

子どものいる労働者の家計内時間配分の決定

小原 美紀

(大阪大学大学院教授)

本論文では子どものいる世帯の夫婦の時間配分について日本の現状を整理する。整理にあたり二つの仮説に注目する。一つは、夫（父親）の予期せぬ失業に対して妻（母親）は労働供給を増やすかどうか、もう一つは、自らの選択の結果ではない通勤時間の変化に対して夫婦が時間配分をどう変更するかである。家計内の情報を含むパネルデータを利用して分析した結果、第一に、父親が予期せず失職してしまうと、景況が良い時には特に、母親は市場労働を増やすことがわかる。第二に、より日常的な環境変化である通勤時間の変化について、通勤時間が増加した者は市場労働を増やし家事を減らす、その時に、配偶者が市場労働を減らし家事を増やすことがわかる。このような労働時間や家事時間の代替は、2000年以前の父親の行動としては観察されていなかった。すなわち、母親の通勤時間が長くなっても、父親は家事時間を増やしてはいなかった。母親は家事を減らさず自らの余暇を減らすことで対応していた。2000年以降、夫婦（父親と母親）が時間制約の変化に対して同じように配偶者との間で時間を代替させるようになってきたと言える。今後は、勤め先のワークライフバランス制度といった環境整備が個人の時間配分を変え、家族の時間配分を変える可能性について分析の蓄積が期待される。

目次

- I はじめに
- II 子どものいる労働者の平均的な時間配分
- III 子どものいる労働者の時間配分の決定
- IV おわりに

I はじめに

労働者は日常生活において大きく二つの行動決定を決定している。何をどれだけ消費するか、そして何にどれだけ時間をかけるかである。労働者は、この消費行動と時間配分の決定を、一時点ではなく将来にわたり最適になるように決定しようとする。家族と生活している労働者ならば、さらに、夫婦の間での配分を決定する。加えて子どもがいれば、子どものための支出と時間の投入を決

定する。日本において子どものいる労働者は、家計内でどのように消費と時間を決定しているのだろうか。

家計内の夫婦の時間決定に関する計量分析の研究成果は、いくつかのトピックについて蓄積が進められてきた。たとえば、「家計内の夫婦間での時間配分決定」に関する分析である。家計内の夫婦の時間配分の情報は入手することが難しく、たとえば家計の消費支出や子どもの数の決定に関する分析のように計量分析による研究の数が多いわけではない。それでも、既婚男性あるいは既婚女性の時間データを使って、彼らの時間配分の決定要因の解明が行われてきた。妻の市場労働時間の決定が、夫の家事労働時間の長さによって影響を受ける可能性や、夫の家事労働時間の長さが社会通念や社会制度によっても変化する可能性も分析

テーマとなる¹⁾。

既婚女性、とりわけ母親の行動に着目した分析としては、「母親の労働供給の決定要因」の解明も進められている。なかでも子どもがいることでどれだけ労働供給が阻害されるかは先進国で頻繁に議論される分析テーマの一つである。近年は、保育コストや保育サービスの質が母親の労働供給に与える影響や、親による育児の生産性（スキル）との関係なども分析されている（Attanasio, Low and Sánchez-Marcos (2008) や Guryan, Hurst and Kearney (2008) など多数）。

既婚女性の労働供給については、さらに、「世帯主の労働ショックに対する配偶者の反応」に着目する分析もある。家計内の“二番手の労働者”による労働の代替が起こるかが関心の中心で、追加労働効果（Added Worker Effect）の検証と呼ばれる。ほとんどの家計で夫が一番手、妻が二番手の労働者であるから、妻による追加労働効果を検証することになる。この追加労働供給効果は、一時点ではなく異時点間の最適化に基づいた行動という意味で、また、時間配分決定だけでなく家計の消費決定も背後に考えているという意味で、先に挙げた母親の労働供給行動の分析とは異なる。そもそもなぜ夫の労働ショックに対して妻が労働を代替しようとするかといえ、個人が余暇時間と同時に家計の消費支出を最大化しようとするためである。世帯主の労働ショックにより所得が減少すれば消費を最大化できなくなる（予定通りの消費を達成し異時点間で消費を平準化することができなくなる）。この負の影響を和らげるために、もう一人の労働者が労働供給を増やそうとする可能性がある。すなわち、負の労働ショックに対する異時点間の消費保険を背景にした労働供給行動が分析される。

家計が直面する予期できない負の外生ショックに対してどのように反応するかは、消費が大きく減退してしまう可能性として古くから検証されてきた²⁾。しかしながら、この消費の平準化の議論に労働供給行動も取り入れた分析は多くない。これに対して、家計による異時点間の消費配分と夫婦の労働供給決定を明示的に取り入れて分析した最近の研究に Blundell, Pistaferri and Saporta-

Eksten (2016) がある。この研究では、各時点で見れば夫と妻の余暇時間（よって労働供給）は補完的であるものの、異時点間の決定を考えると代替的であることが示されている。これにより、一時的ではない所得ショックに対する保険機能としての家族の労働供給の存在を指摘している。

この議論に「子どもの存在」を取り入れて発展させたのが Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2018) である。そこでは、子どもの養育という家計生産のために夫婦の家事労働時間が投入される。そして、夫と妻の余暇の補完性と、夫と妻の家計生産の代替性という二つの側面から夫婦間の時間反応を説明しようとする³⁾。このモデルに従うと、たとえば、夫が長期にわたり賃金が減るといような負のショックに直面すると、夫の労働時間は減るが、そのとき彼の余暇時間は減り、家事時間が増える。妻と夫の余暇時間は補完的であるため、夫の余暇が減れば妻の余暇時間も減る。一方、妻と夫の家事時間は代替的であるため、夫の家事が増えれば妻の家事時間が減る。どちらの効果が大きいかによって妻の市場労働供給時間が変わる。夫の家事時間の増加が大きければ、妻の市場労働時間は増加する。この反応は子どもを持つ場合の妻（すなわち母親）で大きいこともこの研究の中で示されている。

これらの知見に基づき、本論文では、子どものいる世帯の労働供給とそれ以外の時間配分について、日本の家計における時間反応の実態を把握する。本論文で注目するのは、夫婦がどのようなときに時間配分を変えようとするかどうかである。配分する時間の長さそのものの決定要因ではなく、配分する時間の変更の決定要因を探りたい。すなわち、どのような家計の誰の労働時間が長いのかではなく、どのような状況になると労働時間を長くしようとするのかを明らかにしたい。特に注目するのは、既婚女性（母親）の労働供給行動と、夫婦間の時間配分の決定である。

本論文で具体的に検証する仮説は次の2つである。第一に、夫（父親）が予期せぬ失業に直面した時に妻（母親）は労働供給を増やそうとするか、第二に、通勤時間が変化した場合に夫婦（父親と母親）は家事時間、市場労働時間、余暇時間をど

のように変更させるかである。1点目は、一時的というより恒常的な、そして家計にとって外生的な負の労働ショックが発生した時の妻の時間反応を見るものである。2点目は日常的に起こり得る労働ショックに対する夫婦の時間反応を見るものである。通勤時間は市場労働を供給する限り必要なものであり、たとえば交通事情の変化、事業所の移転や配置転換など本人の選択に拠らない理由でも変更されてしまう。この論文では、外生的な環境変化として通勤時間が変化したときの夫婦の時間配分決定に与える影響を明らかにする。これら2点の検証にあたっては、筆者が過去に行ってきた研究の成果も引用し、それを子どものいる世帯の労働者の行動として整理し直して紹介する。

続くⅡでは、『社会生活基本調査』が示す有配偶有業者の平均的な行動の長期変化をまとめる。Ⅲでは、日本の家計内時間配分がわかるマイクロデータを用いて、仮説1の予期せぬ父親の失業への母親の労働反応を検証した結果を示す。また、仮説2の通勤時間時間の変更による夫婦の時間反応を検証した結果を示す。Ⅲの最後で、両仮説の検証結果から得られるインプリケーションを述べる。全体の結論はⅣにまとめられる。

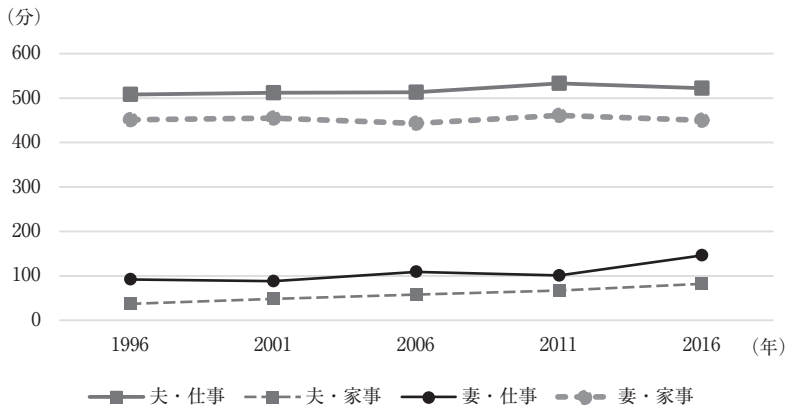
Ⅱ 子どものいる労働者の平均的な時間配分

1 子どものいる労働者の時間配分の変遷

『社会生活基本調査』（総務省）に基づけば日本の有業者の平均的な行動時間の長期変遷がわかる。図1は、6歳未満の子どものいる世帯の夫と妻（父親と母親）について、一日の仕事時間と家事時間の週全体平均時間を示している。対象世帯は「夫婦と子ども世帯」「夫婦、子どもと両親の世帯」「夫婦、子どもと語親の世帯」であり、90年代からの変化をみるために調査方法が同じであるプリコード方式の回答を用いた。5年おきの調査であるため変化の開始時点と終了時点を議論することは適切ではないが、母親の仕事時間は、（景気の影響で多少の変動はあるものの）2001年以降と2011年以降の2段階で増加していることがわかる。また、父親の家事時間が1990年代後半以降微増傾向にあることもわかる。

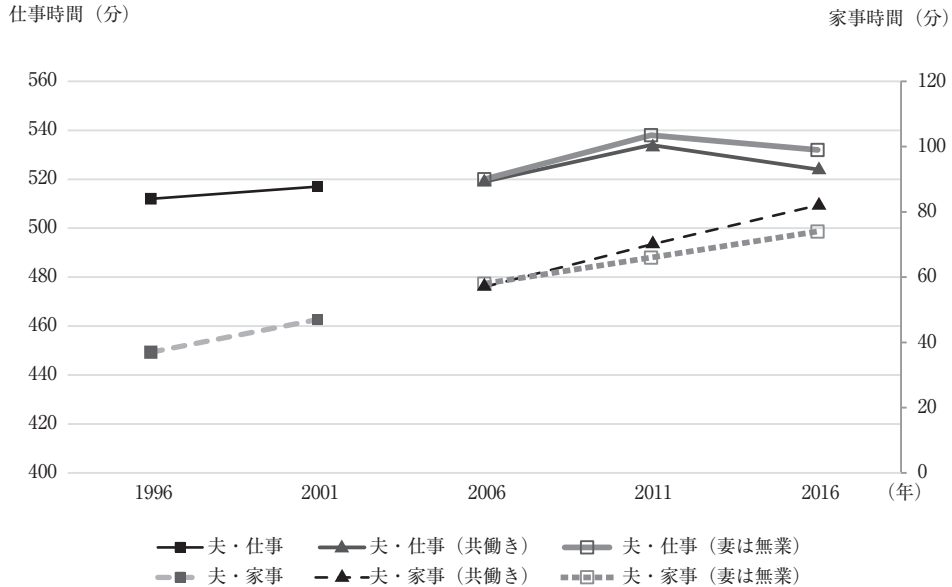
この夫の家事時間の増加傾向をさらに詳しく見たのが図2である。この図では、有業の夫の仕事時間と家事時間が、共働き世帯かどうか別に示されている。これによると、特に共働き世帯において、夫が仕事時間を減らし家事時間を増やしてい

図1 6歳未満の子どものいる世帯の夫と妻の一日の仕事時間と家事時間（週平均）



注：1) 『社会生活基本調査』（総務省統計局）を基に作成。週あたり行動の種類別総平均時間。
 2) 6歳未満の子のいる全世帯（「夫婦と子ども世帯」、「夫婦、子どもと両親の世帯」、「夫婦、子どもと片親の世帯」のすべてを含む）の平均。
 3) この調査は2001年以降、調査票A（プリコード方式：回答者が、調査票にあらかじめ設けられた分類肢のどれに当てはまるかを回答する選択回答方式）と、調査票B（アフターコード方式：回答者が、日記をつけるように調査票に自由に回答を記入する自由回答方式）が存在する。ここでは、90年代との比較をしたいためプリコード方式の回答を利用した。

図2 6歳未満の子どものいる世帯の夫の時間配分——有業の場合



注：共働き世帯の別にわかるのは2006年以降であるため線を接続せずに描いた。

ることがわかる。

ところで、子どものいる労働者に注目するならば、一人親世帯の時間配分の実態の把握も重要である。図1, 2で示した統計を母子世帯や父子世帯で見ると、家事時間が若干の増加傾向にあること、そして、労働時間が若干の減少傾向にあることがわかる。ただし、標本サイズが小さいことで平均時間の測定値が不安定となってしまう。実は次節で用いるマイクロデータにおいても一人親世帯は統計分析に足るほどに補足されていない。一人親世帯の分析は十分なデータが蓄積されてから行う課題としたい。

2 家計内時間配分の計量分析にかかる注意点

平均的な傾向を確認できたので次にマイクロデータを用いた分析に入るが、その前に家計内時間配分データを用いた計量分析にかかる注意点を述べておきたい。先行研究でも指摘されているように、夫婦の時間配分決定を計量分析する際にはいくつかの障壁が存在する。まず、分析の大前提として対となる夫婦（あるいは同じ家計内の世帯員の）時間配分の詳細がわからなければならない。特に、市場労働だけでなく家事労働の情報が必要

となる。労働時間を分析する際には、家計内の情報に加えて勤め先の情報も必要となる。

さらに、これらが入手できたとして計量分析する際には、影響を確認したい変数が内生変数となり因果効果が捉えられないという問題もある。そもそも家計内の状況を詳しく把握したデータは利用することが難しい中で、内生性の問題を完全に解決した誘導形の計量分析は極めて困難だと言える。次節では日本の実態に関するデータ解析の結果を紹介するが、そこでは上記の問題を完全に解決するのではなく、これらの問題に留意しながら統計を整理することを目指す。内生性の問題はできる限り小さくするように工夫すること、特に、家計が自ら選択することができず予期することが難しい外的な環境変化に着目して、夫婦の行動変化を考察することで、なるべく因果関係に近づく議論をしたい。

III 子どものいる労働者の時間配分の決定

1 母親の労働供給決定——父親の非自発的失業の発生は妻の労働供給を促すか

はじめに述べた通り、予想される出来事に対して家計は消費と余暇をなるべく大きく変化させないように行動する。しかしながら、予期せざるショックが起こった場合には家計は予定していた消費を変えざるを得ない。たとえば、家計を担っていると考えられる父親が予期せず失業してしまった場合、家計は予定していた消費を達成できず消費は減少してしまう。このとき母親はどのような行動をとるだろうか。ここでは、家計の担い手である父親が避けられない負の労働ショックに直面した時に、妻が労働供給を追加しようとするかどうか、すなわち追加労働供給効果 (Added Worker Effect; 以下 AWE) の検証結果を整理する。

(1) 分析方法

筆者の一連の研究では、2000年代前半までについて日本でも妻による AWE が存在することが示されている (Kohara 2010 など)。2000年代以降、特に子どものいる世帯における状況は変化したのだろうか。他国での AWE の検証は夫婦ともに働いている者を対象に行われることも多い。しかしながら、日本では既婚女性が働いていない場合も多く、また追加労働という意味では働いていない者が働き始めることも無視できない。本論文の目的は実態を把握することであるため、非就業者を分析の対象外とするのではなく、働いていない者はゼロ労働時間として、1年後の時間の変化を捉える。

検証すべき仮説は「予期せぬ父親の失業によって母親は労働供給をしようとするか」である。国内外における先行研究と同じ方法で分析すると、母親の労働時間の変化 (ΔWL) を父親が非自発的に失業したかどうか (HU) とその他の家計属性 (X) に回帰する式：

$$\Delta WL_{it} = \beta HU_{it} + \Delta X_{it} \delta + u_{it} \quad (1)$$

を推定する。i は世帯を t は調査年を表す ($i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T_i$)。ここで誤差項 u_{it} が説明変数と相関すれば β は不偏性を持たない。たとえば、母親が労働供給をしやすいのは、労働意欲の高い人や、能力の高い (低い) 人、働きやすい環境 (都市環境, 労働環境, 家庭環境) にある人、

父親が失業する確率の高い人であるといった可能性がある。これらは説明変数として捉えるのが難しく誤差項に落とされてしまうが、父親の失業とも相関する可能性があり内生性の問題が生じる。これらの観察できない家計属性を捉えるために、パネルデータを利用して個体効果の存在 (μ_i) を含む誤差項: $u_{it} = \mu_i + \nu_{it}$ を考える。右辺第二項の部分は $\nu_{it} \sim iid(0, \sigma_\nu^2)$ として、 μ を非確率変数と仮定して固定効果モデルで分析するか、確率変数と考慮して変量効果モデルで推定する ($\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$)⁴⁾。

ところで、上記の推定において、そもそも父親の失業は「非自発的」な失業に限定されている。予期できない失業であるから内生変数とはなりにくく、外生と仮定した分析も多い。この点は、説明変数に所得変化を使うことが多い消費の平準化仮説の検証とは異なる。本研究では、非自発的失業を取り入れた上で、さらに残されている可能性のある家計の異質性が内生性の問題を生み出す可能性を取り除くためにパネル分析を行う⁵⁾。

(2) 使用データと変数の定義

分析には、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター (2017年度までは家計経済研究所) による『消費生活に関するパネル調査』 (Japanese Panel Survey of Consumers; 以下 JPSC) を使用する。JPSC は 1993 年に 24 ~ 34 歳の女性を対象として調査が開始され、5 年毎に 20 代後半の新しいサンプルが加えられながら毎年調査されている。注目する被説明変数は妻の労働時間の変化である。労働時間には、「日常の生活行動を次の 6 つに分けた場合、通常の平日、休日にそれぞれ合計でおおよそ何時間費やしていますか。あなたの場合とご主人の場合についてお答えください (10 分単位でご記入ください)。同時に複数のことをした場合は、主なもののほうでお答えください。」という質問の回答を用いる。6 項目とは、(1) 通勤・通学 (2) 仕事 (3) 勉強 (4) 家事育児 (5) 趣味・娯楽・交際など (6) それ以外の睡眠、食事、入浴、身の回りの用事などである。このうち、妻に関する (2) の回答を妻の労働時間とする。推定には調査時点の回答から 1 年前の調査回答を引いた差

分（変化）と、それぞれの対数をとった差分（変化率）を使用する。ただし後者の計算においては、労働時間がゼロの場合は微小な値として0.01を与えて計算した。なお、AWEの検証と同時に、消費の平準化についても考察するが、その際には、調査月間（9月）の月当たり消費支出の合計額を用いる。これも前年度調査との差分と対数差分として計算する。

注目する説明変数は父親の非自発的失業である。これは、前年度調査からの1年間に、父親が非自発的な失業を一度でも経験すれば1となる指示変数である。非自発的かどうかは、過去1年間に起こった父親の離職・転職の理由から、「人員整理、会社解散、倒産、解雇」により失業した場合とした。その他の説明変数には、先行研究に準拠して妻の年齢や子どもの数、それらと妻の学歴との交差項、親との同居、1期前の時点の金融資産額をとり入れる。子どものいる労働者の行動に注目するため、父親が65歳未満で子どものいる世帯に限定する。これらの変数の記述統計を表1に示す。

(3) 分析結果

表2は2001年以降について、子どもを持つ世帯に限定してAWEの検証をした結果を示す。各推定には先に述べた説明変数や年ダミーも共変量

として捉えられているが、ここでは父親の非自発的失業の係数についてのみ掲載している。対象期間を2001～2016年の全体として推定した結果と、2001～2009年、2010～2016年に分けた結果を、それぞれ表の上段、中段、下段に示している。

母親による追加労働を検証する前に、父親の非自発的失業が生じた時にそもそも家計の消費は減少してしまうのかについて確認しておこう。列(1)(2)は、(1)式において被説明変数を消費支出の変化額に置き換えて固定効果モデルで分析した結果である。これによると、父親の非自発的失業は家計の消費を減少させることがわかる（消費の変化分の係数は10%の有意水準において有意、変化率の係数は5%の有意水準で有意）。その影響は特に2001～2009年に大きい（消費減少は1%の有意水準で、減少率は5%の有意水準で有意）。予期できない負の労働ショックが発生すると家計消費は減退してしまう。

列(3)(4)を見ると、この消費の減少に際して、妻は労働時間を増やす傾向にある。中段bで特に消費が大きく反応した時期を見ると、妻の労働時間の変化率の係数は大きく、10%の有意水準で有意となっている。この時期はバブル崩壊後の長期不況から脱した時期で労働市場の状況も悪くなかった。労働市場の良さにより妻は労働意欲を高め、労働時間を長くする、或いは就業確率を高

表1 分析1（(1)式の推定）に使用する主な変数の記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
過去1年間に夫が非自発的失業	0.007	0.084	0	1
1年前からの消費支出変化分	1.688	113.584	-793	917
1年前からの消費支出の変化率	0.008	0.401	-4.248	2.693
1年前からの妻の労働時間の変化分	0.070	2.558	-15	12
1年前からの妻の労働時間の変化率	0.098	2.279	-7.314	7.091
妻の年齢	40.613	7.818	25	57
1年前の家計の金融資産額（対数）	5.659	1.311	2.303	9.473
子どもの数	1.744	0.962	0	7
親と同居ダミー	0.129	0.335	0	1
妻の年齢×妻が中・高卒ダミー	15.282	20.636	0	57
子どもの数×妻が中・高卒ダミー	0.695	1.084	0	7

注：全期間（2001-2015年）の記述統計を示す。子どものいる世帯に限定しており、観測数は12007である。各推定には年ダミーも説明変数に加えられている。

表2 夫が非自発的失業をしたときの「家計消費の変化」と「妻の労働供給の変化」

	(1)	(2)	(3)	(4)
	家計消費の 変化分 係数 (標準誤差)	被説明変数：1年前からの 家計消費の 変化率 係数 (標準誤差)	妻の労働時 間変化分 係数 (標準誤差)	妻の労働時 間変化率 係数 (標準誤差)
a. 全推定期間 2001-2016年				
過去1年間に夫が非自発的失業	-26.51 (14.81)	-0.109 (0.0518)	0.110 (0.253)	0.290 (0.233)
観測数	12007	12007	12387	12387
F値	3.16	3.82	3.00	2.71
b. 推定対象期間 2001-2009年				
過去1年間に夫が非自発的失業	-55.50 (19.50)	-0.17 (0.0673)	0.104 (0.362)	0.563 (0.321)
観測数	6293	6293	6468	6468
F値	1.87	2.33	1.69	2.01
c. 推定対象期間 2010-2016年				
過去1年間に夫が非自発的失業	11.34 (26.80)	-0.0280 (0.0905)	0.110 (0.253)	0.157 (0.427)
観測数	5714	5714	5919	5919
F値	1.21	1.31	3.00	1.97

注：固定効果モデルの推定結果を示している。なお、ハウスマン検定によりすべての推定において変量効果モデルの仮定が棄却されることが確認されている。各推定の共変量には前表に掲げた変数が全て含まれているが、ここでは非自発的失業の影響のみを取り上げて掲載している。括弧内には不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を記している。F値は定数項以外のすべての推定量が同時にゼロとなるかどうかを検定するF統計値を指す。

めると考えられる。追加労働供給は不況期の方が大きいと予想されるかもしれないが、既婚女性の場合は必ずしもそうとは限らない。不況期には労働需要が少ないことで、女性は非労働力化してしまう可能性もある（労働減退効果の存在）。好況期には労働減退効果が起きないことで妻の労働反応が大きくなる可能性がある。

ここには掲載していないが、子どものいない世帯を含む世帯全体について推定した結果と比較すると、子どものいる世帯の方が妻（母親）の労働反応は大きい。たとえば2001～2009年について、子どものいない世帯も合わせて推定すると、妻の労働時間の変化分や変化率の係数は小さく、10%の有意水準で有意とならない。子どものいる世帯で反応が大きいことは、アメリカのデータを使った Blundell, Pistaferri and Saporta-Eksten (2018) でも指摘されている通りである。父親が非自発的な失業をすると、彼の（労働時間は減少し）家事

時間は増える。その分、妻は家事時間を減らし市場労働供給を増やす。ここで、子どもがいる世帯の方が必要な家事は多い、すなわち父親が家事を代替する余地は大きいと考えられる。妻は、父親の家事参加により家事による自らの時間制約が緩むことで労働供給を増加できることになる。もちろん、必要な家事があっても、父親が家事を行わないという選択をとる可能性はある。この選択は家事は女性がやるべきといった社会的通念や慣習、男性の家事生産性の低さにより促されるだろう。この点は日本の家計行動を考える際には重要である。そこで次節では、父親と妻の時間反応についてより詳細に考察したい。

2 より日常的なショックへの対処——通勤時間が変わると夫婦は時間配分を変えるか

前節では、父親が失業するという負のショックに着目してきた。しかしながら、そのような事態

が頻繁に発生するわけではない。より日常的に起こるショックは時間配分に影響するのだろうか。ここでは、通勤時間が変更されたときに夫婦が時間配分を調整するかについて議論する。通勤時間は転居や転職をしない限り変化しないように思われるかもしれない。しかしながら、現実的に多くの家計が前年と比べて10～30分程度の通勤時間の変更直面している。通勤時間は、たとえば、交通網や交通手段が変わるだけでなく、時刻表の変更や道路工事による迂回など普段使っている交通網が一時的に変化することでも起こる。また、勤務先事業所の変更や移転、配属先の場所の変更によっても通勤時間は変化する。これらはすべて本人が選択することができない外生的な変更である。この節では、このような通勤時間の変化に対して、夫婦はどのように反応するのかを明らかにする⁶⁾。

(1) 分析方法

通勤時間が夫婦の時間配分に与える影響を明らかにするために以下の推定を行う。家計*i*の父親(h)と母親(w)について、市場労働時間(L)、家事労働時間(H)、余暇時間(Le)を、通勤時間を含む説明変数に回帰する式：

$$L_{ijt} = \beta_h^L t_{iht} + \beta_w^L t_{iwt} + X_{ijt} \gamma^L + \varepsilon_{ijt}^L$$

$$H_{ijt} = \beta_h^H t_{iht} + \beta_w^H t_{iwt} + X_{ijt} \gamma^H + \varepsilon_{ijt}^H \quad (2)$$

$$Le_{ijt} = \beta_h^{Le} t_{iht} + \beta_w^{Le} t_{iwt} + X_{ijt} \gamma^{Le} + \varepsilon_{ijt}^{Le}$$

を考える(j=h,w)。 t_{iht} と t_{iwt} は父親と母親それぞれの通勤時間を指し、注目するパラメータは β である。 X_{ijt} は家計*i*の個人*j*に関する共変量で、家計消費と夫婦それぞれの余暇からなる効用関数の最大化問題の予算制約や時間制約に入る通勤時間以外の制御変数や、家計生産関数および効用関数の形状に影響する個人や家計の選好を指す。

ε_{ijt}^K は誤差項であり、それぞれ、 $\varepsilon_{ijt}^K = \mu_{ij}^K + u_{ijt}^K$ と書く(K=L, H, Le)。第二項は $u_{ijt}^K \sim iid(0, \sigma_u^2)$ を仮定する。誤差項の第一項 μ_{ij}^K は夫婦の時間配分を分析する際に最も重要な項で、観察できない家計*i*の個人*j*の個体効果を指す。労働意欲の高

い人かどうかや、労働意識の高い人ほど長めに回答するなどが含まれる。これらは通勤時間など説明変数と相関する可能性が高く、この項を取り入れないと内生性の問題が生じる。ここでは、これを非確率変数と仮定して固定効果モデルによる推定を行った結果を示す。ただし、ハウスマン検定の結果、家事労働時間の推定については変量効果モデルの特定化が棄却されない。よって妻の家事労働の推定に関しては、変量効果モデルの推定結果にも言及しながら解釈する。

(2) 使用データと変数の定義

分析には前節と同様に『消費生活に関するパネル調査』(JPSC)を用いる。先に記した平日の時間配分のうち、「仕事」を労働時間、「家事・育児」を家事時間、「通勤・通学」を通勤時間、残りを余暇時間とする。推定にはこれらの対数値を用いる。休日の時間配分は考慮に入れない。本分析で見たいのは、日常的に必要な家事時間を夫婦間でどう割り振るかであり、休日にまとめて行うことができない日常的な家事を分析対象とする⁷⁾。

注目する説明変数は通勤時間である。本分析の分析対象期間である2001～2015年における通勤時間の平均値は、子どものいる世帯について夫が64.38分、妻が38.39分である。サンプル数は少ないが、参考のために子どもがいない世帯について見ると、夫が74.55分、妻が62.74分となっており、子どもがいる世帯で通勤時間は短い。転居や転職は頻繁に発生するものではないが、子どもがいることで通勤に無理のない場所に居住したり、妻(母親)が居住地のそばで働いていることが予想される。繰り返しになるが、本分析で注目したいのは通勤時間の長さ自体ではなく、通勤時間の変化である。小原・関島(2018)が示すように通勤時間が前年より10分以上変化した世帯は少なくない。妻の通勤時間が前年と比べて10分以上変化したケースは全対象年度の全世帯のうち46.88%存在し、父親の通勤時間が10分以上変化したケースは50%存在する。この変化が夫婦の時間配分の決定を変化させるかを検証する。

通勤時間以外の説明変数は国内外で行われてい

表3 分析2 ((2) 式の推定) に使用する変数の記述統計

		1995～2000年				2001～2015年			
		平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
妻	労働時間 (対数)	5.932	0.551	0	6.579	5.948	0.564	0	6.928
	家事時間 (対数)	5.452	0.819	0	6.802	5.428	0.744	0	7.272
	余暇時間 (対数)	6.554	0.191	5.670	7.107	6.554	0.220	0	7.139
	通勤時間 (対数)	3.265	1.026	0	5.940	3.233	1.093	0	5.481
夫	労働時間 (対数)	6.352	0.368	0	7.039	6.351	0.501	0	7.272
	家事時間 (対数)	2.112	2.122	0	6.292	2.045	2.121	0	6.835
	余暇時間 (対数)	6.595	0.184	5.481	7.251	6.564	0.405	0	7.272
	通勤時間 (対数)	3.820	0.951	0	6.174	3.730	1.181	0	5.768
妻勤め先	賃金 (対数値)	2.315	0.443	0.667	4.295	2.325	0.430	0	5.128
	規模	4.694	2.258	1	8	4.450	2.174	1	8
	第1次産業	0.010	0.097	0	1	0.009	0.095	0	1
	第2次産業	0.177	0.382	0	1	0.165	0.371	0	1
夫勤め先	賃金 (対数値)	2.744	0.368	1.500	4.893	2.796	0.434	0.128	5.118
	規模	5.070	2.045	1	8	4.573	2.152	1	8
	第1次産業	0.004	0.063	0	1	0.017	0.131	0	1
	第2次産業	0.399	0.490	0	1	0.405	0.491	0	1
世帯	人員数	4.921	1.305	3	10	4.492	1.310	2	12
	夫年齢 (対数)	3.623	0.133	3.178	4.111	3.749	0.180	3.219	4.190
	夫教育年数 (対数)	2.553	0.183	2.197	2.890	2.575	0.170	2.197	2.890
	妻教育年数 (対数)	2.560	0.114	2.197	2.890	2.570	0.116	2.197	2.890
	長子就学ダミー	0.766	0.424	0	1	0.861	0.346	0	1
	親と同居ダミー	0.464	0.499	0	1	0.320	0.467	0	1
	世帯総消費支出 (対数)	5.399	0.427	2.708	6.786	5.500	0.451	1.386	6.905

注：分析対象を子ども有り世帯に限定している。観測数は、1995-2000年について1259、2001-2015年について6116である。時間の変数は、回答者が「通常の平日の行動時間」として回答した値（単位は分）を利用した。推定にあたり時間変数は対数をとっているが、ゼロ時間の場合は微小な値として1を与えた（対数値は0）。

る先行研究に準拠している。就業状況として、勤務先の従業員数を8段階で捉えたもの（数字が大きくなるにつれて規模が大きくなる）、勤め先産業を第1次産業ダミー（農林業、漁業・水産業、鉱業）と第2次産業ダミー（建設業、製造業）として捉えたもの、調査前月（9月）の手取り収入と月当たり労働時間を用いて作成した時間当たり賃金の（対数値の）1年前の値を入れている。世帯状況としては、父親の年齢、教育年数の対数値、長子が就学しているかどうかを表すダミー変数、親と同居しているかどうかを表すダミー変数、世帯の豊かさを表す指標として9月の総支出額の対数値を入れている。

なお、同じモデルの特定化で行動を推定できる

対象として、共働きで同居している夫婦にサンプルを限定する。日本の場合無業の母親は少ないため、無業の母親を対象とした働き始める確率の分析も重要であるが、ここでは先行研究に倣い内点解に関する行動（Intensive Margin）のみを捉える。父親と母親の労働時間の反応の違いに注目するのが目的のためである。分析対象は子どものいる世帯の20代から50代の妻である。推定に使用する変数の記述統計を表3に掲載している。

(3) 分析結果

表4は結果を示す。左欄Aには1995～2000年を、右欄Bには2001～2015年を対象とした推定結果を掲載している。まず2000年までにつ

表4 通勤時間が長くなったとき子どもがいる夫婦は時間配分を変えるか

	A. 1995～2000年		B. 2001～2015年	
	(1) 母	(2) 父	(3) 母	(4) 父
	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
a. 被説明変数：対数市場労働時間				
夫通勤時間対数値	-0.0925 (0.0442)	0.0503 (0.0764)	-0.0391 (0.0113)	0.221 (0.0533)
妻通勤時間対数値	0.206 (0.113)	-0.0151 (0.0291)	0.184 (0.0367)	-0.0621 (0.0166)
観測数	1259	1259	6116	6116
F 値	1.78	1.14	4.12	2.16
b. 被説明変数：対数家事労働時間（ただし、注1を参照のこと）				
夫通勤時間対数値	0.0375 (0.0307)	-0.0942 (0.0989)	0.0867 (0.0279)	-0.252 (0.0519)
妻通勤時間対数値	0.0007 (0.0529)	0.0421 (0.0687)	-0.0774 (0.0200)	0.206 (0.0406)
観測数	1259	1259	6116	6116
F 値	2.66	1.08	5.31	4.66
c. 被説明変数：対数余暇時間				
夫通勤時間対数値	0.0023 (0.0081)	-0.0401 (0.0138)	-0.0020 (0.0057)	-0.0293 (0.0135)
妻通勤時間対数値	-0.0276 (0.00791)	-0.001 (0.00696)	-0.0304 (0.00515)	0.0086 (0.0117)
観測数	1259	1259	6116	6116
F 値	1.86	1.76	3.51	7.18

注：固定効果モデルの推定結果を示す。この表には通勤時間の係数のみを記しているが、各推定の共変量には、前表で示した変数が全て含まれている。中段bの列(1)および列(3)に掲載した母親の家事労働時間の推定結果には注意が必要である。これらの推定では、ハウスマン検定により変量効果モデルが支持される。よって、本文においては変量効果モデルの結果も引用しながら解釈している（詳細は本文を参照）。括弧内には、(2)式の誤差項のうちuについて不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。F値は定数項以外のすべての推定量が同時にゼロとなるかどうかを検定するF統計値を指す。

いて、母親の時間配分に与える影響を上段aの列(1)で見ると、父親の通勤時間が1%増加すると母親の市場労働時間は0.093%減少することがわかる(5%の有意水準で有意)。下段bの列(1)を見ると、このとき母親は家事労働時間を0.038%増加させる。この係数は20%の有意水準でも有意ではないが、母親の家事時間の推定についてはハウスマン検定により変量効果モデルが支持されているので、変量効果モデルの分析結果を見ると、父親の通勤時間の1%の増加は母親の家事労働時間を0.066%増加させている(5%の有意水準で有意)。すなわち、父親の通勤時間の増加により、母親は家事時間を増やすと言える。

一方、列(2)において父親の時間配分への影響を見ると、母親の通勤時間が増加しても彼の市場労働時間の減少や家事労働時間の増加は見られない(少なくとも通常基準とされる統計的有意性の範囲(たとえば10%の有意水準)で見ると統計的に有意な影響は確認されない)。ここで、列(1)の上段aを見ると、母親の通勤時間が増加した時、彼女は自らの労働時間を増やしていることがわかる。市場労働時間をする上で必要な通勤時間コストが増えているのだから当然の行動である。ところが、このとき母親は市場労働時間を増やしているにもかかわらず、家事時間を減らしていない。同時に、父親は家事時間を増やしていない。1995～

2000年においては、配偶者の通勤時間が増える
と、母親は自分の市場労働時間を減少させ家事労働
時間を増やすが、父親は自分の時間配分を変え
ないという、夫婦間で非対称的な結果が観察され
る。

つづいて右欄Bで2001年以降の推定結果を見
てみよう。父親の時間配分への影響を列(4)で
見ると、母親の通勤時間の1%の増加に対して
父親は市場労働時間を0.062%減少させ(上段a)、
家事労働時間を0.206%増加させる(下段b)。列
(3)で母親の時間配分への影響を見ると、父親の
通勤時間が1%増加した時(このとき彼は労働時
間を0.22%増加させ、家事時間を0.25%減少させて
いるが)、母親は労働時間を0.039%減少させ(上
段a)、家事時間を0.087%増加させている(下段
b)。これらの係数はすべて1%の有意水準で有
意である。このように、2001年以降で見ると、
通勤時間の増加は本人の労働時間の増加と家事時
間の減少をもたらすが、その際、配偶者は自らの
労働時間を減らし家事時間を増やしている。これ
は母親であっても父親であっても同じである。母
親の時間配分決定については、1995～2000年と
同様に通勤時間に反応しているので、2000年代
に入って父親の時間配分が母親と同じように通勤
時間の変更に対応するようになったと言ってよい
だろう。母親の通勤時間が増加すると、父親は自
らの労働時間を短くして母親の代わりに家事をや
るようになり、母親は家事時間を減らし市場労働
時間を増やすと解釈される。

父親と母親が同じ反応をすることは当たり前だ
と思われるかもしれない。しかしながら、先に見
た通り、1990年代の日本ではこれは見られてい
なかった。母親は父親の通勤時間の増加に伴い、
自らの労働時間を削減して家事を増やすものの、
父親は母親の通勤時間が増加しても労働時間を減
らすことも、家事時間を増やすこともしていな
かった。父親が母親と同じように家事を増やすよ
うになったのは2000年以降の変化である。

なお、ここには掲載していないが、子どもがい
ない世帯も含んだ対象でも推定を試みた。結果を
比較すると、子どものいる世帯に限定した方が、
妻(母親)は配偶者の通勤時間に大きく反応して

いることがわかる。互いの時間反応は子どもを持
つ夫婦で大きいと言える⁸⁾。

3 結果のインプリケーション

得られた結果全体をまとめると次のようにな
る。父親が予期せず失職した場合、日本では母親
が市場労働を増やそうとする。背後では、失職し
た父親が家事労働を増やすことで、母親が家事時
間を減らし、市場労働時間に振り替えていると予
想される。このような変化は、父親が失職すると
いった大きな出来事ではなく、日常的に起こる小
さな環境変化においても観察される。たとえば、
勤務先の移転や交通網の変化などで起こる通勤時
間の変化に直面すると、父親か母親のうち通勤時
間が長くなった方は市場労働時間を増やし家事時
間を減らす。その時、配偶者は市場労働時間を
減らし家事時間を増やしている。ただし、このよ
うな家事代替が夫婦ともに見られるようになった
のは2000年以降である。それまでは、母親だけ
が父親の通勤時間が長くなると自らの市場労働を
減らし、家事を増やしていた。それだけでなく、
母親は自身の通勤時間が長くなった時にも家事時
間を減らしていなかった(余暇時間が減ることで
市場労働時間を長くしていた)。このとき父親の家
事時間は増加していなかった。2000年以降、時
間制約の変化に対して父親も母親と同じように家
事時間を増やすようになったと言える。

それでは、どのような父親が2000年以降、家
事時間を増やしたのだろうか。JPSCを用いて
2001年から2015年の間に家事時間を前年度から
10分以上増加させた父親の属性を見てみると、
年齢が若いことが特徴となっている。10分以上
増加させた父親の平均年齢は41.64歳であり、増
加させていない父親の平均年齢は44.14歳である。
教育年数は大きく違わないこと(家事を増加させ
た父親の平均教育年数は13.23年、それ以外の平均は
13.26年とほぼ同じである)と比較すると、年齢の
差は歴然としている。若い世代ほど家事時間を増
やしていると言える。

年齢に加えて大きな差が見られるのは、父親の
勤め先の育児や家事に関する制度である。家事時
間を前年度から10分以上増加させた父親は、そ

うでない父親と比べて、勤め先において「育児休暇や介護休暇制度がありその資格を持っている場合」が多い。父親の家事時間には、個人の考え方といった要素だけでなく、社内制度やルールといった職場環境が影響しているのかもしれない。

ただし、勤め先に育児休暇や介護休暇制度があることやその資格を持っている者が家事時間を増やしているとしても、社内制度を充実させれば家事時間を増やすことにつながるとは言えない（因果効果とは限らない）。制度が整備されている勤め先を選んで働いている者もいるし、資格のある者はそもそも家事を増やしやすいのかもしれない。しかしながら仮に真の因果関係として社内制度の存在があるならば、本論文で得られた結果の示唆は大きい。社内制度は、働いている者だけでなくその配偶者の時間配分の決定にも影響を与える可能性があるからだ。近年の日本でしばしば注目されている「夫婦間の家事時間の不均衡の解消」や、「既婚女性（特に母親）の市場労働供給の増加」に、夫（父親）の勤務先の制度の整備が貢献するかもしれない。環境の整備が個人の時間配分の決定に因果効果として影響するかどうかについては、今後分析の蓄積が期待される。

IV おわりに

本論文では、子どものいる夫婦の時間配決定について日本の現状を考察してきた。具体的には、父親の予期せぬ失業という事態に対して母親は労働供給を増やすのか、また、自らの選択の結果ではない通勤時間の変更に対して夫婦は時間配分を変更するのかについて、日本における実証分析の結果を整理してきた。家計内の情報がパネルデータとしてわかる『消費生活に関するパネル調査』（慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（2017年度までは家計経済研究所））を利用した分析の結果、第一に、父親が予期せず失職すると、特に景況の良い時期において母親は市場労働を増やすことがわかった。背後では、失職した父親が家事労働を増やすことで、母親が家事を減らしていることが予想された。この予想は日常的な環境変化でも確認された。本論文の第二の主要結果

は、勤務先の移転や交通網の変化などによりやむを得ず起こる通勤時間の変化に関するもので、労働者は自らの通勤時間が長くなると市場労働を増やし家事を減らす、その時に、配偶者が自らの市場労働を減らし家事を増やすというものであった。このことは2000年以降で確認された。2000年以前は母親だけが反応しており、母親の通勤時間が長くなっても（このとき母親は労働時間を長くしているにもかかわらず）、父親は家事時間を増やしていなかった。母親は家事を減らさず自らの余暇を減らすことで対応していた。2000年以降になって、父親と母親が時間制約の変化に対して同じように労働時間を減らし家事を増加させる様になったと言える。

これらに加えて、追加統計により2000年以降に家事時間を増やした父親の特徴を見ると、若い世代であることがわかった。同時に、父親の勤め先において育児休暇や介護休暇制度があり自ら資格を持っている者に多いこともわかった。家事時間を変えるには、個人属性だけでなく働く環境が必要なのかもしれない。本論文の結果を合わせて考えれば、働く環境によって雇用者本人だけでなく配偶者の時間配分も変わる可能性がある。

環境整備の在り方を考えるためにも、個人を取り巻く環境が家計内の時間配分に与える影響について分析することが重要となる。家計内の時間配分決定の計量分析には常に困難が伴う。そもそも家計内の情報を入手すること自体が難しいことに加えて、ほとんどすべての変数が内生性を持ち、これに完全に対応することは難しい。家計内行動は実験も難しい。しかしながら丁寧に統計を整理することで研究成果を蓄積することは必要である。今後さらなる分析の遂行が期待されている。

*本研究はJSPS 科研費 JP 18K016490 の助成を受けたものです。本研究で紹介する分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（2017年度までは家計経済研究所）による『消費生活に関するパネル調査（JPSC）』の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

- 1) 時間データを用いた分析の可能性や、家事時間も含むアメリカの家計の実態把握、長期的な変化については、Aguiar, Hurst and Karabarbounis (2012) に詳しい。
- 2) 消費行動に関しては「家計内の世帯員間での消費支出配分に関する分析」も行われてきた。これが家計内の夫婦行動に

関する四つ目の分析トピックである。ここでは、夫婦が持ち得る資源を夫と妻、子どもの誰にどれだけ消費配分するかが明らかにされる。誰がどれだけ消費を得るかは世帯員それぞれの厚生を考える上で重要なテーマであり、夫婦間交渉力へのインプリケーションも導出される。さらに、子どもに振り向けられる支出額は子どもの教育成果や健康といった長期的な厚生に関わるため、社会全体の長期的な生産性の変化や格差拡大に関するインプリケーションも得られる。本論文では、この点については言及しない。なお、消費の平準化のアイデアを用いて家計間格差の拡大をサーベイしたものに、Attanasio and Pistaferri (2016) がある。

- 3) 家計生産を明示的にモデルに取り入れることは様々な形で行われているが、近年多くの研究で使われているのが、家計生産から得られる家計内公共財を考えるコレクティブモデルである。Chiappori and Mazzocco (2017) が近年の議論と分析結果について広くサーベイしている。
- 4) 階差をとらずに妻の労働時間そのものを固定効果モデルで推定すれば、各個人の平均からの乖離がとられるので、平均的な動きとは異なる労働時間の反応を抽出できる。ただし、これでは最初にショックが起こった時の影響を十分に捉えられない。そこで、ここでは夫が離職を経験した年と前年との階差が、経験しなかった年の前年との階差と乖離しているかどうかをパネル分析する。なお、妻の過去の労働供給もコントロールして誤差項の系列相関の可能性を考慮したGMM推定(ダイナミックパネルモデルの推定)など推定方法を変えたとしてもここで示す結果と大きく変わらない。
- 5) ここで示す結果の一部は小原・塗師本(2018)でも触れられている。データの詳細についてはこちらも参照されたい。
- 6) 以下で紹介する分析、小原・関島(2018)の一部を子どもを持つ世帯を対象にして再分析した結果である。
- 7) JPSCの回答者は妻であり夫の時間配分も妻に回答される。これにより、たとえば家事分担に不満を持っている妻や、家事は女性がすべきだという価値観を持っている妻は、夫の家事時間を過小に、妻自身の家事時間を過大に答える可能性がある。これはパネル分析において誤差項に認めた個体効果として取り除かれる。
- 8) ここでは夫と妻で推定値の大きさは比較せず反応の方向だけに注目している。夫と妻で平均時間が大きく異なるので、推定値の大きさ(表に示された値は弾力性)から実際にどちらがどれぐらい時間量を変化させているかには言及できない。

参考文献

- Aguiar, M., Hurst, E. and Karabarbounis, L. (2012) "Recent Developments in the Economics of Time Use," *Annual Review of Economics*, Vol. 4, pp. 373-397.
- (2013) "Time Use during the Great Recession," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 5, pp. 1664-96.
- Attanasio, O., Low, H. and Sánchez-Marcos, V. (2008) "Explaining Changes in Female Labor Supply in a Life-Cycle Model," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 4, pp. 1517-52.
- Attanasio, O., Levell, P., Low H., and Sánchez-Marcos, V. (2018) "Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women's Labor Supply," *Econometrica*, Vol. 86, No. 6, pp. 2049-2082.
- Blundell, R., Pistaferri, L. and Saporta-Eksten, I. (2016) "Consumption Inequality and Family Labor Supply," *American Economic Review*, Vol. 106, No. 2, pp. 387-435.
- (2018) "Children, Time Allocation, and Consumption Insurance," *Journal of Political Economy*, Volume 126, Number S1, pp. S73-S115.
- Chiappori, P. A., and Mazzocco, M. (2017) "Static and Intertemporal Household Decisions," *Journal of Economic Literature*, Vol. 55, No. 3, pp. 985-1045.
- Guryan J., Hurst, E. and Kearney, M. (2008) "Parental Education and Parental Time with Children," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22 (3), pp. 23-46.
- Kohara, M. (2010) "The Response of Japanese Wives' Labor Supply to Husbands' Job Loss," *Journal of Population Economics*, Vol. 23, pp. 1133-1149.
- 小原美紀 (2007) 「夫の離職と妻の労働供給」林文夫編『経済停滞の原因と制度』所収、勁草書房、pp.325-340。(第11章)
- 小原美紀・関島梢恵 (2017) 「通勤時間が夫婦の時間配分に与える影響」『経済分析』第195号、pp. 91-116.
- 小原美紀・塗師本彩 (2017) 「既婚女性の働き方と健康状態」『季刊家計経済研究』No. 114, pp. 2-14.

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科教授。最近の主な論文に "Effect of Unemployment on Infant Health" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 52, pp. 68-77 (2019, 共著)。労働経済学専攻。