

ライフコースにおける家事・育児遂行時間の変化とその要因

—家事・育児遂行時間の変動要因に関するパネル分析

福田 節也

(財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員)

1. はじめに

ライフコースを通じて、個人が家事や育児に費やす時間はどのように変化しているのだろうか。人は生涯において、就職、離家、結婚、出産、そして親の介護などさまざまなライフイベントを経験する。個人が家事や育児に費やす時間は、このようなライフイベントの経験の有無によって異なる。また、個人が家事や育児に費やす時間は、家庭内における男女の役割分業や世代間の互酬関係を反映している。例えば、専業主婦家庭においては、共働きの家庭に比べて、妻の家事・育児時間は長く、夫の家事・育児時間は短いであろう。また未婚者や、未就学児を抱える夫婦は、親との同居によって家事や育児の負担が軽減されるであろう。しかし、やがて親が年老いてくると、逆に親の家事を手伝ったり、介護を行う必要が生じるなどして、家庭内労働に費やす時間は増加する可能性も示唆されている。本研究では、ライフコースにおいて、個人の家事・育児時間がどのように変化しているのか、またその変化にいかなる要因が作用しているのかを、パネル分析の手法を用いて明らかにする。

一時点の横断調査を用いた従来の研究では、多変量解析によって、どのような属性をもつ人（主に男性）が家事や育児により多くの時間を割いているのかを明らかにしている（津谷 2001; 西岡 2004; 松田 2004）。しかし、横断的分析によって示される変数間の関係は、独立変数の時間的先行や独立変数と従属変数の共変といった条件を満た

すものではないため、なんらかの仮定をおかない限り、因果関係として解釈することはできない。つまり、横断的な分析では、個人の属性の「変化」が、家事・育児時間にも「変化」をもたらすのか、また他の要因を統制した状態において、その影響力がどの程度のものであるのかについて明らかにすることができない。一方、パネルデータでは、同一個人の複数時点における家事・育児時間とそれに影響を与える諸要因の状態が明らかである。そのため、家事・育児時間がどのような要因によって、どの程度変化するのかを多変量解析の手法を用いて推定することが可能となる。

本稿では、計量経済分析の一種であるパネル分析を用いて、家事・育児時間の変化とライフコースにおける諸要因との関係について分析する。パネルデータの特徴を生かすことで、横断調査を用いた先行研究より厳密な統計的推定を行う。分析には、「消費生活に関するパネル調査」（以後、JPSC）のパネル1からパネル14までの個票データを用いる。1993年から2006年までの14年間を対象に、個人の家事・育児時間の変動要因を明らかにする。

2. パネル1～14の累積データにみる生活時間の分布

JPSCでは、サンプルの女性とその夫を対象として、平日と休日の生活時間について回答を得ている。具体的には、1) 通勤・通学、2) 仕事、3) 勉学、4) 家事・育児、5) 趣味・娯

楽・交際など、そして、6) 上記以外の睡眠、食事、入浴、身の回りの用事など、の6項目について、1日に平均してどれくらいの時間費やしているのかを10分単位で尋ねている。各項目の合計は24時間となるように回答を得ている。本稿では簡略化のため、1)と2)を合わせて「仕事・通勤」とし、3)と5)を合わせて「趣味・娯楽・交際・勉強など」とすることで、4項目に再分類して分析を行う。なお、パネル2では家事・育児時間に対する質問形式が他のパネルとは異なるため、以下に行った分析より除外している。

はじめに、パネル1から14までのサンプルを累積した個票データを用いて、男女の1日の生活時間分布をライフステージ別にみてみよう。ここでは、ライフステージを1) 独身で子どもなし、2) 有配偶で子どもなし、3) 有配偶で末子が7歳未満、そして4) 有配偶で末子が7歳以上、の4つに分類した。なお、1)の独身で子どもなしには、わずかではあるが離死別を経験した女性も含まれる¹⁾。また、男性の家事・育児時間については、女性サンプルの夫についてのみ得られるため、男性には独身で子どもなしのライフステージは該当しない。以上の分類をもとに、生活時間の分布をみてみよう。

(1) 女性の生活時間

図表-1は、ライフステージ別にみた女性の平均生活時間の分布を表している。平日、休日ともに女性の家事・育児時間はライフステージによって大きく異なる。

独身女性の家事・育児時間は非常に少なく、平日で0.9時間、休日でも1.7時間程度となっている。その分、彼女たちの時間は平日には仕事に、休日には趣味・娯楽・交際などに充てられている。

子どものいない有配偶女性についてみると、独身女性に比べて平日の労働時間が短く、家事時間が長い傾向がみられる。ただし、各生活時間の値は平均値で得られている。そのため、独身女性に比べて短い労働時間は、結婚後に仕事を辞めた女性と仕事を継続している女性が混在していること

を意味しているものと思われる。家事時間についても同様に、結婚後の就業形態によってその多寡には個人差があるものと思われる。しかし、子どものいない有配偶女性は、全体に趣味や娯楽などに費やす時間は独身女性とほぼ同程度有しており、比較的自由になる時間を多くもっていることが示唆される。

しかし、こうした状況は子どもをもつ女性において一変している。7歳未満の子どもがいる女性は、平日・休日ともに1日の大半を家事や育児に費やしている。趣味や娯楽、交際のための時間も独身女性や子どものいない有配偶女性と比べて半減しており、家事や育児を中心とした生活を送っていることが示唆される。

しかし、末子が7歳以上となり、子どもが小学校へ上がると、女性の家事・育児時間は減る傾向にある。また、平日の仕事・通勤時間が多いことから、この時期にパートなどの形で再び働きに出る女性もいるものと思われる。趣味・娯楽・交際などの時間にも増加がみられ、末子の小学校入学を契機に、女性の活動領域は再び家の外へと広がりをみせているようだ。

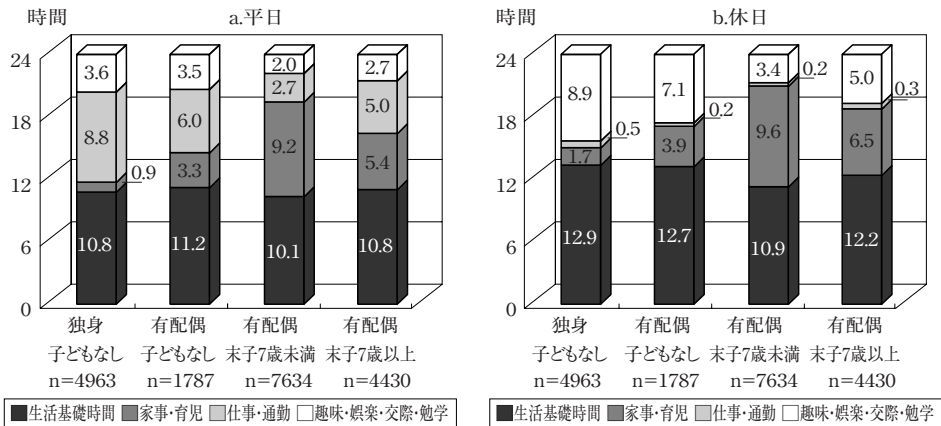
(2) 男性の生活時間

次に、男性(夫)のライフステージ別生活時間の分布を表したのが図表-2である。わが国では、男性の家事・育児参加が他の先進諸国と比較しても特に低いことが指摘されている(厚生労働省2006)。図表-2の結果はまさにこのことを裏付けている。

平日における夫の家事・育児時間はすべてのライフステージにおいて1時間未満であり、ほぼ皆無に等しい状況である。一方で、夫は平均で1日10時間以上も仕事と通勤に費やしている。グラフは「男性は外で働き、女性は家庭を守る」といった伝統的な性別役割分業が、わが国において強固に維持されていることを示唆している。

夫の家事・育児時間は、休日においてわずかに増加する傾向がみられる。特に、7歳未満の未就学児がいる場合に、夫の家事・育児時間は4時間近くまで増加している。したがって、夫の家事・

図表-1 ライフステージ別女性の生活時間：パネル1~14^(注)



注：パネル1からパネル14まで累積したデータを使用。ただし、パネル2は除く

育児参加は、子どもに手がかかる時期にほぼ限定される形で、しかも休日にまとめて行われていることが示唆される。また、夫が休日に趣味や娯楽・交際に費やす時間は、各ライフステージにおいて妻よりも2~3時間多い傾向にある。夫の休日の趣味・娯楽・交際の時間には、例えば接待ゴルフのような仕事関連の交際なども含まれる可能性があるため、妻の趣味・娯楽・交際などの時間と安易な比較はできないが、概して男性の家庭への関与度はライフコースを通じて低い傾向がみとれる。

以上では、男女の生活時間の分布をライフステージ別に考察した。その結果、女性の家事・育児時間はライフステージ、とくに結婚や出産といったライフイベントの生起によって大きく異なる可能性が示唆された。一方で、ライフステージを問わず、有配偶男性の平日の生活時間はほとんど仕事のために費やされており、家事や育児に関与する時間はほぼ皆無である。有配偶男性の家事・育児への参加は、末子が7歳未満の時に限定される形で、休日のみに行われているのが現状のようである。このことは、わが国における性別役割分業の強固な実態を改めて示すものである。

図表-1 および図表-2における結果は、ライフステージならびにジェンダーによる平均的な家事・育児時間の差異を顕著に表すものであった。しかし、この結果は、ライフステージを説明変数とす

る2変量解析であり、ライフステージに伴って変化する他の要因による影響を統制することができない。さらに、上記の結果は13時点にわたるパネルデータを累積し、1時点における横断調査と同じように集計して得た値である。そのため、ライフステージの「変化」によって個人の家事・育児時間に「変化」がもたらされているのかについて、因果論的な解釈を行うことができない²⁾。そこで、以下では計量経済分析の一種であるパネル分析を行い、個人の時点間における家事・育児時間の変化とその要因に関する多変量解析を行う。

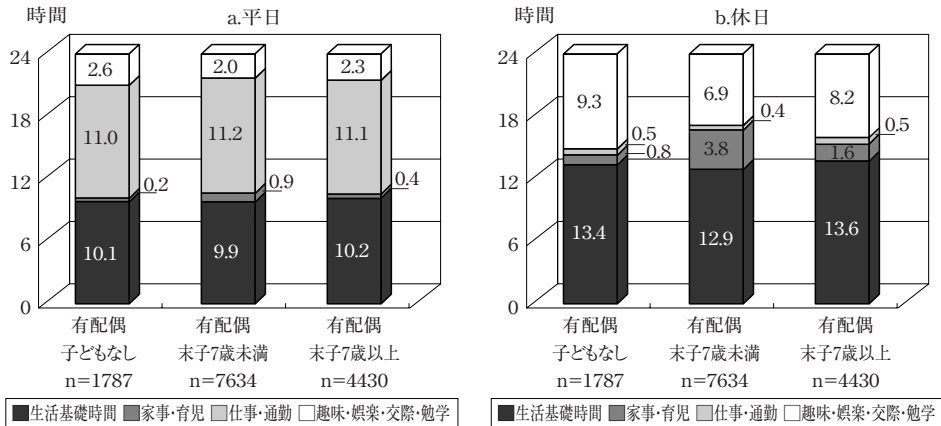
3. パネル分析のモデルと分析法

(1) 家事・育児時間の操作化

はじめに、パネル分析において従属変数となる家事・育児時間の定義について解説する。前節において確認したように、男女とも平日と休日の家事・育児時間には大きな差がみられた。本来ならば、平日と休日のそれぞれについて、家事・育児時間の規定要因に関する分析を行うのが望ましい。しかし、分析の解釈を簡略化するため、本稿においては以下の式により、1週間を通して平均した1日の家事・育児時間を算出した。

$$\text{平均家事・育児時間} = (\text{平日の家事・育児時間} \times 5 + \text{休日の家事・育児時間} \times 2) / 7 \quad (1)$$

図表-2 ライフステージ別夫の生活時間：パネル1～14^{注)}



注: パネル1からパネル14まで累積したデータを使用。ただし、パネル2は除く

1週間の休日日数には個人差があるが、ここでは平日を5日、休日を2日として、それぞれの家事・育児時間に加算し、これを7で割ることによって、1週間を通した平均的な1日の家事・育児時間を算出した。なお、独立変数に用いた「1日の仕事・通勤時間」についても同様の処理を行った。

(2) 分析サンプル

分析には、財団法人家計経済研究所が1993年から実施している「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)の第1年度から第14年度までの個票データを用いる。分析の対象は、1959～69年生まれのコーホートA(パネル1からのサンプル)、1970～73年生まれのコーホートB(パネル5からの追加サンプル)、そして1974～79年生まれのコーホートC(パネル11からの追加サンプル)の女性とその夫である。各コーホートのサンプル数は、コーホートAが1,500ケース、コーホートBが500ケース、そしてコーホートCが836ケースである。うち夫がいるサンプルは各コーホートの初回調査時でそれぞれ1,002ケース、215ケース、そして351ケースであるが、その数は以後の調査期間における結婚、離婚、死別などの生起によって変動している。

なお、生活時間に関する質問形式が異なるため、パネル2のサンプルは分析より除外した。また、海外に居住しているサンプルや調査から脱落して1年以上回答が抜けているサンプルも分析よ

り除外した。さらに、本人あるいは夫妻いずれかの生活時間の回答に欠損値があるサンプルや生活時間の合計が24時間とまらないサンプル、そして分析に用いる独立変数に欠損値があるサンプルも分析より除外した。また、有配偶女性の中には家事・育児時間に24時間と回答した者がいたため、前項の定義による家事・育児時間が、有配偶女性の家事・育児時間の平均よりも3標準偏差以上大きい場合(19.2時間)には欠損値として処理した。同様に、仕事・通勤時間に24時間と回答した有配偶男性もいたため、有配偶男性の仕事・通勤時間についても、平均よりも3標準偏差以上大きい場合(13.9時間)には欠損値として処理した。以上の処理を施した結果、最終的に2,728名の女性サンプルとその夫1,889名が分析の対象となった。分析ではこれらのサンプルをもとに、1)すべての女性サンプル、2)未婚女性サンプル、3)有配偶女性サンプル、そして4)有配偶女性の夫サンプルを対象として、個人の家事・育児時間の変動要因に関するパネル分析を行う。分析サンプルの記述統計を図表-3に示す³⁾。

(3) 分析法

分析には、パネル分析の一種である固定効果モデル(fixed effect model)と変量効果モデル(random effect model)の2つを用いた。両モデルでは、回帰分析における誤差項を純粋な攪乱項

図表-3 モデル使用変数の記述統計

変数名	サンプル数 (n×t)	平均	標準偏差	最小値	最大値
1 1日の家事・育児時間	17304	5.57	4.37	0	19.14
2 有配偶	17304	0.68	0.47	0	1
3 未婚	17304	0.26	0.44	0	1
4 離死別	17304	0.05	0.23	0	1
5 出産の有無	17304	0.07	0.25	0	1
6 1日の仕事・通勤時間	17304	3.89	3.28	0	17.50
7 教育年数	17304	13.06	1.68	9	18
8 年収	17304	154.21	168.44	0	1801
9 親との同居	17304	0.47	0.50	0	1
10 70歳以上の世帯員数	17304	0.21	0.50	0	3
11 7歳未満の子の数	17304	0.56	0.80	0	4
12 年齢	17304	33.21	5.41	24	47
13 出生年	17304	1967.15	5.40	1959	1979
14 14大都市居住	17304	0.27	0.44	0	1
15 その他の市	17304	0.58	0.49	0	1
16 町村居住	17304	0.16	0.36	0	1
17 北海道・東北	17304	0.10	0.30	0	1
18 関東	17304	0.36	0.48	0	1
19 中部	17304	0.17	0.37	0	1
20 近畿	17304	0.18	0.39	0	1
21 中国・四国	17304	0.08	0.28	0	1
22 九州・沖縄	17304	0.10	0.31	0	1
23 夫：1日の家事・育児時間	11790	1.23	1.39	0	11
24 夫：1日の仕事・通勤時間	11790	2.78	2.97	0	17
25 夫：教育年数	11790	12.93	1.59	9	18
26 夫：年収	11790	539.84	279.93	0	8200
27 妻の年収/夫妻の年収	11790	0.14	0.17	0	0.75
28 結婚期間	11790	9.49	5.69	0	28
29 結婚年	11790	1990.86	5.83	1978	2006
30 夫：年齢	11790	37.01	6.36	21	65
31 夫：出生年	11790	1963.35	6.41	1939	1983

とそれ以外の個人に固有な因子による誤差とに分離し、後者を統制した上で説明変数の効果を推定する。Wooldridge (2003) をもとに、その概略について以下に説明する。

通常回帰式は以下の (2) 式によって表される。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i \quad (2)$$

u_i : 誤差項 i は個人を表す

回帰分析においては、誤差項 u_i と説明変数 x_i が無相関であることを仮定している。このことはモデルにおいて、従属変数に影響を与える重要な変数が完全に網羅されていることを意味する。しかし、調査データを用いる限り、完全なモデルを構築することは不可能であり、現実には誤差項と説

明変数との間にはいくらかの相関が生じることとなる。その結果、回帰係数にバイアスが生じる。

一方、サンプルを累積したプールドパネルデータにおける回帰式は以下のように表せる。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

t はパネルの年度を表す

固定効果モデルならびに変量効果モデルでは、誤差項を個人に固有の効果と純粋な誤差に分けて考える。そのため、これらのモデルが想定する回帰式は以下のように表すことができる。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + v_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (4)$$

a_i : 個人固有の効果 (固定効果)

v_{it} : 純粋な誤差 (変動誤差)

固定効果モデルにおいては、個人固有の誤差項 a_i が時間によって変化しないと仮定する。その上で、各個人について t_1 から t_T までの平均を求め、各パネル回における値と平均値との差分をとることで、個人の内部変動から回帰係数を求めることが可能となる。その式は以下によって表される。

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\beta_0 - \beta_0) + \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_{it}) + (a_i - a_i) + (v_{it} - \bar{v}_i)$$

$$t = 1, 2, \dots, T. \quad (5)$$

$$= (y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_{it}) + (v_{it} - \bar{v}_i) \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (6)$$

$$= \ddot{y}_{it} = \beta_1 \ddot{x}_{it} + \ddot{v}_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (7)$$

a_i の値は時間によって変化しないため、その平均値も a_i となる。そのため、上記の変換式によって、個人に固有の効果 a_i を消去することが可能となる⁴⁾。そして (7) 式を用いて通常の最小 2 乗法 (OLS) による回帰分析を行うことで、バイアスのない回帰係数を得ることができる。固定効果モデルによって得られたパラメーターは、個人内の偏差をもとに算出されるので Within 推定量と呼ばれる。モデルは独立変数の変化量によって、従属変数の変化量がどれだけ説明されるのかを推定している。そのため、固定効果モデルにおける制約として、時間によって変化する変数のみしか使用できないことが挙げられる。

一方、変量効果モデルにおいては、(4) 式において、個人に特有の効果 a_i が説明変数ベクトル X_{it} と独立であることを仮定している。このとき (4) 式は、一般化古典的回帰モデルとなるため、一般化最小 2 乗法 (GLS) によって β を推定することが可能となる。個人固有の効果が説明変数と無関係であるとの仮定は非常に強いものであるが、変量効果モデルでは時間によって変化しない変数を独立変数としてモデルに組み込めるという利点がある。

両モデルはともに、 v_{it} が x_{it-1} と x_{it+1} の両方と無相

関であるという強外生性 (strict exogeneity assumption) の仮定をおいている。また、一般の最小 2 乗法と同様に、分散均一性や系列相関がないことを仮定している。

両モデルのどちらを使用すべきかは、ハウスマン検定 (Hausman Test) によって統計的に検定することができる。ハウスマン検定では、個人固有の効果 a_i が説明変数と独立であるとの帰無仮説を検討する。具体的には、帰無仮説が正しい時のみに不偏である GLS 推定量と常に不偏である Within 推定量を比較して、有意差があるか否かをカイ 2 乗検定によって検証する。ハウスマン検定の結果が、統計的に有意であれば固定効果モデルを、有意ではない場合には変量効果モデルを選択する。以下の分析においては、固定効果と変量効果の 2 つを推定する。その後、ハウスマン検定を行って、選択されたモデルの結果について解釈を行う。

4. 分析結果

(1) すべての女性モデル

はじめに、JPSC の全女性サンプルを対象として、固定効果モデルと変量効果モデルの 2 つのパネル分析を行った。ハウスマン検定の結果、統計量 ($\chi^2 = 276.35$, $df = 31$) は 1% 水準で有意となり、固定効果モデルの仮定が変量効果モデルの仮定よりもデータによりよく当てはまることが明らかとなった。図表-4 に固定効果モデルの推定結果を示した。

固定効果モデルの係数をみると、予測された通り、結婚や出産といったライフイベントは女性の家事・育児時間の増加に対して正の効果をもっている。女性の家事・育児時間は、結婚によって 2.4 時間、出産によって 2 時間増加すると推定されている。さらに、7 歳未満の未就学児が 1 人増えるごとに、女性の家事・育児時間は 1.3 時間の増加が予測される。また、離死別も未婚を継続する場合に比べて、1.6 時間の家事・育児時間の増加をもたらす。また、親との同居は、女性の家事・育児時間を 30 分程度減少させる効果をもつ。家事援助や

図表-4 家事・育児時間の変動要因に関するパネル分析：
すべての女性

	固定効果モデル b
結婚	2.427 ***
未婚継続†	0
離死別	1.578 ***
出産	2.063 ***
1日の仕事・通勤時間	-0.435 ***
ln (年収)	-0.182 ***
親との同居	-0.493 ***
70歳以上の世帯員数	-0.004
7歳未満の子の数	1.307 ***
年齢ダミー (各歳)	(非表示)
切片	5.620 ***
パネル回数×サンプル数	17304
サンプル数	2728
R ² Within	0.515
Between	0.809
Overall	0.692

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

† リファレンス・カテゴリ

図表-5 家事・育児時間の変動要因に関するパネル分析：
未婚女性

	固定効果モデル b
1日の仕事・通勤時間	-0.180 ***
ln (年収)	0.002
親との同居	-0.578 ***
70歳以上の世帯員数	0.147 **
年齢ダミー (各歳)	(図表-6に表示)
切片	2.644 ***
パネル回数×サンプル数	4563
サンプル数	1168
R ² Within	0.156
Between	0.170
Overall	0.177

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

介護の必要性が増すことを考慮して、70歳以上の世帯員数も独立変数として投入したが、その効果は統計的に有意な影響を与えていない。

女性の1日の仕事・通勤時間ならびに年収は、家事や育児の遂行に負の影響を与えている。特に、仕事・通勤時間は家事・育児時間を減少させる強い要因である。仕事・通勤時間が1時間増す

ごとに、家事・育児時間が約27分減少する傾向にある。そのため、女性の労働市場での生産活動は、家計内の生産活動とトレードオフの関係にあることが示唆される。

以上の結果は、女性のライフコースにおける家事・育児遂行時間の因果関係を検証し、またその影響力を考察する上で有用であった。しかし、未婚女性と有配偶女性あるいは離死別女性とでは、家事・育児時間の因果構造が異なることが予測される。そこで、以下では未婚女性、有配偶女性、有配偶男性の各サブグループに対してパネル分析を行い、家事・育児時間の変動要因について、細かく考察していくこととする。

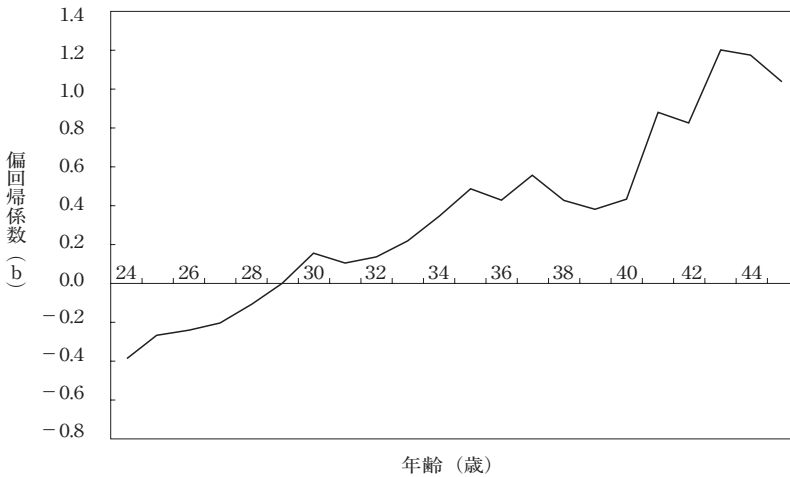
(2) 未婚女性モデル

未婚女性についても同様に、固定効果モデルと変量効果モデルを推定し、ハウスマン検定によってモデルを選択した。ハウスマン検定の結果、統計量 ($\chi^2=110.42$, $df=25$) は1%水準で有意であり、ここでも固定効果モデルが選択される結果となった。図表-5は、未婚女性の家事・育児時間の変化を従属変数とした固定効果モデルの推定結果を示している。

固定効果モデルの係数をみると、やはり1日の仕事・通勤時間の増加が家事・育児時間の減少に統計的に有意な影響を与えている。しかし、その影響は比較的軽微であり、1日の仕事・通勤時間が1時間増えるごとに、家事・育児時間が約11分減少する程度である。切片の値をみると明らかのように、未婚女性の家事・育児時間は平均で2.6時間と少ないことが一因であると思われる。また、年収の増減は家事・育児時間に対して統計的に有意な影響を与えていない。

一方、親との同居によって未婚女性の家事・育児時間は、1日あたりの平均でおよそ35分減少している。未婚女性の家事遂行時間の少なさを考慮すると、親との同居は未婚女性の家事負担の軽減に重要な影響を与えていることがわかる。しかし、70歳以上の世帯員数の増加が家事・育児時間の増加に対して正の効果をもっている。そのため、親の高齢化や3世代同居などによって世帯内に高齢

図表-6 家事・育児時間の増減についての年齢トレンド：未婚女性



者が増えると、未婚女性の家事時間も増加することが示唆される。

また、モデルでは家事・育児時間の増減に関する傾向を把握するため、年齢ダミー変数を投入している。各年齢ダミー変数の係数を図表-6に示した。図表-6に明らかなように、未婚女性の家事・育児時間は、年齢とともに増加する傾向がみられる。とくにその上昇幅は40歳以上の未婚女性において顕著である。図表-6は、未婚女性が家事をせずとも暮らしていけるのは、若いうちだけであり、親の高齢化や自らの加齢によって、やがて家事や介護に費やす時間が急激に増加していくことを示している。

(3) 有配偶女性とその夫モデル

最後に、有配偶女性とその夫の家事・育児時間の変動要因についてみてみよう（図表-7）。ハウスマン検定の結果は、夫妻の両方のモデルにおいて1%水準で有意であり、ここでも固定効果モデルが妥当であるとの結果を得た。ただし、変量効果モデルのパラメーターは固定効果モデルのそれとほぼ等しく、また若干興味深い結果が得られたため、ここでは変量効果モデルの係数も示した。

妻の家事・育児時間は、夫の家事・育児時間の増加に伴い増えている。また、夫の家事・育児時間も妻の家事・育児時間の増加によって増える傾向がある。つまり、夫妻の家事・育児時間は、ど

ちらかが増えればどちらかが減るといった代替的な関係にあるのではなく、むしろライフコースにおける家事・育児時間の増減を夫妻が分け合う相補的な関係にあるといえる。しかし、係数の大きさが夫妻で大きく異なることで明らかなように、妻の家事・育児時間は、夫の家事・育児参加によって大きく増加する傾向があるのに対し

て、夫の家事・育児時間は妻の家事・育児時間が増えてもそれほど大きな増加を示さない。出産などによる家事・育児時間の増加は、主に妻によって担われており、夫による関与は低いことが示唆される。

次に、夫妻の仕事・通勤時間についてみてみよう。夫妻ともに本人の仕事時間の増加は自らの家事・育児時間に対して負の効果を、配偶者の仕事時間の増加は自らの家事・育児時間に対して正の効果をもっている。つまり、ここでは自らの労働時間が増えれば、配偶者が家事・育児時間を増やしてそれをカバーし、配偶者の労働時間が増えれば、自らの家事・育児時間を増やしてその分をカバーする、という代替的な関係がみられる。しかし、ここで興味深いのは、夫の仕事時間の増加による家事・育児時間の減少分 ($b = -0.171$) は、妻の家事・育児時間の増加分 ($b = 0.191$) によって完全に代替されるのに対して、妻の仕事時間の増加による家事・育児時間の減少分 ($b = -0.534$) は、夫の家事・育児時間の増加分 ($b = 0.078$) ではほとんど代替できないことである。したがって、妻の就業による家事・育児時間の減少は、夫の家事・育児参加以外の他の方法によってまかなわれているか、子どもの入学などにより、夫妻の家事・育児時間の合計が減少しているときにのみ妻が働きに出ているかのいずれかが示唆される。

また、出産は妻の家事・育児時間を大きく増加

図表-7 家事・育児時間の変動要因に関するパネル分析：妻と夫

	妻：1日の家事・育児時間		夫：1日の家事・育児時間	
	固定効果モデル	変量効果モデル	固定効果モデル	変量効果モデル
	b	b	b	b
妻：1日の家事・育児時間	-	-	0.104 ***	0.107 ***
夫：1日の家事・育児時間	0.502 ***	0.501 ***	-	-
妻：1日の仕事・通勤時間	-0.534 ***	-0.550 ***	0.078 ***	0.082 ***
夫：1日の仕事・通勤時間	0.191 ***	0.202 ***	-0.171 ***	-0.172 ***
出産	1.693 ***	1.705 ***	0.025	0.035
妻の教育年数	-	0.012	-	-0.009
夫の教育年数	-	0.003	-	0.021 *
ln(妻の年収)	-0.069 ***	-0.083 ***	-0.010	-0.016
ln(夫の年収)	-0.246 ***	-0.227 ***	-0.074 *	-0.047
妻の年収/夫妻の年収	-0.870 **	-0.870 **	-0.164	0.161
親との同居	-0.234 **	-0.084	-0.100 *	-0.038
70歳以上の世帯員数	-0.037	-0.026	-0.001	0.022
7歳未満の子の数	0.998 ***	1.156 ***	0.233 ***	0.262 ***
妻の年齢-34	-	0.028	-	-0.014
夫の年齢-37	-	-0.025 **	-	0.008
結婚期間ダミー(各年)	(図表-8に表示)	(非表示)	(図表-8に表示)	(非表示)
結婚年-1991	-	-0.029 ***	-	0.043 ***
14大都市居住	-	-0.004	-	-0.095 **
その他の市†	-	0	-	0
町村居住	-	-0.029	-	-0.014
北海道・東北	-	0.112	-	-0.112
関東†	-	0	-	0
中部	-	0.197	-	-0.167 ***
近畿	-	0.024	-	-0.033
中国・四国	-	0.193	-	-0.154 *
九州・沖縄	-	-0.172	-	-0.012
切片	7.459 ***	6.931 ***	2.037 ***	1.696 ***
パネル回数×サンプル数	11790	11790	11790	11790
サンプル数	1889	1889	1889	1889
R ² Within	0.467	0.465	0.181	0.182
Between	0.650	0.666	0.229	0.285
Overall	0.551	0.560	0.205	0.235
ハウスマン検定 χ^2 (d.f.)	110.59(35)***		67.42(35)***	

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

† リファレンス・カテゴリー

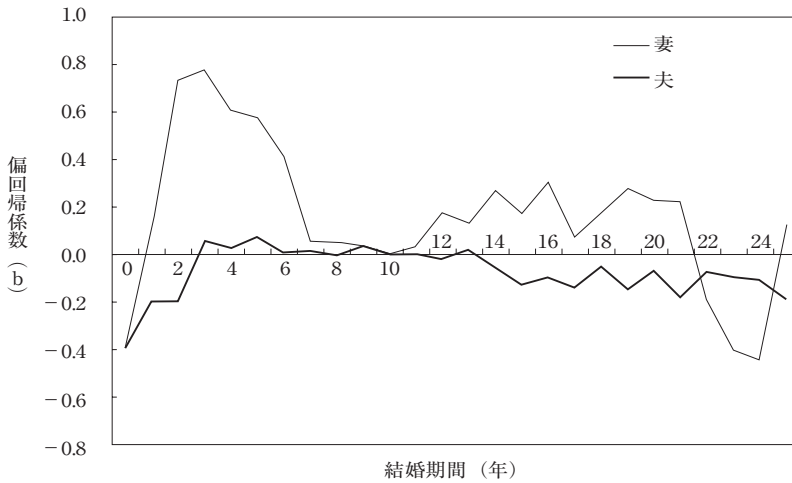
させるイベントである。しかし、モデルの他の要因を統制した場合、妻の出産は夫の家事・育児時間に統計的に有意な影響を与えていない。予備的な分析の結果、妻の出産が夫の家事・育児時間に与える影響は、7歳未満の子どもの数や妻の家事・育児時間の増加によって相殺されていることが明らかとなった。したがって、夫の家事・育児時間は、妻が出産した年に特別高いということはないようである。

妻の家事・育児時間は、妻と夫のどちらの収入

が上昇しても減少する傾向がある。世帯収入の増加によって、妻の家事・育児時間が軽減される傾向があるといえる。また、夫妻の年収に占める妻の年収の割合が増加した場合に、妻の家事・育児時間は大きく減少している。しかし、夫妻の年収に占める妻の収入割合が増加しても、夫の家事・育児時間には有意な変化がみられない。したがって、妻の経済力の相対的な上昇が、夫妻のジェンダー役割に与える影響は限定的である。

親との同居は、夫妻の家事・育児時間を減少さ

図表-8 家事・育児時間の増減についての結婚期間トレンド：妻と夫



通じた夫妻の典型的な家事・育児時間の傾向を表している。この図から明らかなように、女性は結婚生活を通じて家庭内労働の主たる担い手であり、その家事・育児時間の増減は出産や子どもの成長に合わせて推移している。

5. まとめ

本稿では、パネル分析の手法を用いて、個人

の家事・育児時間の変動要因について明らかにした。女性の家事・育児時間は、結婚、出産、離婚・死別といったライフイベントによって大きく増加する傾向がみられた。また、親との同居や未就学児の数といった世帯構造の変化ならびに、労働時間や収入といった就業行動の変化は、女性の家事・育児時間を規定する重要な要因であることが確認された。

さらにサンプルを細かく分類し、未婚女性と有配偶女性、そして有配偶男性を対象とした分析を行った。主な知見は以下である。

せる効果をもつ。とくに、その影響は妻において強くみられる。また、すべての女性モデルでみられたように、7歳未満の未就学児の数は、夫妻の家事・育児時間を増加させる効果をもつ。そして、その影響はやはり妻において大きい。

変量効果モデルにおいては、時間を経ても値が変化しない変数を独立変数に用いることができる。変量効果モデルにおいて興味深いのは、結婚年の影響である。妻の家事・育児時間は、最近結婚した妻ほど少ない。一方、夫の家事・育児時間は最近結婚した夫ほど多い傾向がみられる。したがって、夫婦間の役割分業が最近の夫婦では弱まりつつあることが示唆される。

最後に、夫妻の家事・育児時間の増減が、結婚期間によってどのように異なるのかについて考察する。図表-8は、モデルにおける結婚期間ダミー変数の影響について示したものである。夫の家事・育児時間の傾向は、結婚初期において増加するものの、それ以降はゆるやかに低下する。一方、妻の家事・育児時間は、結婚後3年目をピークに急激に上昇する。結婚7年目から11年目において女性の家事・育児時間は低調に推移するが、その後は増減を繰り返しながら緩やかに上昇して、20年目以降で大きく減少している。このような家事・育児時間の推移は、モデルにおける他の要因を統制した上で得られたものであり、結婚期間を

1) 未婚女性は親との同居によって、家事時間が減少する傾向がみられた。しかし、未婚女性の家事時間は年齢や70歳以上の世帯員の増加によって増える傾向にある。未婚女性が家事をしなくても生活できるのは若い年齢に限られている。

2) 夫妻の家事・育児時間には、正の関係がみられる。世帯における家事・育児ニーズの増大が夫婦双方の家事時間の増加に繋がっている。

3) 夫妻ともに仕事・通勤時間の増加は、家

事・育児時間を減少させる効果をもつ。しかし、妻の仕事・通勤時間が増えると夫の家事・育児時間が増え、夫の仕事・通勤時間が増えると妻の家事・育児時間が増えるという代替的な関係がみられた。夫婦の家庭内労働への貢献には補完的な要素がみられる。

- 4) しかし、妻が働きに出ることによる家事・育児時間の減少は、夫の家事・育児時間の増加では補いきれていない。したがって、妻は夫以外の資源に頼るか、世帯における家事・育児時間が減少したところを見計らって働きに出ていることが示唆される。
- 5) 妻の年収が夫妻の年収に占める割合が高くなるほど、妻の家事・育児時間は減少する。しかし、夫の家事・育児時間はこれに影響されない。したがって、妻の経済力の相対的な上昇が、夫妻のジェンダー役割に与える影響は限定的である。
- 6) 近年の結婚コーホートほど夫妻の家事・育児時間が接近している。

以上の結果は、6)を除き、すべて固定効果モデルによる推定に基づくものであり、個人の要因の変化を家事・育児時間の変化と結び付けて分析を行った。サンプル間の比較ではなく、個人の家事・育児時間の時間的変化とその要因を分析していくことで、家事・育児時間とライフコースを明示的に結びつけた分析を行った。今後は、分析でみられたような家事・育児時間の変化が、学歴や職業的地位などの社会経済的屬性によってどのように異なるのか、あるいは個人の屬性によって家事・育児時間の水準がどの程度異なるのかを考察していくことで、現代日本における家庭生活や夫

婦のあり方について知見を深めていくことができるものと思われる。

注

- 1) 「独身子どもなし」のカテゴリーに占める離死別経験女性の割合は3.7%である。
- 2) また、データには同一個人サンプルが最大で13年含まれていることとなる。このことは、調査に長く留まる傾向のあるサンプルの属性がより強く反映されやすいことを意味する。
- 3) 図表-3の7および25の「教育年数」については、中学校卒が9年、入学資格が中学校卒の専門・専修学校が11年、高校卒が12年、入学資格が高校卒の専門・専修学校が13年、短大・高専卒が14年、大学卒が16年、大学院卒が18年と定義した。また、27の分母にあたる「夫妻の年収」は夫と妻の年収に夫妻共通の年収を足し合わせた額である。
- 4) 分析で使用したStataバージョン8では、固定効果モデルにおいて切片が推定される。この場合の切片は、個人固有切片 (individual-specific intercepts) の平均を表している (Wooldridge 2003)。この値は、モデルでは独立変数の値がすべて0だった場合の平均家事・育児時間を意味する。

文献

- 厚生労働省, 2006, 『平成18年版 厚生労働白書』ぎょうせい。
- 津谷典子, 2001, 「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』大明堂, 167-210。
- 西岡八郎, 2004, 「男性の家庭役割とジェンダー・システム——夫の家事・育児行動を規定する要因」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー分析』勁草書房, 174-196。
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事・育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 175-200。
- Wooldridge, Jeffrey M., 2003, *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2nd edition*, Mason: Thomson South-Western.

ふくだ・せつや 財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員、明治大学政治経済学部非常勤講師。主な論文に「The Socio-economic Status of Women and Marital Fertility in Postwar Japan」(『人口学研究』40, 2007)。人口学・家族社会学専攻。(fukudas@kisc.meiji.ac.jp)