

Discussion Paper Series

---

University of Tokyo  
Institute of Social Science  
Panel Survey

---

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
ディスカッションペーパーシリーズ

結婚・子どもを持つことが男女の家の外・中で過ごす  
時間に与える影響：  
生活時間変数の基礎分析

The Effects of Marriage and Having Children on Men's and Women's Time Spent  
Outside and Inside Home: Preliminary Analysis of JLPS' s Time-use Variables

柳下実 (首都大学東京大学院・日本学術振興会)

Minoru Yagishita

December 2019

No.114

## 結婚・子どもを持つことが男女の家の外・中で過ごす時間に与える影響 ——生活時間変数の基礎分析——

柳下実（首都大学東京大学院・日本学術振興会）

### 要約

本稿では、結婚や子どもを持つことで女性の公的領域で過ごす時間が減り、私的領域で過ごす時間が増えるのかどうかを、家の外・中で過ごす時間の分析から検討した。理論的な先行研究では、性別による公的・私的領域の分離が性別分業の重要な要素として指摘されている。またインタビュー調査や横断調査の知見から、結婚した・子どもを持った女性は家の中で過ごす時間が長いことが示唆される。しかし、なぜ分離が生じるのかについては、家の中でなされる家事の女性の過重な負担が主たる要因と目された一方で、家庭の管理責任から生じる家での待機時間も影響を与える可能性がある。

本稿は東京大学社会科学研究所が実施している働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（Japanese Life Course Panel Surveys, 以下 JLPS）w1-11 を用い、起床・家を出る・家に帰ってくる・帰宅時刻（生活時刻）から計算した、家の外にいる時間・家の中にいる時間・睡眠時間に結婚や子どもを持つことが与える影響を分析した。また JLPS の生活時刻変数は設問の設計上、一部の回答者が答える形式であり、JLPS から得られる値と社会生活基本調査から得られる値との比較を通して JLPS の値の傾向を検討する基礎分析をした。

社会生活基本調査と JLPS wave1 の男女・年代別の比較から、20代では明確な傾向が見られないが、30~40歳では JLPS で男性の家の外で過ごす時間が短く、家の中で過ごす時間が長い一方で、女性は家の外で過ごす時間が長く、家の中で過ごす時間が短い傾向が見られた。またすべての男女・年代区分で、JLPS の睡眠時間が短いという傾向が明らかになった。

固定効果モデルの結果から、結婚や子どもを持つことで女性は男性より家の外で過ごす時間が短く、家の中で過ごす時間が長いことが示された。また家事頻度などを統制したモデルにおいても結婚や子どもを持つことの影響の男女差は完全には説明されなかった。

## 謝辞

本研究は、日本学術振興会（JSPS）科学研究費補助金・特別推進研究（JP25000001, JP18H05204）、基盤研究（S）（JP18103003, JP22223005）、特別研究員奨励費（JP18J11821）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所（東大社研）パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。社会生活基本調査を用いた分析結果については、統計法に基づいて独立行政法人統計センターから「平成 18 年 社会生活基本調査」（総務省）の匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計であり、総務省が作成・公表している統計等とは異なる。本稿は 2019 年 2 月に東大社研パネルシンポジウム 2019 で発表した原稿を要約し、基礎分析を追加したものである。

## 1. 問題の所在

本稿は結婚や子どもを持つことで女性の公的領域で過ごす時間が減り、私的領域で過ごす時間が増えるのかどうかを、働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（Japanese Life Course Panel Surveys, 以下 JLPS）w1-11 を用いて、家の外・中で過ごす時間の分析から検討する。理論的な先行研究において、性別による公的・私的領域の分離は性別分業の重要な要素であると指摘されている（落合 1989）。またインタビューや横断調査の結果から結婚した・子どもを持った女性は家の中で過ごす時間が長いことが示唆されている。男性については研究の蓄積がほぼなく、結婚したり、子どもを持ったりすることが男性の家の外・中で過ごす時間にどのような影響を与えるのかは不明である。またなぜ分離が生じるのかについての説明も十分には整理されていない。家の中でなされる家事の女性の負担が過重なため分離が生じると考えられる一方で、家庭の管理責任によってもたらされる家での待機時間によっても分離が生じると考えられる。

本稿では、公的・私的領域の性別分離についての理論的・実証的先行研究の知見を概観し、領域の性別分離を生じさせるメカニズムを整理する。分析では、まず日本を代表する生活時間調査である社会生活基本調査匿名データ（平成 18 年）B 票から得られる値と JLPS wave1 から得られる値とを比較し、JLPS の生活時間変数の特性を把握する。次に、JLPS を用いた固定効果モデルの結果を示す。

### (1) 近代家族の性別分業

近代家族における領域の性別分離は男性は公的領域である家の外、女性は私的領域である家の中で時間を過ごすべきだという理念を核とする。近代家族では女性は家に留まり、夫や子どもが家庭でくつろげる状態を作り出すという家内性（domesticity）が女性に求められた（Welter 1966）。日本においては近代家族観が明治以後導入され、新中間層に広まった（小山 1999; 牟田 1996）。こうした背景から、近代家族で成立した性別分業の現代における持続と変容とを検討する上で、公私領域の性別分離も重要な指標となると考えられる。

### (2) 先行研究の知見——結婚・子どもの影響

横断調査やインタビュー調査の結果から、結婚や子どもを持つことが女性の家の外で過ごす時間を減らし、家の中で過ごす時間を増やすことが示唆される。生活時間調査の結果から、既婚女性は未婚女性と比べ移動時間が短いことから、生活が家中心であることが示唆されるとまとめられている（矢野編 1995）。1980 年代には子どもを持つことで家とその周辺

に閉じ込められる実感が報告されており（木村 [1980]2009），それ以降も子どもがいるとゆっくりできない，一人の時間もままならない，孤立感を募らせる母親の報告が続いている（丹波 1999；岩間 2004；柏木 2015；藤田 2017）．これらの先行研究の知見から，結婚や子どもを持つことが女性を私的領域に留めさせる性別分離の契機となっていることが示唆される．

図 1 に平成 28 年社会生活基本調査の公表データにおける，平日に自宅にいた時間を男女・年代別に示した．図 1 では 10～14 歳や 15～24 歳といった年齢層では男女差が小さい．25 歳以降男女差が拡大し，退職する人が多い 55～64 歳で男女差が減少するものの，一貫して女性の自宅にいた時間は男性より長い．男女差が拡大する 25 歳以降は結婚や子どもを持つことが多い年齢層であり，図 1 から結婚や子どもを持つことが公的・私的領域の性別分離を促進する可能性が示唆される．

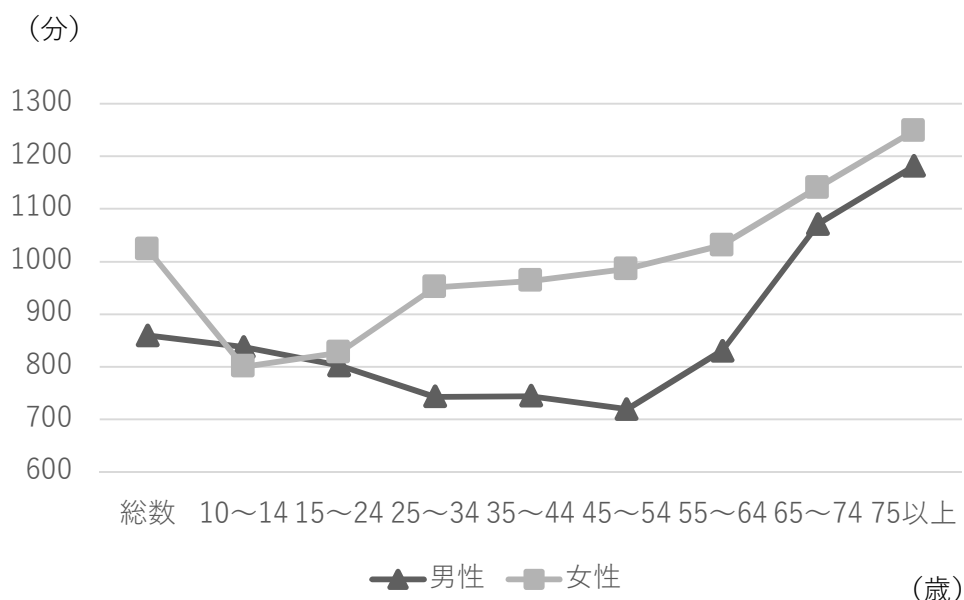


図 1 自宅にいた時間（平日，平成 28 年社会生活基本調査）  
総務省統計局（2017a, 2017b）

### (3) 家事時間と家庭の管理責任——領域の性別分離の 2 つのメカニズム

女性が結婚する，子どもを持つことで家の外で過ごす時間が減少し，家の中で過ごす時間が増加するのは二つのメカニズムが考えられる<sup>1</sup>．第一は女性が家の中の家事の大部分を担

<sup>1</sup> 本稿は先行研究の整理から 2 つのメカニズムを導出したが，2 つに限ると主張するわけではない．

うことにある。消費生活に関するパネル調査の分析結果からも、結婚によって女性の家事・育児関連時間が大幅に増加することが明らかになっている（福田 2007）。この観点からは男性はおもに家の外でおこなわれる市場労働、女性はおもに家の中でおこなわれる家事労働を担当することが、結婚や子どもを持つことで生じる公的・私的領域の性別分離を説明すると期待される。第二は女性が担う家庭の管理責任の影響が考えられる。女性が家庭の監督者として家庭の管理責任を担う体制は戦後に完成された（落合 2004）。そうした家族では夫や子のニーズに対応する責任を女性が担うため、家での待機時間が生活時間を侵食するとされる（佐藤 2009）。この観点からは女性の家の中で過ごす時間は待機時間の影響も受けると考えられる。しかし、JLPS では待機時間は測定されていない。そのため家事頻度などを統制しても見られる効果を待機時間の影響と解釈する。

## 2. 仮説

以上より、本稿では以下の3つの仮説を検討する。

仮説1：男性よりも女性が結婚することによって家の外で過ごす時間が減少し、家の中で過ごす時間が増える。

仮説2：男性よりも女性が子どもを持つことによって家の外で過ごす時間が減少し、家の中で過ごす時間が増える。

仮説3：仮説1と仮説2で予想する関連は家事頻度や市場労働の時間などを統制しても観察される。

## 3. データ・変数・手法

使用するデータは働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS） wave 1, 3, 5, 7-11 と平成18年社会生活基本調査匿名データ（調査票B・詳細行動分類）である<sup>2</sup>。JLPSは東京大学社会科学研究所が2007年からおこなっているパネル調査である。対象者は2006年12月に20歳から40歳であった。Wave 5からサンプルの脱落に対応するために追加されたサンプルも分析に用いる。

社会生活基本調査は総務省が5年毎におこなっている日本を代表する生活時間調査である。対象者は外国の外交関係者・軍関係者および施設に住む人を除く10歳以上の世帯員で

---

<sup>2</sup> 社会生活基本調査の生活時間編にはプリコードのA票とアフターコードのB票がある。A票では活動した場所が自宅かどうか判別できないため、自宅か否かが判別できるB票のデータを用いる。

ある。本稿で利用する平成 18 年調査は 2006 年 10 月 14 日から 10 月 22 日にかけて、JLPS は 2007 年 1 月から 4 月にかけておこなわれているため、比較可能と考えられる<sup>3</sup>。後述するように JLPS の生活時間項目ではセレクションが生じる。平成 18 年社会生活基本調査匿名データ B 票は JLPS の生活時間の値が代表的な生活時間調査から得られる値と異なるのかどうか、異なるとすればどの程度なのかを明らかにするために利用する。

従属変数は家の外で過ごす時間（家を出てから帰ってくるまで）、家の中で過ごす時間 1（起床から家を出るまで）・家の中で過ごす時間 2（家に帰ってきてから就寝まで）・睡眠時間（就寝から起床まで）である。社会生活基本調査との比較の際には家の中で過ごす時間 1 と 2 とを合算した変数を用いる。JLPS では起床する・家を出る・家に帰ってくる・就寝する時刻（生活時刻）について「あなたが以下のことをするのは、何時頃ですか。ふだんの平日についてお答えください」と問われ、「だいたい 時 分ごろ」か「特に決まっていない」と答える。家を出る・家に帰ってくる時刻については、上記の二つの選択肢に加えて「主に家にいる」が選択可能である。そのため、JLPS の生活時刻変数は平日の生活時刻が決まっていると回答する人の値を測定する。家の外で過ごす時間・家の中で過ごす時間・睡眠時間はこれらの生活時刻変数から作成するため、セレクションの影響を受けると考えられる。そのため各時刻が決まっていなくとも値が観察できる生活時間調査の値と JLPS の値との差があるのかどうかは、JLPS から得られた分析結果を解釈する上で重要である。JLPS の生活時刻はデータハンドリングをおこなった（柳下・石田 2018）。生活時刻変数の基礎分析は柳下・石田（2018）を参照されたい。

独立変数は結婚ダミー、同居子 1 人順序ダミー、同居子 2 人以上順序ダミーである。なお同居子 2 人以上ダミーの結果は本稿では図示しない。統制変数は労働時間、通勤時間、本人収入、家事頻度、健康状態、就業形態、職種、都市規模、親同居、ウェーブダミーである。分析手法は固定効果モデル（Allison 2009）を用い、男女別に推定した。2 つのモデルを用いることで仮説を検討する。Model 1 は独立変数と wave ダミーとを含んだモデルであり、Model 2 は Model 1 に統制変数を投入したものである。Model 2 で結婚や子どもを持つことと女性ダミーとの交互作用項が有意でなくなれば、労働時間や家事頻度の差が家の外で過ごす時間や中で過ごす時間へ独立変数が与える影響の男女差を説明することを意味する<sup>4</sup>。

社会生活基本調査と JLPS とを対照するため、社会生活基本調査匿名データ B 票から家の外で過ごす時間、睡眠を除いた家の中で過ごす時間、睡眠時間について以下のように定義し

---

<sup>3</sup> ただし、社会生活基本調査の実査が秋（2006 年 10 月）、JLPS の実査が冬から春（2007 年 1～4 月）におこなわれたため、JLPS の方が冬のため外出を抑えるといった季節による変動が生じることは考えられるが、データからそのような傾向は見いだせなかった。

<sup>4</sup> 係数の男女差は男女を含めたフルモデルにおける交互作用項で検定する。

た。まず、一日 24 時間についての全行動 (v103) はすべての対象者で 1440 分 (24 時間×60 分) である<sup>5</sup>。そこから、自宅での行動時間総計 (v105) を引くことで、自宅外での行動時間総計 (outhome) を算出する。次に、自宅での行動時間総計 (v105) から自宅での睡眠時間総計 (v2604) を引くことで、自宅にいた睡眠以外の時間 (athome) を算出する。睡眠時間については自宅での睡眠時間総計 (v2604) を用いる<sup>6</sup>。年齢区分は平成 18 年社会生活基本調査匿名データで提供されている 5 歳刻みの年齢区分を用いる (20-24 歳, 25-29 歳, 30-34 歳, 35-39 歳, 40-44 歳)。

社会生活基本調査を用いた分析では推定を平日 (月曜日から金曜日) でかつ、旅行、行楽、行事または冠婚葬祭、出張・研修など、療養、休みの日のいずれにも当てはまらない日に限定し、JLPS で問われている「ふだんの平日」という条件に近づけた。分析には Stata 16.0 を使用した。社会生活基本調査については、Stata の svy パッケージを使用しウエイトを用いて推定した<sup>7</sup>。

#### 4. 結果

まず、JLPS と社会生活基本調査の生活時間変数の比較結果を示す。表 1 が家の外で過ごす時間についての社会生活基本調査 B 票匿名データ (STULA<sup>8</sup>) と JLPS wave1 との比較結果である。なお JLPS wave1 の対象者の年齢は 40 歳までであるので、40~44 歳の値は 40 歳の値で代替する。社会生活基本調査を用いた推定では、男性の家の外で過ごす時間は 20~24 歳の 10 時間 44 分から、40~44 歳の 13 時間 20 分の値を取る (差は 2 時間 36 分)。JLPS を用いた推定では、20~24 歳の 11 時間 33 分から、35~39 歳の 12 時間 33 分の値を取り (差は 1 時間)、社会生活基本調査よりも値のレンジが小さい。社会生活基本調査と JLPS との値の差は、JLPS の値が 20~24 歳では 49 分、25~29 歳では 53 分大きい。30 歳以降は JLPS の値が小さく、30~34 歳で 3 分、35~39 歳で 18 分、40~44 歳で 48 分小さい。社会生活基本調査と JLPS との値の差は、JLPS において若年齢層では時刻が決まっていないと答える人が多く、20~24 歳は特にその影響が大きいと考えられる<sup>9</sup>。

---

<sup>5</sup> 括弧内の v から始まる単語は匿名データの変数名を指す。

<sup>6</sup> 社会生活基本調査 B 票では睡眠とうたたねとを区別するが、今回の分析ではうたたねは家の中にいた時間と考える。

<sup>7</sup> 分析に使用した Stata では部分母集団の推定において通常の推定でおこなわれるような if を用いたサンプルの限定は標準誤差の正しい推定結果をもたらさない (West et al. 2008)。今回の推定では subpop オプションや over オプションを利用した。

<sup>8</sup> 社会生活基本調査は英語で Survey on Time Use and Leisure Activities であるので、頭文字をとって STULA と略す。

<sup>9</sup> 家を出る時刻と帰宅時刻は男性の 20~24 歳で決まっていると答える率がそれぞれ



表 1. 家の外で過ごす時間 (時間.分)

	男性			女性		
	STULA	JLPS	差	STULA	JLPS	差
20～24	10.44	11.33	0.49	11.43	11.22	-0.21
25～29	11.38	12.31	0.53	10.15	10.50	0.35
30～34	12.32	12.29	-0.03	7.43	9.56	2.13
35～39	12.51	12.33	-0.18	7.05	9.33	2.28
40～44	13.20	12.32	-0.48	8.23	9.06	0.43

注：社会生活基本調査はウェイトを用いた。JLPS は wave 1 の値である。

女性については、社会生活基本調査は最小が 35～39 歳の 7 時間 5 分であり、最大が 20～24 歳の 11 時間 43 分である（差は 4 時間 38 分）。JLPS は最小が 40～44 歳の 9 時間 6 分であり、最大が 20～24 歳の 11 時間 22 分である（差は 2 時間 16 分）。男性と同様に社会生活基本調査よりも JLPS の値のレンジが小さい。社会生活基本調査と JLPS との値の差を見ると、20～24 歳では JLPS が 21 分小さいが、女性の場合は年齢が上がるにしたがって差が大きくなっている。JLPS の値は 25～29 歳で 35 分、30～34 歳で 2 時間 13 分、30～39 歳では 2 時間 28 分、40～44 歳で 43 分大きい。これは JLPS でこれら年齢層の女性で家の外で過ごす時間が短い人が「決まっていない」もしくは「家にいる」と答えており<sup>10</sup>、JLPS の平均値に反映されていないためと考えられる。男女で比較すると、男性よりも女性の方が 30 代で社会生活基本調査と JLPS との値の差が大きく、「決まっていない」もしくは「家にいる」が特定の年齢層の女性の値に大きな影響を与えていることが示唆される。

表 2 が家の中で過ごす時間についての社会生活基本調査 (STULA) と JLPS との比較結果である。家の外で過ごす時間と同様に社会生活基本調査は男性で 40～44 歳の 3 時間 44 分から 20～24 歳の 5 時間 33 分までの幅がある（差は 1 時間 49 分）。JLPS は 25～29 歳の 4 時間 41 分から 20～24 歳の 5 時間 36 分までの幅がある（差は 55 分）。女性についても、社会生活基本調査では 20～24 歳の 5 時間 0 分から 35～39 歳の 9 時間 56 分まで幅があるが（差は 4 時間 56 分）、JLPS では 20～24 歳の 5 時間 49 分から 40～44 歳の 8 時間 4 分の幅があり（差は 2 時間 15 分）、男女とも JLPS のレンジが社会生活基本調査よりも小さい。

また、男性については 25～29 歳を例外として JLPS の値が大きい傾向が見られる。20～

69.6%、61.1%と他の年齢層と比べ低い（附表 1 参照）。

<sup>10</sup> 家を出る時刻と帰宅時刻は女性の 30 歳以降、たとえば 30～34 歳で決まっていると答える率がそれぞれ 61.8%、58.5%と低い（附表 1 参照）。

24歳ではJLPSの値が3分、30～34歳で31分、35～39歳で29分、40～44歳で1時間3分大きい。一方で、25～29歳では39分、JLPSの値が小さい。女性については20～24歳ではJLPSの値が49分大きい、それ以降の年代ではJLPSの値が小さく、25～29歳で11分、30～34歳で2時間1分、35～39歳で2時間13分、40～44歳で30分小さい。家の外で過ごす時間と同様、社会生活基本調査とJLPSとで差が大きいのは女性であった。

表 2. 家の中で過ごす時間 (時間.分)

	男性			女性		
	STULA	JLPS	差	STULA	JLPS	差
20～24	5.33	5.36	0.03	5.00	5.49	0.49
25～29	5.20	4.41	-0.39	6.24	6.13	-0.11
30～34	4.15	4.46	0.31	9.04	7.03	-2.01
35～39	4.19	4.48	0.29	9.56	7.43	-2.13
40～44	3.44	4.47	1.03	8.34	8.04	-0.30

注：社会生活基本調査はウェイトを用いた。JLPSはwave 1の値である。

表 3 が睡眠時間についての社会生活基本調査 (STULA) と JLPS との比較結果である。家の外で過ごす時間・家の中で過ごす時間と同様に JLPS のレンジが小さい傾向が見られる。男性の社会生活基本調査での値は 35～39 歳の 6 時間 49 分から 20～24 歳の 7 時間 43 分 (差は 54 分) なのに対し、JLPS は 40～44 歳の 6 時間 45 分から、20～24 歳の 6 時間 50 分である (差は 5 分)。女性については、社会生活基本調査では 35～39 歳の 6 時間 59 分から、25～29 歳の 7 時間 21 分 (差は 22 分) であるのに対し、JLPS では 40～44 歳の 6 時間 41 分から 30～34 歳の 7 時間 7 分 (差は 26 分) と、ほぼ同じレンジであった。男女とも JLPS の値が小さく、男性では 20～24 歳で 53 分、25～29 歳で 16 分、30～34 歳で 26 分、35～39 歳で 1 分、40～44 歳で 12 分小さい。女性では 20～24 歳で 23 分、25～29 歳で 18 分、30～34 歳で 6 分、35～39 歳で 8 分、40～44 歳で 22 分小さい。睡眠時間では家の外や中で過ごす時間と比べ、社会生活基本調査と JLPS との値の差が小さかった。

表 3. 自宅での睡眠時間（時間.分）

	男性			女性		
	STULA	JLPS	差	STULA	JLPS	差
20～24	7.43	6.50	-0.53	7.16	6.53	-0.23
25～29	7.02	6.46	-0.16	7.21	7.03	-0.18
30～34	7.13	6.47	-0.26	7.13	7.07	-0.06
35～39	6.49	6.48	-0.01	6.59	6.51	-0.08
40～44	6.57	6.45	-0.12	7.03	6.41	-0.22

注：社会生活基本調査はウェイトを用いた。JLPS は wave 1 の値である。

次にパネル分析の結果を示す。図 2 に結婚による生活時間の変動について Model 1 で推定した結果を示した。以下の図において家の外は家の外で過ごす時間（家を出てから帰ってくるまで）を，家の中 1 は家の中で過ごす時間 1（起床から家を出るまで）を，家の中 2 は家の中で過ごす時間 2（家に帰ってきてから就寝まで）を，睡眠は睡眠時間（就寝から起床まで）をそれぞれ指す。Model 1 は結婚や子どもを持つことと wave ダミーとを含んだモデルである。

結果から結婚した女性の家の外で過ごす時間が短く，家の中で過ごす時間が長いことが読み取れる。睡眠は男女とも結婚している方が長い。仮説 1（結婚）では男性よりも女性が結婚することによって家の外で過ごす時間が減少し，家の中で過ごす時間が増えると予想した。結果は仮説 1 を支持する。

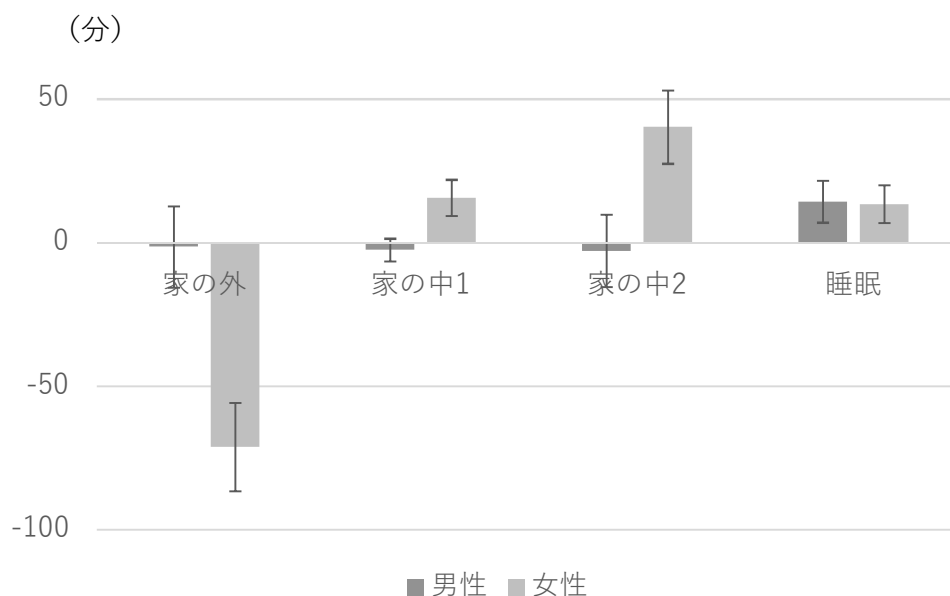


図 2 結婚による生活時間の変動 (Model 1)

図3に第一子有無による生活時間の変動について Model 1 で推定した結果を示した。子どもを持った女性は家の外で過ごす時間が短く、家の中で過ごす時間が長い。睡眠は結婚と異なり女性の睡眠が長い。これは子どもを寝かしつけるために床にいる時間が長いと考えられる。仮説2(子ども)は男性よりも女性が子どもを持つことによって家の外で過ごす時間が減少し、家の中で過ごす時間が増えると予想した。結果は仮説2を支持する。

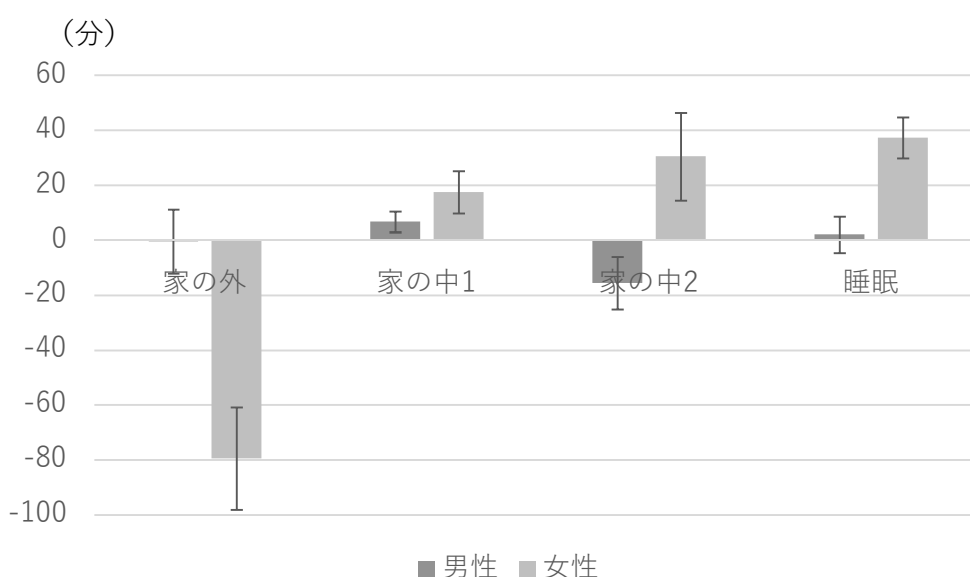


図3 第一子有無による生活時間の変動 (Model 1)

図4に結婚による生活時間の変動について Model 2 で推定した結果を示した。Model 2は Model 1 に週当たり労働時間や家事頻度などの統制変数を含めたモデルである。なお係数の差が有意かどうかを判断する際に、係数の信頼区間が重なっていることをもって係数の差が有意でないと判断することは、検定として不適切なことが先行研究で指摘されているため (Schenker and Gentleman 2001), 係数の差の有意差は信頼区間から目視で判断するのではなく、結婚や子どもを持つことと女性ダミーとの交互作用項を含めた固定効果モデルで検定した。検定結果は図の上方に示した。

図4の結果によれば、統制変数を投入したモデルにおいても家の中で過ごす時間1や睡眠で有意な交互作用があることがわかる。このことから、労働時間や家事頻度などの変数を統制することは、結婚が男女の生活時間に与える影響の差を完全に説明するとは言いえない。

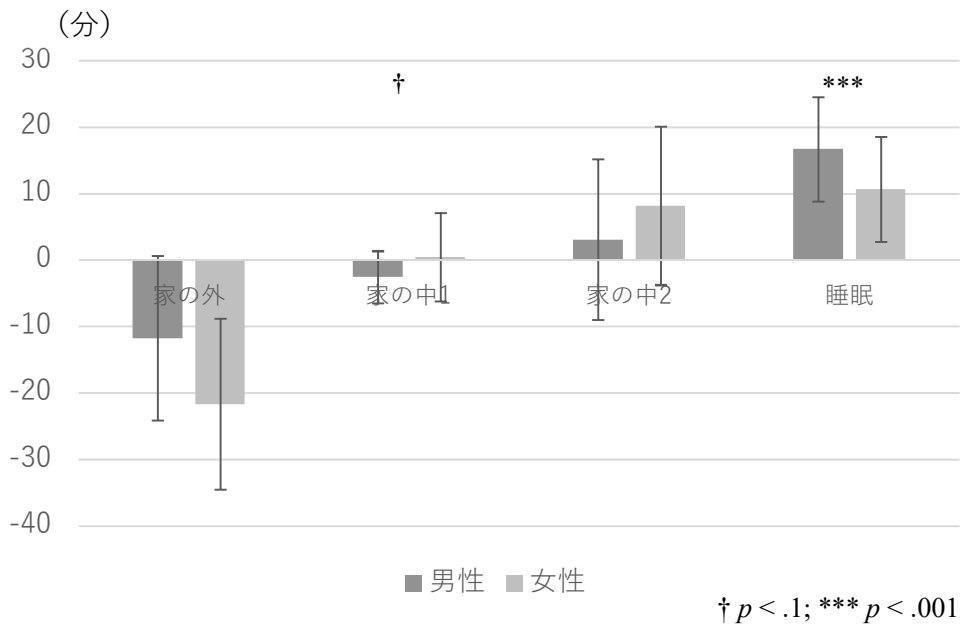


図4 結婚による生活時間の変動 (Model 2)

図5に第一子有無による生活時間の変動についてModel 2で推定した結果を示した。図5では交互作用項が家の外で過ごす時間と睡眠で有意である。労働時間や家事頻度といった変数を統制することは、子どもを持つことが男女の生活時間に与える影響の差を完全に説明するとはいえない。ほかに興味深い点は家の中で過ごす時間1では男性でも第一子がいると起床から家を出るまでの時間が長い。

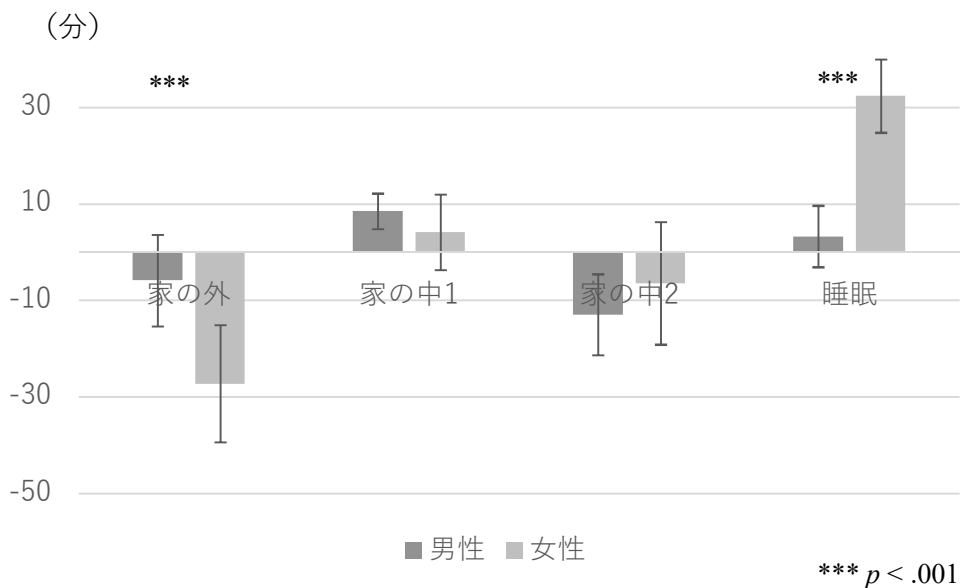


図5 第一子有無による生活時間の変動 (Model 2)

待機時間についての仮説3では、仮説1と仮説2で予想した関連は家事頻度や市場労働の時間などを統制しても観察されると予想した。労働時間や家事頻度などを統制したモデルでは交互作用項が有意でない従属変数も見られたが、独立変数と性別との交互作用は完全には説明されなかった。交互作用を含めた固定効果モデルの結果では、結婚×女性が家の中で過ごす時間1で10%有意で正の係数、第一子有×女性が家の外で過ごす時間で有意で負の係数、第二子有×女性が家の中で過ごす時間2で有意で正の係数であった（図には示していない）。これらの変数の係数の方向は仮説3と整合的であり、仮説3は部分的に支持された。

## 5. 考察と結論

公的・私的領域の性別分離は理論的研究において、性別分業の重要な要素であることが指摘されてきた。さらにインタビューに基づいた研究や横断的研究において、結婚や子どもを持つことが性別分離の契機と示唆されてきた。本研究は、結婚や子どもを持つことでなぜ領域の性別分離が生じるのかについて二つのメカニズムが想定されることに着目し、JLPSの生活時間変数の基礎分析と固定効果モデルを用いた検討をおこなった。

まず、JLPSの生活時刻変数から得られる値は時刻が決まっていると答えた人であり、決まっていないと答えた人や家にいると答えた人は今回の分析サンプルには含まれない。JLPSから得られる生活時間変数の特性を検討するため、社会生活基本調査匿名データとの比較をおこなった。今回の基礎的分析から社会生活基本調査とJLPS wave1から得られる値には差があることが示された。20代の家の外で過ごす時間や家の中で過ごす時間には一貫した傾向は見られなかった。ただし30代には一貫した傾向が見られ、女性は社会生活基本調査と比べJLPSで家の外で過ごす時間が比較的長く（35~39歳で2時間28分）、家の中で過ごす時間が比較的短い（35~39歳で2時間13分）。一方で男性は、社会生活基本調査と比べJLPSで家の外で過ごす時間が比較的短く（35~39歳で18分）、家の中で過ごす時間が比較的長い（35~39歳で29分）。

次に、JLPSの分析結果から本稿で提示した仮説はおおむね支持された。結婚の影響についての仮説1はModel1の結果から支持された。結婚により女性は男性より家の外で過ごす時間が減少する。子どもを持つことの影響についての仮説2はModel1の結果から支持された。女性は子どもを持つことによって、男性より家の外で過ごす時間が減少する。これらの結果は結婚や子どもを持つことによって、女性の家の外で過ごす時間は男性より少なくなることを示しており、これらのライフイベントは公私領域の性別分離を強化する契機となっている。

待機時間についての仮説 3 は部分的に支持された。Model 2 で結婚や子どもを持つことと女性ダミーとの交互作用項のいくつかが依然として有意であった。まず、労働時間や家事頻度などの統制変数を含んだモデルで交互作用項が有意でない従属変数が多いことから、結婚や子どもを持つことの効果の男女差は、異性愛カップルの不平等な家事分担という第一のメカニズムが説明する部分が大きいと考えられる。ただし、統制変数を投入しても残る係数の男女差があり、第二のメカニズムとして待機時間も影響することが示唆されるが、直接の検討はできておらず今後の課題である。予想外の結果として、男性も結婚すると睡眠時間が長いことや、子どもを持つと起床から家を出るまでの時間が長いことが示された。これらの結果は子がいる男性は帰宅が遅いため子どもと関わるのが難しく、朝に家にいる時間を確保して、子どもの世話を担当するということを意味するのだろうか。

今回の分析結果は社会生活基本調査で得られる値よりも家の外で過ごす時間が長い女性と家の外で過ごす時間が短い男性のサンプルから得られている。そのため今回得られた性別分離についての推定値は領域の性別分離を過小評価する可能性が高い。より包括的な検討では性別による領域の分離が JLPS を用いた分析から得られる値より深刻な可能性がある。

ここまで見てきたように JLPS は家の外で過ごす時間・中で過ごす時間・睡眠時間の変動が個人や世帯員に与える影響を、時刻が決まっていると答えた人にサンプルが限定されるものの、分析できる。例えば、こうした生活時間の変動は健康行動、メンタルヘルス、結婚・出生行動、生活満足度などどのように関連するのだろうか。本稿が示した基礎分析の知見が基盤となり、生活時間のパネル分析の知見が蓄積されることを希望する。

## 参考文献

- Allison, P., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- 藤田結子, 2017, 『ワンオペ育児』毎日新聞出版.
- 福田節也, 2007, 「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」『家計経済研究』76: 26–36.
- 岩間暁子, 2004, 「育児コストの地域差と社会的支援」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー分析』勁草書房, 150–73.
- 柏木恵子, 2015, 「なぜ日本の母親に育児不安が強いのか？」平木典子・柏木恵子編『日本の親子』金子書房, 64–83.
- 木村栄, [1980] 2009, 「閉ざされた母性」天野正子・伊藤るり・井上輝子・伊藤公雄・斉藤美奈子・上野千鶴子・江原由美子編『新編日本のフェミニズム 5』岩波書店, 197–219.
- 小山静子, 1999, 『家族の生成と女性の国民化』勁草書房.
- 牟田和恵, 1996, 『戦略としての家族』新曜社.
- 落合恵美子, 1989, 『近代家族とフェミニズム』勁草書房.
- , 2004, 『21世紀家族へ 第3版』有斐閣.
- 佐藤香, 2009, 「余暇活動の国際比較」連合総合生活開発研究所編『生活時間の国際比較』, 133–48.
- Schenker, N. and J. F. Gentleman, 2001, “On Judging the Significance of Differences by Examining the Overlap Between Confidence Intervals,” *American Statistician*, 55(3): 182–86.
- 総務省統計局, 2017a, 「平成 28 年社会生活基本調査 調査票 B に基づく結果 主要統計表 表 8-2」.
- , 2017b, 「平成 28 年社会生活基本調査 調査票 B に基づく結果 主要統計表 表 8-3」.
- 丹波洋子, 1999, 『今どき子育て事情』ミネルヴァ書房.
- Welter, B., 1966, “The Cult of True Womanhood,” *American Quarterly*, 18(2): 151–74.
- West, B. T., P. A. Berglund, and S. G. Heeringa, 2008, “A Closer Examination of Subpopulation Analysis of Complex-Sample Survey Data,” *Stata Journal*, 8: 520–31.
- 柳下実・石田賢示, 2018, 「生活時刻変数のクリーニングと基礎的分析」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ No. 104』.
- 矢野眞和編, 1995, 『生活時間の社会学』東京大学出版会.



附表 1. 生活時刻が決まっていると答えた比率（性別・年代別）

	起床		家を出る		帰宅		就寝	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
20～24 歳	80.3%	85.1%	69.6%	72.7%	61.1%	67.6%	74.6%	83.5%
25～29 歳	88.6%	93.0%	83.4%	72.2%	73.2%	65.5%	81.6%	85.1%
30～34 歳	89.8%	95.5%	84.2%	61.8%	71.8%	58.5%	82.0%	89.6%
35～39 歳	93.4%	96.7%	88.6%	61.7%	74.1%	56.8%	84.0%	88.3%
40 歳	95.1%	98.3%	86.6%	64.7%	75.6%	59.5%	89.0%	90.5%

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査、中学生親子パネル調査の4つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S : 2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C : 2013 年度～2016 年度 特別推進研究 : 2015 年度～2017 年度 若手研究 A : 2015 年度～2018 年度  
基盤研究 B : 2016 年度～2020 年度 特別推進研究 : 2018 年度～2024 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究 : 2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
<https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>