

パネルデータにみる夫の労働時間の推移

坂口 尚文

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

週40時間労働制を定めた1988年の改正労働基準法の施行により、年間2,000時間を超えていた日本の総実労働時間は減少に転じ、2000年代には1,800時間台にまで減少した。ただ、国際的にみれば日本の労働時間はいまだなお高い水準にある。日本の長時間労働の問題は、従来は労働生産性の面から語られることも多かったが、昨今ではワーク・ライフ・バランスという言葉に代表されるように、働き方と家庭生活との調和をどのようにとるかといった文脈で語られることがほとんどである。また、近年の長時間労働の問題については世代による違いも指摘され始めている。その中では30歳代に最も仕事に集中しているとの指摘がある〔例えば総務省の「社会生活基本調査」を用いた田渕(2007) 矢野(2006) など〕。30歳代は仕事で責任のある地位に就き始め、また気力、体力ともに充実しているため、労働時間が長時間しやすい時期ともいえる。ただ一方で、結婚や子どもの誕生により家事・育児に時間を割く必要もこの世代で多く発生すると考えられる。そういった意味で30歳代は、仕事と家庭生活の両立の問題にまさに直面し、また最も両者のバランスをとるべき時期のひとつともいえる。

それでは、30歳代の労働者はいったいどのくらい働いているのか。また労働時間も実際に増えているのだろうか。議論の前提となる実態の把握がまずは求められよう。そこで、本稿では「消費生活に関するパネル調査」(以下、「家計研パネル調

査」) から分かる夫の労働時間の推移について、データをまとめ、そこで得られた事実を整理して提供することにする。この「家計研パネル調査」は、今問題とした30歳代から40歳代にかけてカバーしている調査であり、労働時間および生活時間の配分についての情報を有している。もちろん、労働時間の推移を知るだけならば、総務省の「社会生活基本調査」や「労働力調査」の方が調査の規模の面からより正確で安定した値が得られる。しかし、ここで「家計研パネル調査」を用いて再計算を行うことは、まったく付加価値を生み出さない行為ではない。パネル調査を用いることで、より詳しく得られる情報があるからである。パネル調査を用いる利点としては、(1) 原則として調査対象の入れ替えを行わないので、全体の労働時間の推移が代表的な同一個人労働時間の増減として把握できる。(2) ある1時点ではなく、常態的に長時間働いている人の属性が把握できる。(3) どのような要因によって労働時間が変化しているか把握できる。

なお、本稿では夫の家事・育児時間についても集計を行い、得られた知見を併せて述べることにする。

2. 対象

今回の分析では「家計研パネル調査」から、次の条件を満たす回答者を選び出し、その夫を分析の対象として用いる。(1) 1998年の第6回調査から継続して回答している有配偶女性の回答票で

あるもの（２）その期間、夫が継続して正規の雇用者であるもの。

「家計研パネル調査」は女性を対象にした調査であるが、今回その夫のみを分析したのは、（有配偶）女性では長期にわたって継続雇用されている数が少なく、さらに就業形態も多様であり労働時間のばらつきが大きい。そのため労働時間だけを抽出するとデータの代表性の面で問題が残るからである。また（１）については、データ数を増やすため第５回調査より新たに加わった対象を含めたためである。（２）は自営業の回答は個人によって値のぶれが大きいので、今回の分析からは除外している。例えば、睡眠時間以外、１日20時間以上働いているというものがある。これなどは多分に家での待機時間がすべて含まれているものと思われる。

なお今回の分析の対象数は351であり、この同じ対象を1998年から2006年の9カ年使用することとなる。夫の平均年齢は、1998年で33歳であり、9年後の2006年の調査時点では41歳になる。また、調査の実施は毎年9月末から10月にかけてである。

3. 労働時間の推移

今回、労働時間の推移を測定するにあたっては回帰式を使用した。パネル調査を使って純粋な労働時間の年次変化をみるには、子どもの有無などの個人固有の要因をコントロールする必要があることと、それら要因に回帰させることによって逆に個別要因が労働時間に与えている影響が分かるからである。その分析結果を示す前に、まず使用した労働時間のデータについて説明しておく。「家計研パネル調査」では、労働時間については、次の二つの形式で質問を行っている。一つは週当たり労働時間を尋ねているもの。もう一つは、1日の生活時間のうち何時間を仕事として割り振っているかを尋ねているものである。また週当たり労働時間はその時間を直接聞くのではなく、10個の時間枠に分けたものの中からその一つを選ぶ形式になっている¹⁾。

一般論としては、労働時間の推移をみるには、1日の労働時間よりは週当たり労働時間を用いることが望まれる。仕事の進捗や繁忙の状況に応じ、必要とされる労働時間は日々変動するからである。そのため、1日当たりの労働時間は、回答者が比較的忙しい日の労働時間を記入したのか、それとも平均的なそれを記載しているのかは定かではない。一方で「家計研パネル調査」の、週当たり労働時間を使用する際に大きなデメリットがある。それは回答が時間枠でカテゴリ化されていることである。労働時間の回答枠は数時間にまたがり、またそれぞれの時間幅も異なっている。カテゴリ化されたデータでは大枠を捉えることはできるが、連続量として扱えないため詳細な分析をする際には大きな制約となる。

そこで、今回の分析にあたっては、週当たりの労働時間を、1日当たりの労働時間からの情報を活用して連続量に近づけることにする。まず1日当たりの労働時間を平均的な労働時間と仮にみなす。そして、別途、調査している週当たりの勤務日数をその値にかけて算出する²⁾。このとき、その積が週当たり労働時間で回答しているカテゴリの上限を超えている場合は、その上限値を当てはめ、逆に下限を下回っている場合はその下限値を適用した。また週当たりの労働時間の下限は14時間で、上限は98時間で打ち切っている。

さて本節の冒頭で、労働時間の時系列の変化をみるには、対象個々に特有の要因をある程度コントロールしなければならないと述べた。子どもの誕生やその後の子育てに伴う時間は、労働時間の長さ直接影响到影響を与えるとも考えられる。子どもの誕生といった個々の世帯特有の出来事にもかかわらず、対象数がさほど多くないことから、それらが全体の集計値に影響を与えることも予想される。これらのうち、「家計研パネル調査」で調査し捕捉している要因については説明変数として代入してコントロールしている。それら説明変数の詳細については後述する。

もう1点、労働時間に影響を与える対象個々に特有の要因としては、測定誤差と呼ばれる問題がある。家計研パネル調査は実際に働いた夫ではな

く、その配偶者に調査票の記入を依頼している。そのため夫の正確な労働時間を把握していないケースも含まれている可能性がある。また、それゆえ値がきりのよい時間に丸められてしまう影響が出やすい。実際、対象期間の延べにして、週当たり労働時間については35.2%の回答者が、1日当たりの労働時間では30.5%の回答者が連続する2年でまったく同じ労働時間を回答している。今回、週当たり労働時間に補正したため2年間で同一回答をしている者の割合は19.9%まで減少したものの、依然として一定数が存在している。毎年、似たような労働時間を回答することは、いわば回答者の癖のようなものであるから、回答した労働時間の年度ごとのばらつきも個人固有の効果として処理すれば、推計式全体に与える影響をある程度減じることができる。今回は、その個人間のばらつきを確率的な誤差項として回帰式に挿入している。また、労働時間の長さには個人固有のものだけでなく、産業や企業規模の影響に起因する部分があるとも考えられる。回帰式には誤差項をそれらの階層ごとに分けるマルチレベル・モデルを適用した。よって推計に使用した回帰式は以下ようになる。

$$h_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{year}_t + \beta_2 I(\cdot)_{it} + \beta_3 X_{it} + \xi_j + v_i + \varepsilon_{it}$$

左辺のhは労働時間であり、右辺の β はそれぞれの変数に対する係数を示す。yearは年次ダミーをあらわし、この係数の大きさが平均的な労働時間の年ごとの水準変化を示している。I(・)は1か0の値を返す指示関数で、子どもの有無などのダミー変数となる。詳細は後述するが、実際に用いたダミー変数としては、子どもの有無、妻の就業およびその就業形態、親との同居である。Xは労働時間に影響を与える連続的な変数であり、今回の分析では所得のみを使用している。ξは同一産業あるいは企業規模内での誤差、vは同一個人内での誤差、εはモデルでは説明できない要因であり、これも正規分布に従う誤差として扱う。添字のiは個人、jは産業(企業規模)、tは調査年を示している。

年齢も本人の職階等の代理指標として、労働時間と関連がある大きな要素とは考えられる。例えば40歳ならば課長相当の仕事が求められるといった具合である。ただ、実際、年齢を説明変数に加えた推計もしてみたが、結果はほとんど労働時間の水準に影響を与えていなかった。これは、年齢幅が狭いこと、および対象の入れ替えを行っていないことが大きな要因であると考えられる。年齢幅が狭い場合、1歳の刻みに大きな意味があるとは考えにくい。同一個人でみた場合、例えば40歳から41歳になったからといって、労働時間に大きな増減があるとは考えられない。また年齢幅が狭い上で対象の入れ替えを行っていないことは、年次ダミーの影響との区別がつきにくいことをも意味する。なぜならば、次の年の調査になると皆の年齢が一樣に増えるからである。年次ダミーとの識別の難しさは、30歳代前半といった年齢層でカテゴリー化したとしても同様である。最新年ほど、多くの対象者がより年齢層の高いカテゴリーに入り、逆に若い年齢層は少なくなるためである。これらの理由から、今回の分析からは年齢をはずしている。

さて、回帰式の推計結果をまとめたものが図表-1である。まず、年次変化について確認しておこう。どのモデルの推計式でも、また多くの年次の係数でも低い棄却域の水準で有意な値が出ている。時系列の変化を視覚化するため図表-1のModel 1の年次ダミーの係数をグラフに書き直したものが図表-2である。なお、図表-2の縦線は係数プラスマイナスの標準誤差の区間である。図表-2をみると2000年代前半にかけて、労働時間が上昇していることが読み取れる。ピークの2002年には54時間に達し、基準の1998年と比べて2時間近く増加したことになる。その後の2003年以降は、減少に転じているものの、ほぼ53時間台と依然として高い水準を維持している。

図表-3は参考のために総務省「労働力調査」の10月調査の平均週間就業時間をプロットしたものである。これらは、男性、非農林業の従業者の月末1週間の労働時間を年齢別にまとめたものである。図表-2(「家計研パネル調査」と図表-3

図表-1 夫の労働時間の回帰分析

	Model 1 切片+ 年次ダミー	Model 2 Model 1 + 所得	Model 3 Model 2 + 子どもの有無	Model 4 Model 3 + 妻就業	Model 5 Model 3 + 親同居
切片	52.10 *** (0.99)	46.75 *** (1.29)	47.36 *** (1.31)	47.51 *** (1.32)	47.39 *** (1.33)
年次ダミー (1998年を基準)					
1999年	0.87 * (0.99)	0.80 (0.99)	0.71 (0.99)	0.71 (0.99)	0.71 (0.99)
2000年	1.53 *** (0.56)	1.69 *** (0.56)	1.49 *** (0.56)	1.50 *** (0.56)	1.49 *** (0.56)
2001年	1.13 *** (0.56)	1.49 *** (0.56)	1.26 *** (0.57)	1.28 *** (0.57)	1.26 *** (0.57)
2002年	1.86 *** (0.57)	2.08 *** (0.57)	1.82 *** (0.58)	1.85 *** (0.58)	1.82 *** (0.58)
2003年	1.41 *** (0.57)	1.64 *** (0.57)	1.39 *** (0.58)	1.42 *** (0.58)	1.39 *** (0.58)
2004年	1.34 *** (0.57)	1.13 ** (0.58)	0.90 (0.58)	0.94 (0.59)	0.90 (0.58)
2005年	1.17 *** (0.57)	1.00 * (0.58)	0.75 (0.59)	0.80 (0.59)	0.75 (0.59)
2006年	0.72 ** (0.57)	0.52 (0.59)	0.28 (0.59)	0.35 (0.60)	0.28 (0.59)
所得 (月給、千円)	—	0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)
子どもなし	—	—	-3.08 *** (0.88)	-2.98 *** (0.89)	-3.09 *** (0.88)
妻の就業状態 (無職を基準)					
正規就業	—	—	—	-0.40 (0.67)	—
パート	—	—	—	-0.22 (0.45)	—
その他の 就業形態	—	—	—	0.02 (1.04)	—
親と同居	—	—	—	—	-0.08 (0.61)
AIC	22566.65	22548.11	22536.15	22538.64	22539.79

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

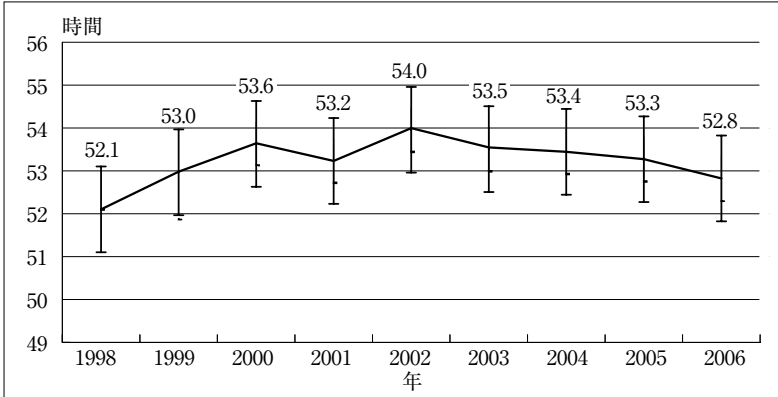
(「労働力調査」)を比較すると、「労働力調査」の2002年をピークにその後、減少に転じる30歳代の動きと「家計研パネル調査」の値はほぼ一致しているといつてよい。再述になるが、今回、対象とした夫の平均年齢は2006年の調査時で41.0歳である。家計研パネル調査では基本的に対象の入れ替えはないから、2000年での平均年齢は35歳ということになる。若干、家計研パネル調査の方が労働時間は長い、これには1日の労働時間を週当たり労働時間へ調整したことも少なからず影響して

いると思われる。

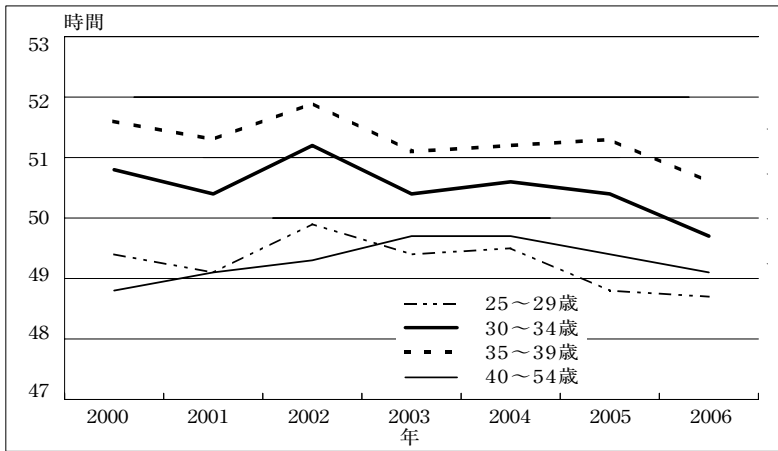
なぜ労働時間はこのような動きをしているのだろうか。2002年の初頭は景気が底入れした時期である。景気の変動に応じて企業の労働需要は変動するが、通常、雇用量での調整が行われる前により容易に動かしやすい労働時間での調整が行われる。そのため、景気回復期には労働時間が上昇することになる。図表-2、3における2002年の労働時間の上昇は、この事実を反映したものと思われる。先行してもともと労働時間が長かった30歳代の労働者に労働時間の長時間化の波が押し寄せていたことになる。また、景気と労働時間の関係を裏付けるように、厚生労働省の『平成19年版 労働経済白書』で示されている「毎月勤労統計調査」の調査結果でも、2002年の第3四半期から所定外労働時間（事業規模5人以上）の対前年同期比が

上昇し始めている。ただ、「毎月勤労統計調査」のデータでは2002年以降も所定外労働時間は上昇を続ける。これにはパートタイム労働者等の所定外労働時間の増加の影響もある。家計研パネル調査のデータでは、週休2日で換算すれば、1日当たりの労働時間が11時間近くになっているわけであるから、集計値のレベルではこれ以上の上昇はないといえよう。すなわち、今回分析の対象とした30歳代では、2000年初め、労働時間が天井付近で高止まりの傾向を示しているといつてよいだろう

図表-2 夫の労働時間の年次推移



図表-3 非農林業、年齢別、平均週間就業時間（「労働力調査」）



う。

続けて図表-1の他の変数の影響についてみてみる。所得については、単位は千円であり、対象全員が月給で給与を得ている。係数の値をみると所得が高くなるほど労働時間も増えていることが確認できる。おおむね、1万円上がると0.1時間上昇する結果となっている。もちろん労働時間の増加は残業代の増加を通じて所得の方向へも影響を与えうる。ただ、多くの労働者にとって基本給部分が月給の中で大きな比重を占めているはずであり、そのベースとなる所定内労働時間は労働者間で大きな違いはない。高い所得はその対価として相応の成果が求められると考えられる。ゆえに、一つの解釈として、高い所得のものほどその成果を実現するために、労働時間が長時間化していることが考えられる。

次に個々の家庭状況の違いを表した変数の結果についてみてみる。使用したのは、子どもの有無、妻の就業およびその形態、親との同居である。まず、子どもの有無に関しての影響について述べる。ダミー変数の基準は子どもがいる場合においている。先に述べたように、子どもがいる世帯では、育児等に割く時間の必要性から労働時間が減少することが予想された。しかしながら、係数の値をみれば、子どものいる世帯の方が3時間程度、労働時間が長いという結果が得られている。

もちろん、子どもの有無に関しては、(潜在的な)他の変数からの影響がないか、さらなる吟味が必要である。一つは年

齢層を反映している可能性がある。また、回答が妻の記入によるものであるため、子どもがいない場合は夫と一緒にいる時間が長く感じられるかもしれない。また、対象の入れ替えがないことにより、最新の調査年度ほど子どもがいる世帯が増加する。そのため年次ダミーとの分離が難しいところがある。実際、図表-1をみると、子どもなしダミーを追加したことによって、年次ダミーの係数の標準誤差が近年ほど増大し、係数の値が不安定になっている。しかし、どのような留保条件がつくにしても、子どもがいることで労働時間が削減されることはないといえる。さらに図示はしていないが、子どもが生まれた世帯に限って、その誕生前後の夫の週当たり労働時間の変化を算出すると、中央値で0、平均値で1.1時間の増加となっている。つまり、労働時間はほとんど変化してい

図表-4 夫の家事・育児時間の回帰分析

	平日		休日	
切片	0.94 *** (0.07)	0.93 *** (0.08)	3.23 *** (0.25)	3.54 *** (0.26)
年次ダミー (1998年を基準)				
1999年	0.06 (0.04)	0.06 (0.04)	0.03 (0.13)	0.03 (0.13)
2000年	0.05 (0.04)	0.05 (0.04)	-0.20 (0.14)	-0.17 (0.13)
2001年	-0.03 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.34 ** (0.14)	-0.28 ** (0.14)
2002年	-0.12 *** (0.04)	-0.11 ** (0.04)	-0.50 *** (0.14)	-0.43 *** (0.14)
2003年	-0.06 (0.04)	-0.04 (0.04)	-0.50 *** (0.14)	-0.39 *** (0.14)
2004年	-0.11 ** (0.04)	-0.10 ** (0.04)	-0.84 *** (0.14)	-0.71 *** (0.14)
2005年	-0.08 *** (0.04)	-0.07 *** (0.05)	-0.83 *** (0.14)	-0.69 *** (0.14)
2006年	-0.10 *** (0.05)	-0.08 *** (0.05)	-0.94 *** (0.14)	-0.77 *** (0.14)
所得 (月給、千円)	0.00 *** (0.00)	0.00 *** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
子どもなし	-0.56 *** (0.07)	-0.54 *** (0.07)	-3.34 *** (0.22)	-3.14 *** (0.22)
妻の就業状態 (無職を基準)				
正規就業	—	0.03 (0.05)	—	-0.46 *** (0.17)
パート	—	-0.11 ** (0.03)	—	-0.65 ** (0.11)
その他の 就業形態	—	-0.19 ** (0.08)	—	-0.63 ** (0.26)
親と同居	—	0.08 * (0.05)	—	-0.05 (0.17)
χ^2 検定	p<0.001	p<0.001	p<0.001	p<0.001

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ないか、むしろ増加の傾向にある。子どもの誕生があった特別な年でさえ減少に転じないことからみても、子どもの存在が夫の労働時間に大きく影響を与えていないことが確認される。

妻の就業およびその就業状態別での影響は、家事分担の兼ね合いから若干の減少に働くものと事前には予想された。特に、ある程度の時間を拘束される正規就業で妻が就業している場合は、より強い結果に働くと思われる。しかし、どの就業形態であっても棄却域10%以下で有意になる係数はなかった。すなわち、妻の就業が夫の労働時間に

明らかな影響を与えてはいないことになる。ただ、子どもの有無ほどの強い影響力は持っていない。また、親との同居は夫の労働時間にはほとんど影響を与えていない結果が得られている。

以上をまとめると、夫の労働時間は妻の就業状態や親との同居といった要因には影響を受けないことが分かった。子どもの有無に関しては、むしろ子どものいる世帯の方が夫の労働時間は増加の傾向にある。結局のところ、労働時間に変化を与えているのは景気の影響がほとんどであるといえよう。

4. 家事・育児時間

前節では夫の労働時間は家庭側の要因で調整する、あるいはできるものではなく、景気の影響によってほぼ決定されていることが分かった。それ

では、家庭側の要因と直接的に結びつくと考えられる家事・育児時間についてはどうであろうか。そもそも、夫は家事・育児に携わる時間が妻に比べて極端に短い。2006年の調査では、就業している妻の家事・育児時間の平均が平日で4.5時間。休日で6.3時間である³⁾。一方で夫のそれは平日で0.4時間、休日で2.2時間である。それでも労働時間と同様の要因分解を夫の平日、休日の家事・育児時間について行ってみたところ、家事・育児時間の配分には家庭側の要因で違いがうかがえた。結果は図表-4に示している。平日、休日ともに1日

図表-5 カテゴリー別、夫の家事・育児時間が0の割合
年次

	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年
平日	53.3%	48.7%	49.6%	53.0%	55.8%
休日	19.4%	19.4%	16.8%	22.2%	22.2%
	2003年	2004年	2005年	2006年	
平日	57.3%	57.3%	58.7%	57.0%	
休日	20.8%	23.1%	22.5%	24.5%	

子どもの有無		
	子どもあり	子どもなし
平日	53.3%	67.7%
休日	19.0%	45.2%

就業状態				
	無就業	正規従業員	パート	その他
平日	53.4%	42.6%	61.7%	68.7%
休日	17.5%	19.5%	28.9%	16.9%

親との同別居		
	別居	同居
平日	55.1%	53.3%
休日	19.5%	24.9%

当たりの時間である。

推計の仕方は労働時間の場合とほぼ同じである。ただ、家事・育児時間については0時間の回答が多い。調査期間の延べにして、平日では全体の54.5%が、休日では21.2%が0時間と答えており、多数の夫が家事・育児に従事していない実態がある。家事・育児時間の分布を描くと、当然0以下の時間は観測されないで、0のところどころでちょうど切断された形状になる。従属変数である家事・育児時間の分布がこのように切断された形状をしているとき、説明変数とのきれいな対応がとれない。通常、分布の切断があるときは、一般的な回帰ではなく、トービットモデルと呼ばれる手法を適用しその不具合を修正する。本稿でもトービットモデルを採用している。ただ、このトービットモデルでは、0時間以下の部分を仮想的に考える推定法のため、直感的には解釈しにくい係数値が得られることもある。そのため、カテゴリごとの0時間の割合を併せて提示して、どのようなカテゴリの場合に家事・育児時間が少ない傾向にあるかをみることにする。トービットモデルの推計結果を示した図表-4からは、係数の相対的な大きさを把握してほしい。

さて図表-4から、まず年次の影響をみてみる

と、平日に関しては家事・育児に関わる時間は2004年以降が有意に他の年度に比べて低い値を示している。図表-5をみても、0時間の回答の割合が直近の3カ年で増加していることが分かる。前節でみたように労働時間は2002年以降、増えていなかったため、労働時間増加のあおりを受けたわけでもないようである。また休日に関しては、ほぼ一貫して減少の傾向にある。対象に入れ替えがないため、近年ほど子どもの年齢は高いことになる。ゆえに子どもが大きくなって手がかからなくなったことが、近年の家事・育児時間減少の別の要因として働いていることも考えられる。

夫の所得の影響であるが、平日に関しては有意な結果が得られているが、係数の値が極端に小さいものでその影響は限られたものであることが分かる。ちなみに、図表で0.00となっている数値の実際は、10万円上昇して12分程度の減少である。一方、休日に関しては、所得はまったく影響を与えていない。

子どもの有無は使用した変数の中では、突出して家事・育児時間に影響を与えている変数となった。図表-5をみても、子どものいない世帯では0時間の世帯が多いことが分かる。特に休日に関して、0時間の割合が子どもありの世帯では19.0%であるのに対し、子どもがいない世帯では45.2%と顕著な差がある。ただ逆に、子どもの存在が家事・育児時間を極端に押し上げるということは、子どものいる世帯の家事・育児の中身の大半が育児ということを示唆している可能性がある。また、子どものいない世帯は、週当たりの労働時間も短かったことから、睡眠などの生活基礎時間、あるいは娯楽といったその他の生活時間により多く配分されていることになる。

妻の就業の影響は、正規就業の場合、平日に関しては妻が無就業の場合と大きな違いはない。ただ、差がほとんどないことから、妻が働いているからといって夫が家事・育児を積極的に手伝う傾向もないと言える。一方、休日に関しては少ない結果となっている。妻が正規就業以外の場合、パートおよびその他の就業形態の場合は、平日、休日ともに有意に下げる傾向にある。妻が働いてい

ると、なぜ夫の家事時間がかえって低い値になるのか、残念ながら今回の分析結果だけではうかがい知ることはできない。ただ、妻自身が就業している場合、働いている上に家事もこなしている大変さから、夫の家事に対する貢献度自体を過小評価している可能性はある。また、子どもが成長し育児に手がかからなくなったため、妻が就業をしていることも考えられる。これは、夫の家事・育児時間が増えれば育児に充てられているという推測と整合的である。夫の家事・育児の中身についてはさらなる吟味が必要である。最後に親との同居は、労働時間の場合と同様、影響力のない変数となっている。

以上をまとめると、夫の家事・育児時間に関しては年次変化の影響はあるものの、個々の家庭側の要因も影響力を持っている。特に大きな影響力を持つのは子どもの有無についてである。子どもがいる世帯での家事・育児時間の増加は、おそらく育児がその主体を占めていると思われる。労働時間はむしろ子どもがいる世帯の方が長かったことから、その時間の長短は別として、夫も他の生活時間を削って家事・育児には携わっていることになる。もちろん育児としてどのような行動をしているのか、その中身を吟味する必要性は残されている。ただ、残念ながらそのことは「家計研パネル調査」の調査内容からでは把握できない。

5. まとめ

以上、30歳代の男性の労働時間、またそれと併せて家事・育児時間についての集計結果を提示した。労働時間については2000年代に入り増加し、2002年にピークを迎えている。その後若干の減少傾向がみられるが、週当たり53時間台というかなり高い水準を維持していることから高止まりの傾向にあるとあってよい。この動きは、「労働力調査」とほぼ同様の結果となっている。景気の回復

にともない、30歳代男性の労働時間がさらに長時間化し、その後あまり減少していないことが、同一個人を追跡したパネル調査でも追認されたことになる。

さらに、興味深い結果となったのが、子どもの有無による労働時間の相違である。子どもがいる世帯では家族と触れあう時間の必要性や夫の家事・育児の分担増から労働時間が短くなる結果が事前には期待された。しかしながら、実際は子どものいる世帯の方が労働時間は長い結果となった。一方で子どものいる世帯での夫の家事・育児時間は長いのである。すなわち、平日については睡眠時間等の別の時間を削減して家事・育児時間に充てていることになる。

このように、夫の労働時間の増減は景気変動の影響でほぼ説明がつく結果となり、その長時間労働の実態が強制的なものであれ、自発的なものであれ、依然として家庭側の要因では労働時間が調整されない状況にあるといえる。

注

- 1) 回答コードは、1. 15時間未満 2. 15～21時間 3. 22～34時間 4. 35～42時間 5. 43～45時間 6. 46～48時間 7. 49～54時間 8. 55～59時間 9. 60～64時間 10. 65時間以上、である。
- 2) 休日数の調査をしていない11年度調査から13年度調査にかけては、10年度調査と14年度調査の平均値を入れている。
- 3) 今回の分析対象世帯のみでの平均値である。

文献

- 厚生労働省編，2007、『労働経済白書』国立印刷局。
 田淵六郎，2007，「家族とポジティブ・アクション」田村哲樹・金井篤子編『ポジティブ・アクションの可能性』ナカニシヤ出版，191-212。
 矢野眞和，2006，「『社会生活基本調査』への期待」『統計』57(7)：2-6。

さかぐち・なおふみ 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「低所得世帯とその属性について」(『季刊家計経済研究』72, 2006)。労働経済学専攻。