

通勤時間が夫婦の時間配分に与える影響*

小原 美紀・関島 梢恵**

〈要旨〉

本研究では、通勤時間の変化が夫婦の市場労働および家事労働の供給に与える影響を分析する。分析には、公益財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」の1995年から2015年までのデータを使用する。この調査では、妻だけでなく夫の時間配分がわかる。また、市場労働時間を推定する際に重要となる勤務先の状況と、家事労働の決定を考える上で必要不可欠となる家計や世帯員の属性の双方を同時に把握できる。さらに、同一家計を追跡したパネル調査であることを利用して、観察されない個人や家族の異質性の存在を考慮できる。これらにより、通勤時間が時間配分の決定に与える純粋な影響を明らかにする。共働き世帯を対象とした分析の結果、夫と妻ともに、本人の通勤時間が長くなれば自身の市場労働時間が長くなり、家事労働時間は短くなることが示される。加えて、配偶者の通勤時間が長くなれば自分の市場労働時間を減らし、家事時間を増やすことがわかる。推計値の詳細を見ると、通勤時間の増加による配偶者の労働供給抑制効果だけでなく、妻の家事労働供給は彼女の市場労働供給と比べて非弾力的であることや、通勤時間に対する家事時間の弾力性は夫で大きいことが示される。また、夫が配偶者の通勤時間に反応して家事労働時間を変化させることは1990年代には見られておらず、2000年代に変化した日本家計の特徴であることがわかる。

JEL Classification Codes : D13, J22, R41

Keywords : 家計生産、夫婦内時間配分、市場労働時間、家事労働時間、通勤時間

* 本稿の作成に際し、内閣府における報告会においてコメントをいただいた討論者の吉岡真史席主任研究官、主査の樋口美雄、川口大司、山本勲の各教授、詳細なコメントをいただいた小野浩、児玉直美、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、新見陽子の各教授、出席者の皆様に感謝します。

**小原 美紀：大阪大学大学院国際公共政策研究科准教授、関島 梢恵：大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程

The Effect of Commuting Time on Married Couples' Time Use

By Miki KOHARA and Kozue SEKIJIMA

Abstract

This paper analyzes the effects of changes in commuting time on the market and household labor supply of wives and their husbands. We use the Japanese Panel Survey of Consumers (JPSC), conducted by the Institute for Research on Household Economics, for the period 1994–2015. This is a unique panel survey compiling the daily time allocation of both wives and husbands. In addition, it includes information on work circumstances, which are important to estimate market labor hours, and on household characteristics and the number of family members, which are essential to consider the decision on housework. The panel dataset enables us to control for unobserved heterogeneity of individuals and households and clarify the causal impact of commuting time on time allocation within the family. The results of the analysis on dual income households show that an increase in own commuting time raises the market labor hours and decreases the housework hours both for a wife and the husband. In addition, an increase in one spouse's commuting time decreases the spouse's own market labor hours and increases their housework hours. Further estimation shows that wives' market labor hours react to their own and their spouse's commuting time more than their own housework hours, and that husbands' market labor hours react to their own and their spouse's commuting time more than wives' market labor hours. This responsiveness in husbands' time allocation is a recent phenomenon in Japanese families which was not observed in the 1990s.

JEL Classification Codes: D13, J22, R41

Keywords: household production, time allocation within the household, market labor time, household production time, commuting time

1. はじめに

長時間通勤の存在は、日本人の時間配分の決定にどのような影響を与えているのだろうか。日本の特徴とされる既婚男性の家事時間の短さや、既婚女性の市場労働時間の短さは、通勤時間の長さから影響を受けているのだろうか。そもそも、日本における夫婦内での時間配分はどのように決定されているのだろうか。本研究では、通勤時間の長さに注目しながら家計内時間配分の決定要因を明らかにし、これらの疑問に答える。

家計内時間配分の決定メカニズムの解明は、家計や家族の経済学の研究分野において高い関心を集めているテーマの一つである。しかしながら、計量分析によりこのメカニズムを解明することは容易ではない。分析が困難である理由の一つは、家計内の情報とくに時間配分に関する情報が入手しにくいことにある。また、仮に時間配分の情報を入手できたとしても、時間決定には分析者には観察できない様々な要因が影響するため、各要因を識別して因果効果を抽出するのが難しいこともある。

そのような中で、さまざまな工夫が施されながら、時間配分決定の計量分析は進められてきた。比較的新しい研究として、Connelly & Kimmel (2009) は、アメリカの Time Use Survey (2003 年～2006 年) を用いて夫婦の相対賃金や労働時間、その他の生活時間といった配偶者の属性が余暇や育児の時間、家計生産に与える影響を分析している。実際の配偶者の時間配分はわからないため、配偶者の年齢や教育、人種などの情報を利用して傾向スコアマッチング等による推計を行い、妻の家事時間と夫の市場労働時間に負の関係があることや、妻の労働時間と夫の育児時間に正の関係があること、余暇時間や家事時間は配偶者間で補完的であることを明らかにしている。

日本ではとくに、「夫の家事労働時間」の決定と「妻の市場労働時間」の決定に注目した研究が多い。日本の既婚男性の家事労働時間が他国と比べて著しく短いと言われることや、既婚女性の労働時間が他国と比べて著しく短いことが背景にあるだろう。馬 (2006) は、「慶應義塾大学家計パネル調査」(2004 年～2006 年) を用いて、夫の労働時間が長いほど妻の労働時間が短いこと、そして、夫の長時間労働が夫の家事参加および妻の就業を阻害することを明らかにしている。水落 (2006) は、2001 年の「社会生活基本調査」(総務省) の都道府県データを用いて、家計の時間配分行動と父親の育児時間や育児分担の関係を分析し、父親自身の長時間労働が育児参加を阻害する可能性を指摘している。

中野 (2009) は、「職業と家庭生活に関する全国調査」(労働政策研究・研修機構) の 1991 年の個票データを用いて、二変量プロビットモデルの推定により夫の家事・育児行動と妻の就業決定の間にある同時性を考慮した下で、夫の家事・育児参加が妻の就業率を高めることを示している。同様の結果は鶴・久米 (2016) でも得られている。彼らは、「平成 26 年度 正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関する Web 調査」(経済産業研究所) の個票データを用いて、妻の就業決定に関するプロビットモデルの推定を行い、夫の家事・育児参加を内生変数とした操作変数法の分析により、夫の家事・育児時間量は妻の就業に正

で有意な影響を与えることを明らかにしている。

小葉・安岡・浦川（2009）は、「家族についての全国調査、2004」（日本家族社会学会）の個票データを用いて夫の家事育児協力の要因を分析している。男女間の労働市場における比較優位性（夫婦間賃金格差、夫婦間学歴格差）、時間制約（就業形態、夫の労働時間、夫の通勤時間）、性別役割分担意識（「仕事は男性、家庭は女性」「育児は女性」などへの同意の程度）に着目し、家事育児協力には、比較優位性が重要であることや、性別役割分担意識の強い家庭では時間制約の緩和が夫の家事育児協力を促す効果が大きいことを示している。また、育児協力については労働に関する時間制約が重要な説明要素であることが示されている。ここでは、夫の労働時間だけではなく通勤時間の長さも、夫の家事育児協力の阻害要因であることが示されている。

時間配分の決定に、通勤時間が影響を与えるかどうかは別の研究でも議論されてきた。小原（2000）は、1994年の「消費生活に関するパネル調査」（家計経済研究所）の個票データを用いて、夫の通勤時間の増加が妻の家事労働時間を増やし、市場労働時間を抑制することを示している。一方で、夫の家事労働時間は、妻の通勤時間の増加に反応していない。すなわち、夫婦間で家事労働時間の決定が異なるという結果となっている。

通勤時間が労働時間の配分に与える影響は、日本だけではなく他の先進諸国でも分析されている。Solberg & Wong（1992）は、アメリカのFamily Time Use Survey（1977年、1978年）を用いて共働き家庭の夫婦を研究し、夫と妻のどちらについても、家事時間は通勤時間が増加するにつれて下がること、同時に通勤時間の増加は夫婦ともに余暇時間を下げることで、通勤時間の増加は夫婦ともに市場労働時間を増加させることを明らかにしている。Gutierrez & Ommeren（2010）は、ドイツのSocio-Economic Panel（1997～2007年）を用いて、職場移転による外生的な通勤距離の変化に着目し、通勤距離が伸びると市場労働時間が増加することや、その影響が男性より女性で大きいことを示している。

本研究でも、通勤時間に着目し、通勤時間が夫婦それぞれの市場労働時間と家事労働時間の決定に与える影響を分析する。とくに、日本における先行研究で特徴的に見られる夫婦間の時間配分決定や、その要因の差に注目する。分析には、公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いる。この調査を用いることの利点は、第一に、夫婦それぞれの時間配分がわかることである。個人の時間配分を尋ねた調査はいくつか存在するが、夫婦それぞれの時間配分を調査したものは極めて珍しい。本研究では、既婚女性の時間配分について、配偶者の情報を考慮しながら分析する。

第二の利点は、労働状況と家庭内の状況が同時にわかることである。市場労働時間の決定には通勤時間以外にも勤務先の状況が影響している可能性が高い。一方で、家事労働時間の決定には勤務先の状況以外にも家庭の状況が影響し得る。この調査はこれらをすべて同時に把握できる特異なデータセットになっている。

第三の利点は、このような時間配分に関する情報がパネルデータとして利用できることである。時間配分の情報がパネルデータの形で入手できることは世界的にも稀である。こ

れにより、時間データは測定誤差を持ちやすいという問題に対処できる。同一個人の追跡パネルデータであることを利用して個体効果の存在を考慮した分析を行えば、個人特有の測定誤差が推定値にバイアスを与える可能性を取り除くことができる。また、先行研究も指摘する通り、時間配分の推定においては、別の時間決定が内生変数となる問題を持ちやすい。これに対しても、パネルデータを使用することで、観察できない家計や夫婦の異質性が複数の時間決定に同時に与える影響を取り除いた分析を行うことができる。

分析は共働き世帯を対象に行う。分析の結果、自分の通勤時間が長くなれば、自らの市場労働時間を長くして、家事労働時間を短くすることがわかる。加えて、配偶者の通勤時間が長くなれば自分の市場労働時間を減らし、家事時間を増やすことがわかる。これらは夫、妻ともに確認される。ただし、夫婦間あるいは時間配分間で推計値の大きさを吟味すると、通勤時間の増加による配偶者の労働供給抑制効果に加えて、妻の家事労働供給が彼女の市場労働供給と比べて非弾力的であることや、通勤時間に対する家事時間の変化の弾力性は夫で大きいことが示される。さらに、夫が配偶者の通勤時間に反応して自らの時間配分、とくに家事労働時間を変化させることは1990年代には必ずしも観察されておらず、2000年代以降に変化した傾向であることがわかる。

本研究の貢献は以下の3つである。第一に、家計内の時間配分決定という関心が高くも計量分析が難しいテーマについて、分析に最適なデータを利用しながら実態を把握していることである。先に述べた通り、家計内時間配分については、夫婦内の時間決定に関する情報が入手できるだけでなく、複数の時間決定の同時性や内生性の問題に対処することが必要となる。本研究では使用データがパネルデータとなっていることを利用した計量分析が行われる。

第二に、長時間通勤という日本の特徴を捉えて、それが家計内の最適な時間配分の決定に与える影響を分析している点である。既婚女性の市場労働時間と既婚男性の家事労働時間の決定に与える影響を分析することで、女性の市場労働参加率の低さと、男性の家事参加率の低さという日本家計の2大特徴についても言及できる。また、通勤時間の分析は、とくに2000年以降において重要である。後で見るように、2000年以降、家族世帯についても都心回帰・職住接近が見られるようになった。これらの層では通勤時間は減少したはずである。これにより、既婚女性の市場労働時間は変化したのか、あるいは既婚男性の家事労働時間は変化したのかについては、関心が持たれるところである。

第三の貢献は、得られた分析結果の新しさにある。推定結果から、本人のみならず配偶者の通勤時間に反応して、夫が家事労働時間を増減させているという実態が示される。妻の通勤時間が増えた時に夫が家事労働時間を増やすことは自明ではない。理論モデルで説明する際には、何らかの形で配偶者の通勤時間が相手の時間配分に影響するメカニズムを入れなければならない。また、配偶者にかかわる市場労働のコストが増えた時に自らの家事時間を増やすという実証結果は、「男は外、女は内で働くべき」といった価値観が強い日本のような国では観察されにくいはずである。実際、先行研究によれば、夫が妻の通勤時

間に反応して家事労働を増やすことは1990年代のデータでは観察されていない。本研究の分析結果は、日本の夫婦内時間配分に関する新しい実態を示している。

本研究の構成は以下の通りである。2章では理論モデルの枠組みと推定モデルをまとめる。3章では使用データを紹介し、推定結果を4章で示す。全体を5章でまとめる。

2. 理論モデルの枠組みと推定モデル

夫と妻の市場労働時間と家事労働時間の決定は、家計内生産モデルで説明されることが多い。夫と妻はそれぞれの時間と財を投入して家計内生産を行う。たとえば、家計内労働とは家事や育児などを指し、家計内生産物とは調理された食事や清掃された家の状態、養育された子供の状態などを指す。夫婦は一日のうち与えられた時間を市場労働、家事労働、余暇時間に分ける。ただし、市場労働には通勤時間がかかるので、「一日のうち与えられた時間」とは24時間から通勤時間を引いたものとなる。夫婦は与えられた賃金率に直面し、市場労働により所得（賃金率×労働時間）を得る。

夫婦は互いの余暇時間と家計全体の消費、家計生産物からなる家計の効用を、予算制約、家計生産関数、および二人それぞれの時間制約について最大化する。得られる最適解は、効用関数や家計生産関数を形成する選好パラメーターを所与として、通勤時間や賃金率、市場労働にかかる固定費用や非労働所得からなる関数としてかける。

単純な家計生産モデルのもとで導出される家事労働時間と市場労働時間の最適解については、比較静学により次のインプリケーションが得られる。夫婦それぞれの通勤時間の増加はどちらの家事時間にも影響しないが、余暇が正常財である限りどちらの余暇時間も減少させる。市場労働時間は通勤時間の増加分と余暇時間の減少分の相対的な大きさで決まるので、通勤時間が増えた者の市場労働時間の変化は理論的に一意には定まらない。通勤時間が変化しなかった者は、自分の時間制約は変わらないので余暇時間が減った分だけ市場労働時間は増加する。

しかしながら、モデルの設定を変えれば、通勤時間が家事時間や市場労働時間に与える影響も変わってくる。たとえば、家事労働時間から不効用を得るモデルや、通勤時間が増加すると疲労などにより家計生産の生産性が低下するモデルを描写すれば、通勤時間の増加により本人の家事時間が減ることになる。さらに、家計生産の中には回避することができない必要な生産時間があるという下限制約をモデルに取り入れるならば、通勤時間の増加が本人の家事時間を減少させると同時に、その減少を補うように相手の家事時間が増えることになる。すなわち、通勤時間は、それが変化した本人だけでなく配偶者の家事時間を変え、市場労働時間を変え得る¹。

このように、通勤時間の影響は理論的に一意に定まらない。また影響の大きさは理論モデルからはわからない。そこで計量分析を行うことで影響の方向や大きさを計測すること

¹ 通勤時間の影響に関する比較静学については小原（2000）を参照されたい。

になる。家計 i の夫 (h) と妻 (w) について、市場労働時間 (L) と家事労働時間 (H) の推定式を、

$$L_{ijt} = \beta_h^L t_{iht} + \beta_w^L t_{iwt} + \mathbf{X}_{ijt} \boldsymbol{\gamma}^L + \varepsilon_{ijt}^L$$

$$H_{ijt} = \beta_h^H t_{iht} + \beta_w^H t_{iwt} + \mathbf{X}_{ijt} \boldsymbol{\gamma}^H + \varepsilon_{ijt}^H$$

と書くとする ($j = h, w$)。ここで、 t_{iht} と t_{iwt} は夫と妻それぞれの通勤時間を指す。 \mathbf{X}_{ijt} は家計 i の個人 j に関する説明変数群を表す。 \mathbf{X} には、理論モデルにおいて予算制約や時間制約に入る通勤時間以外の制御変数 (夫と妻の賃金、非労働所得、子供の存在など労働コストを表す変数) 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 (年齢や学歴、職場環境など) が含まれる。

ε_{ijt}^L と ε_{ijt}^H は誤差項であり、それぞれ、 $\varepsilon_{ijt}^K = \mu_{ij}^K + u_{ijt}^K$ と書くとする (便宜上、 K は労働時間 L か、家事時間 H とする)。誤差項の第二項は $u_{ijt}^K \sim iid(0, \sigma_u^2)$ であり、 $E(u_{ijt}^K | \mathbf{X}) = 0$ と仮定する。誤差項の第一項 μ_{ij}^K は観察できない家計 i の個人 j の個体効果を表す。この項の存在は個人の時間配分を分析する際に重要な部分となる。たとえば、市場労働時間 (や家事労働時間) は市場労働に対する意欲の高い人や、職場での勤労に高い価値を置いている人で長くなる (家事労働時間は短くなる) と考えられる。しかしながらこれらは変数として観察されないことが多い。問題はこれらが通勤時間などの説明変数と相関する可能性が高いことである。たとえば労働意欲の高い人は通勤時間が長くても長時間働く可能性がある。このとき、通勤時間が労働時間を長くしているわけではないのに両者に関係があるように見えてしまう。通勤時間と労働時間に因果効果はないにもかかわらず、正の相関が現れてしまう。このような個人の異質性をコントロールするためにパネル分析を行う。すなわち、非確率変数と仮定して固定効果モデルによる推定、あるいは、 μ_{ij}^K を確率変数として、 $\mu_{ij}^K \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ 、 $E(\mu_{ij}^K | X) = 0$ 、 $E(\mu_{ij}^K u_{ijt}^K | X) = 0$ を仮定した変量効果モデルによる推定を行う。

本論文で注目するパラメータは β で、夫の通勤時間が自分の市場労働時間 (あるいは家事労働時間) に影響していなければ $\beta_h^L = 0$ となり、妻の通勤時間が自分の市場労働時間 (あるいは家事労働時間) に影響していなければ $\beta_w^L = 0$ となる。通勤時間は一見変化しないように思われるかもしれないが、次節で見るように、多くの分析対象者が前年から 10 分から 30 分以内の通勤時間の変化を経験している。通勤時間は、たとえば、交通網や交通手段が変わることで変化すると考えられる。鉄道の廃止、地下鉄の開通、バス路線の変更、高速道路の開通・閉鎖、自動車の利用可能性の変化などが背景にあるかもしれない。これらは頻繁に変化するわけではないが、工事による迂回や普段使っている交通網が一時的に利用不可能になること、時刻表の変更などは頻繁に起こる。通勤時間は、また、勤務先事業所の変更や移転によっても変化する。近隣市町村にある店舗や支店、営業所に配属が変わったといったことはよく聞かれることである。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。

同時に、通勤時間は居住地選択や職場選択によっても変わる。これらは自らの選択であり、通勤時間の変化の背景が転居や転職であれば、時間配分の推定において通勤時間が内生変数となる問題が生じてしまう。たとえば、長時間働きたい人が職場の近くに転居したり、夫の労働時間が長いために妻が通勤時間の短い勤務先に転職したりするような場合、通勤時間が労働時間に与える純粋な影響を捉えられない。しかしながら、後で見るように、引越しや転職は頻繁に起こるわけではない。本研究の推定では、夫と妻の時間配分の決定に影響する観察できる要因を共変量として落とさないようにコントロールし、かつ、観察されない要因を誤差項として捉えた上で、残された通勤時間の部分は外生変数と考える。ただし、引越しや転職による通勤時間の変化である可能性はゼロではないので、以下で示す推定では、推定値が引越しや転職による通勤時間の変化の内生性の問題によりバイアスを受けていないかどうかについても確認する。

モデルの特定化についてはいくつかの留意点がある。第一に、既婚女性では市場労働時間がゼロの者が存在する。このことはとくに日本家計に当てはまる。市場労働時間がゼロの点に張り付いていることや、市場労働時間がゼロの者とそうでない者において家事労働時間が乖離している可能性（家事労働時間についてもある点で切断されている可能性）があることは、推定モデルを複雑にする。そもそも、市場労働時間がゼロの者は、そうでない者と行動要因が大きく異なる可能性もあり、同じ特定化のモデルでは分析できないかもしれない。そこで、以下の分析では、市場労働時間が夫と妻ともに正の者に限定する。働いていない妻や夫の分析については今後の課題としたい。

モデルの特定化に関する第二の留意点は、市場労働 L と家事労働 H の同時決定の可能性についてである。同時決定の場合、たとえば H の推定の説明変数に L を取り入れ、 L に操作変数を使ったパネル操作変数法による推定が考えられる。結果の節でも述べるが、今回は十分に良い操作変数を見つけることができなかつたため、操作変数法による分析結果は示さない。

類似の留意点として、第三に、固定効果モデルや変量効果モデルの推定だけでは、通勤時間が内生変数となる問題は解決できていない可能性がある。これについても操作変数法を利用することが考えられるが、通勤時間を説明する十分な操作変数が見つからなかつたためこの論文では行っていない。ただし、先にも述べた通り、市場労働時間は必ずしも自分で選択できる変数ではなく外生変数として扱う研究も多い。通勤時間についてはなおさらで、居住地と勤務先は簡単に変えられないものとして外生変数と扱われる場合がほとんどである。本研究の分析は、先行研究の多くと類似の仮定を置いた下で行っている、あるいは、複数の時間決定が互いに内生変数となる問題があるとしても、家計の異質性の存在をパネル分析により処理していると解釈されたい。

3. 使用データ

本研究は、公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(Japanese Panel Survey of Consumers; 以下 JPSC) の個票データを使う。JPSC は 1993 年に 24 歳～34 歳の女性を対象として調査を開始し、ほぼ 5 年毎に新たな対象者 (24 歳～28、29 歳) を加えられながら毎年調査されている。分析には 1995 年から 2015 年までのパネルデータを用いる。ただし、同じ推定モデルで行動を描写できる者として、共働きで同居している夫婦にサンプルを限定する。

この調査を用いると、回答者である妻とその夫の市場労働時間や家事時間、通勤時間がわかる。JPSC は夫婦それぞれについて、ふだんの平日と休日の生活時間の内訳を訊ねている。平日の行動のうち、「仕事」を労働時間、「家事・育児」を家事時間、「通勤・通学」を通勤時間として利用する。推定には各変数の対数値をとる。

時間配分の回答については 2 つの留意点がある。一つ目に、本研究では、休日 (しごとのない日) の時間配分は考慮に入れない。男性の家事については休日にまとめて行われることもあり平日 (しごとのある日) の分析だけでは完全ではないかもしれない。しかしながら、日常的に必要な家事は休日にまとめてできないものも多い。また、夫と妻どちらにとっても 1 日は 24 時間であり、労働時間の決定を考える際には、しごとがある 1 日の時間制約を考えることが重要である。

二つ目に、JPSC の回答者は妻であり、夫の時間配分についても回答者は妻である。夫の時間配分を妻が回答していることについては、回答の精度が低いと批判されることが多い。しかしながら、本研究では、パネル分析により回答者の特徴を取り除いた分析をするので、推定値にはバイアスはいかからないと考えられる。夫の家事時間について過少に回答する妻が存在したとしても、同じ妻である限りそのような回答の特徴はどの調査年についても同じように現れるため、パネル分析により取り除かれる。

通勤時間以外の説明変数として、夫と妻の就業状況や世帯状況をコントロールする。就業状況については、職場の規模と業種、賃金に関する変数を夫婦双方について以下のように作成して入れる。まず職場の規模は、勤め先の会社全体の従業員数を回答した 8 段階のカテゴリ変数を利用する。1 が「1～4 人」、2 が「5～9 人」、3 が「10～29 人」、4 が「30～39 人」、5 が「100～499 人」、6 が「500～999 人」、7 が「1000 人以上」、8 が「官公庁」となっており、数字が大きくなるにつれて規模が大きくなる。次に、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)、第 3 次産業ダミー (卸売・小売業、金融・保険・不動産業、運輸・通信業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業、公務) を作成し、第 3 次産業を基準にして第 1 次産業ダミーと第 2 次産業ダミーを入れる。さらに、調査月の前月 (9 月) の手取り収入 (収入総額から税金、社会保険料などを差し引いた額) を用いて、時間当たり賃金をコントロールする。これは、通常週の労働時間をカテゴリで尋ねた回答を使って、各カテゴリの階級値を 4 倍することで

1 ヶ月間の労働時間を作成し、収入をこの労働時間で割ったものである。推定にはその対数をとったものを1年ずつずらして使い、前年の時間当たり賃金をコントロールしている。

世帯状況に関しては、夫の年齢と夫と妻の教育年数の対数値、長子が就学しているかどうかを表すダミー変数、夫や妻の親と同居しているかどうかを表すダミー変数を入れて、世帯属性をコントロールする。夫と妻の年齢は相関が高いため、夫の年齢のみを入れて多重共線性の問題を回避している。また、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加える。

これらの説明変数は、先行研究の多くで使われているものに準拠している。賃金を加えるかどうかは判断が難しいが、教育年数などでは捉えられない労働生産性の差も存在するため、明示的に取り入れる。なお、ここでの推定対象は共働き世帯であるので、賃金が観察できない女性は存在しない。よって潜在的な賃金を推定するといった推定賃金は用いない。また世帯消費は、各世帯にとって、時間配分と同時に決める選択変数であり、外生変数として説明変数に取り入れるのは適切でないかもしれないが、世帯の豊かさをコントロールするものとして説明変数に取り入れる。これについては結果の解釈でも述べるが、次節で見る通り、ほとんどの推定において消費支出のパラメータは統計的に有意にはならず、取り入れなくても結果は大きく変わらない。

前年の数値を含め、全ての変数を推定で使えるのは1995年以降のデータである。そのため1995年～2015年の非バランスパネルを分析する。無回答や桁あふれの回答を除くと、観測数は、最大1443世帯8511となる。被説明変数を変えて行う各推定での観測数は、結果表の下部に記載する。表1は妻の市場労働時間を被説明変数とした推定サンプルでの記述統計を示している。

分析結果を示す前に、日本の通勤時間の傾向と変遷について、マクロデータも使いながら整理しておきたい。政府の大規模標本調査である「社会生活基本調査」(総務省)によると、日本の有業女性の通勤時間は、1991年から2011年にかけて20代後半と40代で推移が大きく異なる。20代は2000年以降に通勤時間が減少し、40代では通勤時間が増加している。これは、20代の多くはフルタイム労働者であるのに対して40代の半数以上がパートタイム労働者であるという日本の女性労働の異なる特徴を捉えているためだと考えられる。20代女性に代表されるフルタイム労働者は2000年代に入り通勤時間が減少し、40代女性に代表されるパートタイム労働者は2000年代に通勤時間が増加していることが示唆されている。2000年以降、中心市街地活性化政策や、都市部の住宅市街地整備が進められた。これにより、とくに共働き世帯の都心回帰が見られるようになったと言われる。20代後半の通勤時間の減少はフルタイム労働者での職住接近を示していると思われる。

推定標本における各時間の回答値の統計は表2の通りである。妻の平均通勤時間は42分、夫の平均通勤時間は66分であり、先に見た「社会生活基本調査」によるマクロ統計の平均値とほぼ同じである。ところで、JPSCにより、通勤時間の前年からの変化を見ると、推定標本のうち約半数が前年から通勤時間は変化していない。言い換えれば、残りの半数

は通勤時間の変化を経験している。具体的には、30分未満の変化を経験した妻が約35%、夫が約25%存在している。通勤時間が変化した背景を確認したのが表3である。JPSCはパネル調査であり、前年から調査年までの間に個人や世帯が経験した出来事を尋ねた質問項目がある。この情報を用いて、通勤時間が10分以上変化した世帯に起こった出来事を見ると、通勤時間が変化した背景として大きい理由は、転職、事業所の移転、引越しとなっている。

表1. 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
妻市場労働時間対数値	5.9678	0.5371	0	6.9847
夫市場労働時間対数値	6.3569	0.4633	0	7.2724
妻家事時間対数値	5.3270	0.8362	0	7.0901
夫家事時間対数値	1.9571	2.0922	0	6.5793
妻余暇時間対数値	6.5660	0.1991	4.094345	7.1546
夫余暇時間対数値	6.5714	0.3568	0	7.2724
妻通勤時間対数値	3.3114	1.0929	0	5.9402
夫通勤時間対数値	3.7833	1.1267	0	6.1738
夫勤務先従業員規模	4.7061	2.1331	1	8
夫第1次産業	0.0136	0.1160	0	1
夫第2次産業	0.4020	0.4903	0	1
夫第3次産業	0.5842	0.4929	0	1
夫賃金	2.7778	0.4212	0.1278	5.1180
妻勤務先従業員規模	4.5541	2.1968	1	8
妻第1次産業	0.0086	0.0922	0	1
妻第2次産業	0.1697	0.3754	0	1
妻第3次産業	0.8212	0.3832	0	1
妻賃金	2.3433	0.4325	0	5.1279
世帯人員数	4.2478	1.4897	2	12
夫年齢対数値	3.7108	0.1861	3.1781	4.2047
夫教育年数対数値	2.5813	0.1720	2.1972	2.8904
妻教育年数対数値	2.5777	0.1200	2.1972	2.8904
長子就学	0.7262	0.4459	0	1
親と同居	0.3152	0.4646	0	1
世帯総消費対数値	5.4690	0.4530	1.3863	6.9048

注. 推定標本として、共働きで同居している夫婦に限定した場合の記述統計。観測数は8511。

表2. 夫と妻の通勤時間

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
妻市場労働時間(平日・分)	421.1315	126.8068	0	1080
夫市場労働時間(平日・分)	601.3289	127.3418	0	1440
妻家事時間(平日・分)	252.6918	136.8493	0	1200
夫家事時間(平日・分)	37.1343	60.95538	0	720
妻余暇時間(平日・分)	724.0736	137.3573	60	1280
夫余暇時間(平日・分)	735.4565	132.9154	0	1440
妻通勤時間(平日・分)	42.10316	37.07609	0	380
夫通勤時間(平日・分)	66.08037	51.26673	0	480

注. 表1と同じ標本を使用。

表3. 通勤時間が前年から10分以上変化した者が経験した出来事

	妻の通勤時間が前年と比べて10分以上				夫の通勤時間が前年と比べて10分以上			
	変化したケース (約3000)		変化しなかったケース (約3400)		変化したケース (約3200)		変化しなかったケース (約3200)	
	世帯数	変化あり世帯中 の割合	世帯数	変化なし世 帯中の割合	世帯数	変化あり世 帯中の割合	世帯数	変化なし世 帯中の割合
(1) 引越しをした	153	5.10%	88	2.61%	152	4.74%	89	2.81%
(2) 事業所が移転した	143	5.60%	56	1.77%	221	7.48%	103	3.38%
(2) 転勤をした	58	2.39%	17	0.60%	42	1.65%	33	1.22%
(3) 転職をした	346	11.53%	133	3.95%	278	8.67%	201	6.35%

3節で述べた通り、転居や転職が通勤時間の変化の理由であれば、通勤時間が内生変数となる問題が生じる。しかしながら、一番大きな理由である転職でも、約10%しか存在していない。このことは、通勤時間の変化が、転職や転勤といった個人の選択によるもの以外で生じている可能性を示唆している²。それ以外の理由とは何であろうか。交通網の変化、工事、交通機関の時刻表の変更による通勤時間の変化などが考えられる。国土交通省による「都市鉄道の整備：都市鉄道の現状」報告によると、2001年以降、ほぼ毎年、いずれかの鉄道・地下鉄路線が延伸開通されている。同省の「道路・開通情報」を見ると、平成28年の1年だけでも関東で47件、近畿で385件の道路やバイパスの開通変更が報告されている。通勤時間の変化は、本人の選択の結果とは考えにくい勤務先（事業所）の変更や、交通手段に係る変更により生じた外生的なものであると考えられる。

もう一度、表2に戻り、推定サンプルが示す通勤時間以外の時間配分についても見てみると、家事時間は妻で圧倒的に長く、約4時間となっている。夫の家事時間は約37分である。「社会生活基本調査」（総務省）によると、2011年における平日の家事時間の平均は、30代の有業・有配偶女性で4時間半程度、40代の有業・有配偶女性で4時間程度であり、30代男性で30分、40代男性で16分程度となっている。JPSCの標本における妻の家事時間はマクロ統計に極めて近く、夫についても大きく違わない。JPSCは妻が回答者であるため夫の家事時間が過少に評価されているのではないかと思われがちであるが、実際にはマクロ統計に極めて近く、少なくとも男性（夫）の家事労働が過小に評価されていることはない。

表2において、市場労働時間は妻で約7時間、夫で約10時間となっている。「社会生活基本調査」によると、2011年における平日の市場労働時間は30代、40代の有業・有配偶女性で5時間半程度、同男性で10時間弱となっている。女性について、推定サンプルが示す市場労働時間が長いのは、分析対象を推定対象期間中に共働きであった家計に限定しているためであろう。パートタイム労働者も含まれているが、継続して共働きであることを条件にすると、妻の労働意識の高い女性が過度に含まれているかもしれない。この点については、結果を解釈する際に注意したい。

² もちろん、10%は無視できる数字ではない。次節の推定では、転勤や転職を除いたサンプルでも推定を行い頑健性を確認する。

4. 推定結果

4-1. 主要結果

表4は、夫婦の通勤時間がそれぞれの市場労働時間に与える影響を分析した結果である。(1)欄で妻の市場労働時間に与える影響を見ると、夫婦それぞれの通勤時間の影響の符号は固定効果モデルと変量効果モデルで同じであり、統計的な有意性も変わらない。また、最後の行に示す通り Wu-Hausman 検定の結果は変量効果モデルの特定化の妥当性を棄却している。(2)欄で夫の市場労働時間の推定結果を見ても、Wu-Hausman 検定結果は固定効果モデルを支持している。そこで、以下では、固定効果モデルに注目して推定結果を解釈する。

表4(1)の左欄で固定効果モデルの推定結果を見ると、妻は自分の通勤時間が1%長くなると、市場労働時間を0.19%増やす(時間の変数はすべて対数をとったものである)。一方、夫の通勤時間が1%長くなると、妻は自分の市場労働時間を約0.05%減少させる。これらはともに1%の有意水準で有意となっている。(2)の左欄で固定効果モデルの推定結果を見ると、夫は自分の通勤時間が1%長くなると、市場労働時間を0.20%増やす。一方、妻の通勤時間が1%長くなると、夫は自分の市場労働時間を0.06%減少させる。これらはともに1%の有意水準で有意となっている。

表5は、夫婦の通勤時間がそれぞれの家事労働時間に与える影響を分析した結果である。(1)欄における妻の家事労働時間の推定でも、(2)欄における夫の家事労働時間の推定でも、固定効果モデルと変量効果モデルによる夫婦それぞれの通勤時間の推計値の大きさはほぼ同じであり、統計的な有意性も変わらない。また、Wu-Hausman 検定の結果は固定効果モデルの特定化を支持している。そこで、家事労働時間についても固定効果モデルの推定結果に注目して解釈する。

表5(1)の左側に示す固定効果モデルの推定結果によると、妻は自分の通勤時間が1%長くなると、家事労働時間を0.07%減らす。夫の通勤時間が1%長くなったときには、家事労働時間を0.07%増やす。これに対して、(2)の左側に示す固定効果モデルの推定結果によると、夫は自分の通勤時間が1%長くなると家事労働時間を0.21%減らし、妻の通勤時間が1%長くなったときには、家事労働時間を0.14%増やす。

表6は、余暇時間に与える影響を分析した結果である。これまで通り、(1)欄に妻、(2)欄に夫の推定結果を示している。妻は自分の通勤時間が1%長くなると0.03%余暇時間を削り、夫は自分の通勤時間が1%長くなると0.04%余暇時間を削っている。これらはともに1%の有意水準で確認される。配偶者の通勤時間の影響の推定値は極めて小さく、10%の有意水準では有意となっていない。

以上の結果は、共変量として、夫や妻の勤務先の状況、それぞれの学歴や年齢などの個人属性、子供の就学状況や親との同居、消費水準などの世帯属性をコントロールした上で得られたものである。表4・5・6の結果は、また、観察されない個人や家族の属性をパネル推定により取り除いた上で得られる結果である。すなわち、夫婦の市場労働時間や家事

労働時間に与える観察される個人属性や家族属性をコントロールし、観察されない個人・家族属性の存在により通勤時間が内生変数となる可能性を取り除いたとしても、通勤時間は夫婦の時間決定を左右すると言える。

表4. 市場労働時間の決定

		被説明変数: 市場労働時間(対数値)			
		(1) 妻		(2) 夫	
		FE	RE	FE	RE
通勤時間					
	夫通勤時間対数値	-0.0463*** (0.0109)	-0.0665*** (0.00699)	0.203*** (0.0408)	0.0671*** (0.00526)
	妻通勤時間対数値	0.192*** (0.0325)	0.200*** (0.00669)	-0.0572*** (0.0129)	-0.0384*** (0.00546)
夫の就業状況					
	夫勤務先従業員規模	0.00663 (0.00730)	-0.00264 (0.00494)	-0.00514 (0.00738)	0.000890 (0.00273)
	夫第1次産業	-0.105 (0.0975)	0.0497 (0.0795)	-0.0729 (0.0575)	0.0432 (0.0462)
	夫第2次産業	0.0338 (0.0284)	2.67e-05 (0.0197)	-0.0282 (0.0337)	-0.0128 (0.0106)
	賃金	0.0307 (0.0191)	-0.00173 (0.0160)	-0.0111 (0.0158)	-0.0939*** (0.0136)
妻の就業状況					
	妻勤務先従業員規模	0.00532 (0.00510)	0.00968*** (0.00367)	0.00209 (0.00412)	0.00318 (0.00253)
	妻第1次産業	-0.139 (0.224)	-0.0347 (0.0828)	-0.0708 (0.0730)	0.0921 (0.0580)
	妻第2次産業	0.0966*** (0.0302)	0.0913*** (0.0218)	-0.0282 (0.0375)	0.0267** (0.0136)
	賃金	-0.0267 (0.0375)	-0.0208 (0.0166)	0.00521 (0.0161)	0.0124 (0.0129)
世帯状況					
	世帯人員数	-0.0420*** (0.00987)	-0.0310*** (0.00674)	-0.00235 (0.00808)	0.00220 (0.00487)
	夫年齢対数値	0.884* (0.468)	0.201*** (0.0687)	-0.291 (0.451)	-0.00317 (0.0350)
	夫教育年数対数値		-0.229** (0.0908)		0.267*** (0.0346)
	妻教育年数対数値		0.0547 (0.123)		-0.0780 (0.0504)
	長子就学	0.0385 (0.0302)	0.0356* (0.0185)	-0.000344 (0.0278)	-0.0168 (0.0154)
	親と同居	0.0835*** (0.0258)	0.0974*** (0.0228)	-0.0195 (0.0244)	-0.0104 (0.0139)
	世帯総消費対数値	0.0534*** (0.0175)	0.0518*** (0.0132)	0.0242* (0.0133)	0.0423*** (0.0121)
定数項		2.180 (1.613)	5.062*** (0.387)	6.779*** (1.482)	5.760*** (0.174)
F検定(定数項以外のパラメータ=0)		4.46***		2.27***	
F検定(個体効果=0)		5.7***		1.58***	
決定係数		0.07		0.02	
Wald検定(定数項以外のパラメータ=0)		1124.14***		323.36***	
B-P LM Test(個体による誤差の分散=0)		2245.40***		0.00	
Wu-Hausman検定(変数効果モデルの特定化が正しい)		120.80***		300.51***	

注. 観測数は8511。年ダミーを入れてコントロールしている。

通勤時間以外の変数についても結果を簡単にまとめておく。表4の市場労働時間の推定において固定効果モデルで10%の有意水準で有意になっている変数を見ると、夫の賃金が高いほど、世帯人員数が多いほど、長子が就学しているほど、消費水準が高いほど妻の市場

表5. 家事労働時間の決定

		被説明変数: 家事労働時間(対数値)			
		(1) 妻		(2) 夫	
		FE	RE	FE	RE
通勤時間	夫通勤時間対数値	0.0720*** (0.0217)	0.0748*** (0.0109)	-0.206*** (0.0419)	-0.202*** (0.0254)
	妻通勤時間対数値	-0.0743*** (0.0192)	-0.0921*** (0.0106)	0.141*** (0.0356)	0.155*** (0.0245)
夫の就業状況	夫勤務先従業員規模	-0.00978 (0.0135)	-0.0136* (0.00700)	-0.0338 (0.0318)	-0.0262 (0.0171)
	夫第1次産業	0.222 (0.135)	0.0976 (0.115)	-0.0866 (0.294)	-0.190 (0.278)
	夫第2次産業	-0.0170 (0.0498)	-0.00412 (0.0278)	0.182 (0.157)	0.0788 (0.0681)
	賃金	0.0158 (0.0331)	0.0533** (0.0258)	0.131* (0.0787)	0.129** (0.0589)
妻の就業状況	妻勤務先従業員規模	-0.0107 (0.00743)	-0.0136** (0.00564)	0.0133 (0.0171)	0.0350*** (0.0132)
	妻第1次産業	0.207 (0.128)	-0.188 (0.123)	0.520 (0.550)	-0.231 (0.292)
	妻第2次産業	-0.0607 (0.0531)	-0.0509 (0.0327)	0.111 (0.132)	0.148* (0.0777)
	賃金	-0.0571 (0.0357)	-0.0956*** (0.0263)	0.0629 (0.0739)	0.216*** (0.0607)
世帯状況	世帯人員数	0.128*** (0.0184)	0.154*** (0.0104)	0.266*** (0.0377)	0.277*** (0.0243)
	夫年齢対数値	1.472 (0.902)	-0.579*** (0.0886)	-2.071 (1.946)	-2.180*** (0.225)
	夫教育年数対数値		0.201* (0.109)		-0.249 (0.287)
	妻教育年数対数値		-0.142 (0.149)		0.501 (0.392)
	長子就学	-0.0678 (0.0429)	0.0455 (0.0295)	-0.411*** (0.104)	-0.432*** (0.0676)
	親と同居	-0.256*** (0.0548)	-0.314*** (0.0339)	-0.414*** (0.127)	-0.467*** (0.0810)
	世帯総消費対数値	-0.0325 (0.0297)	-0.00306 (0.0216)	-0.0502 (0.0630)	-0.0870* (0.0489)
	定数項	0.389 (3.020)	7.029*** (0.479)	8.561 (6.548)	7.964*** (1.242)
F検定(定数項以外のパラメータ=0)		4.66***		4.71***	
F検定(個体効果=0)		4.15***		6.52***	
決定係数		0.01		0.11	
Wald検定(定数項以外のパラメータ=0)		556.56***		482.70***	
B-P LM Test(個体による誤差の分散=0)		4090.08***		7421.81***	
Wu-Hausman検定(変量効果モデルの特定化が正しい)		85.81***		73.31***	

注. 観測数は8511。年ダミーを入れてコントロールしている。

労働時間が長いことがわかる。夫が第1次産業に従事している場合や年齢が高い場合、消費水準が低い場合には夫の市場労働時間は短い。表5の家事労働の推定において10%の有意水準で有意になっている変数を見ると、妻の賃金が高く、夫の年齢が高いほど妻の家事

表6. 余暇時間の決定

		被説明変数: 余暇時間(対数値)			
		(1) 妻		(2) 夫	
		FE	RE	FE	RE
通勤時間					
	夫通勤時間対数値	-0.00494 (0.00392)	-0.000452 (0.00249)	-0.0449*** (0.00746)	-0.0399*** (0.00454)
	妻通勤時間対数値	-0.0307*** (0.00392)	-0.0304*** (0.00240)	0.0102 (0.00662)	0.00888** (0.00441)
夫の就業状況					
	夫勤務先従業員規模	-0.00434 (0.00268)	-8.53e-05 (0.00170)	-0.00274 (0.00367)	-0.0106*** (0.00294)
	夫第1次産業	0.0466 (0.0411)	0.0177 (0.0275)	0.0635* (0.0334)	0.0275 (0.0482)
	夫第2次産業	-0.0113 (0.0123)	0.00452 (0.00676)	-0.00583 (0.0114)	0.0243** (0.0117)
	賃金	0.00372 (0.00680)	0.0124** (0.00576)	0.0271* (0.0158)	0.0408*** (0.0107)
妻の就業状況					
	妻勤務先従業員規模	-0.00130 (0.00190)	-0.00292** (0.00130)	0.00130 (0.00232)	0.000664 (0.00235)
	妻第1次産業	-0.0403 (0.0271)	-0.00486 (0.0289)	0.0686* (0.0397)	0.0148 (0.0513)
	妻第2次産業	-0.0258** (0.0116)	-0.0232*** (0.00766)	0.00313 (0.0114)	0.00939 (0.0137)
	賃金	-0.00506 (0.00787)	-0.0136** (0.00595)	-0.0124 (0.00845)	-0.0113 (0.0109)
世帯状況					
	世帯人員数	-0.0178*** (0.00399)	-0.0266*** (0.00239)	-0.00802 (0.00564)	-0.00774* (0.00432)
	夫年齢対数値	-0.194 (0.185)	0.134*** (0.0226)	-0.00847 (0.243)	0.101*** (0.0375)
	夫教育年数対数値		0.0478* (0.0290)		-0.0708 (0.0464)
	妻教育年数対数値		-0.125*** (0.0396)		-0.0286 (0.0637)
	長子就学	0.0166 (0.0108)	0.0135** (0.00662)	0.0247** (0.0102)	0.0255** (0.0122)
	親と同居	0.0280** (0.0125)	0.0365*** (0.00799)	0.00434 (0.0130)	0.0188 (0.0142)
	世帯総消費対数値	-0.0158*** (0.00555)	-0.0215*** (0.00477)	-0.0318*** (0.0110)	-0.0355*** (0.00893)
定数項		7.501*** (0.629)	6.595*** (0.125)	6.916*** (0.835)	6.786*** (0.204)
F検定(定数項以外のパラメータ=0)		4.07***		6.95***	
F検定(個体効果=0)		6.13***		5.41***	
決定係数		0.01		0.02	
Wald検定(定数項以外のパラメータ=0)		455.88***		231.75***	
B-P LM Test(個体による誤差の分散=0)		5666.69***		13336.54***	
Wu-Hausman検定(変量効果モデルの特定化が正しい)		83.92***		45.92	

注. 観測数は8511。年ダミーを入れてコントロールしている。

労働時間は短い。同時に、世帯人員数が少なく、就学児童や同居の親がいるほど妻の家事時間は短い。世帯人員数や就学児童・同居の親の存在が家事労働決定に与える影響は夫についても同じ結果である。表6の余暇時間の決定では、世帯人員数が多いほど、妻個人の余暇時間は短くなる。ただし、親と同居しているほど、妻個人の余暇時間は長くなる。このことは、同居の親が家事負担をしていることを示唆している。同居の親が夫婦の家事を代替してくれることで、親と同居していない場合よりも、余暇時間を確保できている可能性がある。実際に、表5では、親と同居する場合に妻と夫両方の家事時間が短くなっている。言い換えれば、親と同居していない女性は、自らの余暇を短くして家事を行っている。

特記すべき点として、夫の家事労働時間の推定において、夫や妻の賃金率の係数が正となっていることが挙げられる。賃金率の正の係数は変量効果モデルでは10%の有意水準で有意となっている。通常、賃金率の高さは、家事労働（や余暇）の機会費用の高さを意味するため、家事労働時間を減少させるはずである。ただし、賃金率の高さが効用関数（余暇や消費への満足度）や家事生産関数の形状に影響するのであれば、家事労働時間の推計において賃金率の高さは負となるとは限らない。ここで得られた正の係数は、賃金率が高い有配偶男性ほど余暇よりも家計生産に対する選好を持つ可能性や、家事生産性が高い可能性を示唆しているのかもしれない。

ここで、もう一度、表4、5、6で得られた結果を整理しておこう。表7は通勤時間の推計値だけを取り出して影響をまとめたものである。本人の通勤時間が長くなれば、夫と妻それぞれの市場労働時間が長くなり、家事労働時間は短くなる。このとき、夫も妻も自分の余暇時間が短くなる。配偶者の通勤時間が長くなれば自分の市場労働時間は短くなり、家事時間は長くなる。なお、配偶者の通勤時間が余暇時間に与える影響はほぼ0であり、10%の有意水準で有意な結果にはならなかった。

表7. 通勤時間1%増加の影響（表4～6の固定効果モデルでの通勤時間の係数の再掲）

	市場労働時間の変化		家事労働時間の変化		余暇時間の変化	
	夫 (平均601分)	妻 (平均421分)	夫 (平均37分)	妻 (平均253分)	夫 (平均735分)	妻 (平均724分)
本人の通勤時間 1%の増加	+	+	-	-	-	-
	0.20%	0.19%	-0.21%	-0.08%	-0.04%	-0.03%
配偶者の通勤時 間1%の増加	-	-	+	+	(+)	(-)
	-0.06%	-0.05%	0.14%	0.07%	(0.01%)	(-0.005%)

注. 10%の有意水準で有意となっていない結果（配偶者の通勤時間が余暇時間に与える影響）については（ ）を付けて示している。

得られた結果の頑健性を確かめておきたい。繰り返し述べている通り、通勤時間の変化が転居や転職によるものであれば、時間配分の推定において通勤時間が内生変数となる問

題が大きくなる。そこで、転居経験のない夫婦にサンプルを限定してこれまでと同じ推定を行った。その結果、市場労働、家事労働、余暇のすべての時間について、推定値は非常に近く、また統計的な有意性も変わらないことがわかった。つぎに、転職経験のないサンプルに限定した推定を行ったが、ここでも推定値は大きく変わらず、統計的有意性とそのインプリケーションは全く同じであった³。

以上の結果は次のように説明される。理論モデルの枠組みで簡単に触れたように、通勤時間が長くなると家計生産の生産性が落ちるとすれば、自分の通勤時間が長くなると家事労働時間は減少する。ここで、家事はある程度までは必ず夫と妻で時間を投入して行わなければならない（一定時間未満にはできず、市場でサービスを購入することもできない家事労働が存在する）とすると、通勤時間が変化しなかった方が家事労働時間を補完する形で増やす。さらに、通勤時間が長くなった方は、通勤時間が増加した以上に家事と余暇の時間を減少させ、市場労働時間を増やす。通勤時間は市場労働に付随して発生する時間コストであるため、通勤時間が長くなった方が市場労働時間を増やした方がよい。これに対して、通勤時間が変化しなかった方は、補完的に家事時間を増やした方がよい。このとき、彼（彼女）は家事時間を増やしたほどには余暇時間を減らさず、市場労働時間を減らす。

推定モデルの定式化については、再検討の余地があるかもしれない。計量分析では、理論モデルの予算制約や時間制約に入る制御変数、夫婦の効用を形成する選好パラメーターを誤差項に落とさないように慎重に説明変数に取り入れた。また、家計内の個人のデータに基づいた計量分析を行う時にしばしば問題となる、観察されない家族や個人の異質性による内生性の問題に対処するためパネル分析を行った。しかしながら、モデルの説明で述べた通り、市場労働時間や家事時間の同時決定の考慮はできていないかもしれない。これらの同時決定モデルを推定するために、操作変数を使うことで市場労働時間を内生変数とした家事労働時間の決定モデルの分析も試みたが、残念ながら1段階目の推定をサポートする十分な操作変数は見つからなかった。また、通勤時間が内生変数となる問題も依然として残っているかもしれない。これについても操作変数法の採用が考えられるが、通勤時間を説明する十分な操作変数が見つからなかった。これらについては今後の課題としたい⁴。

4-2. 結果のインプリケーション

表7の結果からいくつかの興味深い示唆が得られる。第一に、日本でも通勤時間の増加は配偶者の労働時間を減少させる。このことは夫についても妻についても当てはまり、配偶者の通勤時間に反応して（配偶者の家事労働時間の減少を補完するために）自らの市場

³ これらの結果の詳細については筆者に求められたい。

⁴ 操作変数としては、夫（妻）の市場労働時間について、県別の有配偶男性（女性）の平均労働時間を、家事労働時間について、県別の有配偶男性（女性）の平均家事労働時間を使ったり、勤務先の育児休暇制度の有無を使うことを試みた。しかしながら内生変数の動きを十分うまく説明できなかった。また、説明変数の消費支出についても内生変数となっている可能性はある（余暇選択と消費選択は同時決定である）が、これについては1年前の同月の消費水準を操作変数とした推定を行っても結果は大きく変わらない。ここでの消費水準は、家計の豊かさ（資産）を捉えるものとして説明変数に取り入れている。

労働を減少させるという「通勤時間の長時間化による配偶者の労働供給抑制効果」が存在する。

第二に、妻について見ると、通勤時間の増加に対する家事労働時間の反応は、彼女の市場労働時間の反応よりも大幅に小さく、非弾力的であると言える。妻の通勤時間の増加に対する本人の市場労働時間の増加は 0.19% であり、夫の通勤時間の増加に対する妻の市場労働時間の減少は 0.05% である。これらに対して、家事時間の反応を見ると、本人の通勤時間の増加に対する妻の家事時間の減少は 0.08% であり、夫の通勤時間の増加に対する妻の家事時間の増加は 0.07% となっている。通勤時間の 1% の増加による市場労働時間の変化は、本人であれ配偶者であれ、夫と妻でほぼ同じであるのに対して、本人の通勤時間増に対する妻の家事時間の反応は夫の 0.38 倍、配偶者の通勤時間増に対する妻の家事時間の反応は夫の 0.5 倍となっている。妻の家事労働供給の反応は市場労働供給と比べて反応しにくい、すなわち、「妻の家事労働時間の非弾力性」が指摘される。

第三に、本人や配偶者の通勤時間の増加が、家事労働時間の変化に与える影響の弾力性、すなわち、通勤時間 1% の増加に対して家事労働時間は何% 変化するかは、夫の方が妻よりも大きい。本人の通勤時間の 1% の増加は、妻の家事時間を 0.08%、夫の家事時間を 0.21% 減少させる。配偶者の通勤時間の 1% の増加は、妻の家事時間を 0.07%、夫の家事時間を 0.14% 増加させる。夫の家事時間の通勤時間に対する弾力性は大きいと言える。

最後に示した「夫の家事時間の通勤時間に対する弾力性が大きい」ことは、必ずしも、通勤時間の変化が各労働時間を変化させる「変化幅」が夫で大きいことを意味しない。なぜなら、夫の家事時間は平均的に短いため、仮に 0.14% 増加したとしてもその増加分は大きくないと予想されるからである。これを見るために、パーセント変化（弾力性）ではなく、分を単位にした影響の大きさを確認してみよう。表 8 は、夫婦それぞれの通勤時間が 10 分増えた時に、それぞれの時間が何分変化するかを計算した結果である。値は、表 4、5、6 のパーセント変化（表 4、5、6 の通勤時間の係数）と、各時間の平均時間に基づき計算した。たとえば、夫の通勤時間の 10 分の増加は夫の平均通勤時間の 15.133% にあたる。この 15.133% の増加は、夫の市場労働時間を $0.20 \times 15.133\% = 3.072\%$ 増加させる。この 3.072% は夫の平均市場労働時間（601.3 分）で考えれば、 $0.03072 \times 601.3 = 18.473$ 分増加させると言える。

表 8 でも、先にみた「通勤時間の増加による配偶者の労働供給抑制効果」が確認される。配偶者の通勤時間が 10 分増加すると夫の市場労働時間は 8.17 分、妻の市場労働時間は 2.95 分減少する。表 8 はまた、先に見た「通勤時間の変化に対する妻の家事労働供給の反応は市場労働供給の反応と比べて非弾力的」であることも示している。妻は自分の通勤時間が 10 分長くなると市場労働を 19.20 分増加させ、夫の通勤時間が 10 分長くなると市場労働時間を 2.95 分減少させる。これに対して、妻の家事労働時間は、本人の通勤時間が 10 分長くなっても 4.46 分しか減らない。夫の通勤時間の 10 分の増加に対しては家事労働時間を 2.75 分しか増やさない。このように、妻の家事時間は通勤時間の変化に対して反応しにく

い。日本の場合、妻の家事時間は極めて長いので、家事時間を増やす程度が小さいのは当然かもしれないが、市場労働時間が20分以上長くなる時に、家事労働時間が5分弱しか減らないという具合に、減らす時にも反応が小さくなっている。この背景に何があるのかはこの分析ではわからない。女性が家事を減らしたくないという選好があるとか、女性は家事をすべきであるという価値観が強くて家事を減らせない、男性にはできない家事が存在しているなどが理由なのかもしれない。

表8で夫の家事時間の変化を見ると、妻の通勤時間10分の増加に対して、夫は1.24分家事を増加させている。表7で見た通り、夫の家事時間の方が、配偶者の通勤時間の変化に対して弾力的ではあるが、もともとの家事時間が短いため、変化分で見るとさほど大きくない。ただし、夫の通勤時間の10分の増加に対する妻の家事時間の変化も2.75分に過ぎず、夫の家事時間の変化が小さすぎるという批判は妥当ではないだろう。ここでは、配偶者の通勤時間に対して、妻だけでなく夫も反応しているということを強調しておきたい。

なお、本研究の分析対象は共働き世帯に限定されていることに注意が必要である。夫婦がそれぞれ互いの通勤時間に同じように反応するという結果や、夫が家事労働時間を柔軟に変化させるという結果は、共働き世帯に限られたものかもしれない。社会全体を見れば、夫の通勤時間が長いために働くことを断念している妻も存在している。通勤時間の長さが妻の市場労働参加に与える影響の検証については、今後の分析課題として残されている。

表8. 通勤時間10分増加の影響

	市場労働時間の変化		家事労働時間の変化		余暇時間の変化	
	夫 (平均601分)	妻 (平均421分)	夫 (平均37分)	妻 (平均253分)	夫 (平均735分)	妻 (平均724分)
夫の通勤時間 10分の増加 (夫の平均通勤時間66.08分)	18.47分	▲2.95分	▲1.16分	2.75分	▲5.00分	---
妻の通勤時間 10分の増加 (妻の平均通勤時間42.10分)	▲8.17分	19.20分	1.24分	▲4.46分	---	▲5.28分

注. 表4、5、6の通勤時間の係数および市場労働・家事労働時間・余暇時間の平均時間に基づき計算したものである。夫の通勤時間の10分の増加は、夫の平均通勤時間(66.08分)の15.133%、妻の通勤時間の10分の増加は、妻の平均通勤時間(42.10分)の23.751%にあたる。表4、5、6および7で見た通り、配偶者の通勤時間が余暇時間に与える影響については、10%の有意水準で有意ではなかったため、ここでは0と考え、計算していない。

4-3. 現代日本における通勤時間の影響の特徴

以上で見てきた通勤時間に対する日本の家計の反応は、1990年代から2010年代にかけて変化してきたのであろうか。表9は、これまでの推定を1995年～2000年までと、2001年～2015年に分けて推定した結果を示している。1990年代と2000年代を比較すると、配偶者の通勤時間の変化に対する反応が、2000年代に入り夫婦で似た傾向を持つようになったことがわかる。たとえば、(i)において90年代の固定効果モデルの結果を見ると、妻は夫の通勤時間が1%増加した時に0.09%市場労働時間を短くして、0.04%家事労働時間を長くしていた（ただし後者については10%の有意水準で有意ではない）。これに対して夫は妻の通勤時間の増加について0.01%市場労働時間を短くして、0.02%家事労働時間を長くしていた（ただしどちらも10%の有意水準では有意でない）。このように、1990年代は、妻は夫の通勤時間に対して反応していたが、夫は反応していなかった。

続いて、(ii)において2000年代を見ると、夫も妻も、配偶者の通勤時間の増加に対して、市場労働時間を0.2%程度減少させ、家事労働時間を増加させている。2001年以降、夫も妻と同様に、配偶者の通勤時間の増加に対して自らの市場労働時間を減らし、家事時間を増やすようになったと言える。1990年代に、夫の家事時間は通勤時間に反応していなかったことは小原（2000）でも示されていた。そこでは、1994年のJPSC調査を用いて夫の家事時間の推定を行っており、通勤時間の推定値はゼロに近く統計的に有意ではなかった。本研究で得られた、夫の家事時間が配偶者の通勤時間に反応して変化するという結果は、2000年代以降に見られるようになったと言える。

最後に、通勤時間に対する夫婦の反応が、世帯属性によって異なるかどうかについて言及しておきたい。ここで注目するのは、子供がいるかどうかである。子供の存在により、時間配分の様子が異なると考えるのは自然であろう。表10は子供の有無別に推定を行った結果である。(i)欄の子供有りグループと、(ii)欄の子供無しグループで結果を比較すると、通勤時間に対する夫婦の時間配分の反応が大きく異なることがわかる。具体的に言うと、子供がいない世帯では、夫婦どちらの市場労働時間も家事労働時間も、自分や配偶者の通勤時間に対して反応していない。ただし、自分の通勤時間が増加した時には、余暇時間を減らし、市場労働時間を長くすることで、家事時間を減らす（妻の家事時間については統計的に有意な結果にはなっていない）。本研究の主要結果であった表4、5、6の結果（表7、8に整理した結果）は、子供のいる家計で見られるものであると言える⁵。

⁵ 繰り返しになるが、本研究の分析対象は共働き世帯であることに注意が必要である。ここで得られた結果—夫婦がともに、本人のみならず配偶者の通勤時間の増加に対しても市場労働時間を減らして家事時間を増やすこと—は、子供のいる共働き世帯で観察されるものに過ぎないかもしれない。今後さらなる分析が必要である。

表9. 年代別推定

	(i) 1995年—2000年				(ii) 2001年—2015年				
	(1) 妻		(2) 夫		(3) 妻		(4) 夫		
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
パネルA. 被説明変数: 市場労働時間(対数値)									
夫通勤時間対数値	-0.0851**	-0.0993***	0.0462	0.0392***	-0.0423***	-0.0646***	0.230***	0.0987***	
	(0.0412)	(0.0148)	(0.0704)	(0.0109)	(0.0114)	(0.00792)	(0.0499)	(0.00690)	
妻通勤時間対数値	0.189*	0.187***	-0.0117	-0.0270***	0.210***	0.218***	-0.0594***	-0.0493***	
	(0.107)	(0.0139)	(0.0270)	(0.0104)	(0.0354)	(0.00774)	(0.0145)	(0.00707)	
観測数	1491	1491	1491	1491	7080	7080	7080	7080	
Wu-Hausman検定	39.04***		29.55**		118.36***		312.03***		
パネルB. 被説明変数: 家事労働時間(対数値)									
夫通勤時間対数値	0.0399	0.0832***	-0.0462	-0.181***	0.0943***	0.0813***	-0.236***	-0.230***	
	(0.0344)	(0.0297)	(0.0930)	(0.0651)	(0.0269)	(0.0115)	(0.0487)	(0.0275)	
妻通勤時間対数値	0.0139	-0.0348	0.0218	0.117*	-0.0811***	-0.105***	0.154***	0.167***	
	(0.0514)	(0.0279)	(0.0664)	(0.0606)	(0.0201)	(0.0114)	(0.0389)	(0.0270)	
観測数	1491	1491	1491	1491	7080	7080	7080	7080	
Wu-Hausman検定	28.11*		24.79		101.32***		68.72***		
パネルC. 被説明変数: 余暇時間(対数値)									
夫通勤時間対数値	0.000390	-0.000521	-0.0445***	-0.0525***	-0.00357	0.00216	-0.0371***	-0.0346***	
	(0.00761)	(0.00571)	(0.0129)	(0.00557)	(0.00505)	(0.00305)	(0.0117)	(0.00537)	
妻通勤時間対数値	-0.0294***	-0.0379***	-0.00235	0.00389	-0.0318***	-0.0301***	0.00990	0.00758	
	(0.00752)	(0.00531)	(0.00662)	(0.00517)	(0.00479)	(0.00302)	(0.0101)	(0.00534)	
観測数	1491	1491	1491	1491	7080	7080	7080	7080	
Wu-Hausman検定	38.85***		35.84***		71.60***		51.39***		

注. パネルAは市場労働時間の推定結果であり表4と同じ共変量を、パネルBは家事労働時間の推定結果であり表5と同じ共変量を、パネルCは余暇時間の推定結果であり表6と同じ共変量を用いている。

表 10. 子どもの有無別推定

	(i) 子ども有り夫婦		(ii) 子ども無し夫婦	
	FE	RE	FE	RE
パネルA. 被説明変数: 市場労働時間(対数値)				
夫通勤時間対数値	-0.0492*** (0.0114)	-0.0679*** (0.00780)	0.192*** (0.0442)	0.0623*** (0.00580)
妻通勤時間対数値	0.185*** (0.0349)	0.204*** (0.00745)	-0.0602*** (0.0147)	-0.0383*** (0.00610)
観測数	7375	7375	7375	7375
Wu-Hausman検定	-412.56	288.28***	89.00***	181.26***
パネルB. 被説明変数: 家事労働時間(対数値)				
夫通勤時間対数値	0.0689*** (0.0227)	0.0728*** (0.0106)	-0.227*** (0.0444)	-0.223*** (0.0271)
妻通勤時間対数値	-0.0762*** (0.0196)	-0.0907*** (0.0104)	0.181*** (0.0374)	0.190*** (0.0263)
観測数	7375	7375	7375	7375
Wu-Hausman検定	71.34***	133.15***	72.72***	30.39
パネルC. 被説明変数: 余暇時間(対数値)				
夫通勤時間対数値	-0.00106 (0.00466)	0.00246 (0.00300)	-0.0353*** (0.0102)	-0.0352*** (0.00471)
妻通勤時間対数値	-0.0282*** (0.00416)	-0.0279*** (0.00292)	0.00879 (0.00913)	0.00823* (0.00477)
観測数	7375	7375	7375	7375
Wu-Hausman検定	55.57**	13.92	58.94***	92.34***
FE				
RE				
(3) 妻				
(4) 夫				

注. パネルAは市場労働時間の推定結果であり表4と同じ共変量を、パネルBは家事労働時間の推定結果であり表5と同じ共変量を、パネルCは余暇時間の推定結果であり表6と同じ共変量を用いている。

5. おわりに

本研究では、通勤時間の変化が夫婦の市場労働および家事労働の供給に与える影響を分析してきた。分析には、公益財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」の1995年から2015年までのデータを使用した。この調査では、妻だけでなく夫の時間配分（とくに平日における市場労働時間と家事労働時間の配分）がわかる。加えて、夫と妻それぞれの勤務先の状況も知ることができる。さらに、家事時間の決定を考える上で必要不可欠となる家計や世帯員の属性とその変化も把握できる。

分析には、家計生産に関する理論モデルで制御変数とされる夫婦や家族の属性をできる限り説明変数としてコントロールするように注意した。また、個人の時間配分の決定を計量分析する際に必ず議論される、観察されない個人や家族の属性の存在により説明変数が内生変数となる問題に対処するために、パネルデータを利用して個人の異質性が推定結果にバイアスを与える可能性を取り除きながら推定した。これにより、クロスセクションの時間データを用いた分析でしばしば批判される測定誤差の問題にも対処していた。このようにデータの利点を活かして、通勤時間と時間配分の間にある見せかけの相関を排除した分析を行った。

分析は共働き世帯に限定して行われた。その結果、本人の通勤時間が長くなれば夫婦それぞれが市場労働時間を増やして、家事労働時間を減らすことや、配偶者の通勤時間が長くなれば自分の市場労働時間を減らし、家事時間を増やすことがわかった。推計値をさらに吟味すると、通勤時間の増加による配偶者の労働供給抑制効果だけでなく、妻の家事労働供給が彼女の市場労働供給と比べて非弾力的であることや、通勤時間に対する家事時間の変化の弾力性は夫で大きいことが示された。最後の点については、とくに、妻の通勤時間の増加に対して夫の家事労働時間が増加することが注目された。この傾向は1990年代には観察されていなかった。2000年代に入り、妻と同じように、夫が配偶者の通勤時間に反応して家事時間を変化させるようになったと言える。

日本の通勤時間は他の先進諸国と比べて顕著に長いとされる。本研究で得られた分析結果によれば、長時間通勤は自らの市場労働供給を助長し、家事労働供給を抑制してしまう。長時間通勤は、さらに、配偶者の市場労働供給を抑制する原因ともなる。これに対して、近年は日本でも、とくにフルタイム労働者において通勤時間が短縮化した可能性があると言われている。本研究の分析結果によれば、通勤時間の短縮化は、妻の市場労働を喚起させる効果を持つ。このとき、妻の家事労働時間は減少し、夫が補完的に家事労働時間を増加させると考えられる。近年の職住接近が、共働き世帯の夫婦間の市場労働時間や家事労働時間のバランス確保につながった可能性がある。

残された課題は3つある。一つ目に、分析を共働き夫婦以外に拡張する必要がある。社会には、夫の通勤時間が長いために市場労働参加自体を諦めている既婚女性も存在している。今後は、妻の働くかどうかの決定も取り入れた分析が必要であろう。また、妻の働き

方については、フルタイム・パートタイム労働者、正規・非正規労働者などが混在している。働き方は多くのもので変化しないので、パネル分析により影響は取り除かれていると考えられるが、より厳密な分析のためには、働き方の変化に注目することも必要だろう。二つ目に、労働時間や残業時間に関する制度変更が時間配分に与えた影響を明らかにすることも必要だろう。働き方改革は社会的にも注目が集まる重要課題である。制度変更による労働環境の変化が夫婦の時間配分に与えた影響を明らかにすることが求められている。三つ目に、計量分析上の課題として、通勤時間の内生性の考慮や、市場労働と家事労働時間の同時決定の考慮などにより、結果の頑健性について確認する必要があるだろう。

参考文献

- Bloemen, H. G., & Stancanelli, E. G. F. (2014). Market hours, household work, child care, and wage rates of partners: an empirical analysis. *Review of Economics of the Household*, 12(1), 51-81.
- Connelly, R., & Kimmel, J. (2009). Spousal influences on parents' non-market time choices. *Review of Economics of the Household*, 7(4), 361-394.
- Gimenez-Nadal and Molina (2016). *Journal of Regional Science*, 56(2), 332-59.
- Gutierrez-i-Puigarnau, E., Mulalic, I., & van Ommeren, J. N. (2016). Do rich households live farther away from their workplaces? *Journal of Economic Geography*, 16(1), 177-201.
- Gutierrez-i-Puigarnau, E., & van Ommeren, J. N. (2010). Labour supply and commuting. *Journal of Urban Economics*, 68(1), 82-89.
- Ignacio Gimenez-Nadal, J., & Alberto Molina, J. (2016). COMMUTING TIME AND HOUSEHOLD RESPONSIBILITIES: EVIDENCE USING PROPENSITY SCORE MATCHING. *Journal of Regional Science*, 56(2), 332-359.
- Solberg, E. J., & Wong, D. C. (1992). FAMILY TIME USE - LEISURE, HOME PRODUCTION, MARKET WORK, AND WORK RELATED TRAVEL. *Journal of Human Resources*, 27(3), 485-510.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫（2009）「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』第44巻4号、447-459頁。
- 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』476号、33-45頁。
- 鶴 光太郎・久米 功一（2016）「夫の家事・育児参加と妻の就業決定—夫の働き方と役割分担意識を考慮した実証分析」RIETI Discussion Paper Series 16-J-010.
- 中川まり（2009）「共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加」『人間文化創成科学論叢』第12巻、305-313頁。
- 中野あい（2009）「夫の家事・育児参加と妻の行動：同時決定バイアスを考慮した分析」『日

本統計学会誌』第30巻第1号、121～1135頁.

馬欣欣（2006）世帯の生活時間と生活格差に関するパネルデータの分析－夫の労働時間が妻の就業および家計時間配分に与える影響」KUMQRP Discussion Paper Series DP2006-26.

水落正明（2006）「家計の時間配分行動と父親の育児参加」『季刊社会保障研究』Autumn 149-164.

労働政策研究・研修機構（2015）「夫の家事分担比率が妻の労働参加に与える影響」資料シリーズNo.160『労働力需給の推計のための基礎研究－「社会生活基本調査」を用いたマイクロデータ分析－』.