

なる。政府による育児休業給付金の拡充や休業中の社会保険料免除は、給付の所得代替率を高めるため、休業の機会費用を低減させる役割を果たす。育児休業期間については、休業の限界便益と限界費用が等しくなるところで最適な休業期間が決定されていると考えられる。

3. データと観察事実

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が実施した『第12回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）：夫婦調査』（以下、NFS12と略）の個票である。この調査の対象は、2000年の国勢調査地区から層化無作為抽出された調査地区に居住する、妻の年齢が50歳未満の全国の夫婦で、回答者は妻である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収階級）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父母との同居状況など多岐に渡っている。

有効票7,916組の夫婦のうち、満1歳以上の子どもがいて子どもの出生年月が判明している夫婦は6,261組である²。このなかで、①初婚同士の夫婦、②第1子の妊娠判明時に正規就業していた、③必要な情報に欠値がない、という条件を満たす妻1,923人を分析対象とする。第1子出生時の状況に着目するのは、女性のライフサイクルにおいて最も大きな変化が生じるのが第1子の出生タイミングであるということが主たる理由である。1,923人のうち、第1子1歳時に無業となっている妻の割合は54.8%である。しばしば引き合いに出される「21世紀出生児縦断調査」（2001年）では、出産1年前に有業であった母親の67.4%が出産6カ月後には無職となっており、本サンプルのほうが就業継続率は高い。これは、出産6カ月後と1年後という時期の差があることに加えて、「21世紀出生児縦断調査」は2001年に第1子として生まれた子どもの母親を対象としているのに対し、本サンプルは1970年から2001年までに第1子として生まれた子どもの母親を対象としているという違いがある。

本稿では、第1子の妊娠判明時と第1子1歳時の2時点においていずれも正規就業者であった妻を継続就業者とみなして以下の分析を行う。なお、サンプルにおける正規就業継続者は762人（39.6%）で、その正規就業継続者における育児休業取得率は46%となっている。これについても、「女性雇用管理基本調査」は調査年に出産した女性労働者の育児休業取得率を示しているのに対し、本サンプルは過去30年間の出産を対象としているという違いがある。第1子出生年別に育児休業取得率をみると、各年のオブザベーションが少ないために上下動がやや激しいが、1970年代から徐々に上昇して1990年代初めにいったん落ち込んだ後、再び上昇基調にある（図1）。

育児休業期間については、第1子出生年別にみると、1986年以降は中位数がほぼ10カ月となり、産後休業期間と合わせると半数の取得者が満1歳になるまで休業している様子がうかがわれる³（図2）。妊娠が判明した時点での職種別に休業期間をみると、専門職や工場などの現場労働職で長い半面、管理職では顕著に短く、半数以上が産後休業と合わせて半年以内の休業にとどまっている（図3）。さらに、妊娠が判明した時点での勤め先の

² 子ども数が9人以上の夫婦は除外している。

³ 1982年以前は標本数が少ないため、掲載していない。

従業員規模（本社・支社を含む）別に休業期間をみると、官公庁の場合と 30～99 人規模の場合が最も長く、500～999 人規模の場合は短い傾向にある（図 4）。

4. 実証分析の方法

2005 年に育児・介護休業法が改正されたことにより、一定の条件を満たす期間雇用者も育児休業を取得することが可能となったが、本稿が分析対象とする 2002 年以前の段階では、育児休業を取得するかどうか選択可能なのは、正規就業者に限られていた。したがって、育児休業取得行動を分析するに当たっては、対象は妊娠判明時点で正規就業をしている人々に限られ、さらにその中でも、育児休業を取得する・しないにかかわらず、出産後も就業を継続するという意思決定をした人であるというサンプル・セレクション・バイアスを考慮する必要がある。

政策的な観点からは、妊娠時に正規就業している女性が出産後も就業を継続するかどうかという意思決定がより重要であるので、本稿では Van de Ven and Van Pragg(1981)の手法を用いて、サンプル・セレクション・バイアスを修正した probit モデルを推定する。具体的には、第 1 段階として、第 1 子妊娠判明時点で正規就業者であった妻全員（1,923 人）について、第 1 子 1 歳時点で正規就業を継続しているかどうかを probit で推定する。つぎに、第 1 子 1 歳時点で正規就業者として継続している妻（762 人）を対象として、第 1 段階の推定から得られたセレクション項を説明変数に含めて育児休業を取得したかどうかの 2 値変数を被説明変数とする式を probit で推定する。賃金関数の推定などでしばしば用いられる Heckman の 2 段階推定との違いは、第 2 段階の被説明変数が連続変数ではなく、2 値変数であるため、OLS ではなく probit を用いるという点である。

育児休業取得の意思決定式（第 2 段階）の説明変数には、休業取得の機会費用としての賃金を誘導形で含めることとする。すなわち、第 1 子出生時の妻の年齢、学歴、妊娠判明時点の職種、企業規模、潜在経験年数を用いる。潜在経験年数は、現在年齢から卒業年を差し引いて作成している。さらに、度重なる制度改正の効果を把握するために、第 1 子の出生年別に 4 つの時期（1970～85 年、1986～91 年、育児休業法施行後の 1992～94 年、1995 年改正以降の 1995～99 年、2000 年以降）を表すダミー変数を含める。また、妻にとっての非勤労所得（夫の所得）の代理変数として、夫の学歴、第 1 子出生時の夫の年齢、結婚時に夫が非正規就業ないし無業であったかどうかを示すダミー変数、大都市圏居住ダミー変数を使用する。一般的に高学歴で年齢が高い場合や、正規就業者の場合は賃金が高く、大都市圏は地方圏よりも賃金水準が高い。したがって、これらの条件が整う場合には、非勤労収入が多いため、妻の育児休業取得が促されるものと考えられる。

就業継続の意思決定式（第 1 段階）の説明変数には、第 2 段階で使用するすべての説明変数を含めるほか、就業継続のみに影響する変数として育児資源の豊富さを表す変数を使用する。具体的には、第 1 子が 3 歳になるまでの間に日常的に夫または妻の母親から子育ての助けを得ていたかどうかを示すダミー変数を作成する。ここでの育児資源の情報は受けた支援の密度を調査時点において事後的に評価したものではあるが、日常的に支援を受けていたのであれば、同居ないし実質的に同居しているのと同程度の支援を得られることが、第 1 子妊娠判明時においても十分見通せたと考えられる。このほかには、住宅ローン返済の有無、地域ブロックのダミー変数を使用する。住宅ローン返済の情報は、調査時点

における情報であり、第1子妊娠時において住宅ローン返済をしていたかどうかを表すものではない。しかし、現時点で住宅ローンを抱えている夫婦の場合、第1子妊娠時においても具体的な、あるいは将来的な住宅購入の意図ないし計画をもっていたと考えられるので、そのことは妻の就業継続の意思決定にも影響を与えていたとみられる。地域ブロック・ダミーは、地域によって異なる保育サービスの整備状況、生活条件、産業構造などが仕事と育児の両立の容易さに与える影響をコントロールするために含めている。ここでの地域ブロックの情報も、調査時点における居住地域を示しており、第1子妊娠時に別のブロックに住んでいた可能性を完全には排除できない。ただし、「第5回人口移動調査」(国立社会保障・人口問題研究所)によると、現住する地域ブロック以外の地域に夫または妻が居住した経験がある割合は、20~30%程度であり、大半はブロック内での移動にとどまっている。

つぎに、育児休業取得者352人のうち、休業期間が判明している329人を対象に育児休業期間の決定要因について分析を行う。ここで休業期間は正の整数値のみをとる count data であるため、推定方法としては zero-truncated negative binominal regression を用いる (Cameron and Trivedi 1998)。

5. 推定結果

5.1 育児休業取得の決定要因

サンプル・セレクション・バイアスを修正した probit モデルの推定結果は表1に示すとおりである。

まず、第1段階の就業継続の決定要因についてみると、第1子出生時の妻の年齢が高いこと、妻が高学歴であること、官公庁に勤務していることは妻の就業継続確率を有意に引き上げている。とくに官公庁勤務の場合には、継続就業確率が45%も高くなることが目を引く。一方、職種については、専門職や現場労働職である場合に有意に就業を継続する傾向がみられるが、管理職については有意な影響がみられない。潜在経験年数についても有意な影響はみられないが、大まかな傾向として、高学歴であったり官公庁に勤務していたりするなど、妻が第1子妊娠時に高賃金を得ているとみられる場合、より就業を継続する傾向が観察される。これは阿部(2005)が指摘する、「人的資本の蓄積がより多い労働者ほど、継続就業をしている」という結果と整合的である。

第1子の出産時期については、1985年以前の出産と比較して、1986~91年に出産した場合にだけ有意に就業継続確率が低くなっている。この時期は、男女雇用機会均等法が施行され、バブル期の好況もあって女性の本格的な職場進出が進んだ半面、育児休業法の施行前で仕事と育児の両立困難に直面するケースも多かったのではないかと考えられる。

夫の所得の代理変数としての夫の学歴や第1子出生時の年齢、就業歴の影響はいずれも有意ではないが、大都市圏に居住する場合には有意に就業継続確率が低下する。これは夫の高賃金の影響とも解釈されるが、その一方で、待機児童問題が生じているなど公的保育サービスへのアクセスの悪さを反映している可能性も考えられる。

双方の母親からの育児支援は有意に就業継続を促す効果を持っており、これは既存研究の成果と整合的である。

住宅ローンがある場合には就業継続確率が10%ポイントほど高くなる。住宅の購入計画

に合わせて妻の働き方が調整されていることをうかがわせる。

地域的には、北海道・東北など北部と中国・四国・九州など南部で妻の就業継続確率が高い。

つぎに、育児休業の取得に関しては、妻が高学歴である場合、官公庁および1000人以上の大企業勤務である場合に有意に育児休業取得確率が高い。これらの労働者は高賃金であるがゆえに機会費用も高いとみられるが、阿部(2005)と同様に人的資本を蓄積した労働者ほど育児休業を取得して就業を継続しようとする傾向にあることがわかる⁴。すなわち、休業中の賃金という機会費用を、就業を継続することによる期待所得が上回っていることが示唆される。さらに、職種について注目すると、専門職や現場労働職など他企業に転職しても通用しうる技能を身につけていると考えられる場合に、育児休業をより取得する傾向にある。一方、管理職や販売セールス職などのように、社内外において継続的なコミュニケーションの維持が重要性をもつ職種の場合には育児休業取得について有意な影響がみられない。

出産時期に注目すると、制度が拡充されるにつれて、育児休業取得率が有意に上昇していることが明らかである。2000年以降出産の場合、1985年以前の出産者と比較して、育児休業取得率は64%高い。

夫の所得の代理変数に関しては、いずれも有意な影響が観察されない。

5. 2 育児休業期間の分析

表2は、育児休業期間についての推定結果をまとめたものである。各変数の影響は、発生比率比 (incidence rate ratio) に変換して表示されている。

まず、第1子出生時の妻の年齢が高いほど、育児休業期間は長い。妻の学歴については、中卒と比較して高卒以上の休業期間はいずれも有意に長いものの、その効果は学歴が上がるほどわずかながら小さくなる。官公庁に勤務している場合、休業期間は有意に長く、また、専門職と現場労働職の場合にも休業期間が有意に長い。注目されるのは、管理職の場合に他の職種よりも休業期間がほぼ半分まで短いということである。前節の分析で、管理職は育児休業取得率について有意な影響を及ぼしていなかったが、取得した管理職についてみると、休業を短期間にとどめようとする傾向が顕著である。管理職は高賃金である半面、職責が重く、社内外との間で継続的で密なコミュニケーションを維持する必要があるなど、さまざまな面で休業の機会費用が高いことが影響していると考えられる。

出産時期に関しては、最近になるほど、育児休業給付金が拡充され、所得代替率が高まっている(=休業の機会費用が引き下げられている)にもかかわらず、育児休業取得行動の場合とは異なり、時期的な違いが観察されない。

また、夫の所得の代理変数についても、夫が短大・高専卒の場合に休業期間が短くなる傾向が有意にみられるものの、ほかの変数についてはいずれも有意ではない。

このように、管理職の場合は機会費用の高さが休業期間を短縮させている半面、年齢が高い・官公庁勤務・高学歴であるなど人的資本の蓄積量が多いとみられるケースで育児休

⁴ サンプル・セレクション・バイアスを修正しない推定においても、人的資本に関わる説明変数の影響する方向には変化はなかった。

業期間に与える影響がプラスになっている。育児休業期間の選択については、西本(2004)で指摘されているような、高賃金で機会費用が高ければ早期に復職する傾向は観察されない。実際には休業を取得することを選択した後は、多くの労働者は子どもが満1歳になるまで休業している。

5.3 企業の育児支援策の効果

仕事と育児の両立支援においては、企業の果たす役割も重要である。次世代育成支援対策法が施行され、301人以上の常用労働者を雇用する事業所においては、計画の作成が義務付けられている。そうした状況では、個々の育児支援策がもたらす効果は大きな関心事である。

これまでの企業データに基づく各種の分析では、企業の育児支援策が充実している場合に育児休業取得者数が多いといった傾向が観察されていた(西本・駿河 2002)。そこでは利用実態は問われず、支援策の有無がもたらす効果が着目されていた。一方、西本(2004)においては、各種支援策の利用経験をもつことが、育児休業の取得や休業期間に及ぼす影響に注目している。分析の結果、育児時間制度を利用したことや、事業所内保育施設を利用したことは、育児休業の取得および休業期間に有意に負の影響を及ぼしており、早期復職を促す要因になっていると結論づけている。

しかしながら、西本(2004)の分析では、子どもを持ちながら調査時点まで継続就業している女性が、過去においてこれらの制度を利用していたことを意味しており、因果関係が逆である可能性がある。すなわち、育児休業を取得しなかった(あるいはできなかった)からこそ、育児時間や事業所内保育施設を利用しながら就業継続を凶っているという可能性である。このように場合には説明変数と誤差項とが独立ではなくなる。

そうした問題を含むことは留意しつつ、「第12回出生動向基本調査」でも各種制度の利用実態を把握しているので、これらの情報を利用して先行研究との比較も行った。推定結果は表1、表2のそれぞれ「(続き)」の欄に掲示してある。

まず、就業継続に関しては育児時間・短時間勤務の制度を利用や企業内保育所の利用が有意に継続率を高めている。一方、育児休業取得に関しては、育児時間・短時間勤務の利用だけが有意に正となっており、企業内保育所の影響は有意ではない。

育児休業期間については、育児時間・短時間勤務の利用が有意に休業期間を短縮している。この結果は西本(2004)と整合的である。その半面、企業内保育所については有意な影響は見られない。

6. 結語

本稿では「第12回出生動向基本調査・夫婦調査」の個票に基づき、第1子妊娠時に就業を継続するかどうか、さらに育児休業取得と休業期間の決定要因について分析を行った。その結果、人的資本量が多いとみられる女性ほど育児休業を取得して就業を継続する傾向にあることが明らかになった。また、相次ぐ育児休業制度の改正は、就業継続には有意な影響を及ぼしていないものの、正規就業を継続する女性の中では、近年出産した女性ほど育児休業取得率が高くなっており、改正が効果を上げていることが示唆される。

むしろ、今後の政策課題としては、妊娠時に既に非正規就業者となっている女性の育児

と仕事の両立支援をどのように図るかということが重要となろう。

参考文献

阿部正浩(2005)「誰が育児休業を取得するのか——育児休業制度普及の問題点」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』pp.243-264.

西本真弓(2004)「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』No.527, pp.63-75.

西本真弓・駿河輝和(2002)「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」『日本統計学会誌』Vol.32, No.3.

Albrecht, James W., Per-Anders Edin, Marianne Sundström, and Susan B. Vroman. 1999. "Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data." *Journal of Human Resources* 34(2):294-311.

Berger, M.L., Hill, J, and Waldfogel, J. "Family Leave Policies and Child Outcomes," the Population Association of America Annual Meeting, Atlanta, Georgia, 2002.

Cameron, A.C. and P.K.Trivedi (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.

Ruhm, Christopher. "The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe." *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(1), pp. 285-317.

_____. "Parental Leave and Child Health." *Journal of Health Economics*, 2000, 19(6), pp. 931-60.

Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings.*, New York: NBER.

Mincer, J, and H. Ofek. 1982. "Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital." *Journal of Human Resources* 17(1): 3-24.

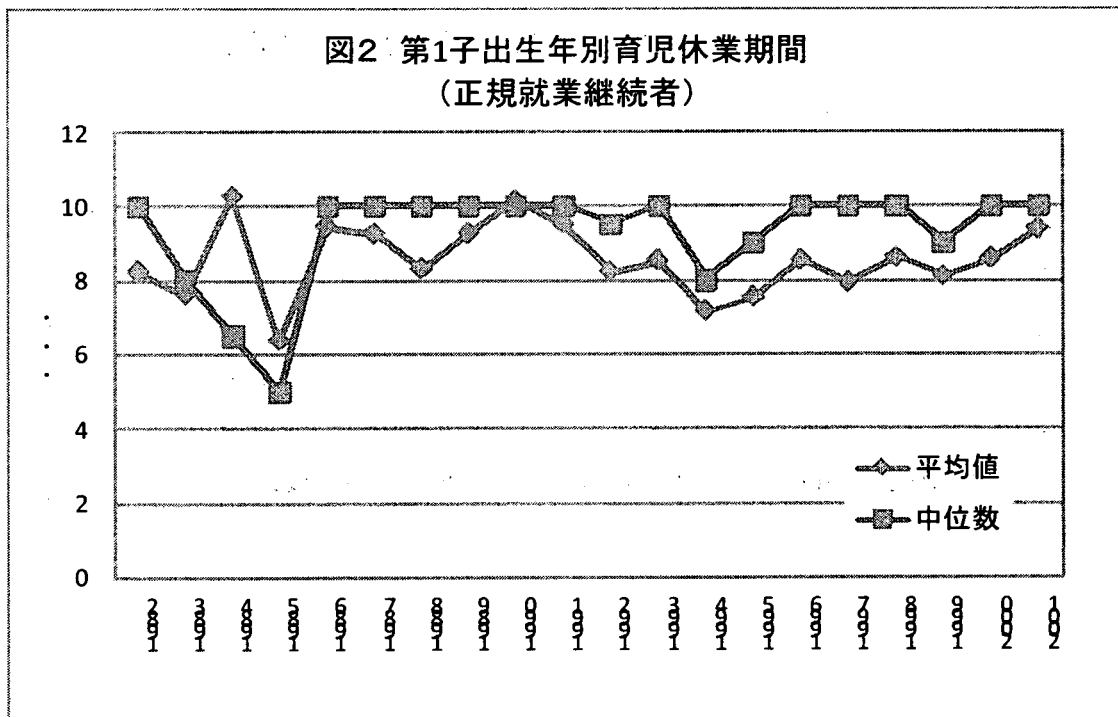
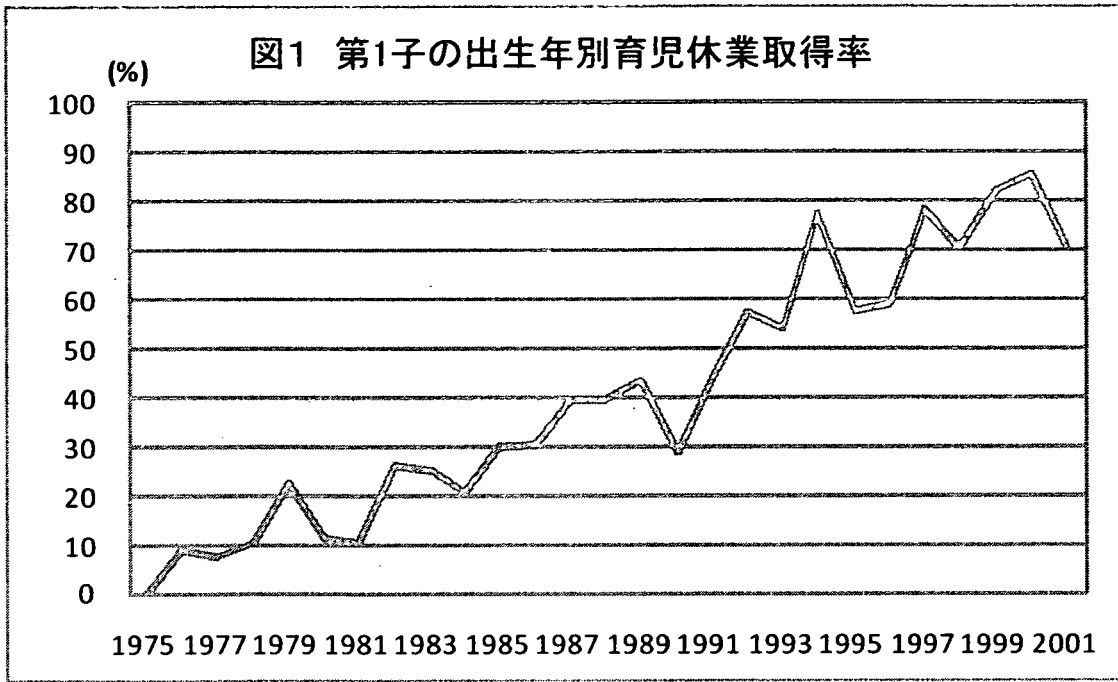


図3 第1子妊娠判明時の職種別育児休業期間
(正規就業継続者)

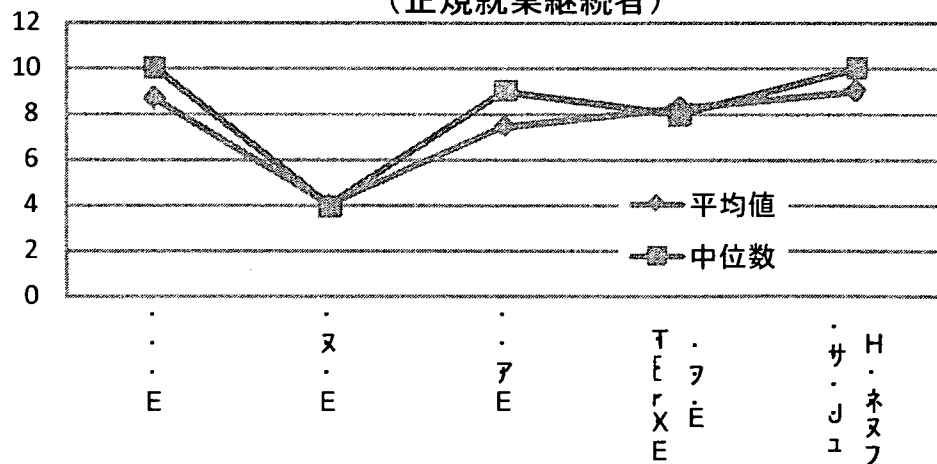


図4 第1子妊娠判明時の企業規模別育児休業期間
(正規就業継続者)

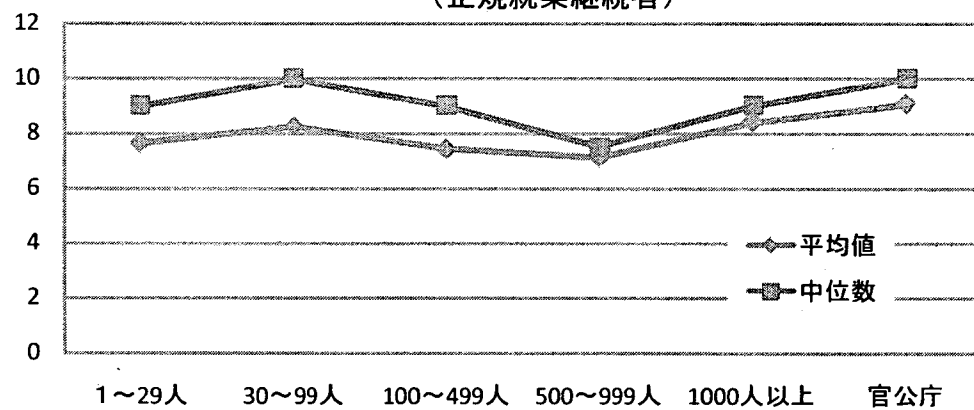


表1 育児休業取得についての推定結果

| | 就業継続関数 | | | | | 説明変数の 平均値 | 育児休業取得関数 | | | | |
|-----------------|--------|----------|-------|-------|--------|--------------|-------------------------------------|-------|-------|-------|--------|
| | 係数 | 標準誤差 | z値 | P>>2 | 限界効果 | | 係数 | 標準誤差 | z値 | P>>2 | 限界効果 |
| 第1子出生時の妻の年齢 | 0.052 | 0.017 | 3.10 | 0.002 | 0.020 | 26.037 | 0.035 | 0.027 | 1.32 | 0.188 | 0.010 |
| 妻・高卒 | 0.626 | 0.247 | 2.53 | 0.011 | 0.235 | 0.507 | 0.573 | 0.554 | 1.03 | 0.301 | 0.167 |
| 妻・短大・高専卒 | 0.625 | 0.261 | 2.39 | 0.017 | 0.240 | 0.340 | 1.064 | 0.562 | 1.89 | 0.058 | 0.341 |
| 妻・四大卒以上 | 0.699 | 0.290 | 2.41 | 0.016 | 0.273 | 0.122 | 1.143 | 0.595 | 1.92 | 0.055 | 0.409 |
| 妻・その他の学歴 | 1.011 | 0.484 | 2.09 | 0.037 | 0.380 | 0.006 | 0.852 | 0.834 | 1.02 | 0.307 | 0.310 |
| 妻・官公庁勤務 | 1.238 | 0.121 | 10.21 | 0.000 | 0.458 | 0.114 | 1.186 | 0.151 | 7.87 | 0.000 | 0.426 |
| 妻・1000人以上大企業勤務 | 0.128 | 0.085 | 1.51 | 0.131 | 0.049 | 0.203 | 0.604 | 0.145 | 4.18 | 0.000 | 0.199 |
| 妻・専門職 | 0.584 | 0.089 | 6.57 | 0.000 | 0.226 | 0.291 | 0.775 | 0.151 | 5.15 | 0.000 | 0.251 |
| 妻・管理職 | 0.189 | 0.399 | 0.47 | 0.636 | 0.074 | 0.006 | -0.604 | 0.624 | -0.97 | 0.332 | -0.135 |
| 妻・販売セールス職 | -0.100 | 0.105 | -0.95 | 0.340 | -0.038 | 0.136 | 0.219 | 0.225 | 0.97 | 0.330 | 0.068 |
| 妻・現場労働職 | 0.441 | 0.121 | 3.64 | 0.000 | 0.173 | 0.089 | 0.552 | 0.183 | 3.02 | 0.003 | 0.187 |
| 妻・その他の職種 | -0.230 | 0.162 | -1.42 | 0.155 | -0.085 | 0.056 | 0.471 | 0.345 | 1.36 | 0.173 | 0.158 |
| 妻・潜在経験年数 | -0.009 | 0.012 | -0.71 | 0.475 | -0.003 | 18.957 | -0.002 | 0.020 | -0.10 | 0.921 | -0.001 |
| 1986-91年出産 | -0.393 | 0.122 | -3.22 | 0.001 | -0.144 | 0.257 | 0.199 | 0.197 | 1.01 | 0.313 | 0.061 |
| 1992-94年出産 | -0.202 | 0.174 | -1.16 | 0.246 | -0.075 | 0.136 | 1.150 | 0.275 | 4.19 | 0.000 | 0.410 |
| 1995-99年出産 | -0.208 | 0.209 | -0.99 | 0.321 | -0.078 | 0.221 | 1.495 | 0.353 | 4.23 | 0.000 | 0.516 |
| 2000年以降出産 | -0.161 | 0.261 | -0.62 | 0.538 | -0.060 | 0.079 | 1.824 | 0.438 | 4.16 | 0.000 | 0.638 |
| 夫・中卒 | -0.161 | 0.140 | -1.15 | 0.252 | -0.060 | 0.071 | 0.376 | 0.247 | 1.52 | 0.128 | 0.123 |
| 夫・短大・高専卒 | -0.038 | 0.112 | -0.34 | 0.734 | -0.014 | 0.106 | -0.160 | 0.180 | -0.89 | 0.375 | -0.045 |
| 夫・四大卒以上 | -0.032 | 0.089 | -0.36 | 0.721 | -0.012 | 0.308 | 0.064 | 0.141 | 0.46 | 0.648 | 0.019 |
| 夫・その他の学歴 | -0.239 | 0.292 | -0.82 | 0.413 | -0.087 | 0.014 | 0.360 | 0.399 | 0.90 | 0.367 | 0.119 |
| 第1子出生時の夫の年齢 | 0.008 | 0.010 | 0.80 | 0.425 | 0.003 | 28.305 | -0.006 | 0.016 | -0.38 | 0.704 | -0.002 |
| 夫・結婚時非正規就業ないし無職 | -0.067 | 0.120 | -0.56 | 0.575 | -0.025 | 0.088 | -0.326 | 0.239 | -1.36 | 0.173 | -0.085 |
| 大都市圏居住 | -0.205 | 0.104 | -1.98 | 0.047 | -0.076 | 0.136 | -0.239 | 0.179 | -1.34 | 0.181 | -0.065 |
| 妻方母親からの日常的支援 | 0.627 | 0.085 | 7.40 | 0.000 | 0.245 | 0.174 | | | | | |
| 夫方母親からの日常的支援 | 0.851 | 0.080 | 10.58 | 0.000 | 0.329 | 0.219 | | | | | |
| 住宅ローンあり | 0.266 | 0.068 | 3.90 | 0.000 | 0.102 | 0.431 | | | | | |
| 北海道 | -0.172 | 0.214 | -0.80 | 0.422 | -0.064 | 0.031 | | | | | |
| 東北 | 0.642 | 0.124 | 5.17 | 0.000 | 0.251 | 0.096 | | | | | |
| 中部 | 0.280 | 0.095 | 2.94 | 0.003 | 0.109 | 0.222 | | | | | |
| 近畿 | 0.023 | 0.107 | 0.22 | 0.829 | 0.009 | 0.148 | | | | | |
| 中国・四国 | 0.270 | 0.120 | 2.25 | 0.024 | 0.105 | 0.107 | | | | | |
| 九州 | 0.387 | 0.118 | 3.30 | 0.001 | 0.152 | 0.103 | | | | | |
| 定数項 | -3.042 | 0.405 | -7.51 | 0.000 | | | -3.528 | 0.812 | -4.34 | 0.000 | -5.120 |
| N | | 1923 | | | | | 0.433 | 0.142 | | | 0.121 |
| 打ち切りサンプル | | 1161 | | | | | Wald test of indep. eqns. (rho = 0) | | | | |
| 打ち切りなしサンプル | | 762 | | | | | chi2(1) = 7.05 Prob > chi2 = 0.0079 | | | | |
| X自乗値 | | 267.06 | | | | | | | | | |
| 対数尤度 | | -1331.16 | | | | | | | | | |

表1(続き) 育児休業取得についての推定結果

| | 就業継続関数 | | | | | 説明変数の 平均値 | 育児休業取得関数 | | | | |
|-----------------|----------|-------|-------|-------|--------|--------------|-------------------------------------|-------|-------|-------|--------|
| | 係数 | 標準誤差 | z値 | P>z | 限界効果 | | 係数 | 標準誤差 | z値 | P>z | 限界効果 |
| 第1子出生時の妻の年齢 | 0.035 | 0.017 | 2.01 | 0.044 | 0.013 | 26.037 | 0.026 | 0.028 | 0.90 | 0.366 | 0.008 |
| 妻・高卒 | 0.636 | 0.254 | 2.50 | 0.012 | 0.239 | 0.507 | 0.556 | 0.609 | 0.91 | 0.362 | 0.177 |
| 妻・短大・高専卒 | 0.626 | 0.269 | 2.33 | 0.020 | 0.242 | 0.340 | 1.058 | 0.617 | 1.72 | 0.086 | 0.362 |
| 妻・四大卒以上 | 0.771 | 0.299 | 2.58 | 0.010 | 0.300 | 0.122 | 1.176 | 0.654 | 1.80 | 0.072 | 0.435 |
| 妻・その他の学歴 | 0.998 | 0.500 | 2.00 | 0.046 | 0.375 | 0.006 | 0.756 | 0.904 | 0.84 | 0.403 | 0.284 |
| 妻・官公庁勤務 | 1.136 | 0.127 | 8.97 | 0.000 | 0.426 | 0.114 | 1.064 | 0.159 | 6.71 | 0.000 | 0.394 |
| 妻・1000人以上大企業勤務 | 0.071 | 0.088 | 0.80 | 0.422 | 0.027 | 0.203 | 0.601 | 0.148 | 4.06 | 0.000 | 0.211 |
| 妻・専門職 | 0.539 | 0.092 | 5.83 | 0.000 | 0.209 | 0.291 | 0.749 | 0.162 | 4.62 | 0.000 | 0.259 |
| 妻・管理職 | 0.066 | 0.420 | 0.16 | 0.875 | 0.025 | 0.006 | -0.641 | 0.661 | -0.97 | 0.333 | -0.159 |
| 妻・販売セールス職 | -0.091 | 0.109 | -0.84 | 0.402 | -0.034 | 0.136 | 0.266 | 0.230 | 1.16 | 0.247 | 0.091 |
| 妻・現場労働職 | 0.450 | 0.124 | 3.64 | 0.000 | 0.177 | 0.089 | 0.516 | 0.194 | 2.65 | 0.008 | 0.185 |
| 妻・その他の職種 | -0.347 | 0.171 | -2.03 | 0.042 | -0.125 | 0.056 | 0.504 | 0.360 | 1.40 | 0.161 | 0.182 |
| 妻・潜在経験年数 | 0.001 | 0.012 | 0.04 | 0.966 | 0.000 | 18.957 | 0.001 | 0.021 | 0.05 | 0.957 | 0.000 |
| 1986-91年出産 | -0.312 | 0.125 | -2.50 | 0.013 | -0.116 | 0.257 | 0.272 | 0.204 | 1.33 | 0.182 | 0.091 |
| 1992-94年出産 | -0.082 | 0.178 | -0.46 | 0.643 | -0.031 | 0.136 | 1.236 | 0.286 | 4.32 | 0.000 | 0.455 |
| 1995-99年出産 | -0.097 | 0.214 | -0.45 | 0.651 | -0.037 | 0.221 | 1.617 | 0.368 | 4.41 | 0.000 | 0.571 |
| 2000年以降出産 | -0.026 | 0.267 | -0.10 | 0.924 | -0.010 | 0.079 | 1.980 | 0.457 | 4.33 | 0.000 | 0.670 |
| 夫・中卒 | -0.143 | 0.142 | -1.01 | 0.315 | -0.054 | 0.071 | 0.421 | 0.253 | 1.66 | 0.096 | 0.149 |
| 夫・短大・高専卒 | -0.019 | 0.116 | -0.16 | 0.873 | -0.007 | 0.106 | -0.141 | 0.187 | -0.75 | 0.451 | -0.044 |
| 夫・四大卒以上 | -0.039 | 0.093 | -0.42 | 0.673 | -0.015 | 0.308 | 0.075 | 0.146 | 0.51 | 0.607 | 0.024 |
| 夫・その他の学歴 | -0.124 | 0.293 | -0.42 | 0.673 | -0.046 | 0.014 | 0.458 | 0.406 | 1.13 | 0.260 | 0.165 |
| 第1子出生時の夫の年齢 | 0.013 | 0.011 | 1.18 | 0.239 | 0.005 | 28.305 | -0.005 | 0.017 | -0.31 | 0.760 | -0.002 |
| 夫・結婚時非正規就業なし/無職 | -0.083 | 0.124 | -0.67 | 0.503 | -0.032 | 0.088 | -0.345 | 0.246 | -1.40 | 0.161 | -0.100 |
| 大都市圏居住 | 0.634 | 0.088 | 7.25 | 0.000 | 0.248 | 0.174 | -0.186 | 0.188 | -0.99 | 0.321 | -0.057 |
| 妻方母親からの日常的支援 | 0.869 | 0.082 | 10.60 | 0.000 | 0.336 | 0.219 | | | | | |
| 夫方母親からの日常的支援 | -0.193 | 0.108 | -1.79 | 0.074 | -0.072 | 0.136 | | | | | |
| 住宅ローンあり | 0.230 | 0.070 | 3.27 | 0.001 | 0.088 | 0.431 | | | | | |
| 北海道 | -0.181 | 0.228 | -0.79 | 0.427 | -0.067 | 0.031 | | | | | |
| 東北 | 0.676 | 0.128 | 5.30 | 0.000 | 0.265 | 0.096 | | | | | |
| 中部 | 0.350 | 0.099 | 3.55 | 0.000 | 0.136 | 0.222 | | | | | |
| 近畿 | 0.097 | 0.111 | 0.87 | 0.382 | 0.037 | 0.148 | | | | | |
| 中国・四国 | 0.361 | 0.124 | 2.92 | 0.003 | 0.142 | 0.107 | | | | | |
| 九州 | 0.414 | 0.121 | 3.41 | 0.001 | 0.163 | 0.103 | | | | | |
| 育児時間・短時間勤務 | 1.538 | 0.165 | 9.31 | 0.000 | 0.529 | 0.078 | 0.387 | 0.179 | 2.16 | 0.031 | 0.136 |
| 企業内保育所 | 0.471 | 0.194 | 2.43 | 0.015 | 0.186 | 0.033 | 0.146 | 0.258 | 0.57 | 0.570 | 0.049 |
| 定数項 | -3.092 | 0.419 | -7.38 | 0.000 | | | -3.334 | 0.906 | -3.68 | 0.000 | |
| ρ | | | | | | | 0.249 | 0.177 | -0.12 | 0.554 | |
| N | 1923 | | | | | | Wald test of indep. eqns. (rho = 0) | | | | |
| 打ち切りサンプル | 1161 | | | | | | chi2(1) = 1.81 Prob > chi2 = 0.1780 | | | | |
| 打ち切りなしサンプル | 762 | | | | | | | | | | |
| X自乗値 | 264.5 | | | | | | | | | | |
| 対数尤度 | -922.432 | | | | | | | | | | |

表2 育児休業期間についての推定結果

| | 発生比率比 | 標準誤差 | z値 | P>z |
|--|-------------|-------|-------|-------|
| 第1子出生時の妻の年齢 | 1.026 | 0.015 | 1.74 | 0.081 |
| 妻・高卒 | 3.726 | 0.997 | 4.92 | 0.000 |
| 妻・短大・高専卒 | 3.432 | 0.937 | 4.52 | 0.000 |
| 妻・四大卒以上 | 3.335 | 0.943 | 4.26 | 0.000 |
| 妻・その他の学歴 | 0.893 | 0.416 | -0.24 | 0.808 |
| 妻・官公庁勤務 | 1.101 | 0.055 | 1.93 | 0.054 |
| 妻・1000人以上大企業勤務 | 1.088 | 0.088 | 1.04 | 0.296 |
| 妻・専門職 | 1.168 | 0.093 | 1.94 | 0.052 |
| 妻・管理職 | 0.515 | 0.056 | -6.09 | 0.000 |
| 妻・販売セールス職 | 1.183 | 0.168 | 1.18 | 0.237 |
| 妻・現場労働職 | 1.283 | 0.131 | 2.43 | 0.015 |
| 妻・その他の職種 | 1.551 | 0.480 | 1.42 | 0.156 |
| 妻・潜在経験年数 | 0.988 | 0.012 | -0.98 | 0.328 |
| 1986-91年出産 | 1.025 | 0.117 | 0.22 | 0.828 |
| 1992-94年出産 | 0.853 | 0.140 | -0.97 | 0.331 |
| 1995-99年出産 | 0.847 | 0.174 | -0.81 | 0.417 |
| 2000年以降出産 | 0.927 | 0.221 | -0.32 | 0.750 |
| 夫・中卒 | 0.723 | 0.157 | -1.49 | 0.135 |
| 夫・短大・高専卒 | 0.837 | 0.085 | -1.76 | 0.078 |
| 夫・四大卒以上 | 1.042 | 0.065 | 0.66 | 0.510 |
| 夫・その他の学歴 | 1.036 | 0.159 | 0.23 | 0.815 |
| 第1子出生時の夫の年齢 | 1.005 | 0.008 | 0.57 | 0.570 |
| 夫・結婚時非正規就業なし無職 | 0.965 | 0.124 | -0.28 | 0.782 |
| 大都市圏居住 | 1.048 | 0.072 | 0.68 | 0.494 |
| α | 0.067 | | | |
| N | 329 | | | |
| (LR test against Poisson, $\chi^2(1) = 451.8363$ P = 0.0000) | | | | |
| χ 自乗値 | 54.92 | | | |
| 対数尤度 | -883.138822 | | | |

表2(続き) 育児休業期間についての推定結果

| | 発生比率比 | 標準誤差 | z値 | P>z |
|--|----------|-------|-------|-------|
| 第1子出生時の妻の年齢 | 1.027 | 0.015 | 1.85 | 0.064 |
| 妻・高卒 | 3.686 | 1.021 | 4.71 | 0.000 |
| 妻・短大・高専卒 | 3.412 | 0.969 | 4.32 | 0.000 |
| 妻・四大卒以上 | 3.284 | 0.956 | 4.08 | 0.000 |
| 妻・その他の学歴 | 0.874 | 0.405 | -0.29 | 0.770 |
| 妻・官公庁勤務 | 1.091 | 0.055 | 1.74 | 0.082 |
| 妻・1000人以上大企業勤務 | 1.074 | 0.087 | 0.88 | 0.377 |
| 妻・専門職 | 1.182 | 0.095 | 2.08 | 0.038 |
| 妻・管理職 | 0.524 | 0.057 | -5.90 | 0.000 |
| 妻・販売セールス職 | 1.227 | 0.178 | 1.41 | 0.159 |
| 妻・現場労働職 | 1.284 | 0.131 | 2.45 | 0.014 |
| 妻・その他の職種 | 1.557 | 0.456 | 1.51 | 0.131 |
| 妻・潜在経験年数 | 0.985 | 0.012 | -1.17 | 0.240 |
| 1986-91年出産 | 1.001 | 0.118 | 0.01 | 0.992 |
| 1992-94年出産 | 0.824 | 0.139 | -1.15 | 0.252 |
| 1995-99年出産 | 0.813 | 0.171 | -0.99 | 0.324 |
| 2000年以降出産 | 0.879 | 0.213 | -0.53 | 0.595 |
| 夫・中卒 | 0.724 | 0.162 | -1.44 | 0.149 |
| 夫・短大・高専卒 | 0.827 | 0.085 | -1.85 | 0.064 |
| 夫・四大卒以上 | 1.028 | 0.066 | 0.42 | 0.672 |
| 夫・その他の学歴 | 1.037 | 0.158 | 0.24 | 0.814 |
| 第1子出生時の夫の年齢 | 1.004 | 0.008 | 0.55 | 0.585 |
| 夫・結婚時非正規就業なし無職 | 0.989 | 0.130 | -0.09 | 0.930 |
| 大都市圏居住 | 1.059 | 0.075 | 0.80 | 0.424 |
| 育児時間・短時間勤務利用 | 1.026 | 0.068 | 0.38 | 0.701 |
| 企業内保育所利用 | 0.848 | 0.125 | -1.12 | 0.262 |
| α | 0.065 | | | |
| N | 329 | | | |
| (LR test against Poisson, $\chi^2(1) = 449.2148$ P = 0.0000) | | | | |
| χ 自乗値 | 57.04 | | | |
| 対数尤度 | -882.077 | | | |

第6章 家計調査を用いた「子育てコスト」の把握の試みについて

北林 三就

1. はじめに

少子化対策の一環として、世帯における育児に係る経費や育児自体の負担軽減を図ることを目的にかねてより、様々な負担軽減策が執られているところである。

一方、育児に関し世帯が支出する経費に関しては、いわゆる「子育てコスト」として扱われているところでもあるが、このような経費に関し、実際に支出を行った世帯を対象にした全国規模での時系列に関するミクロ面からの世帯データの把握については、必ずしも十分なものがあるとは言い難かったところである。

このため、今回、世帯の入、支出に関する調査として、最も普遍的な家計調査の入、支出（個票）データを用い、「子育てコスト」についての実支出世帯に関する世帯データ把握の試みとして、「保育所費用」、「幼稚園」、「医科診療代」¹に対する実支出世帯を対象にした入、支出に関する時系列データを集計し、これらに関する負担軽減策が対象世帯に対し、実際、意図したとおりの影響を与えているのかを考察し、今後の負担軽減策に関しての新たな視点を導入するための検討材料を提供するものとした。

2. 家計調査について

2.1 家計調査を用いる意味

家計調査における、入、支出値の集計結果は、全調査世帯を母数とした、月、あるいは年における1世帯当たりの平均値として公表されている。

例として、平成18年における農林漁家世帯を除く勤労者世帯²の「保育所費用」を品目分類でみると、年計で8,717円、月平均換算では約726円となり、実支出世帯における実情、すなわち、実際に乳幼児を保育所に預けている世帯の実情を反映している値とは言い難いものとなっている。

がしかし、家計調査は、以下に記すように、世帯の入、支出に関する本邦における最も普遍的かつ基本的な調査であり、この点から、世帯の入、支出に関する変動は何らかの形で調査に反映されていると考えられ、少子化対策としての負担軽減策がその対象世帯に対し、具体的にどのような影響を与えているのかを普遍的に把握するのに最も適した調査であると考えられる。

すなわち、この利点こそが、家計調査の入、支出（個票）データを用い、実支出世帯を対象にした新たな集計系列を得る価値があると考えられるところである。

2.2 家計調査の調査世帯について

家計調査は、学生の単身世帯を除く全国のすべての世帯を対象に、毎月、ローテー

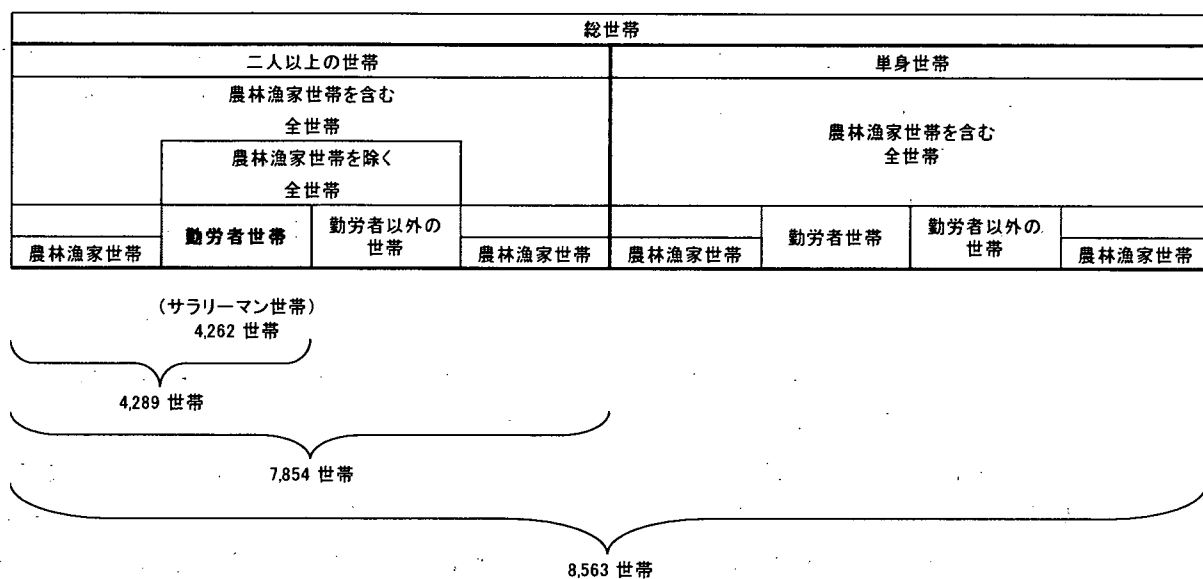
¹ これらは、家計調査における支出項目の名称である。

² 通称、「サラリーマン世帯」とされている世帯区分である。

ション制により、1/6 ずつ調査客体を交代³させながら、約 8,000 世帯を調査しているもので、調査期間の6か月の間、調査対象世帯が日々の家計上の収入⁴及び支出を調査票である家計簿に記録することにより調査が実施されている。

また、家計調査では、世帯区分を次の図1ように分けており、公表の単位もこの区分により行われているが、農林漁家世帯が調査対象となったのは、平成11(1999)年7月からであり、これ以前を含むデータ系列を扱うためには「農林漁家世帯を除く」という世帯区分を用いることになるが⁵、今回の集計では、更にこのうち、少子化対策の主たる対象世帯と考えられる、いわゆる「サラリーマン世帯」とも称される勤労者世帯を用いることにした⁶。

図1 家計調査の調査世帯区分及び対象世帯数



※ 世帯数は、平成18年における月平均の集計世帯数。

2.3 家計調査の支出の対象者について

ところで、家計調査の支出データについては、次の図2のとおり、購入面からみた「品目分類」と用途面からみた「用途分類」の2つの区分があるが、ここで取り上げる、医療や保育に関する支出については、まず、世帯員を対象に支出されていると考えてよいと思われることから、「品目分類」を用いることにしたが、実はここで、一つ調査上の制約がある。

というものの、家計調査の支出は、世帯としての支出であり、だれのために購入したのか、あるいは、だれが消費したのかは分からないものとなっている⁷。

³ 単身世帯は、毎月1/3ずつの交代で、調査期間は3か月となっている。

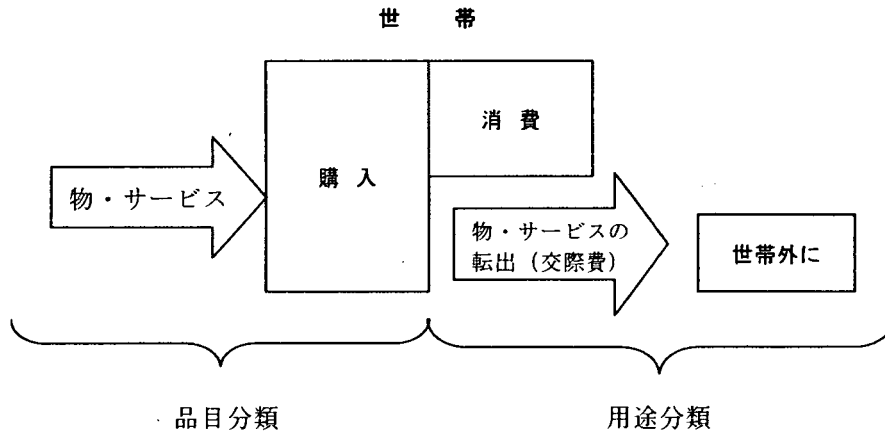
⁴ 収入を調査する世帯は、勤労者世帯及び勤労者以外の世帯における無職世帯である。

⁵ 本稿の目的からは、「二人以上の世帯」が大前提となる。

⁶ この区分の世帯は、収入も調査していることから、収入に対する負担をも把握できるといふ利点もある。

⁷ 調査世帯における調査票たる家計簿上では、おそらく、多くの事例は対象者まで記録さ

図2 家計調査の世帯における支出のとりえ方



つまり、ここで、取り上げる「保育所費用」を例にとると、「保育所費用」の支出があったある世帯に、保育所の対象者になり得ると思われる乳幼児⁸が2名いた場合、一義的には、この支出はこの世帯の乳幼児に対して行われたものと解されることになるが、果たして、どちらの乳幼児に対して、あるいは、共に、への支出なのかは分からないという制約があるものとなっている。

2.4 本稿における家計調査の集計について

本来、家計調査は、標本調査であることから、調整係数等の乗率値を乗じるなどして、一万世帯換算における1世帯当たりの平均支出額を月単位で算出し、また、年平均については月結果の単純平均値としているが、本稿のような実支出世帯を対象にした集計は初めてかと思われることから、本稿では、まずは、その傾向を大まかに把握することを目的とし、集計値は試算として、実数による年単位の延べ世帯による月平均値の算出としている。

(延べ世帯による月平均値の算出式)

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{12} X_i}{\sum_{i=1}^{12} W_i}$$

X_i : i 月にある費目を支出した世帯における支出総額

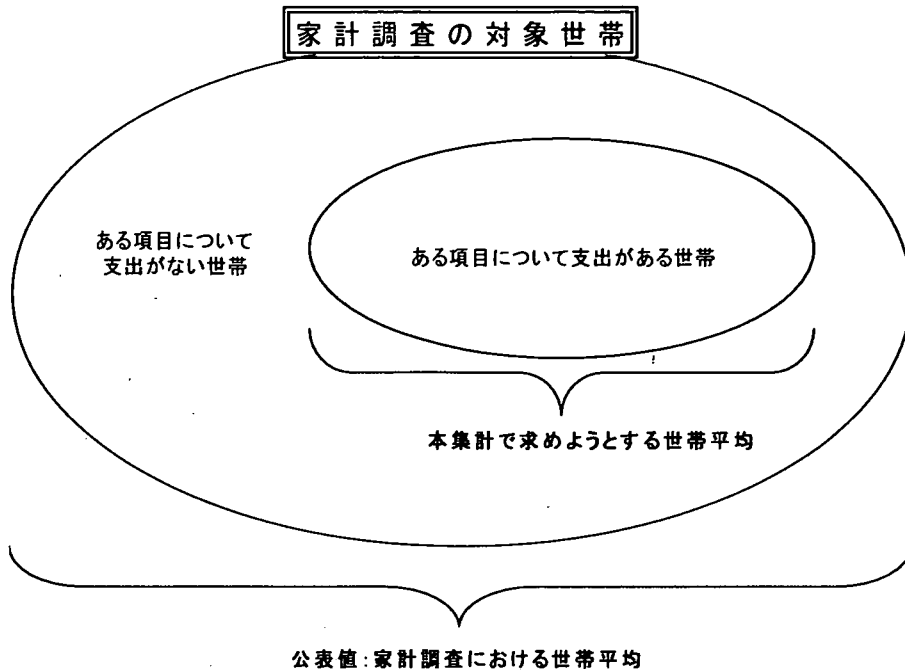
W_i : i 月に月にある費目を支出した世帯数

i : 1~12月(暦年対応月)

れているものと思われる。

⁸ 児童福祉法では、「満十八歳に満たない者」を児童とし、更に、「満一歳に満たない者」を乳児、「満一歳から、小学校就学の始期に達するまでの者」を幼児としており、本文の使用もこれに準じている。

図3 本稿における集計対象世帯の模式図



3. 「保育所費用」について

3.1 少子化対策における保育所に関する支援について

保育所に関する各種対策は、保育所の対象児童が、満3歳児からとしている幼稚園とはとは異なり、ゼロ歳児の乳児から就学前の幼児までと、出産後早くから乳幼児を預けられるため、一連の少子化対策においては、働く母親への支援策として早くから実施されており、これにより、今まで、出産後、乳幼児の世話のため就業を断念せざるを得なかった母親の継続的な就業（仕事と育児の両立）、あるいは、間接的ながら、専業主婦の就業を促すことが期待されているところである。

具体的な支援策としては、入所に際しての「措置制度」の廃止、保育ニーズに応じた「一時保育」、「延長保育」の導入などがあり、また、保育料⁹については、公立、私立¹⁰を問わず乳幼児の年齢及びその扶養者の前年の所得税額、前年度市民税額を基準に地方自治体が条例により定めるものとなっているが、世帯負担を軽減するため、第二児以降の保育料を軽減するなどの多子減免の導入を行っている地方自治体もあり、このような保育所を含め、乳幼児の保育環境に対しての支援の動きは近年更に活発になっており、保育料の引下げを行った地方自治体もあるものとなっている¹¹。

⁹ 家計調査上では、「保育所費用」として、児童の保育に関し、負担者が保育所あるいは地方自治体に対し、代価として直接支払う額となる。

¹⁰ 認可保育所の場合。なお、地方自治体によっては、無認可保育所に対しても独自の支援事業を行っている。また、家計調査上は、このような無認可保育所に対する支出も「保育所費用」として扱われる。

¹¹ 多くの場合、隣接市町村と比べて割高なため、あるいは、市町村合併に伴う料金の統一

3.2 家計調査における「保育所費用」と「幼稚園（授業料）」¹²について

ところで、家計調査上の保育料の扱いであるが、家計調査の支出項目としては、一義的には保育所への支払費が、「保育所費用」として扱われることになるが、実は、家計調査では、保育機関等施設の呼称は問題とはせず、次の図4のように支出を「保育所費用」、あるいは授業料等としての「幼稚園（授業料）」に仕分けている。

図4 家計調査における「保育所費用」と「幼稚園（授業料）」の仕分について

| 対象児童の年齢 (想定を含む) | 調査における支出形態(調査票(家計簿)内容検査後) | | | | | |
|--------------------|---------------------------|-----|------|-------|-------|---|
| | 幼稚園 (学校教育法による) | 保育所 | 二重保育 | 学童クラブ | 延長保育料 | ~ |
| 00 | | | | | | |
| 01 | | | | | | |
| 02 | | | | | | |
| 03 | 斜線 | 斜線 | | | | |
| 04 | 斜線 | 斜線 | | | | |
| 05 | 斜線 | 斜線 | | | | |
| 06 | 斜線 | 斜線 | | | | |
| 07 | | 斜線 | | | | |
| 08 | | 斜線 | | | | |
| 9 | | 斜線 | | | | |

斜線、網掛け部は、調査上の実態を示す。
太枠部は、支出項目分類による区分を示す。

すなわち、「保育所費用」と「幼稚園（授業料）」は、保育機関等施設の呼称には関係なく、単に対象児の年齢のみにより区分されるだけであり、また、一方では、「保育所費用」には年齢に関係なく、「学童クラブ」のように、就学児童を対象とした支払をも含まれるものとなっているが、その大半は、「保育所」に関するものとして扱っても構わないとしてよいであろう。

なお、「保育所費用」が独立した支出項目となったのは、昭和62(1987)年からであり、それまでは、「その他の消費支出」の「その他」の「その他」の中に含まれるという扱いであった。

化とするのがその直接の理由としているようであるが、ここには少子化対策の拡大という目的が大前提となっていると思われる。

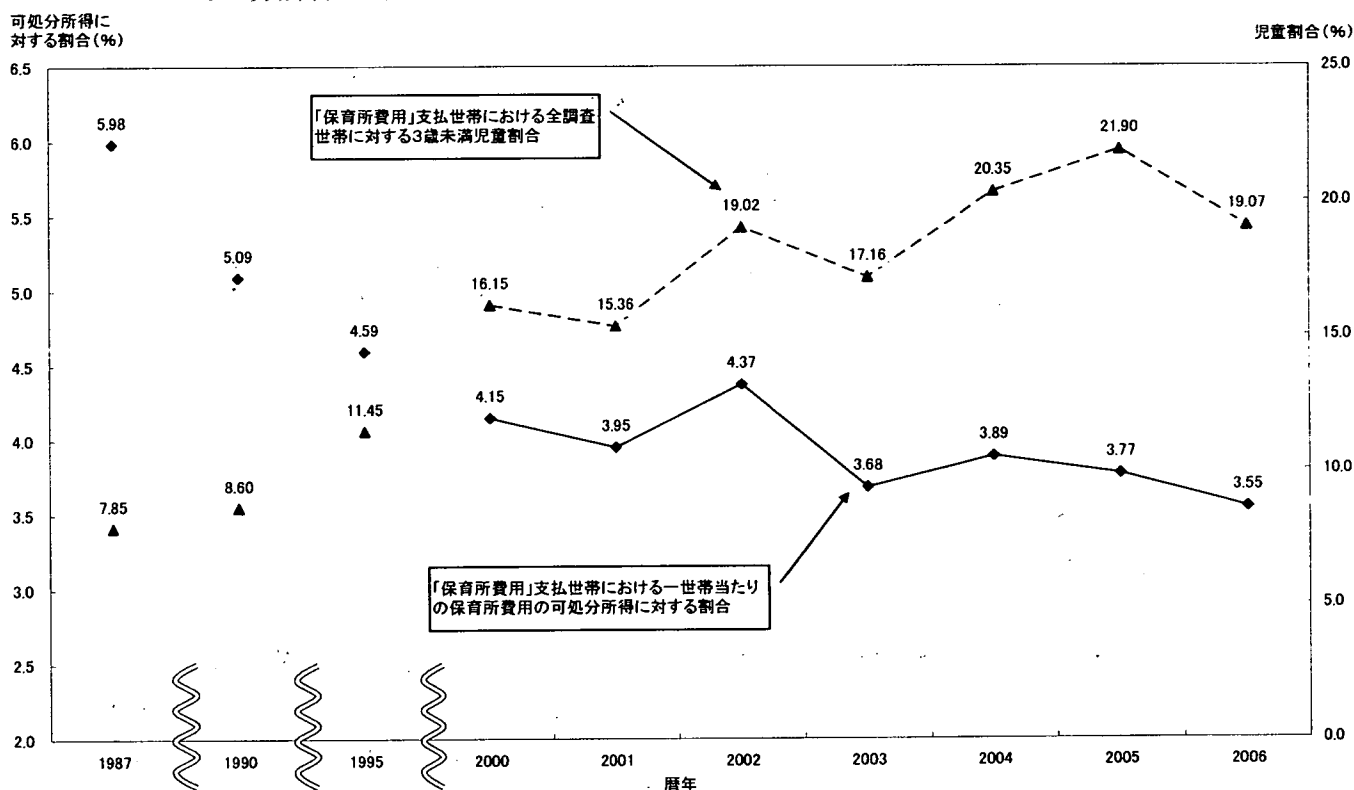
¹² 家計調査の項目名称は、「教育」、「授業料等」内での「幼稚園」とするのみであるが、本稿では分かりやすさのため、このように表記することにする。

3.3 家計調査における「保育所費用」の推移

以上を踏まえ、昭和 62（1987）年からの支払世帯における月ごとの平均支払額の可処分所得に対する割合（百分率）の推移をみると、次の図 5 のとおり、62 年には、5.98 であったものが、平成 18（2006）年には、3.55 に低下するなど、ここ一連の負担軽減策が確実に効果を挙げていることが伺えるものとなっている。

また、先に示したとおり、「保育所費用」の支払世帯といえども、その世帯内の 3 歳児未満全員が保育所に係わって（預けられて）いるというわけではないが、支払世帯における 3 歳児未満¹³の全調査世帯¹⁴の全 3 歳児未満に対する割合（百分率）をみると、その割合は世帯の負担軽減の流れと連動するように増加基調で推移し、負担軽減策が、保育所への係わり（保育）をも促していることが伺えるものとなっている。

図 5 「保育所費用」支払世帯における 1 世帯、1 か月当たりの「保育所費用」の可処分所得に対する割合及び全調査世帯に対する 3 歳未満児童割合の推移



3.4 「保育所費用」支払世帯における「母親」の就業者割合の推移

以上のとおり、集計自体は、極めて簡単なものであるが、保育所に関する各種支援事業¹⁵の影響については、その直接の目的としていた、世帯への負担軽減及び係わる乳幼児の増加ということが、家計調査上からもうかがい知ることができたが、ところで、保育所に係わっている乳幼児の母親については、どのような変化が起きているのだろうか。

13 この員数は支払世帯にいる 3 歳児未満の全数であることから、この値は係わる人員の最大数と考えられる。

14 ここでいう全世帯は、農林漁家世帯を除く勤労者世帯の全世帯である。

15 この事業の柱は、世帯における保育所支払費用の軽減策であるとしてよいであろう。

では次に、このような母親の候補の一例として、

世帯主との続柄：世帯主の妻、世帯主の子の配偶者
 性別：女性
 年齢：40歳未満

の世帯員属性を持つ者の、就業者数割合（百分率）をみてみることにする。

図6 「保育所費用」支払世帯における「母親」の就業者割合の推移

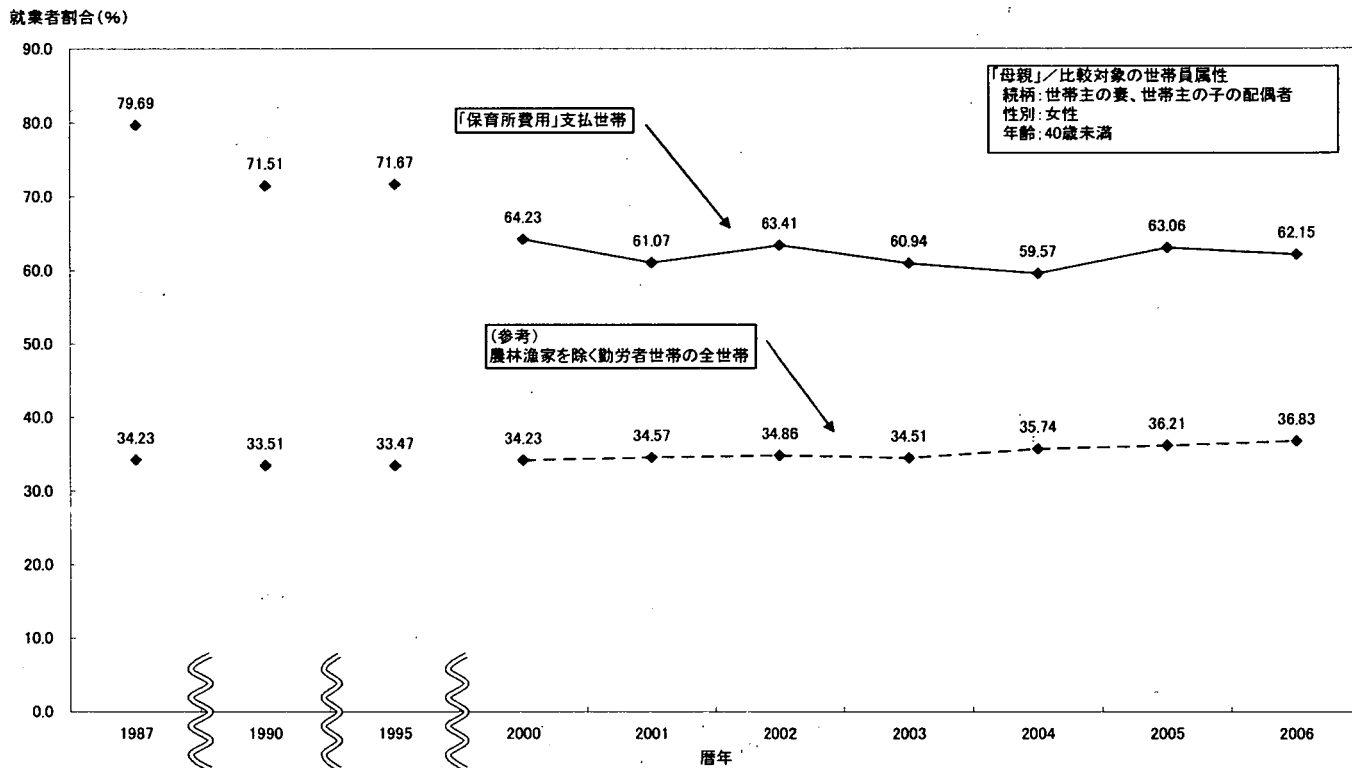


図6のとおり、比較対象世帯としている全世帯では、「母親」の就業者割合は微増傾向ながらも、横ばいで推移しているが、「保育所費用」の支払世帯における就業者割合は、過去の昭和62(1995)年からの減少期間を除けば、これも各年比較の平成12(2000)年からは、おおよそ横ばいで推移しているものとなっている。

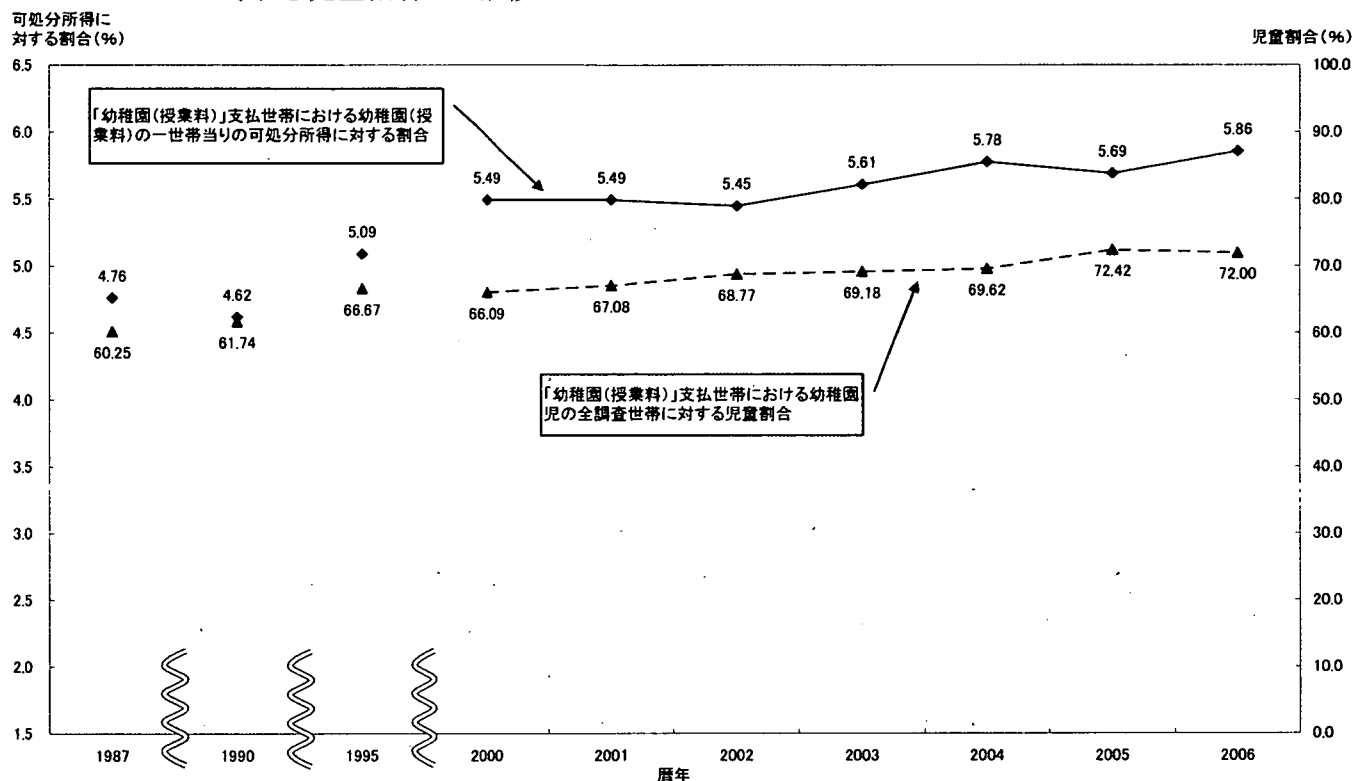
これは、一義的には、「一時保育」の導入、制度の改正や「保育所費用」への負担軽減策の効果により、今まで、家庭内保育をしていた専業主婦層が、乳幼児を保育所へ預け始めたと解されるところである。

4. 「幼稚園（授業料）」について

4.1 家計調査における「幼稚園（授業料）」の推移¹⁶

「幼稚園（授業料）」についても「保育所費用」同じように、次の図7のとおり、支払世帯における月ごとの平均支払額の可処分所得に対する割合（百分率）の推移をみると、過去には「保育所費用」よりも値が小さかった時期もあり¹⁷、また、傾向としては微増傾向にあるなど、「保育所費用」とは対照的な推移となっている。

図7 「幼稚園（授業料）」支払世帯における「幼稚園（授業料）」の1世帯、1か月当たりの可処分所得に対する割合及び幼稚園児¹⁸の全調査世帯に対する児童割合¹⁹の推移



4.2 「幼稚園（授業料）」支払世帯における「母親」の就業者割合の推移

また、先に規定した「母親」についても「保育所費用」と同じように就業者割合の推移をみると、これもまた、次の図8のとおり、「保育所費用」とは対照的な推移となっている。

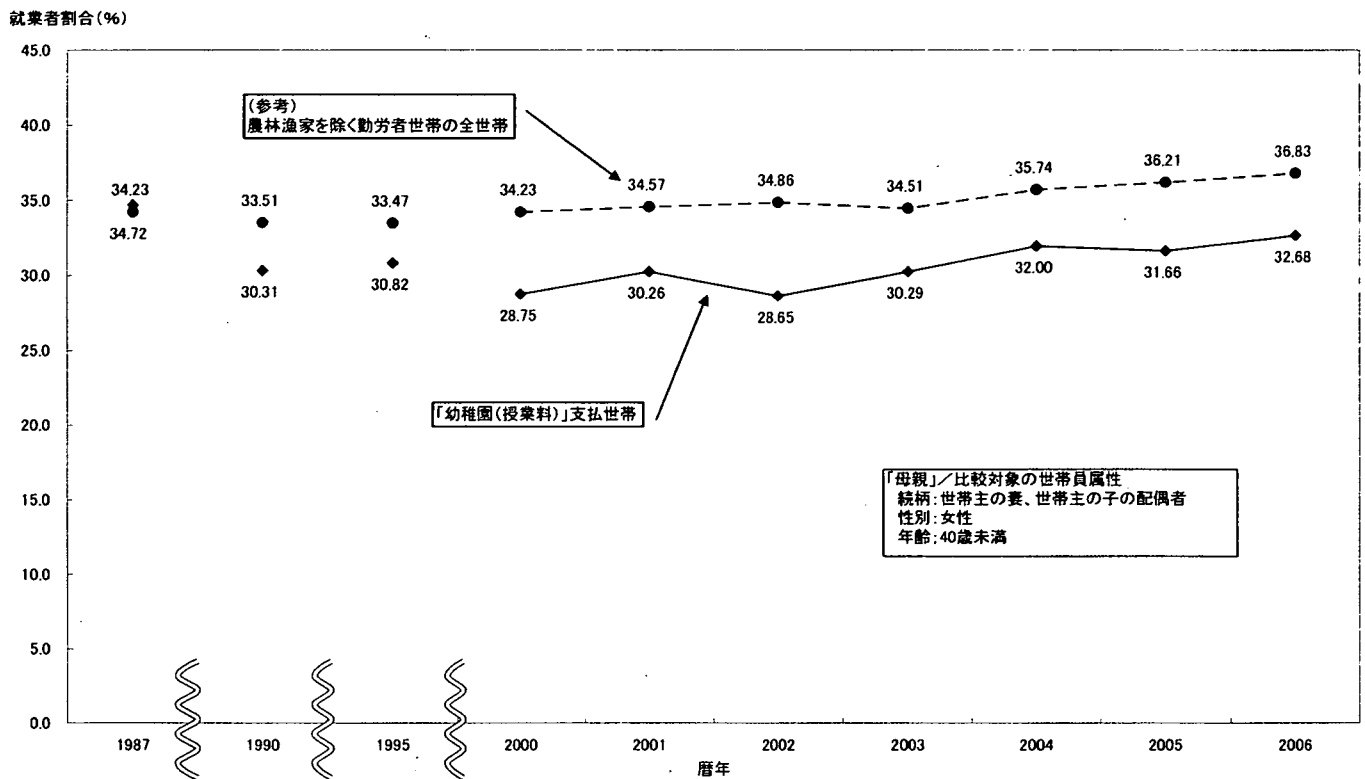
¹⁶ 「保育所費用」、「幼稚園（授業料）」の双方に支出がある重複世帯の扱いについては、区別することなしに、それぞれの算出に用いている。

¹⁷ 昭和62（1987）年は「保育所費用」5.98に対し、「幼稚園（授業料）」は4.76。

¹⁸ 「幼稚園（授業料）」の支払世帯における幼稚園児（学校区分が「幼稚園」）の3歳児以上、6歳児以下の児童とした。

¹⁹ 母数となる児童は、家計調査に合わせ、3歳以上、6歳以下の児童とした。なお、6歳児については小学生（学校区分「小学校」）を除いている。

図8 「幼稚園（授業料）」支払世帯における「母親」の就業者割合の推移



5. 「医科診察料」について

5.1 少子化対策における医療費に関する支援について

乳幼児の医療費に対する各種支援策については、少子化対策とは別の観点からも、保育所に対する支援と同様、既に行われてきたところではあるが、近年は少子化対策とあいまって、対象年齢の引上げ、また、外来のみならず、入院費までもとする対象医療範囲の拡張、あるいは病院窓口での支払自体を要しない、「現物支給」による方法の導入へと、地方自治体においては多種多様な支援策が実施されている。

なお、国においても、健康保険法の改正²⁰により、今まで3歳未満であった負担軽減率（2割負担）の対象年齢を就学まで、引き上げるものとしている（平成20年4月より実施）など、国、地方を挙げての各種支援策が競われているところである。

5.2 家計調査における「保健医療」

さて、ここで医療機関等に対する支出については、家計調査では「保健医療」に区分されることになるが、更に、このうちの項目については、過去より変遷があるものの²¹、現在、次の図10のように区分されている。

²⁰ 平成18年6月。

²¹ 現区分は、平成7（1995）年からの区分である。