長い分布を仮定することの妥当性も現在のデータではあまりないように見える。しかしながら誤差項にかんする仮定を含む、特定化の妥当性を検証しておくことは結果の信頼性に関わることなので、補論において詳細に検討する。

3.3. 特定化について：不均一分散の影響

補論において非常に一般的な特定化に関する検定に関して議論しているが、その一般性ゆえに特定の対立仮説に関して、最適な検定となっている保証はない。上記のパラメトリックな順序プロビット推定方法でもっとも問題になりそうなことは、不均一分散の存在であると考えられる。一般的には不均一分散が存在するとき、順序プロビットモデルでは推定量の一致性すら保証されない³。そこで特に不均一分散の存在に関しては、ワルド検定を行うことでその影響について調べることにする。具体的には、線形モデルにおける Breusch-Pagan の不均一分散の検定と同じように、誤差項の分散の変動に影響を与える変数を選択し、その変数が誤差項分散の変動を説明するかどうか、ということによって検証する。つまり、誤差項に影響を与える変数の候補として V_i という変数群が考えられるとき、

$$E[U_i^2] = \exp\{-2 \cdot V_i \delta\}$$

という形で分散を定式化する。このとき、上記の対数尤度関数は次のように書き直される。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^5 \mathbf{1}\{Y_i = j\} \cdot \ln \left\{ \Phi \left(\frac{\alpha_j - X_i' \beta}{\exp\{-V_i \delta\}} \right) - \Phi \left(\frac{\alpha_{j-1} - X_i' \beta}{\exp\{-V_i \delta\}} \right) \right\}$$

ただし α, β などの係数パラメータを識別するため V_i には定数項に含めていない。

この不均一分散に関する検定の結果を先取りして報告すると、 V_i として X_i と同じ変数を用いて不均一分散に関する検定を行った場合（典型的には説明変数 X_i として、各種の健康ダミーや年齢ダミー、対数消費（所得）額、資産保有額などが含まれている）、全体として有意な変数はあまりないが、資産保有額が誤差項分散に与える影響は有意なことが多かった。すべての係数 δ がゼロであるというワルド検定をおこなうと、ケースによって有意に棄却されたり、棄却されなかったり様々であるが、等価尺度の推定に関してはあまり影響を与えないことが多い。たとえば、1998年の高齢世帯と

³ Ruud (1983) などに二項選択モデルの文脈で誤差項が必ずしも独立同一の正規分布に従わない場合に一致性を保証するための条件に関する考察があるものの、非常に限定された議論である。

現役世帯の比較においては以下のような結果を得る。

帰無仮説 $\delta = 0$ のワルド検定 (自由度 11 のカイ二乗分布)

| 検定統計量の値 | P-値 |
|-----------|---------|
| 62.684326 | 0.00000 |

| | 推定値 | 標準誤差 | t 値 |
|---------------|---------|---------|---------|
| 等価尺度 | 1.61530 | .253072 | 6.38278 |
| (参考: 均一分散の場合) | | | |
| 等価尺度 | 1.67435 | .231864 | 7.22125 |

他の年度やパターンにおいても今のケースとほとんど変わらない。つまり不均一分散の存在自体は示唆されるものの、等価尺度の値そのものには大きな影響を与えていない。そこで以下の推定結果では通常の順序プロビットモデルの推定結果によって議論を行うが、補論における特定化の検定も参考にしながらより一層信頼性の高いモデルを構築していく必要があるかもしれない。

4. データ

4.1. 各変数の定義

使用したデータは厚生省『国民生活基礎調査』の大規模調査年である 1989、1992、1995、1998 年である。『国民生活基礎調査』では、各世帯に関して、家族構成や年齢、健康状態などの世帯員の状況、家計支出及び所得、実物・金融資産といった経済状況に関する質問に加え、各家計の生活状態の満足度をたずねている。最後の質問に対する回答を利用することで、その世帯が到達しているであろう厚生水準を知る手がかりになるため、この『国民生活基礎調査』本分析に適していると考えられる。

推定に使用した変数群 (生活状態の満足度、各説明変数) の定義と一覧を表 4-1 に示した。効用水準の手がかりとする変数である『生活意識⁴変数』について、この変数は 5 段階のカテゴリー変数 (1、大変苦しい、2、やや苦しい、3、普通、4、ややゆとりがある、5、大変ゆとりがある) であり、回答の分布は、特に若年層において、生活意識が苦しいとする方に大きく偏っている。

家計の構成水準に影響を及ぼすと考えられる説明変数には次の変数を用いた。まず、基準となる生計費としては『所得額』をベースに用いる方法と『消費額』をベースに用いる方法が考えられる。流動性制約が存在せず、完全な資本市場が存在している

⁴ 生活意識は調査時点 (7 月) のものである。この変数と効用水準の関係については、第 4 章 (モデル) において議論されている。

ような場合は理論的には、当期の所得ではなく、消費水準を用いるのが望ましい。これは所得がサンプル期間内に得られた一時的な所得であるのに対して、消費額は資産額等の影響も反映した恒常所得を反映したものであると考えられるからである。しかしながら、データ中に含まれる特に若い世帯の分析を行う場合には流動性制約の影響が大きいと考えられるので、所得と消費の両方を補完的に用いた。所得額は、前年度の世帯所得額であり、消費額は調査年度の5月時点での世帯消費額である。世帯の消費額にばらつきが見られることから、外れ値の修正を施した。世帯消費額上位5%を除いた平均と標準偏差を計算し、平均から標準偏差の3倍以上に位置する世帯をサンプルから除いた。

家計の保有資産については、家屋などの実物資産の保有の有無についてはいくつか直接的な回答はあるものの、資産額についてはあまり情報が含まれていない。しかしながら保有資産額については家計の消費行動を考える上で重要な情報を与えるため以下のような方法で資産保有額を推定した。『固定資産保有額』については、保有額そのものについては回答されていないが、固定資産税額が回答されていることから、中井（1990）と同様の方法によって固定資産税額から固定資産保有額を推定した。推定された固定資産保有額が5億以上の世帯は、収入・消費構造が他の家計と大きく異なっている可能性が高いと判断し、推定に用いる標本から除外した。一方、『金融資産保有額』については貯蓄額と負債額が階級値として回答されており、各貯蓄・負債階級の中央値（最上位階級3,000万円以上については1.25倍の3,750万円を代用した）をそれぞれの額の推定値とし、貯蓄額から負債額を差し引くことでネットでの金融資産保有額とした。以上の手順で推定した固定資産額と金融資産額の総計として総資産保有額を定義している。

それ以外の家計の属性変数としては、高齢世帯においては、『健康意識の変数』を考えた。この変数は、「健康状態が非常によい」とするものから「非常に悪い」とするものまで計5段階のカテゴリー変数として与えられている。実際の推定に当たっては非常によいという回答が少ないため上位2カテゴリーを合併し、健康水準を4段階で評価した。また、子供のいる世帯では『長子の年齢ダミー』、『妻の就業ダミー』を使用した。前者の変数は、子供の教育費などの世帯が到達しているライフステージごとに生計費を考える上で非常に重要な変数である。後者の『妻の就業ダミー』は、フルタイムでの就業に対応させるため、前年度所得が150万円以上であれば1、そうでない場合に0をとるように設定した。『妻のパートタイム就業ダミー』は、前年度所得が正でありかつ150万円未満である場合に1をとり、それ以外では0をとるように設定した。そのほかの変数として、都市圏とそれ以外での差異を考慮するための『都市に居住する世帯ダミー』、先行研究でもその生計費に及ぼす影響が指摘されている持ち家状況を示す『持ち家ダミー』、『世帯主の年齢ダミー』があげられる。それぞれの変数の定義については表4-1にまとめている。

4.2. サブグループの定義

本分析では特に、高齢者と子供の等価尺度の測定をすることを目的とする。近年わが国では少子・高齢化が進展しており、これらの世帯属性を持つ世帯の生計費に注目することは少子・高齢化の要因分析及び少子高齢化に対応した社会保障制度の構築に重要であると考えられたためである。『国民生活基礎調査』に含まれるサンプルから、高齢者のいる世帯および子供のいる世帯のサンプルを抽出した。高齢世帯グループとしては、

- ・ 高齢夫婦世帯 / 高齢単身女性世帯 / 退職直前世帯

を考えた。高齢世帯の年齢層としては基本的に65歳以上と考えている。退職直前世帯と60から64歳まででフルタイム就業している世帯である。また、子供のいる世帯グループは、世帯主が60歳未満であり、かつ核家族であるサンプルに限定した分析を行った。このような若年世帯を、

- ・ 夫婦世帯 / 夫婦と子供一人世帯 / 夫婦と子供二人世帯 / 夫婦と子供三人世帯

に分けた分析を行った。各サブグループの詳細な定義およびそれぞれのグループの標本数は表4-2のとおりである。

5. 生活意識の変化と多様性

この章では、推定に先立ち、使用するデータの概観を説明する。特に生活意識と支出額、収入など経済変数との対応関係に注目する。

5.1. 生活意識の悪化：1989-1998

図5-1は、1989、1992、1995、1998年の全データを用いて、生活意識の回答の度数分布とその時系列的な変化を示したものである。全体を通じた傾向としては、「普通」か「やや苦しい」あるいはそれ以下であるという回答に偏っており、「ややゆとりがある」・「ゆとりがある」という回答が非常に少数である。今用いている標本期間には、1989年と1992年という、80年代末から90年代初頭の好況期とそれ以降の長期的な停滞期（1995年・1998年）を含んでおり、その時系列的な変化を見ることも興味深い。生活意識の時系列的な分布状況の変化を見ると、90年前後ではわが国経済が好況期から不況期への転換し、その後総じて停滞期にあったことを反映して、生活意識が良好である（「余裕がある」・「かなり余裕がある」）と応えた世帯の割合は1989年に最も高く、

年度をおうごとに生活意識の悪化が観察された。

5.2. 世代ごとに異なる生活意識

世帯属性に注目してもう少し詳細に見るため、図 5-2 で世帯主年齢別の生活意識の分布状況を示している。特徴的なのは世帯主年齢が 30・40 歳代であるとき「やや苦しい」「大変苦しい」と回答する比率が他の世代に比べて高く、若年層での学童に対する支出が負担となっていることを想像させる。そこでさらに若年世帯の家計を世帯属性別・持ち家の有無で分類した図 5-3、5-4 を作成した。持ち家のない世帯では子供数の増加に応じて「やや苦しい」「大変苦しい」という層の比率が増加し、「ふつう」とそれ以上では子供数の増加とともに減少していくことが明瞭に観察される(図 5-4)。持ち家のある世帯についても子供数に関しては同じ傾向が観察されるが、夫婦のみの世帯ではほかと異なり「やや苦しい」「大変苦しい」とする世帯の比率が著しく高い(図 5-3)。これはまだ子供のいない非常に若い世帯で所得そのものが低いことが原因のひとつと考えられる。

高齢者の生活意識について、若年との比較という観点みると、持ち家のある世帯について見ると、「ふつう」以上の比率のほうが高いものの、持ち家のない世帯では「苦しい」と回答する方向へより偏っている(図 5-5, 5-6)。これらは、Stewart (2002) で使用されたイギリスの高齢世帯の生活意識調査の回答が普通かそれ以上であるという回答に偏っているのと対照的である。特に高齢で持ち家のない世帯での生活への満足度が低くなることが観測される。

女性の平均寿命が男性のそれに比べ長いことを考慮すると、ライフステージの最終段階を高齢単身女性世帯という形態で迎えることが生じやすいと考えられる。この世帯では、夫婦世帯と比べても、全般的に「やや苦しい」から「大変苦しい」の方へ回答がシフトしている(図 5-7, 5-8)。特に持ち家のない世帯では「大変苦しい」という層が増加し、三号被保険者で夫の死後、年金が減額給付された結果生活状況が悪化している可能性が示唆される。

5.3. 生活意識と経済変数

こうした生活意識の変化は、所得・消費水準および資産保有額とどのような関係を持っているのか、という点について考察を行う。表 5-1 からは、各生活意識階級と支出額・所得額・資産保有額といった経済変数は、各階級内での平均値で見ると、その序列は完全に一致しているように見える。つまり生活意識水準が 1 から 2、3、4、5 (1 = 「大変苦しい」、5 = 「かなり余裕がある」) と上昇していくにつれ、平均消費支出額、平均所得額、平均資産保有額ともに上昇していく。特に所得、資産保有額に関しては 4、5 という階級では他の階級に比べ非常に大きな値をとっている。この傾向は各年度とも一致している。

また、生活意識が普通であると回答した世帯の平均消費額を全世帯における平均消費額に注目すると、1998年では、生活意識が普通の世帯の消費額が、全世帯の平均値を上回り、それ以前の年度では全世帯の平均値を下回っている（1989年の乖離が最も大きく、その後、その乖離は縮小している）。これは、ある程度の生活水準を保つための絶対的な消費額があり、その消費水準額との関連で生活意識が形成されている可能性を示唆するものであると考えられる。

次に前節でみたサブグループ別に、1998年を例にとって同一時点での経済状況と生活意識の関係をみる。図5-9以降で世帯類型別の対数消費額（図5-9）、対数所得額（図5-10）、資産額（図5-11）の分布状況を示す密度関数⁵を図示している。各図におけるPanel Aは全世帯での経済変数の年次推移を表しており、Panel B以降で高齢夫婦世帯（65歳以上）、現役夫婦世帯（40から59歳）、高齢単身女性世帯、若年夫婦世帯、夫婦+子供1人、夫婦+子供2人、夫婦+子供3人の7種類の世帯に関してその生活意識別経済変数の分布状況が描かれている。「かなり余裕がある」という世帯数が相対的に少ないため「余裕がある」と回答した世帯と併合して密度関数を描写した。

消費についてみると、余裕のある層の消費額の分布は、密度関数の右側部分が他の階級の密度関数に比べ高くなっていることがわかる。ここから他の階級と比べて高額な消費額を行っている世帯が相対的に多いことがわかる。このように考えてみると、高齢者世帯と40から59歳の現役世帯については密度関数の右側では生活意識が高くなるほど密度関数が高く、左に行けば生活意識が低いほうが高くなるという関係を保っている。それに対して、比較的若い世代が含まれている若年夫婦や子供のいる世帯では「余裕がある」層以外では一定の傾向が見出せない。図示は省略したが、さらに詳細な標本の制御（持ち家・妻がフルタイム就業など）を行うと支出額の分布に関して全く傾向が見出せなくなる。特に子供のいる世帯で「大変苦しい」と回答する層の分布が非常に広範囲にわたり、他の要因を考えない限り、生活意識変数と支出額で見たその世帯の経済水準に一義的な関係を見出せない。子供がいる若い世代では、世帯主年齢と子供の年齢の組み合わせが多様であり、世帯特有の要因が大きすぎ、単純な世帯類型では支出パターンが制御しきれない可能性が高い。その結果として、後の推定結果の部分で、消費を用いた若年夫婦の分析が非常に不安定な結果しかもたらさなかったと考えられる。より詳細な情報から支出パターンの差異を説明できればより安定的な分析を行えるかもしれない。

対数支出額の分布については、消費とは異なり、生活意識とそれぞれの対数収入額の分布に対応関係を見出しやすい。図5-10からほとんどすべての属性において対

⁵ これらの密度関数の図はカーネル法を用いて作成された。カーネルにはガウシアンカーネルを用い、バンド幅としては、簡便な、正規分布を基準とする作成方法（normal reference rule）を用いた。カーネル法による密度関数の推定については Wand and Jones (1995) などに詳述されている。

数所得額の密度関数は、その裾部分についても、モード（密度関数のピーク）においても生活意識変数の順序とほぼ完全に対応している。つまり、生活意識変数が大きくなる（「余裕がある」傾向を持つ）と高額所得水準を得ている世帯の比率が高く、逆に低い所得層では、生活意識変数が小さいほど低所得の世帯割合が高い。ここから若年世帯については消費額よりも所得額のほうが厚生水準との対応関係を見出しやすいのではないかという推測が可能であろう。実際、推定結果を見ると、所得を用いた推定からは安定的な結果が得られていることが多い。

図 5-11 の資産保有額（純資産保有額＝総資産保有額－負債総額）について、特徴的なのは高齢単身女性世帯での 0 比率の高さである。特に「苦しい」・「大変苦しい」と回答した層では非常に高い比率の世帯が少額の資産しか保有していない⁶。そして生活意識変数が大きくなるほど高額資産を保有する世帯比率が高まっていることも、それぞれの世帯属性を通じて、ほぼ一貫して見て取れる。

6. 推定

推定に当たっては、年度ごとに、基準となる世帯属性を持つグループと比較対照する世帯属性を持つグループという二つのグループからなる標本を用いて、ペアワイズ推定をおこなった。第 5 章の図からも推測されるように、1989 年のデータを用いた推定結果が良好でなかったため、ここでは示していない。以下は 1992 年、1995 年、1998 年の三時点の推定結果の比較となっている。

全体の傾向として、生活意識変数と経済変数の記述統計からも推測できたように、消費水準と所得水準はどちらも有意に厚生水準に影響を及ぼしている。しかしながら、ベースとなる経済水準に消費額をもちいた場合と所得額を用いた場合では、推定される等価尺度の大きさに無視できない差がみられた。

6.1. 高齢世帯のサンプルを使用した推定結果

表 6-1、6-2、6-3 に高齢世帯の標本を用いた推定結果をまとめた。表 6-1 は現役世代夫婦世帯（世帯主年齢が 40 歳から 59 歳の夫婦世帯）と高齢夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）の比較、表 6-2 は高齢夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）と高齢単身女性世帯（世帯主年齢が 65 歳以上）の比較、最後に表 6-3 は退職直前夫婦世帯（世帯主年齢が 60 から 65 歳の勤労所得のある夫婦世帯）と年金受給夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）の比較になっている。上段が消費変数を用

⁶ 資産保有額のように 0 という特定の値をたくさんとってしまうような確率変数の密度関数を、ここで用いている単純なカーネル法で推定することは本来困難なことである。ただし、ここでの目的は正確な密度関数の描写というよりもデータの概観を知るという意味での記述的なものであるので特別な処理は行っていない。

いた結果で、下段は所得変数を用いた結果である。

どちらの結果においても共通して高齢世帯の標本を使用した結果において特徴的なのは、健康意識の変数が厚生水準に有意に影響を及ぼすことである。健康意識ダミー変数は上位に来るほど健康状態がよいことを示しているの、順に係数の値が小さくなっていることから、健康意識が良好なほど厚生水準は高く、健康状態が悪化した世帯では厚生損失が大きく、家計における生計費負担も大きくなると考えられる。

また、持ち家である世帯に関するダミー変数の係数も正で有意になることが多いことから持ち家の効果は、少なくともこの世代においては、厚生を高める傾向がある。仕送りダミー（仕送りを受け取っている世帯）に関しては、表 6-2, 6-3 において示されているように、低い確率値ながらも負で有意な結果を得ている。上段の消費を用いた結果では仕送り額はすでに消費額に織り込まれており、また下段の所得を用いた結果では所得額に仕送り額も含まれていることを考慮すると、仕送り額そのものの効果はすでに所得・消費という経済変数に取り込まれており、仕送りダミー自体に関しては、仕送りが必要となるような世帯を表していることが考えられる⁷。都市に住む世帯については統計的に有意な結果は検出されない。

資産額については、どの結果においても有意に正、つまり資産保有額が多いほど厚生水準が高くなるという結果を得ている。

以下では推定結果を使用し、それぞれの年度における等価尺度の計測を行った。

6.1.1 高齢世帯の生計費水準

表 6-4 の左側において現役世代夫婦世帯（世帯主年齢が 40 歳から 59 歳の夫婦世帯）と高齢夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）の比較から得られた等価尺度の推定値を示した。現役世代夫婦世帯を基準とした場合の、65 歳以上高齢夫婦世帯の等価尺度は支出額、所得額ベースでおよそ 0.51 から 0.68、である⁸。つまり他の全ての条件が同じならば、同じ厚生水準を達するために、高齢夫婦世帯は若年夫婦世帯の 51% から 68% の生計費を必要とする。これは、加齢により消費意欲が減退し、同じ厚生水準に達するのに必要とされる消費水準が低くなるためと解釈できる。また、1992 年と比較すると 1998 年のほうが高齢世帯の等価尺度が減少することがわかる。

6.1.2 単身世帯の等価尺度

表 6-5 において高齢夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）と高齢単身女性世帯（世帯主年齢が 65 歳以上）の比較から得られた等価尺度の推定値を示した。

⁷ ただし実際に仕送りを受け取っている高齢世帯の比率は低く、受け取っている世帯のほうが受け取っていない世帯に比べ平均所得は低いものの、それだけでは仕送り受給世帯が平均的に貧しい世帯であるとは必ずしも言えない。

⁸ 推定は高齢夫婦世帯を基準としているため、本文で示した等価尺度は、推定された等価尺度の逆数である。

高齢夫婦世帯を基準とした場合、単身高齢女性世帯の等価尺度は消費額をベースとした場合に 0.75 から 0.81、所得ベースで 0.55 から 0.6 である。つまり、同じ構成水準を達成するためには、単身女性世帯は、夫婦世帯の 55%から 75%の経済水準を必要とする。八木・橘木(1996)では、単身世帯から二人世帯へ変化するときの等価尺度は 1.533 と見積もられている。言い換えると、二人世帯と比較した場合の単身世帯の等価尺度は 0.65 となり、この値とほぼ整合的である。また、夫婦世帯と比較した場合の等価尺度の大きさを時系列的に見ると近年減少傾向にあることがわかる⁹。

6.1.3. 退職直前世帯の生計費水準

表 6-4 の右側において、退職直前夫婦世帯（世帯主年齢が 60 から 65 歳の勤労所得のある夫婦世帯）と年金受給夫婦世帯（世帯主年齢が 65 歳以上の夫婦世帯）の比較から得られた等価尺度の推定値を示した。基準を高齢夫婦世帯とし、比較対象を 60 歳以上 65 歳未満の稼働所得があるような高齢夫婦世帯（退職直前世帯）とした場合には、等価尺度は若干大きくなり 0.57 から 0.78 である。これは、退職によって出勤のために用いていた被服費用、外食費などを含めた市場サービスの利用が減少した結果、生計費水準に変化がおきるためと解釈できる。

また高齢者においては、寝たきりや入院といった健康上のリスクが顕在化した場合、どのような生計費変化をもたらすかという点に関して調べることは重要なことであると考えられるが、本研究で採用した標本選別方法では、要介護者および入院者を抱える世帯数が極めて少なくなってしまう。つまりここでの高齢世帯のグループは介護者や入院者といった重度の健康上の問題を抱える世帯を除いた比較的健康的な高齢世帯に限られている。少数しかない重度の健康上の問題を抱える世帯に対して同じ方法論によって等価尺度を計測しようと試みたが、統計的に有意な結果が得られなかったため、結果については省略した。

6.2. 子供のいる世帯のサンプルを使用した推定結果

推定結果を解釈するにあたり、生活水準の指標、推定に用いたサンプルの選定の 2 点に関する注意を述べる。まず第 1 番目の生活水準の指標についてである。世帯所得額をベースに用いたケースと消費額をベースに用いたケースを比較すると消費額を用いたケースでは推定式のあてはまりが悪く、かつ数字が非常識に大きい。この原因と

⁹ 表としては省略しているが、比較相手として、高齢単身男性世帯を取ると、高齢単身男性世帯では等価尺度はほぼ 1 となる。これは、単身男性世帯において家事の大部分を外部サービスに頼らざるをえないためではないかと考えられる。

して、生活意識別に消費額を見た第5章での議論を参照すると、若年世帯では生活意識変数と消費水準そのものには単純な関係を見出すことはできない。より詳細な世帯に関する情報があれば消費支出額と生活意識との関係を識別できる可能性があるが、ここではその方向での追求は行わなかった。代わって、以下では比較的生活意識との対応関係のはっきりしている所得をベースに用いたケースで議論を進める。

第2番目にサンプルの選定についてである。子供のいる世帯グループでは、全てのサンプルをプールして推定を行うことができなかった。このため、事前に世帯主の年齢、妻の就業状態、長子の年齢等によって属性のコントロールを行ったサブグループに対して推定を行った。プールした推定が困難であった理由としては、この世代に属する世帯のライフサイクルの多様性が考えられる。たとえば、夫婦と子供一人からなる世帯だけを考えてみても、このグループには、生涯フルタイムで働く意思があり、そのために子供一人であるという世帯がある。他方、このグループの中でも比較的若く、複数子供を持つ予定である世帯ではあるが、未だそのライフステージに到達していないような世帯も含まれると考えられる。前者と後者における消費行動の差が、二つのグループをプールした推定を同じ困難にしている。そこで、以下では利用できる属性情報を使用して以下のサンプルに区切って等価尺度の推定を行った。このように子供のいる世帯では、家計構造が多様であるため、全てのサンプルをプールした場合、良好な推定結果は得られなかった。そこで比較的、代表的であると考えられるサンプルを取り出し、以下で議論する、夫婦世帯と子供が一人いる場合の比較、および子供が一人いる場合と、二人あるいは三人いる場合の比較、という二種類の推定を行った。表 6-6、6-7 に推定結果を記載している。どの変数もおおむね有意である。世帯主の年齢は資産額との相関が高く有意な結果が得られないため、夫婦世帯と子供が一人いる場合の比較においては説明変数から除いた。都市に居住する世帯は、それ以外の世帯に比較して、統計的な有意性は低いものの、厚生水準が低い。ここでの説明変数では説明しきれない都市圏居住コストの反映かもしれない。

6.2.1. 夫婦世帯に第1子が生まれた場合のコスト

表 6-6 において、夫婦世帯と子供が一人いる場合の比較から得られる等価尺度の推定結果を示した。基準世帯として、世帯主年齢 25 歳から 40 歳までの妻が就業していない夫婦世帯を採用し、比較対象世帯として、夫婦と 5 歳以下の子供からなり、妻の所得が 150 万円以下であるような世帯を考えた。この二つのグループは生産年齢人口にあり、夫婦世帯あつては妻が就業していないため、子供を持つ可能性が高いと考えられる。近年、子供を持たない世帯が増加しているが、子供のいない割合が妻のライフコースによって大きく異なることが示されている（出生動向調査 1997 年）。子供のいない夫婦の割合は、一貫就業コースで高く、非一貫就業コースで低い。そこで、妻の就業状態と、年齢でサンプルを区切った。

このようなサンプルセレクションの結果サンプル数は平成 10 年で 341 となった。このグループは若年ながら持ち家があり、かつ妻がフルタイムで就業していないグループであり、他のサンプルと比較した場合かなり裕福であると考えられる。実際に、平均所得額がほかの世帯よりもかなり高い。表 6-6 では推定結果を表 6-8 では推定された等価尺度を示している。持ち家世帯のみを考えている。

推定された等価尺度は 1.3 であり、第一子出産により消費支出が 30%増加する。5 歳未満の子供のコストとして夫婦世帯であった場合の 30%のコスト増は大きく感じられるかもしれないが、この消費支出には、食費や医療費といった実費以外にも就業機会の損失といったインプリシットなコストも含んでいる。

6.2.2 子供の数が子供費用に与える影響

次に表 6-7 において、子供が一人いる世帯と子供が複数いる世帯の比較から得られる等価尺度の推定結果を示した。子供が一人いる世帯を基準として、第二子、第三子が追加された場合の費用および子供の年齢による等価尺度への影響を考える。ここで、使用した標本は、基準世帯として 2 歳以上の子供が一人いる世帯、比較対象世帯として、妻が就業しておらずかつ、長子年齢が 2 歳以上であり複数の子供がいる世帯をえらんだ妻の就業状態は子供を持つか持たないかに大きく影響し、ことに出産前後一貫して就業を志向する母親は子供数が少ないことが知られている（第 11 回出生動向基本調査）。長子年齢を 2 歳以上で区切るのは、出産前後一貫して就業を志向する母親とそれ以外の母親を区別するためである。1 歳児未満の子供がいる家庭では、たとえ一貫就業を志向していても母親が育児休業を取っている可能性は高い。また、所得に関しては調査前年度の所得情報のため、1 歳児の母親はたとえ調査時点でフルタイム就業していても育児休業を取得していれば、調査時点での所得がゼロとなる。そこでサンプルを 2 歳児以上に区切った。このようなサンプルセレクションの結果、サンプル数は 2412 となった。

表 6-8 によれば、子供がすでに一人いる世帯と比較した場合の追加的な子供一人の等価尺度は 1.12 であり（子供一人世帯を基準とした場合の子供 2 人世帯の等価尺度は）、二人の場合（子供一人世帯を基準とした場合の子供 3 人世帯の等価尺度は）には 1.356 となる。

子供の年齢が等価尺度に与える効果

子供の年齢効果の子供費用に与える影響について本来は、子供一人世帯において測定することが望ましいが、ここではうまくいかなかった。そこで前節で用いたのと同じ推定結果を用いて、長子の年齢と等価尺度の効果について考察した。その結果が表 6-9 としてまとめられている。複数の子供を持つ世帯においては、長子の年齢の上昇とともに、兄弟がいる確率が上昇すると考えられるので、実際には、ここでの年齢による

コストの変化は、過剰推定である可能性がある。年齢とともに等価尺度は増加し、長子の年齢を0-3歳を基準とした場合、4-6歳で1.24、7-12歳で1.34、13-18歳で1.57、19-22歳では1.99となる。これらの結果は諸外国やわが国のデータを用いた先行文献とほぼ同じである。

表1-1 OECD LISで使用されている等価尺度

| 大人の数 | 子供の数 | 等価尺度 |
|------|------|------|
| 1 | | 1 |
| 2 | | 1.32 |
| 3 | | 1.64 |
| 2 | 1 | 1.5 |
| 2 | 2 | 1.68 |
| 2 | 3 | 1.86 |

表1-2 米国における貧困の判定基準に使用されている等価尺度

| 世帯人員数 | 世帯主年齢 | 等価尺度 |
|-------|-------|------|
| 1 | <65 | 0.66 |
| 1 | >=65 | 0.6 |
| 2 | <65 | 0.84 |
| 2 | >=65 | 0.76 |
| 3 | | 1 |
| 4 | | 1.28 |
| 5 | | 1.52 |

表1-3 わが国の生活保護の給付水準から計算された等価尺度

| 大人の数 | 世帯主年齢 | 子供の数 | 等価尺度 |
|------|-----------|------|------|
| 1 | 20<= <=40 | | 1 |
| 1 | 60<= <=70 | | 0.96 |
| 2 | 20<= <=40 | | 1.46 |
| 3 | 20<= <=40 | | 1.64 |
| 2 | 20<= <=40 | 1 | 1.92 |
| 2 | 20<= <=40 | 2 | 2.42 |
| 2 | 20<= <=40 | 3 | 2.71 |

表 4-1 推定に使用した変数

| 被説明変数 | dife | 生活意識 | 大変苦しい 1, やや苦しい 2, 普通 3, ややゆとりがある 4, 大変ゆとりがある |
|----------------|---------------|----------------------------------|--|
| 説明変数 | | | |
| 世帯の経済状態を示す変数 | | | |
| expenditure | 5月の世帯消費額 (円) | | |
| totinc | 年間所得額 (万円) | | |
| finasset | 金融資産額 (万円) | | |
| fixasset | 固定資産額 (万円) | | |
| asset | 総資産額 (万円) | | |
| d_annuity | 年金受給世帯ダミー | 受給あり 1, なし 0 | |
| d_wage | 稼働所得なし世帯ダミー | 所得なし 1, あり 0 | |
| d_ptr | 仕送りダミー | 仕送りあり 1, なし 0 | |
| d_wvs | 妻の就業ダミー | 妻就業 1, それ以外 0 | |
| 世帯のその他の属性を示す変数 | | | |
| h_amount | 世帯人員数 (人) | | |
| h_age | 世帯主の年齢 | | |
| d_hsex | 世帯主の性別ダミー | 男性 1, 女性 0 | |
| d_couple | 夫婦世帯ダミー | 夫婦二人世帯 1, それ以外 0 | |
| d_city | 指定都市ダミー | 指定都市に居住 1, それ以外に居住 0 | |
| mxchild | 長子年齢 | | |
| d_ecsex | 長子性別 | 男子 1, 女子 0 | |
| d_3gene | 3世代世帯ダミー | 3世代世帯 1, それ以外 0 | |
| d_boshi1 | 母子家庭ダミー-1 | 母一人 子一人世帯 1, それ以外 0 | |
| d_boshi2 | 母子家庭ダミー-2 | 母一人 子二人世帯 1, それ以外 0 | |
| d_60co | 退職前単独夫婦世帯ダミー | 60歳以上で稼働所得がゼロでない夫婦世帯 1, それ以外 0 | |
| d_25co | 若年夫婦世帯ダミー | 25歳以上 稼働所得が正の夫婦世帯 1, それ以外 0 | |
| d_dtkyo | 同居世帯ダミー | 同居あり 1, 非同居 0 | |
| d_jdkkyo | 準同居世帯ダミー | 準同居あり 1, それ以外 0 | |
| d_otdkkyo*** | 介護者の同居有無ダミー | 介護者同居 1, 非同居 0 | |
| 高齢者の健康状態 | | | |
| d_ryuin | 入院者あり世帯ダミー | 入院者あり 1, なし 0 | |
| d_kaigo | 要介護者あり世帯ダミー | 要介護者あり 1, なし 0 | |
| d_netakini* | 寝たきり者あり世帯ダミー | 寝たきり者あり 1, なし 0 | |
| d_byoki** | 病気・怪我者あり世帯ダミー | 病気・怪我者あり 1, なし 0 | |
| d_kenko1 | 健康意識 | 世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 良好 1, それ以外 0 | |
| d_kenko2 | 健康意識 | 世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 普通 1, それ以外 0 | |
| d_kenko3 | 健康意識 | 世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 悪い 1, それ以外 0 | |
| 住居の保有状況 | | | |
| d_house | 持ち家世帯ダミー | 持ち家あり 1, なし 0 | |
| d_detached | 一戸建てダミー | | |
| nr | 部屋数 | | |
| hspace | 住居の広さ | 畳数 | |

*d_netakini は平成9、10年のみ入手可

** d_byoki は今のところ作成してない

*** d_otdkkyo は平成9、10のみ入手可

d_dtkyo, d_jdkkyoは高齢世帯データにのみ定義されています

表4-2 サブグループ分類

| 高齢世帯グループ | | サンプル数 | |
|----------------------|----------------|-----------|------|
| Type | | H10 借家 | 持ち家 |
| 1 高齢（60歳以上）夫婦世帯 | 入院・寝たきり・介護者等なし | 479 | 3032 |
| | うち高齢夫婦年金受給世帯% | 0.501 | 0.47 |
| 2 若年夫婦（25歳以上60歳未満）世帯 | | 1029 | 1251 |
| 22 高齢女性単身世帯 | | 496 | 1109 |
| | うち健康世帯 | 389 | 896 |
| | % | 0.78 | 0.81 |
| 23 高齢男子単身世帯 | | 186 | 275 |
| | うち健康世帯 | 111 | 194 |
| | % | 0.60 | 0.71 |
| 32 高齢（60歳以上）夫婦世帯 | 寝たきり | 0 | 0 |
| 33 高齢（60歳以上）夫婦世帯 | 入院 | 5 | 24 |
| 34 高齢（61歳以上）夫婦世帯 | 介護 | 14 | 35 |
| 子供世帯グループ | | サンプル数 | |
| Type2 | | H10 借家 | 持ち家 |
| 1 夫婦と子供一人世帯 | | 967 | 1210 |
| | % 子供年齢 0歳～3歳 | 0.59 | 0.20 |
| | 子供年齢 4歳～6歳 | 0.10 | 0.09 |
| | 子供年齢 7歳～12歳 | 0.11 | 0.14 |
| | 子供年齢 13歳～18歳 | 0.11 | 0.29 |
| | 子供年齢 19歳～22歳 | 0.08 | 0.20 |
| | 子供年齢 23歳以上 | 0.02 | 0.09 |
| | 妻就業 | 282 | 565 |
| | % 子供年齢 0歳～3歳 | 0.48 | 0.12 |
| | 子供年齢 4歳～6歳 | 0.09 | 0.08 |
| | 子供年齢 7歳～12歳 | 0.10 | 0.13 |
| | 子供年齢 13歳～18歳 | 0.18 | 0.37 |
| | 子供年齢 19歳～22歳 | 0.13 | 0.22 |
| | 子供年齢 23歳以上 | 0.02 | 0.08 |
| 2 夫婦世帯 | | 1029 | 1251 |
| | 世帯主年齢40歳以下 | 603 | 190 |
| | % | 0.59 | 0.15 |
| 3 夫婦と子供2人世帯 | | 1002 | 2064 |
| 4 夫婦と子供3人世帯 | | 279 | 592 |
| 5 母一人子一人世帯 | | 98 | 34 |
| 6 母一人子二人世帯 | | 75 | 36 |
| 7 3世代世帯 子供2人 | | 37 | 1205 |
| | 妻就業 | 19 | 713 |