公的・私的領域の性別分離の計量ジェンダー分析 ——配偶者や子どもを持つことは男女の家の外・中で過ごす時間 どのような影響を与えるのか?——

A Quantitative Gender Analysis of Public and Private Spheres: How Having a Spouse or Child Affects Individuals' Time Spent Outside and Inside the Home

柳 下 実
YAGISHITA Minoru

Although gender segregation of the public and private spheres once reigned in the modern family, it seems to have waned in recent years. However, previous research drawing on interviews has shown that having a husband or child makes women's lives home-centered. Using Japanese Life Course Panel Surveys, this study investigates whether Japanese married women and mothers spend less time outside the home compared to men because of their larger share of housework. Fixed-effects models showed that having a spouse or child decreases women's time spent outside and increases the time spent inside the home. After controlling for housework, some independent variables are still significant. These findings suggest that another mechanism is at work behind the gender segregation of the spheres.

1. 問題の所在

男性は家の外で、女性は家の中で時間を過ごすという公的・私的領域の性別分離は、日本社会において解消したのだろうか。日本社会では片働き世帯数よりも共働き世帯数が多い状態が1997年から続いており、市場労働への参加の男女差という側面では公的・私的領域の性別分離が解消傾向にあることを示唆する。さらにICTの発展した現在では男性や女性がどこにいるかはジェンダー不平等と関連しないのではないかという疑念があるかもしれない。一方で、質的研究の知見は配偶者や子を持つ女性が依然として家から離れるのが難しいことを示しており、公的・私的領域の性別分離の持続を示唆する⁽¹⁾。たとえば、有配偶有子女性は孤立感を募らせたり、子どもから離れて一人になる時間が取れなかったりする [岩間 2004; 藤田 2017]。現代日本社会においては、女性が市場労働に参加できるかどうかという側面では公的・私的領域の性別分離は解消に向かうようにみえる一方で、家事育児などの重い家庭責任にみられるように変化が乏しい部分もあると考えられる。

こうした状況を背景に、日本の実証的研究において公的・私的領域の性別分離は、市場労働・家事労働研究によって代替的に検討されており [たとえば松田 2004]、領域の性別分離それ自体が十分には検討されていない。そのため、領域の性別分離を生じさせるメカニズムの特定が不十分である。家事労働研究は公的・私的領域に関わらず、家事労働を対象とし、家事労働には買い物など公的領域でなされるものも含まれる。家事労働研究は公的・私的領域の性別分離についての研究と対象が重なる部分はあるものの、同一ではない。また生活時間研究では有償労働・無償労働・余暇に費やす時間についての研究蓄積があるが、公的・私的領域で過ごす時間についての直接の検討は非常に少ない。

そのため本稿ではまず、公的・私的領域の性別分離とジェンダー不平等についての理論的研究を参照し、男性と女性がどこにいるかという場所の性別分離の問題はジェンダーの社会学にとって重要な研究課題であることを確認する。次に、家の外でなされる市場労働へおもに男性が携わり、家の中でなされる世帯内労働⁽²⁾におもに女性が携わるという労働特化から領域の性別分離が生じるのか、他のメカニズムも働くのかを検討する。世帯内労働は空間的-時間的に固定されたものが多く、次の労働のための家での待機が生じること〔佐藤 2009a〕が考えられる。そのため、有配偶・有子女性は家事労働に費やす時間が長いことに加え、次の労働のために家で待機せざるを得ないことで、私的領域で過ごす時間が長い可能性がある。本稿ではパネルデータであ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）wave 1-11を用い、配偶者や子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を分析する。

2. 理論的検討

（1）公的・私的領域の性別分離とジェンダー不平等——なぜ量的な検討は少ないのか？

公的・私的領域の分離を想定する公私二元論は、男性の優越と女性の従属とを生じさせるジェンダー不平等な社会構造であるとされる〔Pateman 1989=2014〕。公的・私的領域の性別分離が不平等な社会構造であるとは、人びとに性別によって生活する領域が異なることは当然であると受容させ、資源や機会へのアクセスのジェンダー不平等を覆い隠す点にあると考えられる。

公的・私的領域の性別分離は規範的であり、公的・私的領域についての論争に繰り返し現れる、ケアする女性は家にいるべきであるという主張にその規範性がみられる。例えば、アグネス論争は私的なものとされる子育てが職場、すなわち公的な領域に現れることの是非を巡ってなされ、子育てが公的領域に現れることについて、概して批判的な論調があった〔妙木 2009〕。また、博物館などの公的領域でのベビーカー使用についての論争を整理した木村至聖〔2016〕によれば、「(母) おやならば当然周囲に配慮すべきであり、行動も制限されて当然」〔木村至聖 2016: 136〕という意見が根強いという。こうした知見は子を持つ女性は家に留まるべきだ、という主張の依然として強い影響力を示唆する。

また実態として公的領域で時間を過ごしにくいことは女性の生活に制約として働く。まず、公的領域で時間を過ごしにくいことによって、市場労働への参加が制約される。例えば、家庭責任のため妻が家の近くで働かざるを得ず、就業キャリアの発達に不利が生じることが知られている〔Rapino and Cook 2011〕。また男性が夜遅くまで帰ってこないため、女性が早い時刻に帰宅して家事をせざるを得ないことも〔不破 2019〕、女性の就業キャリアに負の影響を与えられと考えられる。さらに公的領域で時間を過ごしにくいことは市場労働だけでなく、地域・社会参加やボランティア、余暇、会社の飲み会などさまざまな活動への参加も制約する。例えば、日本社会では家の外は余暇の機会が多い場所である。日本では勤務先での休憩時間や、仕事の前や後の隙間時間、寄り道の時間などが余暇に費やされることが多い〔岡本 1995; 佐藤 2009b〕。加えて、男性は家の外で長時間働くことで家庭責任から逃れることが選択可能であると考えられる〔Hochschild 1997〕。

一方で、私的領域で時間を過ごさざるを得ないことも女性の生活に制約として働く。私的領域は公的領域から逃れられる「安らぎの場所」と観念されてきたが、女性は家族へのケア提供者として私的領域において期待されており、実際にその役目を担うため私的領域

は安らげる場所でない [Okin 1998]⁽³⁾。家事・育児はおもに家の中でなされ、女性がその大半を担うため [総務省統計局 2017a]、私的領域である家庭は女性にとって仕事場である。実証的にも家庭は男性にとってくつろげる領域であるが、女性は男性ほどくつろげないことが示されている [Larson et al. 1994]。

しかし、男性が女性よりも家の外で過ごす時間が長いことから、利益を得るとは必ずしもいえない。たとえば、長時間労働などで家の外で過ごす時間の大部分を仕事に費やさざるをえない人は、家の外で過ごす時間が長くてもそれから利益を得ているとはいいがたい。しかし、上述の実証研究の知見から、多くの人びとは家の外で過ごす時間のすべてを仕事に費やすわけではないことが示され、公的・私的領域の性別分離によって男女が同様に不利な状況に置かれると想定することは難しい。結果的に、公的・私的領域の性別分離は総体として男性を女性より有利なポジションに置くと考えられる。それゆえ、さまざまな機会や資源へのアクセスへのジェンダー不平等を、男性と女性の生活する領域は異なることは当然とみなすことで覆い隠す公的・私的領域の性別分離は、ジェンダーの社会学にとって重要な研究課題である。

また、公的・私的領域の性別分離の研究と、家事労働や女性の就業についての研究とは関心が異なり、区別する必要があると考えられる。日本の社会学で公的・私的領域の性別分離の直接の検討が非常に少ないことは、日本の社会学において領域の性別分離の研究は家事労働や女性の就業についての研究で代替可能であると想定されてきたからであると推察される⁽⁴⁾。社会学の家事労働研究や女性の就業についての研究は、家の中でなされる家事労働・家の外でなされる市場労働と、異なる領域でなされる労働の内部でなにが生じるのかを対象とする。そこでは領域の分離が前提とされるため、領域の分離自体を主題としにくい。そのため、男性と女性がどこにいるのかという場所に着目する、公的・私的領域の性別分離それ自体についての研究が必要となる。

(2) 日本における公的・私的領域の性別分離——近代家族と現代への影響

公的・私的領域の性別分離は近代家族における男性・女性のあり方と強く結びつき、それは現代でも持続すると考えられる。理論的な研究では、近代家族の特徴として公的領域と私的領域の分離、男性は公的領域・女性は私的領域という性別分離が指摘される [落合 1989: 18]。歴史的な資料を用いた検討 [牟田 1996; 小山 1999] から、日本の公的・私的領域の性別分離は近代家族と不可分な関係にあると推察される。

家に留まる女性という近代家族における規範的な女性像は、領域の性別分離というアイデアの根幹に位置する。近代家族では女性が家に留まることで夫や子どものニーズに対応し、彼らが家庭においてくつろげる状態を作り出すこと、すなわち家内性 (domesticity) が女性の達成すべき徳として掲げられた [Welter 1966]。明治以後、日本では近代家族が形成されたが、そこでも女性による家内性の確立が規範とされた [牟田 1996; 小山 1999]。女性は俸給者の妻となり、絶え間なく生活を改善する視線を持ち、家に留まり、家庭全般の管理に精を出すことが理想とされた [小山 1999]。

横断データやインタビューデータを用いた実証的な先行研究から、現代でも配偶者や子を持つと女性の生活が家中心となることが示唆される。未婚女性と有配偶女性の生活時間の比較から、有配偶女性は未婚女性と比べ移動時間が短いため、生活が家中心となると推察される [矢野編 1995]。子どもを持つことの影響については、1980年代に家とその周辺

に閉じ込められる実感が報告された [木村栄 [1980] 2009]。それ以降も、子どもがいることによってゆっくりできない、一人の時間もままならない、孤立感を募らせることが示されている [柏木 2015; 藤田 2017]。これらの知見から、現代でも配偶者や子を持つ女性が私的領域から離れにくいことが示唆される。

量的データからも日本の公的・私的領域の性別分離が大きいことが浮かびあがる。図1に平成28年社会生活基本調査の公表値 [総務省統計局 2017b] と、American Time Use Survey 2016 (ATUS) の個票データ⁽⁵⁾から著者が計算した自宅にいた時間 (平日) の値を示した。直線で示された社会生活基本調査の結果をみると10歳から24歳では男女差はほぼない。25~54歳といった配偶者や子どもを持つことが多い年齢層において女性は自宅にいた時間が男性より約3時間半以上長い。点線で示された米国の結果と比較すると男女差は15~24歳で米国で大きい、25歳以降では日本で大きく、1.5倍の差がある。図1からも日本では公的・私的領域の性別分離が強いこと、および配偶者や子どもを持つことが分離に影響することが示唆される。

図1 自宅にいた時間 (平日、平成28年社会生活基本調査とATUS 2016)

(3) 家の外と中で過ごす時間の男女差——市場労働と家事労働に費やす時間の差か？

先行研究の知見から、配偶者や子を持つ男性は市場労働に費やす時間が、女性は家事に費やす時間が長いことによって領域の性別分離が生じるという、性別による世帯内外への労働特化の仮説が示唆される。家事・育児はおもに家の中でなされ、女性がその大半を担う [総務省統計局 2017a]。パネル分析の結果からも、女性は結婚や子を持つことで家事・育児関連時間が増加する [福田 2007]。そのため、配偶者や子を持つことで男性よりも女性の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、市場労働の時間が減少し、家事労働時間が増加するためであると予想できる (労働特化の仮説)。

しかし、労働特化の仮説では市場労働や家事労働による時間配分の制約と固定性 (fixity) の制約とが区別されない。Kwan [2000] によると、1日24時間のなかで睡眠などの必要不可欠な時間は他の活動に使えないというのが時間配分の制約であり、空間的・時間的に動かしにくい活動をすることで、ほかの活動ができないというのが固定性の制約であるという。市場労働と家事労働は一定の時間を費やすという点で時間的制約となり、家の外や中 (空間的固定性) や特定の時間帯になされる (時間的固定性) という点で固定性の制約となる。Kwan [2000] の結果では、家の外での活動に関して、フルタイムの男

性はパートタイム・フルタイムの女性より空間・時間的に固定された活動の数が有意に少なく、さらに女性の空間・時間的に固定された活動は世帯のニーズのためになされる割合が高いことを示した。すなわち、世帯内労働が一日の中で散発的に生じ、また空間・時間的に動かしにくいことも、公的・私的領域の性別分離に影響を与えると考えられる。

例えば、16時に子どもの帰宅のために家で子どもを迎える、17時半から夕食を作るというケースでは、各活動の間に1時間半の余裕がある。しかし、各活動は家の中でなされる活動であり、家の外に出かけるとしても、必ず戻ってくる時刻が決まってしまう。また、出かけることによって1時間半の間で生じるニーズに即時に対応することが難しくなる。

日本では女性が家庭責任を担う状態が続いており、特に世帯員のニーズに合わせた家事提供が規範である [佐藤 2009a]。日本では戦後の第一次産業の衰退に伴って、女性が家庭の専門家として家庭の管理・責任を引き受けるという体制が完成した [落合 2004]。そうした体制が完成した1970年代後半から2000年代まで配偶者や子を持つ女性の家事時間に変化はなく [品田 2007]、女性が家庭責任を一手に担う状態は続く。

そのため、配偶者や子を持つ女性は、家で散発的に生じる家事の間に、家の外ではなく家の中で活動することで、次の家の中での家事や世帯員のニーズに対応するために待機するという事態が生じると考えられる。すなわち、配偶者や子を持つ女性が、配偶者や子どもの帰宅や夕食の提供に対応するため家で待機することからも、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と予想できる（待機時間仮説）。

3. 仮説

本稿は、配偶者および同居子の有無と家の外・中で過ごす時間の長さとの関連について、4つの仮説を検討する。横断データ・インタビュー調査などに基づく先行研究の知見や図1から、配偶者や子を持つと男性よりも女性の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と予想する。

仮説1 男性よりも女性は配偶者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。

仮説2 男性よりも女性は子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。

また配偶者や子を持つことで男性が市場労働へ費やす時間が長くなり、女性が家事労働へ費やす時間が長くなるという単一のメカニズムが、公的・私的領域の性別分離を引き起こすならば、これらの変数が仮説1・2の関連を説明すると予想できる（仮説3-1）。一方で、複合的なメカニズムが働く場合は、家事頻度などを統制したモデルでも仮説1・2の予想が観察できると予想される（仮説3-2）。なお待機時間を測定した量的データを入手できなかったため、本稿では領域の性別分離を生じさせるのは労働特化という単一のメカニズムなのかどうかを検証する。

仮説3-1 家事頻度や市場労働の長さを統制すると仮説1・2は支持されない。

仮説3-2 家事頻度や市場労働の長さなどを統制しても仮説1・2が支持される。

4. データ・変数・手法

本稿では、東京大学社会科学研究所が2007年から実施する働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）のwave 1、3、5、7、8、9、10、11を用いる。JLPSは縦

断調査であるため、配偶者や同居子の有無が家の外・中で過ごす時間に与える影響を同一個人内の変動から分析できる。JLPSの対象者は2006年12月時点で20～40歳であった。サンプルの脱落に対応するため wave 5から対象とされた追加サンプルも分析に用いる。

従属変数は、公的領域で過ごす時間を測定する変数として家の外で過ごす時間（家を出る～帰宅）を、私的領域で過ごす時間を測定する変数として家の中で過ごす時間（起床～家を出る）、家の中で過ごす時間（帰宅～就寝）を用いる。睡眠時間（就寝～起床）も解釈の参考のため分析する。家の中で過ごす時間について家を出る前と帰宅後の二つに分ける理由は、出勤など守らなければいけない時間がある家を出る前と、それに比べると自由裁量があると考えられる帰宅後では意味が異なると考えられるためである。JLPSでは平日について起床・家を出る・帰宅・就寝の時刻が「決まっている」と回答した人が次に「何時何分ごろ」にそれらの活動をするのか回答する⁽⁶⁾。本稿ではまず「何時」の回答に「何分」の回答を60で割ったものを足して、起床・家を出る・帰宅・就寝時刻を計算した。具体的には、起床が6時30分と回答した対象者は、起床時刻の値が6.5となる。そのうえで、各時刻変数から4つの時間変数を計算した⁽⁷⁾。データでは24時制と48時制で回答した人がある。48時制で回答した人の各変数の値を2で割り、24時制に統一した。1日24時間における時間配分の変動を分析対象とするため、各時点で4つの従属変数がすべて観測されるパーソンイヤー（各時刻についてすべて決まっていると答えたパーソンイヤー）を分析対象とする。そのため4つの時刻のいずれかで「決まっていない」・「主に家にいる」と回答した場合、該当 wave のすべての従属変数が欠損値となる。

独立変数は未婚者が0、既婚（事実婚を含む）を1とする配偶者有ダミー、同居子無を0とし、同居子が1人以上を1とする同居子有ダミーである。配偶者有ダミーは離別・死別を観測した wave 以降は欠損値を取り、未婚から既婚への移行のみを捉える。分析サンプルで未婚から既婚への移行が109ケース（6.4%）、同居子無から有への移行が105ケース（4.3%）、同居子有から無への移行が51ケース（1.5%）みられた。また仮説は独立変数の係数の男女差に着目するため、独立変数と性別（女性=1）との交互作用項を投入する。

配偶者や同居子の有無による家の外・中で過ごす時間の変動には、家事負担や労働時間の増減などのさまざまな要因が影響すると考えられる。そのため統制変数として家事頻度、週労働時間、一日当たりの通勤時間、個人年収、健康状態、就業形態、職種、都市規模、親同居、waveダミーを投入する。家事頻度は料理・洗濯・掃除・買い物の4項目について、毎日しているに7、週に5～6日に5.5、週に3～4日に3.5、週に1～2日に1.5、月に1～3日に0.5、ほとんどしないに0を割り振り、各項目を合算した。Cronbachの α 係数は各 wave で0.8以上あった。JLPSで家事時間は wave 8でのみ尋ねられており、パネル分析が不可能なため、家事頻度を用いる。週当たりの家事頻度は一日当たりの家事時間と比べ、家事労働の負担を捉えるには粗いという限界がある。週労働時間は一日の労働時間と月・週の労働日数から計算した。通勤時間は一日当たりの通勤時間（分単位）である。本稿では同一個人内で配偶者や同居子の有無によって、家の外・中で過ごす時間にどのような差が生じるのかを分析できる固定効果モデル [Allison 2009] を採用した⁽⁸⁾。先行研究は横断データを用いており、従属変数や独立変数の測定に限界はあるものの、個人内変化を分析できるパネルデータを用いることで、メカニズムを精査する意義は大きい。欠損値はリストワイズ削除し、分析にはStata 16.1を用いた。

5. 結果

表1の記述統計によると、平均値は家の外で過ごす時間が11時間9分、外出前の家の中で過ごす時間が1時間30分、帰宅後の家の中で過ごす時間が4時間38分、睡眠時間が6時間43分である。配偶者がいる人はサンプルの63.4%、同居子がいる人は51.4%、女性がサンプルの50.1%を占める。家事頻度の平均は9.6、週労働時間の平均は44.2である。

表1 記述統計

時間変数	平均値/%	標準偏差		%
時間変数			就業形態	
家の外で過ごす時間 (0~20.5)	11.145	2.680	無職	2.4%
家の中で過ごす時間(起床~外出) (0~15.5)	1.503	1.137	正規	64.8%
家の中で過ごす時間(帰宅~就寝) (0 ~ 16)	4.640	2.071	非正規	26.9%
睡眠時間 (1.5~13.5)	6.712	1.095	自営	4.5%
配偶者有ダミー	63.4%		学生	1.5%
同居子の有無	51.4%		職種	
性別			働いていない	3.1%
女性	50.1%		専門・管理	26.1%
家事頻度 (0~28)	9.587	8.453	事務	28.2%
週労働時間 (0~157.5)	44.219	16.996	販売	12.6%
一日当たりの通勤時間 (0~120)	33.701	23.712	サービス	6.5%
個人年収 (0~22.5)	3.473	2.552	生産現場・技能	19.3%
健康状態 (1~5)	3.356	.877	運輸・保安	3.2%
親同居			その他・農林	1.0%
同居無	61.9%		都市規模	
実親同居	31.2%		20万以上市	33.5%
義親同居	6.9%		16大市	24.6%
			その他市	33.9%
			町村	8.0%

注：括弧内は最小値と最大値である。N = 4,369, Person-year observations = 16,680.

表2に性別・配偶者・同居子の有無別に従属変数の平均値を示した。差(②-①)をみると配偶者がいると、男性で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一方で、女性で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。同居子の影響についても、同居子有男性の家の外で過ごす時間が長く、家の中で過ごす時間が短い一方で、同居子有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。

表2 性別・配偶者・同居子の有無別の生活時間（時間：分）

	男性			女性			男性			女性		
	①未婚	②配偶者有	②-①	①未婚	②配偶者有	②-①	①同居子無	②同居子有	②-①	①同居子無	②同居子有	②-①
家の外で過ごす時間	12:08	12:29	21	11:30	9:03	-147	12:13	12:29	16	11:15	8:43	-152
家の中で過ごす時間 (起床~外出)	1:06	1:03	-3	1:23	2:15	52	1:05	1:04	-1	1:29	2:21	52
家の中で過ごす時間 (帰宅~就寝)	4:11	3:43	-28	4:26	5:56	90	4:07	3:41	-26	4:36	6:08	92
睡眠時間	6:35	6:44	9	6:41	6:46	5	6:36	6:46	10	6:40	6:49	9

注：pooledサンプルから計算した平均値について小数点以下を分換算して示した。

表3が生活時間に関する固定効果モデルの結果である⁽⁹⁾。Model 1では配偶者や同居子の有無・waveダミーを投入した。統制変数を加えたのがModel 2である。配偶者の影響に着目した仮説1では、男性よりも女性が配偶者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と予想した。Model 1の結果から、まず配偶者有の主効果は家の外で過ごす時間で10%有意で負の係数、睡眠時間で有意で正の係数を持つ。配偶者を持つ男性は家の外で過ごす時間が短く、睡眠時間が長い。次に配偶者有と女性ダミーとの交互作用項はすべて有意で、家の外で過ごす時間で負の係数、家の中で過ごす時間の両方で正の係数、睡眠時間では負の係数を持つ。配偶者を持つと女性の家の外で過

す時間が減少し、家の中で過ごす時間が増加する。よって仮説1は支持された。

仮説2では、同居子を持つと男性よりも女性が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と予想した。Model 1では、まず同居子有の主効果が家の外で過ごす時間で有意でなく、家の中で過ごす時間（起床～外出）で有意で正の係数を持ち、家の中で過ごす時間（帰宅～就寝）で有意で負の係数を持つ。男性は同居子を持つと起床から外出が長く、帰宅から就寝が短い。次に、同居子有と女性ダミーとの交互作用項はすべて有意であり、家の外で過ごす時間で負の係数、家の中で過ごす時間の両者および睡眠時間で正の係数を持つ⁽¹⁰⁾。つまり、同居子を持つことで男性より女性の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。そのため仮説2は支持された。

表3 生活時間に関する固定効果モデルの結果

	家の外で過ごす時間		家の中で過ごす時間 (起床～外出)		家の中で過ごす時間 (帰宅～就寝)		睡眠時間	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
配偶者有	-.209 † (.109)	-.365 *** (.094)	-.046 (.035)	-.037 (.036)	-.054 (.095)	.066 (.091)	.309 *** (.059)	.337 *** (.060)
配偶者有×女性	-.909 *** (.172)	.044 (.129)	.264 *** (.064)	.008 (.062)	.813 *** (.150)	.159 (.125)	-.168 * (.082)	-.211 ** (.080)
同居子有	.029 (.093)	-.096 (.074)	.148 *** (.038)	.190 *** (.036)	-.274 *** (.077)	-.211 ** (.068)	.098 † (.052)	.117 * (.052)
同居子有×女性	-1.713 *** (.196)	-.612 *** (.196)	.315 *** (.080)	.030 (.081)	.926 *** (.159)	.230 † (.130)	.472 *** (.092)	.352 *** (.091)
家事頻度		-.042 *** (.004)		.017 *** (.002)		.032 *** (.004)		-.007 ** (.002)
週労働時間		.058 *** (.002)		-.009 *** (.001)		-.038 *** (.002)		-.011 *** (.001)
waveダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
統制変数		✓		✓		✓		✓
sigma_u	2.217	1.453	.970	.872	1.781	1.441	1.003	.960
sigma_e	1.300	1.073	.631	.609	1.134	1.036	.693	.678

注: † $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. $N = 4,369$, Person-year observations = 16,680.

括弧内はクラスター頑健標準誤差。統制変数は一日当たり通勤時間、個人年収、健康状態、就業形態、職種、都市規模、親同居である。

次に、仮説3-1では家事頻度や市場労働の長さを統制すると仮説1・2は支持されないと予想した。反対に、仮説3-2では家事頻度や市場労働の長さなどを統制しても仮説1・2が支持されると予想した。家事頻度や週労働時間などを統制したModel 2では、配偶者有と女性ダミーとの交互作用項が有意なのは睡眠時間のみである。また同居子有と女性ダミーとの交互作用項は家の外で過ごす時間と睡眠時間で有意であり、家の中で過ごす時間（帰宅～就寝）で10%水準有意である。つまり、配偶者を持つことによって女性の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ことや、子を持つことで女性の外出前の家の中で過ごす時間が男性より増加することは、家事労働の負担や市場労働に費やす時間の変動という労働特化の影響が大きいと推察される。実際、家事頻度は家の外で過ごす時間・睡眠時間では有意で負の係数、家の中で過ごす時間で有意で正の係数を持つ。家事を多く担当すると家の外で過ごす時間や睡眠時間が短く、家の中で過ごす時間が長い。労働時間は家の外で過ごす時間で有意で正の係数を持ち、家の中で過ごす時間および睡眠時間で有意で負の係数を持つ。市場労働に費やす時間が長いと、家の外で過ごす時間が長く、家の中で過ごす時間と睡眠時間が短い。一方で、Model 2では有意な交互作用項もいくつかある⁽¹¹⁾。

Model 2の結果から、配偶者や同居子の有無が男女の生活時間に与える影響を計算し、分換算した値を表4に示した。表4では変動を足しあげると、同居子有女性のみ丸め誤差から0.1となるが、それ以外は0になり（たとえば配偶者有男性： $-21.9 - 2.2 + 3.9 + 20.2$

=0)、この表から労働時間や家事頻度を統制したうえで、男女の家の外・中への時間配分の変化が読み取れる。結果から、配偶者を持つと男性は家の外で過ごす時間が21.9分減少するが、そのほとんどの20.2分は睡眠時間に割り当てられる。女性は家の外で過ごす時間が19.3分減少する一方で、睡眠時間の増加は7.5分に留まり、家の中で過ごす時間（帰宅～就寝）が13.5分増加すると推察される。同居子を持つと、男性は家の外で過ごす時間が5.7分減少し、外出前の家の中で過ごす時間が11.4分増加、帰宅後の家の中で過ごす時間が12.7分減少、睡眠時間が7分増加する。女性は家の外で過ごす時間が42.4分減少し、外出前の家の中で過ごす時間が13.2分、睡眠時間が28.2分増加する。

表4 配偶者・同居子の有無による生活時間の変動（分）

		家の外で過ごす時間	IE	家の中で過ごす時間 (起床～外出)	IE	家の中で過ごす時間 (帰宅～就寝)	IE	睡眠時間	IE
配偶者有	男性	-21.9 ***		-2.2		3.9		20.2 ***	
	女性	-19.3 **		-1.7		13.5 *		7.5 *	sig
同居子有	男性	-5.7		11.4 ***		-12.7 **		7.0 *	
	女性	-42.4 ***	sig	13.2 **		1.1	m sig	28.2 ***	sig

注：固定効果モデルのModel 2の係数から計算した。女性については主効果と交互作用項を加えた係数が0と異なるかどうかについて検定した。独立変数と性別との交互作用項をIEと略している。交互作用項の列のsigは交互作用項が5%水準で、m sigは10%水準で有意であることを示す。† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

表4の一日の生活時間配分の変動から、労働の特化という単一のメカニズムが領域の性別分離を説明するのか（仮説3-1）、それとも複合的なメカニズムが働くのか（仮説3-2）についてみると、どちらかといえば複合的なメカニズムの働きが示唆されるのではないだろうか。もちろん、Model 2では交互作用項が有意でない変数が多く、労働の特化は領域の性別分離の主要因である。しかし、労働時間や家事頻度を統制したうえで男女の一日の時間配分の変動を示した表4からは、配偶者や同居子を持つことによる一日の生活時間配分の変化には、労働特化とは異なるメカニズムが働く可能性が読み取れる。

最後に、同居子有女性の睡眠時間が長いことは、子どもの世話のためである可能性が高い。第5回全国家庭動向調査の結果〔国立社会保障・人口問題研究所 2015: 425〕から、男性で3歳までの子どもについて週の約半分（3～4日）以上、寝かしつけた経験を持つ人は19.4%（不詳を除く）である。つまり、女性が子どもの寝かしつけという労働を多く担当するために、早く床に就いており、睡眠時間が長いと考えられる。また近年では従来より父親の育児時間が長いことが知られているが〔総務省統計局 2017a〕、子どもを持つと男性の起床から家を出るまでの時間が長いという結果は、帰宅後は子どもと関わりにくいという、家を出る前に子どもと過ごす時間を確保する可能性を示唆する⁽¹²⁾。

6. 考察

本稿では、まず公的・私的領域の性別分離がジェンダー不平等の重要な一側面であると議論した。次に、領域の性別分離を生じさせる要因として、男性が市場労働に費やす時間が長く、女性が家事労働に費やす時間が長いことが影響するという労働特化の仮説が考えられる一方で、労働特化の仮説は時間配分と固定性の制約とを区別しておらず、女性が固定性の制約から次の家事労働のために家で待機することも影響するという待機時間仮説を導出した。JLPSを用いた固定効果モデルの結果から、配偶者や同居子を持つことで男性と比べ女性の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ことが示された。

先行研究ではインタビューデータ・横断データなどを用いた間接的な検討がなされてきたが、本稿によって量的にまたパネルデータを用いて、現代日本社会においても配偶者や同居子を持つことで男性より女性の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ことが示された。本稿の結果は、日本社会において配偶者や同居子を持つことが公的・私的領域の性別分離を強化する契機となることを示す。

加えて、本稿の結果からは配偶者や同居子を持つことが家の外・中で過ごす時間に与える影響の男女差は、家事頻度や労働時間の多寡によって説明される部分が大きいが示された。すなわち、配偶者や同居子を持つことによる公私領域の性別分離は、配偶者・同居子を持つ男女の労働時間の差やジェンダー不平等な家事分担による影響が大きい。

しかし、市場労働や家事労働の多寡は配偶者や同居子を持つことで生じる領域の性別分離を説明したとはいいがたい。家事頻度や労働時間を統制したモデルに基づいた推計では女性は男性より配偶者を持つことで家の中で過ごす時間が長く、子を持つことで家の外で過ごす時間が短く、家の中で過ごす時間が長い。女性についての本稿の結果は、世帯内労働の空間的-時間的固定性から生じる待機時間仮説の予想と整合的である。世帯内労働の空間的-時間的固定性によって、女性が待機を念頭に生活するようになり、家中心の生活になるのかどうかを直接検討することは今後の課題である。

加えて労働時間などを統制した分析結果では、配偶者を持つと男性も家の外で過ごす時間が短く、睡眠時間が長いことや、子を持つと起床から家を出るまでの時間が長く、帰宅から就寝までの時間が短いという結果が得られた。女性にはそうした影響がみられず、配偶者や同居子を持つことによる時間配分の変化には男女差があると推察される。近年、男性の育児時間は増加傾向にあるが〔総務省統計局 2017a〕、男性の育児が1日のどのタイミングで生じ、それが夫婦の生活時間にどのような影響を与えるのかについて、生活時間調査を用いた検討が待たれる。また、本稿では平日の家を出る・帰宅時刻が「決まっていない」・「主に家にいる」人が分析から除外された。結婚した、子どもを持った女性が「主に家にいる」と回答しやすく、家にいる時間が長いとすれば、本稿の結果では独立変数と女性ダミーとの交互作用項の係数が過小に推定された可能性がある。さらに、生活時間の平日と休日の差も考えられ〔鈴木2011〕、包括的な検討は今後の課題である。

本稿の知見は領域の性別分離では複合的なメカニズムが働くこと、また領域の性別分離を緩和するためには市場労働への女性の参加拡大に加えて、女性の生活に家庭責任がもたらす空間的-時間的固定性の緩和も一助となることを示唆する。配偶者や同居子を持つ女性が家から離れにくいことは女性の就業キャリアの維持や生活に負の影響を与えられられる。女性を家に留めるというジェンダー不平等を助長する複合的なメカニズムの解明とその緩和のためにも、男性と女性がどこにいるのかという場所の視角に基づく既存研究の知見の統合と、実証的なジェンダー研究の蓄積が不可欠である。

付記

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。

註

- (1) 公的・私的領域はそれぞれ「国家と社会」と「非家庭と家庭」を指す二つの用法がある〔Okin 1998: 117〕。フェミニズムに基づく公私二元論への古典的な批判は、男性が非家庭に、女性が家庭に割り振られるという後者の用法を対象としており〔Okin 1998〕、本稿でも「非家庭と家庭」の用法を採用する。上記批判を基礎とした、フェミニズムからの公的・私的領域の捉えなおしのような発展的な議論〔たとえば野崎 2003〕は、本稿の対象外である。
- (2) 本稿では家事労働は家事関連労働を、世帯内労働は家事や育児など世帯内の無償労働を指す。
- (3) こうした点などから、家の中という領域が私という個人を守る領域（プライバシー領域）と必ずしも一致しない点に注意が必要である。
- (4) 管見の限り家の外・中で過ごす時間を測定した調査で二次利用が可能なデータは本稿で使用したJLPSと社会生活基本調査に限られ、量的データが少ないことも一因と考えられる。
- (5) ATUSのlocation変数についてはAllard〔2018〕を参考に、データ処理した。
- (6) 生活時間についての設問文は「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」である。
- (7) 睡眠時間は24から就寝時刻を引き起床時刻を足して作成した。ただし夜勤などで帰宅が次の日の人で就寝時刻が48時（午前0時）のケースでは、睡眠時間が負の値を取る。一段階目の計算で睡眠時間が負の値を取るケースについてのみ、48から就寝時刻を引き起床時刻を足した。各時刻変数の外れ値についてはwave間などで比較し、誤記と判断できる値は修正した。
- (8) ハウスマン検定の結果から0.1%水準で固定効果モデルの結果が支持された。
- (9) 統制変数の結果については仮説の検証に直接関係しないため割愛した。
- (10) 家の中で過ごす時間（帰宅～就寝）のModel 1では同居子有の主効果が有意で負の係数、交互作用項は正の係数であるが、両者を加えた値は検定の結果、1%水準で有意で係数は正である。
- (11) 2つの家の中で過ごす時間を合算した変数についても分析した。結果からModel 1では配偶者有と女性ダミーとの交互作用項、同居子有と女性ダミーとの交互作用項が有意、Model 2では同居子有と女性ダミーとの交互作用項が10%水準で有意であった。係数の方向は本稿で示した結果と同様であった。また、被雇用者と異なり労働時間を調整しやすい自営をサンプルから除いた分析もおこなった。サンプルを限定しても独立変数の係数の方向は表3と同様であった。
- (12) 厚生労働省〔2015〕の結果によると、2歳6か月の子どもの68.5%は21時台までに就寝する。本稿で用いたJLPSでは、同居子有男性の平均帰宅時刻は20:09、平均就寝時刻は23:53である。同居子無と比べ、帰宅時刻に差はないものの、就寝時刻が早い。同居子有男性は帰宅が遅く、帰宅後は子どもが寝ている、もしくは寝ようとしている時間帯のため、子どもと関わりにくいと考えられる。また推測になるが、同居子がいると世帯の生活リズムが子どもも中心となり、子どもや妻の睡眠を阻害しないよう、男性も早く寝る可能性も考えられる。

文献

- Allard, M. 2018 "What is the Impact of Recoding Travel Activities in the American Time Use Survey?" *Monthly Labor Review* (May): 1-13.
- 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.
- 不破麻紀子 2019 「既婚男性の働き方と就業環境」佐藤博樹・石田浩（編）『出会いと結婚』東京大学出版会 pp. 103-124.
- Hochschild, A. 1997 *The Time Bind*. Metropolitan Books.
- 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 pp. 150-173.
- 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 pp. 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 pp. 197-219.
- 木村至聖 2016「レジャーと公共空間」工藤保則・西川知亨・山田容（編）『「オトコの育児」の社会学』ミネルヴァ書房 pp. 133-148.
- 国立社会保障・人口問題研究所 2015『第5回全国家庭動向調査 現代日本の家族変動』.
- 厚生労働省 2015『第3回21世紀出生児縦断調査（平成22年出生児）の概況』.
- 小山静子 1999『家族の生成と女性の国民化』勁草書房.
- Kwan, M. 2000 "Gender Differences in Space-Time Constraints," *Area* 32(2): 145-156.
- Larson, R. W., Richards, M. H. and Perry-Jenkins, M. 1994 "Divergent Worlds," *Journal of Personality and Social Psychology* 67(6): 1034-1046.
- 松田茂樹 2004「男性の家事参加」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 pp. 175-189.
- 牟田和恵 1996『戦略としての家族』新曜社.
- 妙木忍 2009『女性同士の争いはなぜ起こるのか』青土社.
- 野崎綾子 2003『正義・家族・法の構造変換』勁草書房.
- 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.
- 岡本耕平 1995「大都市圏郊外住民の日常活動と都市のデイリー・リズム」『地理学評論Series A』68(1): 1-26.
- Okin, S. M. 1998 "Gender, the Public, and the Private," Anne Phillips ed. *Feminism & Politics*. Oxford University Press. pp. 116-142.
- Pateman, C. 1989 *The Disorder of Women*. Stanford University Press. = 2014 山田竜作（訳）『秩序を乱す女たち?』法政大学出版局.
- Rapino, M. and Cooke, T. 2011 "Commuting, Gender Roles, and Entrapment," *Professional Geographer* 63(2): 277-294.
- 佐藤香 2009a「総論 企業中心・男性稼ぎ主型社会からの脱却を目指して」連合総合生活開発研究所（編）『生活時間の国際比較』 pp. 9-21.
- 2009b「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』 pp. 133-148.
- 品田知美 2007『家事と家族の日常生活』学文社.
- 総務省統計局 2017a「平成28年社会生活基本調査 生活時間に関する結果」.
- 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8-2, 表8-3」.
- 鈴木富美子 2011「休日における夫の家事・育児への関与は平日の『埋め合わせ』になるのか」『家計経済研究』92: 46-58.
- Welter, B. 1966 "The Cult of True Womanhood," *American Quarterly* 18(2): 151-174.
- 矢野眞和（編）1995『生活時間の社会学』東京大学出版会.

（東京都立大学大学院 人文科学研究科 博士後期課程 yagishita-minoru@ed.tmu.ac.jp）