

夫婦の家事・余暇時間に関する分析： 「社会生活基本調査」個票を用いて

水 落 正 明

1. はじめに

少子化に対する有効な政策を模索するわが国において、2002年の「少子化対策プラスワン」、2004年の「子ども・子育て応援プラン」で、男性の働き方の見直しが強調された。これらは現在、ワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）政策として統合され、男性の働き方の見直しはさらに推し進められている。これら一連の政策は、従来の男性は外で働き女性は家を守るといった、性別役割分業を変えるとともに、夫婦の時間配分の構造を変えようとするものであったと言える。

このように2000年代は、男性に対して仕事から家庭への時間のシフトが求められた時期であったが、同時にこの時期は、男性の労働時間が大きく増加した時期でもある。「社会生活基本調査」（総務省）を使った本稿の分析によれば、男性の平日の労働（通勤を含む）時間は、2001年から2006年にかけて1日平均、約30分増加していることがわかった。睡眠時間があまり減少していないことから、労働時間の増加は他の時間の減少によってまかなわれていたことになる⁽¹⁾。こうした労働時間の増加は、ライフ部分の充実にとって重要な家事や余暇への時間配分をどう変化させたのだろうか。

労働時間が夫婦の家事時間に与える影響については、松田・鈴木（2002）、津谷（2004）、Ueda（2005）などの研究がある。いずれの研究も、夫妻とも自身の労働時間の増加は自身の家事時間を減少させていることを明らかにしている。さらに松田・鈴木（2002）と津谷（2004）では、夫妻とも自身の労働時間の増加が、配偶者の家事時間を増加させているという結果が得られている。

それに対して、余暇時間への労働時間の影響を分析したものは見当たらない。柴田・ボイルズ（1996）、小原（2000）は余暇時間を被説明変数に用いた分析をしているが、労働時間の影響については分析していない。ただし参考までに、小原（2000）は、夫の余暇時間は自身の通勤時間の増加によって減少するものの、妻の余暇時間は夫妻いずれの通勤時間の影響も受けていないことを明らかにしている。すなわち、通勤時間が夫婦に与える影響は非対称的であることを指摘している⁽²⁾。

このように、2000年代に夫婦の時間配分行動がどう変化したのか明らかにしたものはなく、政策を評価する上で必要であろう。さらに仕事に拘束される時間の増加が、家事と余暇のどちらを減少させるのか、さらにそれが自身の時間で調整されるのか配偶者の時間で調整されるのか、についてもほとんど明らか

になっていない。そこで本稿では、この2000年代の状況をとらえるため、平成13年と平成18年の「社会生活基本調査」の個票を用いて分析を行う。

2. 分析の枠組み

本稿では労働時間を外生的に扱うこととする⁽³⁾。Ueda (2005) も述べているように、わが国の正規就業の男性労働者では、労働者が裁量で労働時間をコントロールできるととらえるより、決められた時間を働くにとらえるほうが実態にあっていると考えられる。一方、女性の労働時間（就業の有無）については、水落 (2006) で示されているように、世帯の属性の影響を受けやすい。そこで本稿では、妻の就業形態別（正規、非正規、無業）に世帯を分けて推定を行う。女性の正規職は男性と同様に、外生的にとらえても大きな問題はないと考えられる。非正規職については柔軟性があると考えられるが、103万の壁などと表現されるように、一定の時間で労働を打ち切っているケースが多い。したがって、妻の就業形態でサンプルを分けて推定した場合、女性の労働時間を外生的にとらえても大きな問題にはならないと考えられる。同様に通勤時間についても外生的にとらえることとする。したがって本稿では、仕事時間と通勤時間を合わせたものを労働に関する拘束時間として外生的に用いることにする。

以下では、Solberg and Wong (1992) のモデルをベースに考える。家計（夫と妻）は、夫妻それぞれの余暇時間 l と消費 X から効用を得るものとする。添え字の1, 2は夫、妻を示している。

$$U = U(l_1, l_2, X) \quad (1)$$

消費 X は、夫妻それぞれの収入 y と、それぞれの家事時間 h の投入によって生産される家計内生産物で構成されるものとする。

$F(\cdot)$ は家計内生産のための生産関数である。

$$X = y_1 + y_2 + F(h_1, h_2) \quad (2)$$

個人の時間は、総利用可能時間 T は家事時間 h 、余暇時間 l 、労働時間 m に配分されるものとする。

$$T_i = h_i + l_i + m_i \quad i=1, 2 \quad (3)$$

以上の定式化から、家計の効用最大化問題を解くと、夫婦の時間配分について以下の(4)式の条件が導かれる。

$$\frac{\partial U / \partial l_1}{\partial U / \partial l_2} = \frac{\partial F / \partial h_1}{\partial F / \partial h_2} \quad (4)$$

これは、夫婦それぞれの余暇による限界効用の比と家事による限界生産性の比が等しくなるように、夫妻が時間配分を行うことを示している。

この条件からわかるのは、時間配分において配偶者の労働時間の影響を受けない可能性があることである。つまり、配偶者（例えば妻）の労働時間が増加した場合、時間制約により配偶者の家事または余暇時間は必ず減少するが、その減少させる過程で均衡条件を維持するように時間が変化すれば、自身（例えば夫）に時間配分の変更は生じない。

ただし、これは家事と余暇時間を自由に変えられる場合である。もし変更の幅に制約がある場合には、配偶者の時間配分に影響を与えることになる。つまり、夫婦それぞれに最低限の家事時間や余暇時間がある場合、均衡条件を維持するように時間配分を変えることは難しく、配偶者の時間配分にも変化が生じることになる⁽⁴⁾。

さて、夫の側について考えると、のちほど触れるが、家事時間がゼロのサンプルがかなり存在する。つまり、多くが利用可能時間は余暇と労働時間だけであり、労働時間の増加はそのまま余暇時間の減少になる。したがって(4)式の関係から、こうしたケースでは必ず妻の時間配分に影響を与えることが推察される。一方、妻は家事、余暇の双方とも多くの時間を割いているため、自身の時間配分の調整で終わる可能性がある。

以上から、労働時間増加の影響は、自身の家事と余暇時間の調整に制約がない場合は、配偶者の時間配分に影響を与えず、制約がある場合は配偶者の時間配分に影響を与えると考えられる。また、夫の労働時間の影響は高い確率で妻の時間配分を変えるものの、妻の労働時間の影響については、そうした可能性がそれほど高くないこともここでは示唆されている。ただし、協力的な夫婦では、配偶者の時間配分の変更を前提にして、自身の時間配分を決定する可能性もあるため、配偶者の労働時間の影響があった場合に、余暇や家事に下限等があることの強い理由にはなりにくい。この点の識別は今後の課題である。

また、こうした調整が家事時間と余暇時間のどちらで行われるのかは、先験的にはわからない。ただし、先行研究からは両者とも変化することが示唆されており、本稿の推定ではどちらがより変化するのが注目される。

3. 推定モデルとデータ

本稿では、夫妻それぞれの家事時間、余暇時間を被説明変数とした4本の式について推定する⁽⁵⁾。そこで、夫の家事・余暇時間の推

定モデルは以下ようになる。妻についても同様に定義する。

$$l_1 = f(m_1, m_2, y_1, y_2; Z)$$

$$h_1 = f(m_1, m_2, y_1, y_2; Z)$$

労働時間 m は既に述べたように仕事時間と通勤時間を合計したものである。

収入 y について、「社会生活基本調査」では、個人の収入についてはわからず世帯年収のデータしか得られない。そこで、 y_1 , y_2 については $y_1 + y_2$ と合計して世帯単位にして分析に用いる⁽⁶⁾。世帯年収は選択式の回答であるため、階級値を用いる。

Z は、時間調整の制約および家計内生産の生産性に関する変数であり、ここでは、末子年齢(子どもの有無も含む)、親との同居、最終学歴を用いる。

それ以外の要因として、居住都市規模を入れることで、都市部と非都市部における性別役割意識の違いなど観察できない要因、さらに、時間配分の柔軟性に関わる社会基盤(保育所、交通網など)の影響をコントロールする。

本稿で使用する「社会生活基本調査」のA票では、プリコード方式で15分ごとの主な行動が記録されている。したがって、数分程度の行動がデータ上、0分とみなされていることが考えられるが、これはデータの性質上、避けがたい問題である。ここでは、分析に用いる時間データに関して以下のように集計した。

家事時間: 「家事」, 「介護・看護」, 「育児」,
「買い物」の合計。

余暇時間: 「テレビ・ラジオ・新聞・雑誌」,

「休養・くつろぎ」,「学習・研究(学業以外)」,「趣味・娯楽」,
「スポーツ」,「ボランティア活動・社会参加活動」の合計。

労働時間:「仕事」と「通勤・通学」の合計。

本稿の分析対象は、松田・鈴木(2002), Ueda(2005)とほぼ同じ、夫が正規就業しており、夫婦ともに年齢が59歳以下の世帯である。在学中のサンプルは除いてある。この分析対象の平日の生活時間を扱う。さらに、既に述べたように、この分析対象について、妻の就業状態によって妻正規、妻非正規、妻無業の世帯に区分する。その際、妻の非正規には自営等も含まれている。

推定に使用するデータの基本統計量を表1にまとめた。この表から時間について、平成13年から平成18年にかけての変化を簡単に見る。

夫の家事時間は妻正規世帯と妻非正規世帯では数分増加しているが、妻無業世帯ではわずかに減少している。夫の余暇時間はいずれの世帯でも10~15分程度減少し、労働時間が30分前後増加していることがわかる。

妻の時間に関しては、家事時間はほとんど変化していない。余暇時間は妻正規世帯で10分弱減少しているが、そのほかの世帯ではほとんど変化していない。労働時間は10分前後増加している。

推定方法については、夫の家事時間については8割前後がゼロと回答しているため、標準トービット・モデルのうち、打ち切り回帰を用いる。それ以外の、妻の家事時間と夫妻の余暇時間については最小二乗法で推定する。

4. 推 定

本節では、以上の分析枠組みに基づき、夫婦の時間配分について推定を行う。夫、妻の順に家事および余暇時間の推定結果を見ていく⁽⁷⁾。最後に、労働時間の影響についてまとめる。

4.1 夫の時間配分

4.1.1 家事時間への影響(表2)

時間変数の係数について見ると、夫の労働時間は、いずれの調査年、世帯においても、有意な負の係数となっており、自身の労働時間の増加が、自身の家事時間を減らしていることが確認された。それに対して配偶者である妻の労働時間は、平成13年では妻正規世帯で正に有意になっているが、妻非正規世帯の場合は有意ではない。平成18年では、妻正規、妻非正規世帯とも正で有意となっている。おおむね妻の労働時間の増加に対応して、夫が家事を代替して行っている様子が確認された。

その他の変数について、世帯年収は、妻無業世帯でのみ、いずれの調査年においても負で有意となっている。裕福な専業主婦世帯で夫の家事時間が少ないことが確認された。末子年齢は、小学校入学前(5歳以下)まで、子どものいない世帯に比べて夫の家事時間は多くなる。逆に言えば、末子がそれ以上の年齢になると、子どものいない世帯と同程度の家事しか、夫がしなくなることがわかる。ただし平成18年では、10%水準ではあるが、それ以上の年齢で正で有意になっている世帯もあり、夫がより家事をするようになっている可能性もうかがえる。親との同居について

表1 基本統計量

	平成13年			平成18年		
	妻正規	妻非正規	妻無業	妻正規	妻非正規	妻無業
夫家事時間 (分)	17.81 (50.67)	10.95 (43.83)	16.95 (50.66)	22.01 (58.94)	12.26 (41.58)	16.04 (48.87)
夫余暇時間 (分)	206.42 (145.04)	200.86 (150.27)	186.24 (141.59)	186.63 (140.01)	186.58 (147.85)	171.08 (136.50)
夫労働時間 (分)	574.06 (211.42)	592.75 (218.87)	603.50 (214.65)	607.94 (199.03)	625.96 (212.90)	630.37 (214.96)
妻家事時間 (分)	186.97 (139.18)	266.91 (140.31)	455.61 (182.97)	187.68 (152.08)	270.49 (146.73)	457.74 (186.48)
妻余暇時間 (分)	161.89 (110.35)	214.37 (124.16)	284.59 (160.89)	153.08 (116.14)	214.18 (132.72)	283.52 (164.36)
妻労働時間 (分)	470.25 (205.86)	311.05 (191.15)		484.12 (221.61)	317.34 (202.20)	
末子年齢ダミー						
0歳	0.032	0.010	0.090	0.041	0.009	0.089
1-2歳	0.057	0.031	0.169	0.078	0.047	0.155
3-5歳	0.062	0.082	0.131	0.082	0.087	0.133
6-8歳	0.064	0.091	0.078	0.066	0.096	0.083
9-11歳	0.072	0.116	0.061	0.078	0.118	0.067
12-14歳	0.097	0.128	0.056	0.078	0.108	0.057
15-17歳	0.099	0.112	0.054	0.086	0.113	0.055
18歳以上	0.234	0.225	0.172	0.199	0.203	0.159
子どもなし	0.283	0.206	0.190	0.293	0.219	0.201
親との同居ダミー	0.259	0.157	0.102	0.233	0.156	0.084
居住都市ダミー						
100万以上都市	0.096	0.107	0.166	0.082	0.097	0.146
15万以上100万未満都市	0.268	0.339	0.354	0.347	0.374	0.397
5万以上15万未満都市	0.201	0.209	0.220	0.288	0.305	0.274
5万未満都市	0.116	0.070	0.058	0.134	0.092	0.072
町村	0.319	0.274	0.202	0.150	0.132	0.111
夫最終学歴ダミー						
小学・中学	0.137	0.160	0.103	0.089	0.093	0.074
高校	0.513	0.524	0.453	0.469	0.535	0.438
短大・高専	0.062	0.066	0.076	0.090	0.079	0.086
大学・大学院	0.287	0.250	0.368	0.352	0.294	0.401
妻最終学歴ダミー						
小学・中学	0.092	0.108	0.089	0.041	0.062	0.061
高校	0.516	0.620	0.535	0.456	0.597	0.484
短大・高専	0.263	0.214	0.275	0.318	0.260	0.327
大学・大学院	0.129	0.058	0.101	0.184	0.081	0.127
世帯年収 (万円)	876.70 (439.05)	691.76 (319.86)	682.28 (352.20)	849.44 (438.65)	656.84 (314.26)	648.78 (335.80)
サンプル数	3917	5041	6302	3398	5159	5113

括弧内は標準偏差。

表2 夫の家事時間に関する推定結果 (Tobit)

	妻正規	平成13年 妻非正規	妻無業	妻正規	平成18年 妻非正規	妻無業
夫労働時間	-0.230 *** (0.012)	-0.316 *** (0.014)	-0.304 *** (0.011)	-0.260 *** (0.014)	-0.286 *** (0.012)	-0.295 *** (0.011)
妻労働時間	0.063 *** (0.013)	-0.001 (0.016)		0.068 *** (0.014)	0.035 ** (0.012)	
世帯年収	0.0003 (0.0064)	-0.0068 (0.0115)	-0.0293 *** (0.0086)	-0.0038 (0.0074)	-0.0071 (0.0094)	-0.0194 * (0.0089)
末子年齢ダミー (ベースは子どもなし)						
0歳	113.17 *** (13.51)	114.51 *** (25.04)	108.55 *** (8.82)	119.91 *** (14.74)	129.79 *** (21.34)	112.63 *** (9.08)
1-2歳	109.02 *** (10.28)	48.56 ** (17.24)	88.98 *** (7.74)	98.58 *** (10.77)	80.27 *** (11.11)	69.74 *** (8.28)
3-5歳	61.36 *** (10.49)	50.37 *** (11.96)	19.75 * (8.82)	75.86 *** (10.63)	41.53 *** (9.41)	36.44 *** (8.84)
6-8歳	3.94 (11.39)	5.76 (12.71)	8.71 (10.56)	23.95 † (12.40)	12.80 (9.69)	19.58 † (10.90)
9-11歳	14.45 (10.89)	-2.24 (11.71)	-7.28 (12.00)	22.28 † (11.58)	-15.10 (9.70)	16.25 (11.47)
12-14歳	7.01 (9.90)	-10.57 (11.63)	-10.92 (12.66)	17.83 (11.64)	2.69 (9.39)	-14.03 (13.40)
15-17歳	-4.29 (10.08)	-9.61 (12.27)	-3.12 (12.48)	0.21 (11.62)	-11.90 (9.82)	1.82 (12.66)
18歳以上	3.42 (7.67)	-4.99 (10.06)	-17.16 † (8.94)	-5.28 (8.98)	-5.37 (8.25)	-1.29 (9.01)
親との同居ダミー	-8.46 (6.33)	-5.28 (8.85)	-3.43 (8.51)	-16.84 * (7.38)	-17.11 * (7.49)	6.01 (9.16)
夫最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	7.50 (8.65)	-18.61 † (10.00)	-7.14 (9.03)	-13.41 (11.76)	0.61 (9.06)	0.12 (10.14)
短大・高専	17.30 (10.90)	22.71 † (12.23)	10.18 (8.89)	7.61 (10.21)	19.00 * (9.60)	16.51 † (8.82)
大学・大学院	21.38 ** (6.94)	9.42 (8.63)	-0.77 (6.12)	3.83 (7.42)	18.23 ** (6.63)	5.06 (6.21)
妻最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	3.66 (10.29)	-14.36 (11.71)	-1.16 (9.62)	10.20 (16.22)	0.62 (11.05)	-1.64 (10.95)
短大・高専	26.19 *** (6.46)	3.24 (8.29)	5.38 (5.88)	15.51 * (7.02)	5.69 (6.23)	-1.61 (5.93)
大学・大学院	45.60 *** (8.95)	-1.51 (14.86)	14.14 (8.86)	32.85 *** (9.02)	15.56 (9.88)	22.46 ** (8.26)
居住都市ダミー (ベースは15万以上100万未満都市)						
100万以上都市	-6.70 (9.73)	-10.64 (11.73)	4.67 (7.01)	-4.09 (11.10)	-2.32 (9.44)	-2.81 (7.60)
5万以上15万未満都市	4.17 (7.39)	6.32 (8.73)	2.81 (6.38)	-7.93 (7.21)	6.55 (6.16)	0.73 (6.06)
5万未満都市	-7.16 (9.17)	6.03 (12.68)	7.66 (10.16)	-16.64 † (9.42)	20.21 * (9.07)	4.48 (9.49)
町村	-3.64 (6.97)	5.07 (8.07)	-2.42 (6.67)	-3.41 (8.91)	-6.26 (8.26)	-16.85 * (8.35)
定数項	-25.3 * (12.0)	19.1 (13.9)	50.2 *** (10.0)	15.5 (13.4)	26.6 * (10.8)	50.1 *** (10.2)
擬似決定係数	0.0459	0.0584	0.0652	0.0395	0.0606	0.0666
サンプル数	3917	5041	6302	3398	5159	5113
打ち切りサンプル数	2974	4316	5047	2476	4296	4090

有意水準 ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

括弧内は標準誤差。

は、平成 18 年の妻正規と妻非正規世帯で負で有意になっており、親による家事の代替が示唆されているが、平成 13 年ではそうした様子は観察されていない。最終学歴について見ると、夫の学歴の影響についてははっきりとしていない。妻の学歴については、妻正規世帯で高学歴なほど夫の家事時間が多くなっていることがわかる。居住都市については明確な結果は得られていない。

4.1.2 余暇時間への影響（表 3）

時間変数の結果については、夫の労働時間はいずれの推定式でも負で有意に推定されている。労働時間が増えた場合、家事時間だけでなく、余暇時間も減少させていることが確認された。妻の労働時間については、平成 13 年の妻非正規世帯で正で有意となっているが、その他では有意になっていない。夫の余暇時間に対して配偶者である妻の労働時間の影響はあまりないように見える。

時間以外の変数については、世帯年収を見ると、ほとんどの推定式において有意に負であり、おおむね余暇時間を減少させていることがわかる。末子年齢の影響については、おおむね 5 歳以下の場合に余暇時間が少なく、それ以上の年齢になると子どものいない世帯と変わらなくなるようである。これは家事時間の推定結果と同じ傾向であるが、係数の有意性については、やや不安定な結果となっている。親との同居の影響については、平成 13 年では負で有意な結果があるが、平成 18 年では有意な結果は得られていない。最終学歴では、夫が大学・大学院卒の場合、妻非正規、妻無業世帯で余暇時間が短くなっているが、妻の学歴については、はっきりとした結果は

見て取れない。居住都市の影響については明確な結果は得られていない。

4.2 妻の時間配分

4.2.1 家事時間への影響（表 4）

時間の影響について見ると、夫の労働時間の係数はいずれの調査年、世帯においても正で有意に推定されている。妻の家事時間は、明確に配偶者の労働時間の影響を受けていると言える。一方、妻自身の労働時間の係数は負で有意であり、自身の労働時間の増加は自身の家事時間を減少させることが確認された。

それ以外の変数では、世帯年収について見ると、いずれの推定式においても正で有意な結果が得られている。松田・鈴木（2002）のように解釈すれば、社会階層が高いほど妻が家事をしていることを意味している。末子年齢について見ると、妻の就業状態に関わらず、末子の年齢が低いほど家事は多くなっていることがわかる。夫の場合には、末子が小学生になって以降は、子どものいない世帯と家事時間は変わらなくなっていたが、妻の場合、子どもがいる限り家事時間が多いという結果になった。子どもがいることによる時間配分への長期的影響は妻のほうに出やすいことが示されている。親との同居による影響については、妻無業世帯で家事が増加するという結果になっている。夫の推定結果では、夫の家事時間を減少させていたが、妻に対しては反対の結果となっている。親が高齢や介助が必要で同居している影響が出たとも考えられるが、夫と合わせると頑健な結果とは言えず、同居理由についてコントロールすれば、もう少し異なった結果が得られると考えられる。

表3 夫の余暇時間に関する推定結果 (OLS)

	妻正規	平成13年 妻非正規	妻無業	妻正規	平成18年 妻非正規	妻無業
夫労働時間	-0.450 *** (0.008)	-0.487 *** (0.007)	-0.441 *** (0.006)	-0.451 *** (0.009)	-0.496 *** (0.007)	-0.429 *** (0.006)
妻労働時間	0.001 (0.009)	0.020 * (0.008)		-0.009 (0.009)	0.004 (0.007)	
世帯年収	-0.0120 ** (0.0043)	-0.0163 ** (0.0053)	-0.0100 * (0.0043)	-0.0008 (0.0046)	-0.0147 ** (0.0052)	-0.0133 ** (0.0047)
末子年齢ダミー (ベースは子どもなし)						
0歳	-43.01 *** (10.60)	6.81 (15.15)	-21.13 *** (5.33)	-16.44 (10.34)	-57.37 *** (15.79)	-31.21 *** (5.63)
1-2歳	-46.83 *** (8.03)	-18.35 * (9.12)	-19.96 *** (4.44)	-32.34 *** (7.49)	-36.65 *** (7.31)	-27.13 *** (4.79)
3-5歳	-15.16 † (7.75)	-10.09 (6.21)	-8.43 † (4.71)	-35.09 *** (7.25)	-8.91 (5.76)	-14.67 ** (4.93)
6-8歳	-6.13 (7.62)	2.89 (5.99)	-2.05 (5.51)	-16.79 * (7.85)	-5.82 (5.54)	-3.34 (5.73)
9-11歳	18.13 * (7.30)	6.70 (5.48)	2.24 (6.04)	-8.22 (7.34)	8.72 † (5.17)	9.66 (6.12)
12-14歳	18.14 ** (6.50)	10.72 * (5.33)	2.77 (6.23)	-4.05 (7.35)	7.42 (5.31)	2.32 (6.51)
15-17歳	-1.38 (6.43)	4.43 (5.52)	12.12 † (6.34)	8.58 (7.09)	7.74 (5.27)	5.61 (6.62)
18歳以上	-2.31 (5.00)	4.06 (4.70)	3.99 (4.45)	-3.44 (5.41)	5.09 (4.57)	-2.59 (4.69)
親との同居ダミー	-13.21 ** (4.14)	-3.39 (4.14)	-10.53 * (4.38)	-0.16 (4.47)	3.87 (4.01)	-4.98 (5.03)
夫最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	-6.33 (5.60)	6.95 (4.69)	-2.47 (4.95)	-4.39 (7.05)	3.07 (5.25)	-3.76 (5.85)
短大・高専	-15.44 * (7.55)	-8.89 (6.22)	4.58 (5.13)	4.89 (6.74)	-6.17 (5.57)	-4.54 (5.20)
大学・大学院	-2.03 (4.76)	-11.71 ** (4.11)	-14.65 *** (3.38)	-6.25 (4.79)	-11.60 ** (3.76)	-18.07 *** (3.49)
妻最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	3.31 (6.58)	-8.23 (5.41)	-10.08 † (5.18)	19.58 * (9.85)	-1.68 (6.26)	-6.02 (6.33)
短大・高専	-5.61 (4.44)	5.25 (4.03)	-4.50 (3.29)	-0.35 (4.49)	5.60 (3.57)	2.16 (3.35)
大学・大学院	-15.81 * (6.40)	-2.88 (6.94)	-7.37 (4.90)	-5.87 (5.96)	5.54 (5.89)	-10.37 * (4.79)
居住都市ダミー (ベースは15万以上100万未満都市)						
100万以上都市	-20.72 ** (6.53)	-6.67 (5.20)	-11.17 ** (3.85)	-5.92 (7.12)	-2.01 (5.16)	-1.00 (4.21)
5万以上15万未満都市	-2.55 (5.14)	7.76 † (4.13)	4.86 (3.51)	5.79 (4.63)	2.88 (3.51)	-0.46 (3.42)
5万未満都市	-0.65 (6.18)	5.12 (6.21)	8.99 (5.83)	2.38 (5.91)	-1.51 (5.32)	-3.21 (5.63)
町村	4.26 (4.71)	5.06 (3.87)	9.62 ** (3.68)	1.41 (5.68)	6.55 (4.60)	10.42 * (4.71)
定数項	487.98 *** (8.42)	492.51 *** (7.11)	471.57 *** (5.77)	474.84 *** (8.81)	505.18 *** (6.63)	467.22 *** (6.15)
修正済み決定係数	0.4460	0.5137	0.4781	0.4306	0.5228	0.4867
サンプル数	3917	5041	6302	3398	5159	5113

有意水準 ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

括弧内は標準誤差。

表4 妻の家事時間に関する推定結果 (OLS)

	妻正規	平成13年 妻非正規	妻無業	妻正規	平成18年 妻非正規	妻無業
夫労働時間	0.057 *** (0.008)	0.033 *** (0.008)	0.104 *** (0.009)	0.058 *** (0.009)	0.049 *** (0.008)	0.111 *** (0.011)
妻労働時間	-0.364 *** (0.008)	-0.363 *** (0.009)		-0.388 *** (0.009)	-0.391 *** (0.008)	
世帯年収	0.0168 *** (0.0041)	0.0193 ** (0.0059)	0.0307 *** (0.0067)	0.0083 [†] (0.0045)	0.0185 ** (0.0060)	0.0147 [†] (0.0079)
末子年齢ダミー (ベースは子どもなし)						
0歳	227.13 *** (10.12)	209.94 *** (16.75)	278.41 *** (8.29)	252.74 *** (10.13)	165.44 *** (18.24)	282.34 *** (9.38)
1-2歳	98.56 *** (7.67)	94.52 *** (10.08)	217.35 *** (6.90)	108.29 *** (7.34)	119.18 *** (8.44)	213.17 *** (7.98)
3-5歳	71.70 *** (7.41)	74.02 *** (6.86)	144.63 *** (7.32)	71.43 *** (7.10)	71.34 *** (6.65)	140.17 *** (8.21)
6-8歳	60.92 *** (7.28)	67.04 *** (6.62)	96.65 *** (8.57)	52.33 *** (7.69)	72.17 *** (6.40)	103.56 *** (9.55)
9-11歳	47.10 *** (6.98)	63.83 *** (6.05)	111.75 *** (9.38)	58.67 *** (7.19)	70.60 *** (5.97)	75.30 *** (10.21)
12-14歳	47.27 *** (6.21)	65.41 *** (5.89)	89.15 *** (9.69)	59.24 *** (7.20)	63.77 *** (6.13)	70.34 *** (10.86)
15-17歳	45.64 *** (6.15)	45.91 *** (6.11)	71.51 *** (9.85)	47.15 *** (6.94)	59.55 *** (6.09)	80.74 *** (11.03)
18歳以上	33.84 *** (4.78)	33.85 *** (5.20)	50.71 *** (6.92)	44.78 *** (5.30)	29.65 *** (5.28)	54.86 *** (7.83)
親との同居ダミー	-0.25 (3.95)	2.89 (4.58)	33.97 *** (6.81)	-2.55 (4.38)	17.14 *** (4.63)	44.91 *** (8.38)
夫最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	-5.11 (5.35)	5.47 (5.18)	15.31 * (7.69)	14.78 * (6.91)	-7.44 (6.06)	25.19 * (9.76)
短大・高専	-11.79 (7.21)	-0.73 (6.87)	6.98 (7.97)	-8.18 (6.60)	-13.17 * (6.43)	17.04 * (8.66)
大学・大学院	4.20 (4.55)	8.63 [†] (4.54)	3.09 (5.26)	16.75 *** (4.70)	4.56 (4.34)	6.41 (5.81)
妻最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	-0.70 (6.28)	-16.51 ** (5.98)	-4.71 (8.05)	-21.19 * (9.64)	1.34 (7.23)	13.32 (10.56)
短大・高専	-4.33 (4.24)	6.28 (4.45)	6.63 (5.12)	-9.65 * (4.40)	4.80 (4.12)	16.76 ** (5.59)
大学・大学院	-2.86 (6.11)	-5.50 (7.68)	19.59 * (7.62)	-5.38 (5.83)	1.60 (6.80)	19.68 * (7.98)
居住都市ダミー (ベースは15万以上100万未満都市)						
100万以上都市	12.78 * (6.24)	0.31 (5.75)	0.67 (5.98)	2.75 (6.97)	-0.37 (5.96)	-11.97 [†] (7.01)
5万以上15万未満都市	1.42 (4.91)	1.03 (4.56)	8.15 (5.46)	4.17 (4.53)	2.60 (4.05)	0.72 (5.70)
5万未満都市	14.01 * (5.91)	4.45 (6.87)	2.42 (9.06)	-3.25 (5.79)	-4.68 (6.15)	-6.08 (9.38)
町村	6.20 (4.50)	4.07 (4.28)	1.87 (5.71)	-0.99 (5.56)	6.94 (5.32)	-7.52 (7.84)
定数項	265.70 *** (8.05)	296.79 *** (7.86)	246.55 *** (8.98)	281.60 *** (8.63)	298.52 *** (7.65)	255.08 *** (10.25)
修正済み決定係数	0.4507	0.3182	0.2447	0.5370	0.3538	0.2355
サンプル数	3917	5041	6302	3398	5159	5113

有意水準 ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

括弧内は標準誤差。

最終学歴の影響は、2時点で同じ結果が得られているのは妻無業世帯で、妻が大学・大学院卒の場合に、正で有意に推定されている。居住都市については明確な結果は得られていない。

4.2.2 余暇時間への影響（表5）

時間変数の影響については、妻自身の労働時間は妻が就業している世帯のいずれの推定式でも負で有意になっている。一方、配偶者である夫の労働時間の影響については、妻正規と妻非正規世帯では、2時点で係数の正負は一致しているものの、有意なのは平成13年の推定式のみである。平成13年の妻正規世帯の妻は、夫の労働時間増加に応じて、自身の余暇時間を減少させることが観察されていたが、平成18年にはそうした影響は確認されなくなった。

そのほかの変数の結果について、世帯年収については、はっきりとした傾向があるようには見えない。末子年齢の影響は、おおむね中学生くらいまで、子どもがいない世帯に比べて余暇時間が少なくなっているようである。子どもがいることによる影響は、家事時間と同様に、妻のほうが長期にわたって受けていることがわかるが、家事時間に比べると、子どものいないのと同じ状態に早く戻ることも示されている。親との同居の影響は、妻非正規、妻無業の世帯で負で有意になっている。家事時間の推定において、親との同居はおおむね妻の家事を増加させていた。つまり、既に述べたように親の面倒を見るなどの必要から親の同居が家事を増やし、余暇を減少させていることが考えられる。この点については親の健康状態などを考慮して、さらに詳細に

分析する必要があるだろう。夫婦の最終学歴については2時点で有意性について一致した結果は得られていない。居住都市の影響は、はっきりとしたものは得られていない。

4.3 労働時間の影響の比較（表6）

配偶者および自身の労働時間が、家事および余暇時間に与える影響の推定結果を表6に抜粋した。表側が被説明変数、表頭が説明変数になっている。表を見てわかるように、自身の労働時間（網掛けしていない部分）の増加が、自身の家事や余暇時間を減少させるという関係は、調査年、世帯、夫妻の別によらず、共通して得られている結果である。ただし、係数を見ると、夫は自身の労働時間の増加によって家事時間よりも余暇時間を減らしているのに対し、妻は自身の労働時間の増加に対して、余暇よりも家事時間を減少させていることがわかる⁽⁸⁾。これは、夫の家事時間が減らせるほど多くないことも反映していると考えられる。

それでは、配偶者の労働時間の影響（網掛けの部分）はどうだろうか。

夫の労働時間の影響について見ると、2時点とも、いずれの世帯であっても妻の家事時間を増加させていることがわかる。その効果の大きさは係数を見ると妻無業世帯で最も高く、次いで妻正規世帯となっている。一方、妻の余暇時間に対しては、2時点で係数の正負と有意性に違いがある。平成13年時点の妻正規世帯では、夫の労働時間の増加に対して妻が余暇時間を減少させ、家事時間を増加するという調整がなされていた。これは時間制約が厳しい正規の共働き世帯で妻に多くの負担がかかっていたことを意味していると考え

表5 妻の余暇時間に関する推定結果 (OLS)

	妻正規	平成13年 妻非正規	妻無業	妻正規	平成18年 妻非正規	妻無業
夫労働時間	-0.020 ** (0.007)	0.019 ** (0.007)	0.011 (0.008)	-0.008 (0.008)	0.008 (0.007)	-0.004 (0.010)
妻労働時間	-0.292 *** (0.007)	-0.331 *** (0.008)		-0.286 *** (0.008)	-0.336 *** (0.008)	
世帯年収	-0.0028 (0.0036)	-0.0026 (0.0053)	-0.0102 † (0.0060)	0.0018 (0.0042)	0.0102 † (0.0056)	-0.0106 (0.0070)
未子年齢ダミー (ベースは子どもなし)						
0歳	-107.43 *** (8.94)	-121.34 *** (15.19)	-208.24 *** (7.39)	-160.73 *** (9.37)	-163.36 *** (16.93)	-215.71 *** (8.27)
1-2歳	-77.22 *** (6.77)	-89.57 *** (9.14)	-186.72 *** (6.15)	-94.51 *** (6.78)	-116.94 *** (7.83)	-200.57 *** (7.04)
3-5歳	-58.22 *** (6.54)	-67.97 *** (6.23)	-131.31 *** (6.53)	-68.65 *** (6.56)	-73.87 *** (6.17)	-137.35 *** (7.24)
6-8歳	-29.37 *** (6.43)	-30.28 *** (6.01)	-83.72 *** (7.65)	-50.02 *** (7.11)	-53.14 *** (5.94)	-99.69 *** (8.42)
9-11歳	-22.08 *** (6.16)	-16.63 ** (5.49)	-51.42 *** (8.37)	-37.19 *** (6.65)	-38.24 *** (5.54)	-47.88 *** (9.00)
12-14歳	-7.59 (5.49)	-18.68 *** (5.34)	-34.16 *** (8.64)	-31.87 *** (6.65)	-14.34 * (5.70)	-31.72 ** (9.57)
15-17歳	-4.89 (5.43)	-9.61 † (5.54)	-13.84 (8.79)	-11.06 † (6.42)	-10.73 † (5.65)	-15.57 (9.73)
18歳以上	-6.86 (4.22)	-4.16 (4.72)	-23.54 *** (6.17)	-19.77 *** (4.90)	-1.69 (4.90)	-21.79 ** (6.90)
親との同居ダミー	-2.82 (3.49)	-7.59 † (4.15)	-35.15 *** (6.07)	-5.00 (4.05)	-15.77 *** (4.30)	-34.21 *** (7.39)
夫最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	0.65 (4.72)	-0.67 (4.70)	1.90 (6.86)	-3.97 (6.38)	3.54 (5.63)	-10.57 (8.60)
短大・高専	-12.95 * (6.37)	2.79 (6.23)	-7.50 (7.11)	-1.84 (6.10)	-2.84 (5.97)	-0.75 (7.64)
大学・大学院	-4.43 (4.02)	-2.28 (4.12)	-5.62 (4.69)	-14.50 ** (4.34)	-6.28 (4.03)	-14.12 ** (5.12)
妻最終学歴ダミー (ベースは高校)						
小学・中学	4.31 (5.55)	0.02 (5.43)	-7.94 (7.18)	0.15 (8.92)	5.86 (6.71)	-9.79 (9.31)
短大・高専	1.99 (3.75)	-5.63 (4.04)	-10.37 * (4.57)	2.22 (4.07)	-4.86 (3.82)	-7.04 (4.93)
大学・大学院	-2.51 (5.40)	0.77 (6.96)	-16.46 * (6.80)	2.70 (5.39)	-4.34 (6.31)	3.44 (7.04)
居住都市ダミー (ベースは15万以上100万未満都市)						
100万以上都市	-8.49 (5.51)	-9.07 † (5.22)	3.73 (5.34)	3.73 (6.45)	-1.63 (5.53)	-1.66 (6.18)
5万以上15万未満都市	-0.09 (4.34)	-4.24 (4.14)	2.04 (4.87)	3.03 (4.19)	-2.02 (3.76)	0.52 (5.03)
5万未満都市	-12.28 * (5.22)	2.05 (6.23)	-8.85 (8.08)	11.56 * (5.35)	-9.22 (5.71)	-1.15 (8.27)
町村	-4.66 (3.98)	-3.59 (3.88)	-3.31 (5.10)	-1.95 (5.14)	-11.49 * (4.94)	8.28 (6.91)
定数項	336.90 *** (7.11)	332.29 *** (7.13)	380.15 *** (8.01)	331.05 *** (7.98)	343.86 *** (7.10)	390.29 *** (9.04)
修正済み決定係数	0.3191	0.2836	0.2229	0.3213	0.3193	0.2353
サンプル数	3917	5041	6302	3398	5159	5113

有意水準 ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

括弧内は標準誤差。

表6 労働時間の影響の比較

		H13		H18	
		夫労働時間	妻労働時間	夫労働時間	妻労働時間
夫家事時間	妻正規	-0.230	0.063	-0.260	0.068
	妻非正規	-0.316	n. s.	-0.286	0.035
	妻無業	-0.304		-0.295	
夫余暇時間	妻正規	-0.450	n. s.	-0.451	n. s.
	妻非正規	-0.487	0.020	-0.496	n. s.
	妻無業	-0.441		-0.429	
妻家事時間	妻正規	0.057	-0.364	0.058	-0.388
	妻非正規	0.033	-0.363	0.049	-0.391
	妻無業	0.104		0.111	
妻余暇時間	妻正規	-0.020	-0.292	n. s.	-0.286
	妻非正規	0.019	-0.331	n. s.	-0.336
	妻無業	n. s.		n. s.	

1) n. s. は有意でない, 空欄は推定に使用していないことを示す。

2) 網掛け部分は配偶者の労働時間の影響である。

えられる。しかし、平成18年ではそうした余暇の減少は観察されておらず、妻への過剰な負担が解消されている可能性がある。その背景には、冒頭で述べた男性の働き方の見直しやワーク・ライフ・バランス政策の影響が出ていると考えられる。妻非正規世帯では、夫が多く働くほど妻が余暇を増やす傾向が平成13年にはあったが、平成18年ではそうした傾向が消えている。係数を見ると、ほぼ余暇に振り分けていた効果が家事に回されている ($0.019 + 0.033 \approx 0.049$) ことがわかる。こうした原因には、景気回復が実感できなかったこの時期、コストのかかりやすい余暇による限界効用が減少し、時間配分が家事にシフトしたことがあると考えられる。

次に妻の労働時間の影響を見ると、妻正規世帯では2時点とも夫の家事時間を増やし、余暇時間への影響はほとんどなく安定してい

るのに対して、妻非正規世帯では2時点でも意性に違いがある。すなわち、時間制約の厳しい妻正規世帯では、平成13年から夫が妻の家事を代替しているという構造があった。それに対して、妻非正規世帯では、労働時間の長さが帰宅時間の遅さにつながることを考えると、平成13年では、そうしてできた時間を夫は余暇に消費していたが、平成18年になって家事に振り分けるようになった。比較的、時間が切迫していない妻非正規世帯で、家事の代替が行われるようになったということの背景には、やはり政策推進によって、男性の家事参加に対する関心・参加意欲が高まっていることが考えられる。

5. おわりに

ワーク・ライフ・バランス社会を模索する

上で、夫婦間で、どのように時間調整が行われているか明らかにしておくことは重要である。そこで本稿では特に労働時間の影響に注目して分析を行った。「社会生活基本調査」の平成13年および平成18年の個票データを用いて分析を行ったところ、主に次の知見を得ることができた。

第1に、自身の労働時間の増加に対して、夫は家事より余暇を減少させ、妻は余暇より家事を減少させるなど、夫婦で対称的に調整している。夫は家事の量が少ないことが大きな理由と考えられるが、妻が家事をより減少させて調整しているのは興味深い。理由として省力化（例えば食事の外部化）が可能であることが示唆されているとも考えられる。

第2に、労働時間は自身の時間配分を変化させるだけでなく、配偶者の時間配分も変化させる。すなわち、夫婦にとって最低限の余暇、家事があるか、または、配偶者の協力を前提にした調整が行われていることが示唆されるが、識別はできない。また、少なくとも直近の平成18年では、配偶者の労働時間の変化に対しては、余暇時間ではなく、家事時間で調整していることがわかった。

第3に、夫の家事時間の総量はこの2時点間でそれほど増えていないものの、時間調整の構造として、余暇を選好していた夫がより家事をするようになり、余暇時間の減少など妻に偏り気味だった負担が解消されている。これらは、男性の働き方の見直しやワーク・ライフ・バランス政策の影響が出ていると考えられる。

以上から、本稿で観察した平成13年から18年は、男性の労働時間の大幅増加という労働強化が生じた期間ではあったが、ワーク・

ライフ・バランス施策等の効果が少しずつ、着実に出始めたことがわかった。夫の家事時間がそれほど増えていないことをもって、近年の夫の家事参加が進んでいないとする見方もあるが、本稿の分析によって、時間調整の構造という点からは、夫の家事参加が進んでいることが示されたことは重要であろう。

付 記

本稿は、総務省統計研修所におけるマイクロデータ共同利用研究の成果である水落・永瀬（2009）を加筆修正したものである。研究の実施にあたっては、関係者各位の協力をいただいた。また、統計研修所での中間報告会においては総務省統計局の方々から、東北大学グローバルCOEプログラム「グローバル時代の男女共同参画と多文化共生」のプロジェクト「企業の人材活用におけるワーク・ライフ・バランス支援（WLB）と男女雇用機会均等施策の効果に関する実証的研究」の研究会では、メンバーから貴重なコメントをいただいた。なお、本稿に含まれ得る誤りについては、すべて筆者の責任である。

注

- (1) 2001年から2006年にかけて有業男性の睡眠時間は6分（447分→441分）減少した程度である。
- (2) 国外の研究ではSolberg and Wong（1992）があり、通勤時間が自身および配偶者の余暇時間を減少させていることが確認されている。
- (3) こうしたアプローチは、松田・鈴木（2002）、Ueda（2005）にならっている。
- (4) 小原（2000）のモデル分析でも家事の下限が考慮されている。
- (5) 外生変数である労働時間の影響を見るためにSUR推定も考えられるが、Zellner（1962）が指摘しているように、各推定式の説明変数が同じ場合、SUR推定量は個別の最小二乗推定量と等しくなるため、ここでは個別推定を行うこととした。

- (6) 世帯年収の代わりに、属性から計算した個人年収を用いた推定も行ったが、労働時間の係数はほとんど変化がなかった。つまり、世帯年収には夫婦以外の年収も入っている可能性があるが、そのことが労働時間の結果を大きく変えることにはならないことが確認されたと言える。
- (7) 説明変数について、夫妻それぞれの労働時間、世帯年収に高い相関が予想されたが、相関係数が最も高かったのは、平成13年の妻正規世帯の夫妻の労働時間で0.1697であった。また、最終学歴ダミーについても高い相関が疑われたが、夫婦間の相関係数で最も高かったのは、平成13年の妻正規就業世帯の大学・大学院卒同士で0.455であり、そのほかは0.1前後が多かった。多重共線性の問題はあまりないと考えられる。
- (8) 平成8年の「社会生活基本調査」の個票を使ったUeda (2005) では、夫の家事時間に対する夫の労働時間の係数は、妻正規 (-0.277)、妻非正規 (-0.311)、妻無業 (-0.293)、妻の家事時間に対する妻の労働時間の係数は妻正規 (-0.394)、妻非正規 (-0.393) であった。推定方法は異なるが、ほぼ同じ数値が得られている。

参考文献

- 小原美紀 (2000) 「長時間通勤と市場・家事労働：通勤時間の短い夫は家事を手伝うか？」『日本労働研究雑誌』No. 476, pp. 35-45.
- 柴田愛子・コリン・ボイルズ (1996) 「生活時間の配分：有業男女を対象とした実証的な検討」『日本経済研究』No. 32, pp. 133-148.
- 津谷典子 (2004) 「男性の家庭役割とジェンダー・システム：日米比較の視点から」阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』原書房, pp. 167-210.
- 松田茂樹・鈴木征男 (2002) 「夫婦の労働時間と家事時間の関係：社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』Vol. 13, No. 2, pp. 73-84.
- 水落正明 (2006) 「父親の育児参加と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』No. 71, pp. 55-63.
- 水落正明・永瀬伸子 (2009) 「妻の就業と夫婦の時間配分に関する分析」総務省統計研修所 Research Paper No. 18.
- Solberg, E. J. and Wong, D. C. (1992) "Family Time Use: Leisure, Home Production, Market Work, and Work Related Travel", *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 3, pp. 485-510.
- Ueda, A. (2005) "Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 19, Issue 1, pp. 1-23.
- Zellner, A. (1962) "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, pp. 348-368.