

## 結婚が家計の労働供給に与える影響\*

湯川志保\*\*

### <要旨>

本稿は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「慶應義塾家計パネル調査」を用いて、結婚が家計の労働供給に与える影響について分析をおこなった。分析の結果から、個人の観察されない時間一定の効果をコントロールしたとしても、結婚は男性の労働時間に対して正の、女性の労働時間に関して負の影響を与えることが示された。この結果を踏まえ、さらに本稿では、結婚による労働時間の変化が、Beckerの分業仮説と整合的であるかを確認するために、比較優位の代理変数として夫婦間の学歴差を用いて分析を行った。分析の結果、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方がそうでない夫婦に比べて、結婚による男性の労働時間の増加は大きい、その差は有意ではないことが示された。一方、女性に関しては、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方が同学歴の夫婦に比べて、結婚による女性の労働時間の減少が大きく、その差は有意であることが示された。さらに、夫婦間の学歴差が、既婚男性の妻の労働時間や就業に与える影響についても分析をおこなった結果、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方が妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦に比べて、妻の労働時間は少なく、就業しない傾向にあることが明らかになった。これは、学歴差の大きい夫婦ほど女性が家庭内労働に特化していることが考えられ、Beckerの分業仮説と整合的である。また、これらの結果から、結婚による家計の時間配分の調整が主に妻の時間配分の変化を通じて行われていることが示唆される。

JEL Classification Codes : J12, J22

Keywords : 結婚、家計の労働供給、家庭内分業

---

\* 本稿は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「慶應義塾家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。本稿は、慶應義塾大学パネル調査共同拠点の平成24年度研究活動報告書を大幅に加筆修正したものである。本稿の作成過程では、樋口美雄教授、赤林英夫教授、石川正史教授、大野由香子准教授、岡澤亮允准教授、川口章教授、坂本和靖准教授、敷島千鶴教授、鈴木拓准教授、瀬古美喜教授、鶴光太郎教授、比津貴行氏、山本勲教授から貴重なコメントを頂戴した。また、本誌の匿名査読者の方々とGCOE演習講義の参加者の皆様、日本経済学会2013年度春季大会参加者の皆様からからも大変有益なコメントを頂いた。心から感謝申し上げる。なお、本研究は、科学研究助成事業若手研究B(課題番号15K17056)の助成を受けた。厚くお礼申し上げる。本稿に関する一切の誤りは筆者が全ての責任を負うものである。

\*\*湯川志保：帝京大学経済学部講師

## The Effect of Marriage on Household Labor Supply

By Shiho YUKAWA

### Abstract

In this paper, I examine the effect of marriage on household labor supply, using Keio Household Panel Survey conducted by Panel Data Research Center at Keio University. As the result of the analysis, I found out that marriage has positive effect on male labor supply and negative effect on female labor supply even if we controlled time-invariant unobservable individual effects. Based on this result, I made analysis on difference in education level between husband and wife as a proxy for the comparative advantage in the job market to examine whether the change of working hours after marriage is consistent to household division of labor as theorized by Becker or not. The result shows that husbands with education level higher than their wives increase their working hours after marriage more than other couples but this difference isn't statistically significant. On the other hand, wives with education level lower than their husbands decrease their working hours after marriage more than wives with education level equal to their husbands and this difference is statistically significant. Also, as the result of the analysis over the effect of difference in education level between husbands and wives on married men's wives' hours of works and working status, I found out that wives with education level lower than husbands have less working hours than those of wives with education level higher than their husbands. These results might show that the greater is difference of education level, the more are wives specialized in housework, which is consistent with Becker's theory. Also, these results indicate that adjustment of household time allocation after marriage is mainly through wives' change of time allocation.

JEL Classification Codes : J12, J22

Keywords : Marriage, Household Labor Supply, Household Division of Labor

## 1. はじめに

本稿では、結婚によって家計の労働供給がどのように変化するかについて分析を行う。結婚は家計の労働供給にどのような影響を与えるのだろうか。結婚に関する経済学的分析の先駆的な研究として Becker の研究があげられる。Becker (1991) は、結婚を、異なる能力・生産性をもつ経済主体の統合と考え、夫婦間で能力に違いがある場合には、夫婦が家庭内で分業を行うことで、結婚によって家計の厚生が増加する余地が生まれると考えた。具体的には、夫が賃金労働に、妻が家事労働にそれぞれ比較優位を持つ場合、男性が市場労働に専念し、女性は家事労働に専念することで、結婚は夫婦に便益をもたらすという考えである。Becker の分業仮説に従うと、結婚が家計の労働供給に与える影響は、夫婦間での比較優位の程度に依存すると考えられる。仮に男女間で市場労働と家事労働の比較優位に大きな違いがないカップルが結婚した場合、結婚による労働供給の変化はほとんど観察されないはずであり、また女性の方が賃金労働に比較優位を持つ夫婦においては、結婚によって夫の労働供給が減少するという結果が予測される。そこで、本稿では、(1) Becker の分業仮説を検証するにあたり、重要な判断項目となる結婚後の男性の労働時間の変化や家事時間の変化、女性のそれらについて変化が観察されるかを確認したうえで、(2) それらの結果を総合して、Becker の分業仮説と整合的な結果であるかを議論する。

結婚が家計の労働供給に与える影響が分業仮説と整合的であるかを確認するために、分業仮説から導かれる以下の2つの仮説について検証する。1つは、結婚が労働供給に与える影響は、夫婦間の比較優位の差が大きいほど大きいという仮説である。本稿では、夫婦間の学歴差によって、結婚が労働供給に与える影響が異なるかどうかを検証する。使用するデータは、既婚男性（女性）の妻（夫）の結婚前の所得についての情報を含んでいないため、夫婦間の比較優位の差を正確に推定することは難しいが、学歴差を比較優位の差の代理変数とみなし、能力の差と結婚が男性の労働時間に与える影響の関係について調べる。分業仮説が正しければ、夫の学歴の方が妻の学歴よりも高い夫婦の方が、結婚によって男性の労働供給が大きく増加すると考えられる。2つめは、結婚後の妻の労働時間と就業状態が学歴差によって異なるかについて検証をおこなう。男性の方が賃金労働に関する比較優位が十分大きい家計では、妻は結婚後労働市場から退出し、夫婦間で市場労働と家事労働の完全分業が実現されると考えられる。一方、男性の方が賃金労働に関する比較優位が小さい家計では、結婚後も妻は労働市場にとどまると考えられ、夫も家事労働の一部を分担すると考えられる。したがって、分業仮説が正しければ、夫の学歴が妻の学歴よりも高いと、結婚後、妻の労働供給は減少すると考えられる。本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「慶應義塾家計パネル調査」を用いて、以上の2つの仮説を検証することで、結婚と家計の労働供給の関係が、分業仮説によって説明できるかどうかを確認する。これらの分析に加えて、家事時間に与える影響についても分析を行うことで、分業仮説の整合性についても確認を行う。

本稿から得られた結果を事前に述べると、結婚後に男性は労働時間を有意に約 158 時間増加させる。また、結婚の効果は夫婦間の学歴差によって異なり、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の男性の結婚による労働時間の増加は、約 219 時間で、その他の夫婦の男性に比べて、結婚による労働時間の増加が大きい傾向にあることが確認されたが、その差は有意ではない。また、家事時間については、OLS と変量効果モデルの結果から、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の男性の方がその他の夫婦の男性よりも年家事時間が有意に短いことが示された。しかし、個人固有の要因をコントロールした固定効果モデルでは、どの学歴差についても結婚は家事時間に有意な影響をあたえていないし、夫婦の学歴差による家事時間の差も有意ではない。以上の結果は、Becker の分業仮説を積極的に支持しない結果であるといえる。しかし、夫の方が妻よりも学歴が高い夫婦の妻は、妻の学歴が夫の学歴より高い夫婦の妻と比べて、結婚後の年労働時間が平均的に約 163 時間有意に少なく、労働参加率も低く、年家事時間は、約 93 時間長い傾向にあることが示された。これは、学歴差の大きい夫婦ほど女性が家庭内労働に特化していることが考えられ、Becker の分業仮説と整合的である。以上の結果から、結婚が家計の労働時間配分に与える影響は、夫婦間の学歴差によって異なるが、男性の労働供給については有意な差は得られないことが示された。これは、結婚による分業が主に女性の時間配分の調整を通じて行われていることを示唆している。

さらに、分業は家計の労働供給量に影響を与えるだけでなく、夫婦が、それぞれ市場労働、家事労働に特化することによって男性の生産性を上昇させるかもしれない<sup>1</sup>。結婚の生産性に対する影響を明らかにするために、結婚が賃金や所得に与える影響について分析を行った結果、男性の賃金は結婚前後で変化しないが、所得は増加することが示された。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、2 章で先行研究を概観する。3 章では、理論仮説を提示し、4 章では、推定方法とデータの説明を行う。5 章では、推定結果を、6 章では、結論を述べる。

## 2. 先行研究

結婚と女性の労働成果に関する研究は、多く存在する (Neumark and Korenman 1994、川口 2001、2005、Loughran and Zissimopoulos 2009 等)。Neumark and Korenman (1994) は、National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) を用いて、結婚が黒人女性と白人女性の賃金に与える影響について分析を行っている。黒人女性に関しては、結婚が賃金に有意な影響を与えていないことが示された。一方、白人女性に関しては、結婚の内生性を考慮したモデルで分析を行った場合、結婚は有意に賃金を増加させることが示された。Loughran and Zissimopoulos (2009) は、NLSY のデータを用いて、結婚が女性の賃金に与える影響につ

<sup>1</sup>例えば、家事労働から解放された男性労働者は off the job training に時間を割くことで生産性の増加を実現するかもしれないし、あるいは on the job training の効果が大きい場合には、分業による労働時間の上昇自体が生産性の増加をもたらすと考えられる。

いて固定効果モデルで分析を行っている。分析の結果、結婚は、女性の賃金を減少させることが示された。結婚と女性の賃金に関する日本の研究として、川口（2001）と川口（2005）があげられる。川口（2001）では、財団法人（公益財団法人）家計経済研究所が実施する「消費生活に関するパネル調査」の1年分のデータ（1997年）を用いて、結婚が女性の賃金に与える影響について自己選択バイアスを考慮したモデルで分析を行っている。分析の結果、結婚は、女性の賃金に有意な影響を与えないが、結婚期間が長くなるにつれ、女性の賃金が有意に低くなることを示した。しかし、経験年数や勤続年数、雇用形態等をコントロールすると、結婚期間が賃金に有意な影響を与えないことが確認された。川口（2005）は、財団法人（現：公益財団法人）家計経済研究所が実施する「消費生活に関するパネル調査」の1993年から2000年までの8年分のデータを用いて、結婚が女性の賃金に与える影響について個人固有の要因をコントロールすることが可能なパネル分析を行った。分析の結果、個人固有の要因をコントロールしたうえで結婚が女性の賃金に負の影響を与えることが示されたが、勤続年数や経験年数等をコントロールすると賃金に有意な影響を与えないことが確認された。

一方、結婚と男性の労働成果に関する研究は、賃金については研究の蓄積があるものの、労働供給については、あまり分析が行われてこなかった。男性の労働供給について分析を行っている数少ない先行研究として、Lundberg and Rose（2002）とChoi et al.（2008）が存在する。Lundberg and Rose（2002）では、結婚がアメリカ人男性の賃金と労働供給に与える影響を固定効果モデルで分析し、結婚がアメリカ人男性の労働時間を増加させることを示した。ドイツ人男性の結婚と労働時間の関係について固定効果モデルを用いて分析を行ったChoi et al.（2008）でも、結婚がドイツ人男性の労働時間を増加させることが確認されている。このように、アメリカやドイツでは、個人固有の要因をコントロールした上でも結婚が男性の労働時間を増加させることが明らかになっている。これらの結果は、結婚によって分業が促進されたことを反映しているのかもしれない。本稿でも、同様の分析を行い、結婚が日本人男性の労働時間を増加させるのかを確認する。

結婚が男性の賃金に与える影響について分析した多くの研究は、結婚が男性の賃金を上昇させることを確認している（Korenman and Neumark 1991, Hersch and Stratton 2000）。しかし、Gray（1997）は、1976年から1980年の期間では、男性の結婚プレミアムが観察されるが、1989年から1993年の期間では男性の結婚プレミアムが消滅していることをダミー変数による定式化で観察されない個人固有の要因をコントロールした分析において確認している。さらに、Lundberg and Rose（2002）では、結婚が男性の賃金に与える影響は、若い世代で減少するが、労働時間は、若い世代で増加することを示しており、これは、結婚によって賃金が上昇しないため、労働時間を増加させることで、所得を得ようとしていることを反映しているのかもしれない。そこで、本稿では、労働時間と賃金の分析に加えて、所得についても分析を行い、この点について考察する。日本における結婚と男性の労働成果の研究としては、川口（2005）と佐藤（2013）が存在する。川口（2005）では、財団法人（現：

公益財団法人) 家計経済研究所が実施する「消費生活に関するパネル調査」を使用し、結婚期間が男性の賃金に与える影響を分析している。分析の結果、結婚期間が長いと男性の賃金が高いことを確認している。しかしながら、「消費生活に関するパネル調査」は、既婚男性のサンプルしか存在しないために、結婚自体が男性労働者に与える影響について分析できないという課題が残っていた。これに対して、佐藤 (2013) では、本稿と同じく未婚男性のサンプルも存在する「慶應義塾家計パネル調査」を用いて、結婚と男性の賃金の関係について分析を行い、日本では結婚による男性の賃金の上昇が観察されないことを確認している。このように、結婚が男性の賃金に与える影響を分析した研究は存在するが、日本において結婚と男性の労働供給を分析した先行研究は筆者の知る限り存在しない。

上述したとおり、結婚が家計の労働成果について影響を与えることを示した研究が存在する一方、性別役割意識が家計の労働供給や家事・育児時間といった時間配分に影響を与えることを指摘した研究も存在する。藤野 (2002) では、生命保険文化センターが実施した「夫婦の生活意識に関する調査」を用いて、夫の性別役割分業意識が既婚女性の就業に与える影響を分析している。「妻が家事・育児に専念する」ことに夫が肯定的な考えを持つことや、「夫が主たる収入を得てくるべきである」と夫が考えることは、妻の正規就業に負の影響を与えることが確認された。また、水落 (2010) では、財団法人 (現: 公益財団法人) 家計経済研究所が実施した「現代核家族調査」を用いて、性別役割分業意識に関する項目が妻の就業に与える影響について分析している。夫と妻それぞれについてすべての性別役割分業意識に関する項目を加えた推定では、「母親が育児に専念するべき」という考えに反対の場合、妻の正規就業と非正規就業の両方に正の影響を与えることが示された。小葉他 (2009) では、夫の家事育児参加の規程要因について分析を行い、性別役割分業意識は、夫の家事育児参加に負の影響を与えることを確認している。さらに、鶴・久米 (2016) では、独立行政法人経済産業研究所が実施した「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」のデータを用いて、夫の家事育児参加が妻の就業に与える影響について両者の内生性を考慮した分析を行っている。操作変数の一つとして、夫の性別役割分業意識を用いている。夫の性別役割分業意識は夫の家事育児参加に有意に負の影響を与えることが確認されるとともに、夫の家事育児参加は妻の就業確率を有意に高めることが性別役割分業意識を操作変数として用いた分析から明らかになった。このように、性別役割分業意識は、女性の就業や夫の家事育児参加に影響を与えていることから、本稿で分析している家計の労働供給に影響を与えることも十分に考えられる。しかしながら、「慶應義塾家計パネル調査」には、性別役割分業意識に関する質問項目が存在しないため、性別役割分業意識に関する変数を加えた分析を行うことができない。この点は、本稿の限界のひとつである。このような限界を踏まえつつ、本稿では、結婚が家計の労働供給に与える影響に注目して分析を行う。特に、夫婦間の学歴差の違いによって家計の労働供給が異なるかを検証することで、Becker (1991) の分業仮説と整合的であるかを検証する。さらに、結婚と賃金、所得に与える影響についても分析を行うことで、分業が生産性の上昇につな

がっているのかについても検証する。

### 3. 理論仮説

Becker (1991) によると、結婚は市場労働と家事労働について異なる比較優位をもつ経済主体の統合であると考えることができ、結婚によって夫婦はそれぞれ比較優位をもつ活動により多くの時間を投入することでそれぞれが独立に活動するよりも、高い生産を達成することができる。特に、男性が女性より市場労働に比較優位を持つ場合には、結婚によって男性は家事労働を女性に任せてより多くの時間を市場労働に投入することが予測される。したがって、結婚は男性の労働供給に正の効果を与えられと考えられる。また、結婚による夫婦間分業の促進によって、夫婦がそれぞれの比較優位のある活動へ特化することを通じて、結婚は家計の生産性を上昇させるかもしれない。さらに、男性が市場労働に比較優位を持つ場合、男性が市場労働に多くの時間を投入することで、人的資本が蓄積され、生産性が上昇する。生産性の上昇が大きい場合、結婚は男性労働者の賃金に正の影響を与えられと考えられる。本稿では、以上のような結婚による家庭内分業が実現しているかどうかを検証するために、(1) その際に重要な判断項目となる結婚後の男性の労働時間の変化や家事時間の変化、女性のそれらについて変化が観察されるかを確認したうえで、(2) それらの結果を総合して、Becker の分業仮説と整合的な結果であるかを議論する。特に、結婚による労働供給の変化が、分業によるものであるかを精緻に検証するために、夫婦間の学歴の差が結婚の効果とどのように関係しているかを確認する。学歴差が夫婦間の比較優位の差を反映している<sup>2</sup>と考えるならば、学歴差の大きい夫婦ほど結婚が労働供給に与える効果は大きいはずである。また、労働供給だけでなく、家事時間の分析も行うことで Becker の分業仮説と整合的なかを再確認するとともに、結婚が男性の賃金率や所得に与える影響についても分析を行うことで、分業によって、男性の生産性が上昇しているかについても検証する。

## 4. 推定方法とデータ

### 4.1 推定方法

本稿では、OLS およびパネルデータの特性を利用して変量効果モデルと固定効果モデルの両方を用いて、結婚が家計の労働時間と家事時間、男性の賃金、所得に与える影響を分析する。特に、結婚が男性の労働時間に与える影響に注目して分析を行う。ベンチマーク

<sup>2</sup> 小葉他 (2009) では、夫婦の家事時間の比率と夫婦の賃金比率が負の相関にある理論モデルを提示するとともに、男女間の市場労働の比較優位の指標の一つとして夫婦間の学歴差を用いて、夫の家事育児参加に与える影響を分析しており、夫婦の学歴差を夫婦の賃金率と同列に考えていることが示唆される。以上のことから、本稿でも比較優位の代理変数として夫婦の学歴差を用いる。詳しい理論モデルについては、小葉他 (2009) を参照のこと。

モデルとして、以下のモデルを推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Marriage}_{it} + \alpha_i + \gamma' X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

モデル (1) を OLS および変量効果モデルと固定効果モデルによって推定する。ここで、 $y$  は、男性または女性の年労働時間と家事時間、男性の賃金、所得である。 $\text{Marriage}_{it}$  は、有配偶ダミー、 $X$  は個人属性、 $\alpha$  は、個人  $i$  の固定効果を表している。個人が結婚するかどうかは、能力や嗜好など観察不可能な属性に依存しており、それらの属性が労働供給と相関する場合、単純な OLS 推定にはバイアスが伴う。そこで、本稿では、個人の観察されない時間一定の効果をコントロールすることが可能な固定効果モデルで分析を行うことで、内生性の問題に対処する。

しかしながら、結婚するかどうかの決定についての内生性に対処できたとしても、いつ結婚するかという結婚のタイミングも内生的に決定されると考えられる。雇用形態の変化など労働供給量の変化が結婚のタイミングに影響する場合、あるいは結婚を予期して事前に労働供給を徐々に調整するような行動を労働者がとる場合には、モデル (1) の推定値は結婚の効果を正しく推定していない可能性がある。しかし、結婚のタイミングに影響するような外生的な変数を見つけることは困難であり、先行研究にならない本稿でも結婚のタイミングは外生と仮定して分析をすすめる。また、各個人が持つ性別役割意識の考えを前提として結婚相手を選択している可能性も考えられるが、自分の学歴よりも高い男性と結婚している女性は、3 割程度 (表 4-2) となっていることから、結婚以前に性別役割意識を前提に相手を選択していないと仮定して分析を行う。結婚の影響が夫婦間の学歴差によって異なるかを検証するために、さらに以下のモデルを OLS および、固定効果モデルと変量効果モデルで推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Marriage}_{it} + \beta_2 (\text{Marriage}_{it} \times \text{WH}_{it}) \\ + \beta_3 (\text{Marriage}_{it} \times \text{SAME}_{it}) + \alpha_i + \gamma' X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

ここで  $\text{Marriage}$  は、夫の学歴 > 妻の学歴の結婚による労働時間などの変化の効果を示す。また、 $\text{WH}$  は妻の学歴が夫の学歴より高い場合には 1 をとるダミー変数で、その有配偶ダミーとの交差項は、妻の学歴 > 夫の学歴と夫の学歴 > 妻の学歴との差を示し、 $\text{SAME}$  は夫と妻が同学歴の場合 1 をとるダミー変数で、その有配偶ダミーとの交差項は、同学歴と夫の学歴 > 妻の学歴との差を示す。分業仮説が正しければ、学歴差が大きいほど結婚の効果は大きくなり、 $\beta_2$  の係数と  $\beta_3$  の係数は、男性の労働時間の場合は負、女性の労働時間の場合は正となるはずである。

最後に、既婚男性の妻の労働時間や家事時間、就業状態が分業仮説と整合的であるかを確認するために、結婚している女性のサンプルを使って、夫婦間の学歴格差が妻の労働時間や家事時間、就業状態に影響を与えているかを検証する。労働時間については、トービットモデルと (2) 式から有配偶ダミーを取り除いた変量効果モデル、さらに、時間よって



変化する説明変数のグループ平均を加えて分析を行う Mundlak の correlated random effect モデルで分析を行い、家事時間については、労働時間と同様の変量効果モデルと Mundlak の correlated random effect モデルで分析を行う。

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad y^* = \beta_1 HW_{it} + \beta_2 SAME_{it} \gamma' X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

さらに、同様のモデルを用いて就業状態に対して夫婦間の学歴格差が与える影響についてもプロビットモデルを用いて推定する。分業仮説が正しければ、 $\beta_1$ と $\beta_2$ の係数は被説明変数が労働時間の場合は負となり、家事時間の場合は正となる。

## 4.2 データ

分析には、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「慶應義塾家計パネル調査」(以下 KHPS) の 2004 年から 2016 年までの 13 年間のデータを使用する。KHPS は、2004 年に層化 2 段無作為抽出法によって抽出された 20 歳から 69 歳までの 4005 名の男女を対象に開始され、2007 年には 1419 人、2012 年には 1012 人を新たに加え、同一個人を追跡したパネル調査である。KHPS は、未婚者と既婚者のサンプルが存在するパネル調査であるので、既婚者と独身者の比較や同一個人の結婚前後の労働時間の変化を分析することが可能となる。質問は、対象者本人の就業や家族構成など多岐にわたる。さらに、結婚している対象者には、配偶者に関する質問も行っていることから、既婚者については、配偶者の情報を得ることができる。本稿では、配偶者の情報も用いて、比較優位の代理変数である、夫婦間学歴差ダミーを作成し、それが男女の労働時間や、既婚男性の妻の労働時間、家事時間、就業決定にどのような影響を与えているかを分析する。

## 4.3 推定に使用する変数

年労働時間は、週の平均時間を 7 で除したものに月の労働日数を乗じ、それに 12 を乗じて作成した。賃金は、時給を消費者物価指数でデフレートしたものを使用する<sup>3</sup>。所得は、時給に年労働時間を乗じたのを用いる。

最も重要な説明変数は、有配偶ダミーである。有配偶ダミーは、個人が結婚している場合は 1、結婚していない場合には 0 をとる変数である。分業による効果を検証するために、夫婦間の学歴差ダミー(夫の学歴>妻の学歴、妻の学歴>夫の学歴、同学歴)を用いる。他のコントロール変数としては、年齢や学歴ダミー(中卒、高卒、短大・高専卒、大卒・大学院卒)、企業規模ダミー(小規模(従業員 99 人以下)、中規模(従業員 100 人~499 人)、大規模(500 人以上)、官公庁)、産業ダミー、子どもダミー(子ども一人ダミー、子ども二人ダミー、子ども三人以上ダミー)、昨年の収入、年ダミーを用いた。

<sup>3</sup> 月給の人は、月の給与を月の労働日数で除したものを 1 日の労働時間で除したものを時給として用いた。日給の人は、日給を一日の労働時間で除したものを、年俸の人は、年俸を年労働時間で除したものを時給として用いた。

記述統計は表 4-1 のとおりである。既婚男性の年労働時間は独身男性よりも平均的に労働時間が約 180 時間有意に長く、年家事時間は約 72 時間有意に短い。また、既婚男性の方が独身男性よりも平均的に賃金が約 1300 円有意に高い。一方、女性の年労働時間は、既婚者の方が独身者よりも約 568 時間有意に短く、年家事時間は約 952 時間有意に長い。平均的な子ども数は約 2 人である。独身者と既婚者の平均年齢は、男性が、約 35 歳と 44 歳で、女性が、約 36 歳と 43 歳である。夫婦の学歴の組み合わせは表 4-2 の通りである。同学歴が最も多く、約 50% の夫婦が同学歴である。夫の学歴の方が妻の学歴よりも高い夫婦は約 33%、妻の学歴の方が夫の学歴よりも高い夫婦は約 17% である。夫婦の学歴の組み合わせ別の労働時間（表 4-3）を見てみると、夫の学歴が妻の学歴より高い夫婦の男性は、同学歴や妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦の男性の年労働時間よりも長く、年家事時間は短いもののその差は有意ではなく、平均的な男性の年労働時間や年家事時間に大きな差は観察されない。一方、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の女性の年労働時間は、その他の学歴の夫婦の女性よりも有意に短く、年家事時間は有意に長い。これは、結婚による分業の効果は、女性の時間配分の調整を通じて行われていることを示唆しているかもしれない。

表 4-1：記述統計

	男性			女性		
	既婚	独身	平均値の差	既婚	独身	平均値の差
年労働時間	1828.390 (725.818)	1648.725 (744.430)	179.665***	636.823 (743.135)	1205.053 (830.136)	-568.23***
年家事時間	180.856 (318.877)	253.234 (357.315)	-72.378***	1557.142 (936.233)	605.394 (666.792)	951.748***
既婚女性の就業				0.652 (0.476)		
夫の学歴 > 妻の学歴	0.326 (0.469)			0.325 (0.468)		
同学歴	0.499 (0.500)			0.493 (0.500)		
妻の学歴 > 夫の学歴	0.175 (0.380)			0.182 (0.385)		
賃金	3716.661 (5984.367)	2347.519 (4992.659)	1369.142***			
昨年の年収	608.355 (277.774)	339.151 (218.653)	269.204***			
年齢	43.749 (7.366)	34.945 (9.191)	8.804***	43.395 (7.465)	35.846 (9.734)	7.549***
子ども数	1.843 (0.964)	0.043 (0.279)	1.800***	1.865 (0.982)	0.421 (0.885)	1.444***
中卒	0.021 (0.143)	0.027 (0.161)	-0.006	0.0232 (0.151)	0.024 (0.152)	0.000
高卒	0.449 (0.497)	0.414 (0.493)	0.0357***	0.486 (0.500)	0.391 (0.488)	0.095***
短大・高専	0.082 (0.274)	0.085 (0.280)	-0.004	0.324 (0.468)	0.304 (0.460)	0.020**
大卒・大学院卒	0.448 (0.497)	0.474 (0.499)	-0.026**	0.166 (0.373)	0.281 (0.450)	-0.115***
サンプルサイズ	12601	2091		17491	2761	

(注) ( ) 内は標準偏差。男性の学歴は独身者が 1919 サンプル、既婚者が 12022 サンプル、賃金は、独身者が 1713 サンプル、既婚者が 10044 サンプル、男性の年家事時間は、独身者が 2094 サンプル、既婚者が 12897 サンプル、女性の年家事時間は、独身者 2831 サンプル、既婚者は 17722 サンプル、妻の就業は 16169 サンプル、夫婦の相対学歴（男性）は、11220 サンプルで、女性のそれは、16799 の記述統計を示す。また、夫婦の相対学歴は、独身の場合、0 として推計に用いている。

表 4-2 夫婦の学歴の組み合わせ

女性	男性			
	中卒	高卒	短大高専	大卒・大学院卒
中卒	16.73(41)	1.93(98)	0.53(5)	0(0)
高卒	60.82(149)	65.23( 3,307 )	42.2(395)	24.51 (1218)
短大高専	20( 49 )	27.48 ( 1,393)	47.44(444)	39.14(1945)
大卒・大学院卒	2.45(6)	5.36( 272 )	9.83(92)	36.35(1806)
合計	100	100	100	100

注) ( ) 内は人数を示す。

表 4-3 夫婦の学歴差別年労働時間と年家事時間

	①	②	③	①-②	①-③
	夫の学歴 > 妻の学歴	同学歴	妻の学歴 > 夫の学歴		
男性の年労働時間	1845.6685	1824.6697	1822.4527	20.9988	23.2158
男性の年家事時間	177.39265	183.43623	177.77852	-6.04358	-0.38587
女性の年労働時間	542.24241	673.72111	707.26595	-131.479***	-165.024***
女性の年家事時間	1624.6134	1535.9369	1521.2191	88.677***	103.394***

注) 有意水準 : \*\*\*1%、\*\*5%、\*10%

## 5. 推定結果

### 5.1 結婚が男性の労働供給と家事時間に与える影響

表 5-1 は、結婚が男性の年労働時間と年家事時間に与える影響を分析した結果である。OLS と変量効果モデルの推定では、有配偶ダミーは有意水準 1% で年労働時間に正の影響を与えることが示された。また、観察されない個人固有の要因をコントロールした固定効果モデルでは、男性は結婚以前よりも年労働時間を 158 時間増加させることが示されており、1%水準で統計的に有意である。OLS による推定値は、固定効果モデルの推定値を上回っており、OLS 推定量は過大バイアスを持っていることが考えられる。つまり、結婚している男性ほど労働時間が長い傾向にある。次に、結婚が年家事時間に与える影響の分析結果をみていく。OLS と変量効果モデルの推定では、有配偶ダミーは有意水準 1% で年家事時間に有意に負の影響を与えており、結婚している男性ほど年家事時間が短い傾向にある。一方、固定効果モデルでは、有配偶ダミーは男性の年家事時間に有意な影響を与えていないことが示された。

以上の結果から、結婚している男性の方が独身男性よりも年労働時間が長く、年家事時間が短いことが確認された。また、個人固有の観察されない要因をコントロールした場合、結婚は男性の年家事時間に有意な影響を与えないが、男性の年労働時間を有意に増加させることが示された。結婚後に男性の労働時間は約 158 時間増加する。次節では、結婚による労働時間の変化が比較優位に基づいた分業によるものなのかを検証するために夫婦間の

学歴差が結婚の効果に与える影響を分析する。また、分業によって生産性の上昇が観察されるかを明らかにするために、結婚が賃金や所得に与える影響について検証を行う。

表 5-1 結婚が男性の年労働時間と年家事時間に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS 年労働時間	固定効果 年労働時間	変量効果 年労働時間	OLS 年家事時間	固定効果 年家事時間	変量効果 年家事時間
有配偶ダミー	187.649*** (40.553)	158.261*** (58.012)	197.928*** (35.937)	-73.777*** (21.040)	41.425 (29.127)	-54.526*** (18.861)
昨年の収入	0.258*** (0.048)	0.343*** (0.070)	0.310*** (0.047)	-0.041** (0.018)	-0.018 (0.021)	-0.032** (0.015)
企業規模（ベース：官公庁）						
小規模	121.425*** (41.632)	68.210 (47.967)	124.286*** (38.509)	-42.809 (26.774)	15.288 (35.524)	-7.022 (29.032)
中規模	21.756 (40.690)	87.029* (46.836)	79.029** (37.509)	-34.731 (27.291)	7.695 (37.606)	-6.619 (30.447)
大規模	-55.381 (41.014)	24.271 (50.619)	3.919 (38.840)	-8.894 (27.404)	25.636 (38.364)	10.901 (30.193)
産業（ベース：農業・漁業・林業・水産業・鉱業）						
建設業	127.884 (109.347)	239.512 (265.645)	89.635 (160.095)	-57.755 (44.544)	-61.721 (45.938)	-54.110 (34.831)
製造業	-122.462 (104.409)	78.025 (253.243)	-107.764 (153.907)	-14.507 (44.302)	-71.531 (48.844)	-16.005 (34.495)
卸売・小売業	-23.334 (108.058)	-101.310 (263.931)	-90.985 (158.855)	-25.279 (44.201)	-93.925** (43.903)	-31.953 (35.031)
飲食業、宿泊業	194.631 (144.228)	-173.827 (273.515)	-48.033 (170.967)	25.694 (58.058)	10.462 (72.638)	67.733 (62.026)
金融業・保険業・不動産業	-93.143 (112.999)	62.041 (272.055)	-105.956 (159.613)	-25.103 (47.829)	-89.883 (62.004)	-35.510 (38.869)
運輸業、情報通信業、電気・ガス・水道・熱供給業	-53.942 (106.889)	55.325 (256.354)	-55.346 (155.294)	-7.703 (45.290)	-103.704** (46.788)	-24.329 (35.405)
医療・福祉、教育・学習支援業、その他のサービス業、その他	-83.210 (105.752)	15.950 (251.500)	-91.879 (153.777)	-10.904 (44.726)	-76.517* (42.219)	-19.460 (34.369)
公務	-368.104*** (109.102)	-77.772 (258.319)	-317.791** (156.903)	19.676 (51.581)	-41.407 (93.941)	33.892 (51.690)
男性の年齢	-2.991** (1.336)	-47.713 (84.168)	-4.172*** (1.276)	0.004 (0.572)	-39.230 (48.660)	-0.114 (0.592)
子ども一人ダミー	-14.485 (39.094)	-12.988 (45.835)	-18.331 (32.475)	0.819 (18.131)	-0.291 (19.067)	-5.916 (14.615)
子ども二人ダミー	-9.857 (36.632)	12.986 (51.631)	0.084 (32.463)	7.768 (16.051)	18.103 (21.739)	3.277 (14.761)
子ども三人以上ダミー	-23.789 (41.398)	14.068 (62.689)	-1.348 (36.954)	8.340 (17.227)	8.279 (29.977)	-6.039 (16.857)
学歴（ベース：大卒・大学院卒）						
中卒	-44.566 (74.765)		45.928 (81.401)	26.024 (33.630)		21.980 (45.157)
高卒	0.307 (23.314)		19.934 (23.115)	-36.324*** (10.164)		-36.501*** (9.991)
短大・高専	-34.389 (38.883)		-37.861 (40.178)	16.598 (19.089)		20.359 (19.148)
定数項	1,575.766*** (125.111)	3,556.257 (4,117.164)	1,526.434*** (169.711)	317.671*** (58.509)	2,113.939 (2,375.431)	279.173*** (53.487)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	13,941	14,692	13,941	14,236	14,991	14,236
自由度修正済み決定係数	0.053	0.3552	0.428	0.033	0.320	0.406

(注) ( ) 内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。決定係数は、OLSと同様の自由度修正済み決定係数を用いた。

## 5.2 家庭内分業仮説の検証

結婚による男性の年労働時間の増加が比較優位に基づいた家庭内分業によるものかを検証するために、夫婦間の学歴差ダミーを説明変数に加えて分析を行う。結婚による男性の労働供給の変化が夫婦間の学歴差に応じてどのように異なるかを確認し、夫婦間の学歴差が大きい男性ほど結婚が労働時間に与える影響が大きいかどうかを検証する。また、男性の年家事時間についても同様の分析を行う。推定結果は、表 5-2 のとおりである。固定効果モデルの結果から、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦では、結婚が男性の労働時間に与える影響は、約 219 時間で、有意水準 1% で統計的に有意である。また、同学歴の夫婦については、結婚が男性の労働時間に与える影響は 171 時間程度で、統計的に有意な結果となっている。一方、妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦については、統計的に有意な結果は確認できなかった。つまり、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦は、その他の夫婦と比べて結婚による男性の労働時間の増加は大きいことが確認できた。しかし、その差は統計的に有意ではない。したがって、分業の便益が大きい家計と小さい家計を比べて、結婚による男性の労働時間の上昇には大きな違いが見られないことが確認された。また、年家事時間に関する OLS と変量効果モデルの結果では、夫の学歴が妻の学歴より高い夫婦の男性の年家事時間はその他の学歴の夫婦の男性の年労働時間よりも有意に短いものの、個人固有の要因をコントロールすると、有意な影響は観察されない。さらに、固定効果モデルの結果では、夫婦間の学歴差による年家事時間の差は統計的に有意ではなく、年労働時間の分析結果と同様に、分業の便益が大きい家計とそうでない家計を比較して、結婚による年家事時間の変化に大きな違いが観察されないことが示された。以上の結果から、結婚は男性の労働時間に有意に正の影響を与えるが、分業による便益の違いは結婚の効果に影響を及ぼさないことがわかった。この結果は、単純な Becker の分業仮説とは整合的であるとは言えないが、男性の労働供給の調整の余地が女性と比べて小さいことを反映しているかもしれない。

この点を確認するために、女性の労働行動や家事時間が夫婦間の学歴差によってどのように異なるかについて分析をおこなった。表 5-3 では、既婚男性の妻の年労働時間や就業の有無、年家事時間を用いて、夫婦間の学歴差と妻の労働行動や家事時間の関係について、トービットモデルとプロビットモデル、変量効果モデル、Mundlak の correlated random effect モデルで分析を行った。推定結果から、夫の方が妻よりも学歴の高い夫婦は、妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦に比べて、妻の労働時間は有意に 120 時間以上短く、就業する確率も有意に低く、年家事時間については、有意に 80 時間以上長い傾向にあることが確認された。この結果から、女性に関しては、分業の便益の大きい家計ほど結婚によって女性の市場労働が減少し家事間が増加することが示唆される。また、結婚が女性の労働時間と家事時間に与える影響について男性と同様の分析を行った。表 5-4 が推定結果である。OLS と変量効果モデルから、結婚している女性の労働時間は、1%水準で有意に少なく、家事時間は長いことが示された。また、観測されない個人固有の要因をコントロールした固定効

表5-2 夫婦の学歴差と男性の年労働時間、年家事時間

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS 年労働時間	固定効果 年労働時間	変量効果 年労働時間	OLS 年家事時間	固定効果 年家事時間	変量効果 年家事時間
有配偶ダミー	202.486*** (46.611)	218.832*** (79.801)	245.813*** (41.714)	-104.045*** (23.309)	45.537 (56.123)	-84.759*** (22.469)
有配偶ダミー×妻の学歴>夫の学歴	-42.221 (43.484)	-29.352 (149.465)	-77.183* (40.510)	58.744*** (18.902)	58.451 (102.726)	54.472*** (20.708)
有配偶ダミー×同学歴	-24.929 (30.682)	-47.388 (107.143)	-53.436* (28.375)	41.691*** (13.929)	-11.325 (65.359)	44.814*** (14.642)
昨年の収入	0.245*** (0.049)	0.330*** (0.070)	0.293*** (0.046)	-0.044** (0.018)	-0.017 (0.021)	-0.030** (0.015)
企業規模（ベース：官公庁）						
小規模	128.410*** (42.847)	68.191 (50.489)	127.563*** (39.931)	-44.476* (26.817)	16.632 (36.671)	-5.050 (29.576)
中規模	22.511 (41.885)	84.963* (49.364)	74.716* (38.980)	-38.798 (27.133)	7.111 (39.009)	-7.355 (31.076)
大規模	-49.583 (42.399)	42.712 (53.383)	6.691 (40.354)	-13.918 (27.260)	18.519 (39.562)	8.280 (30.775)
産業（ベース：農業・漁業・林業・水産業・鉱業）						
建設業	189.609* (105.276)	184.442 (293.524)	161.035 (150.737)	-59.795 (45.896)	-25.326 (38.766)	-49.941 (32.495)
製造業	-53.592 (100.146)	49.772 (278.854)	-29.746 (144.891)	-12.961 (45.672)	-30.432 (38.772)	-11.221 (32.148)
卸売・小売業	37.684 (104.476)	-154.040 (288.988)	-24.357 (150.975)	-19.323 (45.621)	-56.752 (36.578)	-22.700 (32.777)
飲食業、宿泊業	264.587* (142.468)	-359.371 (289.847)	42.849 (164.278)	25.513 (60.194)	52.632 (79.361)	72.944 (62.824)
金融業・保険業・不動産業	-15.846 (110.191)	18.164 (296.023)	-24.154 (151.340)	-19.454 (49.225)	-56.716 (57.137)	-27.513 (36.916)
運輸業、情報通信業、電気・ガス・水道・熱供給業	16.231 (102.937)	4.352 (282.272)	22.854 (146.395)	-4.825 (46.746)	-71.366* (41.029)	-17.293 (33.278)
医療・福祉、教育・学習支援業、その他のサービス業、その他	-12.443 (101.947)	-9.687 (276.375)	-11.980 (145.040)	-11.703 (46.169)	-51.220 (34.928)	-15.824 (31.852)
公務	-292.037*** (105.018)	-113.714 (287.779)	-236.163 (148.947)	9.742 (52.391)	-5.687 (90.793)	34.095 (49.096)
男性の年齢	-3.231** (1.399)	-47.034 (83.990)	-4.206*** (1.302)	0.463 (0.590)	-38.184 (49.210)	0.205 (0.614)
子ども一人ダミー	-0.790 (40.706)	-31.013 (48.770)	-20.612 (33.595)	-1.064 (19.155)	-7.896 (20.514)	-8.621 (15.371)
子ども二人ダミー	5.174 (38.052)	-5.891 (54.843)	-3.788 (33.576)	7.686 (16.689)	10.889 (23.391)	1.022 (15.438)
子ども三人以上ダミー	-12.631 (42.759)	-5.469 (66.012)	-8.093 (37.936)	7.777 (17.767)	6.105 (32.318)	-7.921 (17.545)
学歴（ベース：大卒・大学院卒）						
中卒	-45.819 (79.219)		45.201 (78.237)	-10.056 (37.355)		-7.164 (51.335)
高卒	17.600 (30.646)		52.555* (29.168)	-65.395*** (12.997)		-63.069*** (13.994)
短大・高専	-26.264 (41.387)		-18.149 (41.622)	11.310 (19.500)		12.836 (19.523)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	1,505.634*** (123.871)	3,554.523 (4,109.902)	1,440.526*** (162.292)	312.626*** (59.792)	2,023.965 (2,402.159)	269.379*** (51.508)
観測数	13,139	13,311	13,139	13,429	13,598	13,429
自由度修正済み決定係数	0.054	0.354	0.428	0.035	0.320	0.406

(注) ( ) 内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。決定係数は、OLSと同様の自由度修正済み決定係数を用いた。

表 5-3 夫婦の学歴差と妻の年労働時間、就業、家事時間

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	Tobit	変量効果	Mundlak	Probit	変量効果	Mundlak	
	年労働時間	年労働時間	年労働時間	就業	限界効果	年家事時間	
					年家事時間	年家事時間	
夫婦の相対学歴（ベース：妻の学歴 > 夫の学歴）							
夫の学歴 > 妻の学歴	-190.413*** (59.723)	-175.367*** (38.005)	-122.022*** (41.122)	-0.178** (0.073)	-0.066** (0.027)	105.115** (43.028)	80.493* (44.539)
同学歴	-28.580 (59.360)	-71.305* (39.666)	-47.313 (40.729)	0.025 (0.074)	0.009 (0.027)	11.459 (41.793)	-0.493 (42.102)
学歴（ベース：大卒・大学院卒）							
中卒	74.744 (134.026)	92.105 (89.544)	-20.311 (91.678)	0.048 (0.152)	0.017 (0.054)	-173.987** (79.255)	-121.075 (82.283)
高卒	24.744 (60.063)	25.576 (39.825)	-41.899 (42.293)	0.122* (0.069)	0.045* (0.025)	-10.457 (40.470)	20.131 (42.753)
短大・高専	-21.133 (66.754)	-35.757 (44.916)	-75.967* (45.157)	0.070 (0.079)	0.025 (0.029)	-37.910 (46.222)	-22.806 (46.978)
女性の年齢	31.216*** (2.536)	15.420*** (1.470)	20.251*** (4.846)	0.040*** (0.003)	0.015*** (0.001)	-11.166*** (1.737)	-14.101** (5.601)
子ども一人ダミー	-476.376*** (68.579)	-350.231*** (37.640)	-367.058*** (44.838)	-0.477*** (0.091)	-0.182*** (0.035)	344.114*** (35.645)	350.684*** (46.496)
子ども二人ダミー	-302.899*** (64.813)	-301.073*** (39.571)	-332.310*** (49.265)	-0.195** (0.087)	-0.072** (0.032)	420.446*** (38.208)	427.540*** (54.533)
子ども三人以上ダミー	-288.039*** (71.455)	-313.979*** (44.106)	-369.847*** (57.927)	-0.207** (0.094)	-0.077** (0.036)	602.599*** (46.976)	652.784*** (72.052)
夫の昨年の収入	-0.672*** (0.074)	-0.147*** (0.034)	-0.045 (0.037)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.153*** (0.035)	0.076* (0.042)
女性の年齢のグループ平均			-3.589 (4.936)				2.395 (5.674)
子ども一人ダミーのグループ平均			55.395 (66.176)				-18.985 (66.696)
子ども二人ダミーのグループ平均			114.881* (64.002)				-18.122 (66.771)
子ども三人以上ダミーのグループ平均			169.181** (74.968)				-106.532 (84.413)
夫の昨年の年収のグループ平均			-0.392*** (0.079)				0.207*** (0.069)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	-149.532 (139.351)	454.700*** (85.187)	485.219*** (87.930)	-0.647*** (0.157)		1,369.112*** (93.009)	1,349.779*** (94.389)
決定係数（注を参照のこと）	0.008	0.684	0.685	0.064		0.581	0.581
観測数	15,688	15,688	15,688	16,169		15,896	15,896

（注）（ ）内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。Tobit と Probit は疑似決定係数を、変量効果モデルと Mundlak モデルの決定係数は、OLS と同様の自由度修正済み決定係数を用いた。

表5-4 結婚が女性の年労働時間と年家事時間に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	固定効果	変量効果	OLS	固定効果	変量効果
	年労働時間	年労働時間	年労働時間	年家事時間	年家事時間	年家事時間
有配偶ダミー	-517.929*** (48.191)	-486.834*** (81.983)	-457.754*** (44.516)	682.403*** (37.786)	701.891*** (74.179)	690.684*** (33.642)
女性の年齢	13.475*** (1.510)	74.784 (57.111)	13.316*** (1.317)	-8.209*** (1.754)	-42.830 (64.506)	-5.464*** (1.430)
子ども一人ダミー	-276.990*** (42.563)	-360.444*** (44.831)	-334.582*** (34.955)	393.369*** (39.781)	356.742*** (44.038)	362.779*** (31.046)
子ども二人ダミー	-206.402*** (42.894)	-321.790*** (47.616)	-282.756*** (35.153)	480.851*** (38.830)	425.823*** (50.937)	431.711*** (32.548)
子ども三人以上ダミー	-199.875*** (46.094)	-371.062*** (55.017)	-296.903*** (38.859)	621.012*** (45.545)	660.519*** (68.664)	610.821*** (41.539)
学歴（ベース：大卒・大学院卒）						
中卒	40.609 (89.206)		-6.752 (74.549)	-127.411* (67.803)		-105.665* (62.260)
高卒	26.301 (34.784)		20.863 (32.915)	8.875 (36.238)		1.298 (32.662)
短大・高専	-32.107 (35.443)		-30.143 (34.201)	18.904 (38.246)		5.113 (34.310)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	767.756*** (69.697)	-2,123.525 (2,788.679)	818.954*** (61.057)	632.903*** (71.723)	2,325.147 (3,153.893)	521.311*** (61.889)
観測数	20,252	20,252	20,252	20,553	20,553	20,553
自由度修正済み決定係数	0.088	0.6296	0.682	0.165	0.5672	0.623

(注) ( ) 内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。OLSと同様の自由度修正済み決定係数を用いた。

表5-5 夫婦の学歴差と女性の年労働時間、年家事時間

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	固定効果	変量効果	OLS	固定効果	変量効果
	年労働時間	年労働時間	年労働時間	年家事時間	年家事時間	年家事時間
有配偶ダミー	-624.930*** (52.468)	-727.024*** (153.361)	-573.270*** (48.635)	745.044*** (46.016)	639.124*** (144.421)	747.040*** (40.136)
有配偶ダミー×妻の学歴>夫の学歴	201.761*** (38.729)	-89.667 (209.451)	179.989*** (40.281)	-106.413** (47.079)	270.089 (257.888)	-96.660** (42.668)
有配偶ダミー×同学歴	135.452*** (31.405)	468.082** (195.532)	161.067*** (33.165)	-90.281** (38.379)	-52.424 (168.229)	-95.057*** (34.150)
女性の年齢	13.257*** (1.525)	74.149 (57.193)	12.948*** (1.329)	-8.224*** (1.790)	-21.609 (55.327)	-5.140*** (1.459)
子ども一人ダミー	-277.197*** (43.666)	-372.935*** (44.800)	-340.755*** (35.045)	403.537*** (39.956)	356.736*** (44.846)	364.686*** (31.456)
子ども二人ダミー	-206.483*** (44.153)	-333.732*** (48.346)	-286.513*** (35.705)	493.254*** (38.853)	427.266*** (51.727)	435.347*** (33.117)
子ども三人以上ダミー	-196.055*** (47.242)	-378.196*** (56.084)	-298.271*** (39.561)	630.080*** (45.600)	668.982*** (69.603)	615.327*** (42.184)
学歴（ベース：大卒・大学院卒）						
中卒	136.590 (93.928)		91.532 (78.346)	-176.070** (73.327)		-142.778** (66.639)
高卒	64.987* (36.243)		61.960* (33.896)	-14.113 (37.784)		-16.449 (33.645)
短大・高専	9.347 (39.821)		30.276 (38.467)	-16.781 (42.154)		-29.256 (37.448)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	748.156*** (70.612)	-2,061.393 (2,791.873)	800.221*** (61.756)	649.538*** (74.035)	1,320.235 (2,704.709)	529.480*** (63.096)
観測数	19,560	19,560	19,560	19,852	19,852	19,852
自由度修正済み決定係数	0.096	0.632	0.684	0.170	0.571	0.627

(注) ( ) 内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。OLSと同様の自由度修正済み決定係数を用いた。



果モデルの結果では、結婚以前よりも女性は労働時間を有意に減少させ、家事時間を有意に増加させることが示された。結婚が労働供給や家事時間に与える影響は男性よりも大きく、平均的に 488 時間程度の労働時間の減少、692 時間の家事時間の増加をもたらす。表 5-5 は、夫婦間の学歴差の変数を加えた推定結果である。OLS と変量効果モデルの結果からは、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の女性はその他の夫婦の女性よりも労働時間の減少と家事時間の増加は大きく、その差は有意である。また、固定効果モデルの結果から、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方が同学歴の夫婦より女性の労働時間が約 468 時間少なく、その差は有意であることが確認された。一方、妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦と夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の女性の労働時間との差は統計的に有意ではない。さらに、家事時間については、学歴差によって女性の年家事時間の差に有意な影響は観察されなかった。以上の結果から、女性に関しては、結婚によって労働時間を有意に減少させることが示された。また、その影響は、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の女性の方がその他の学歴の夫婦の女性よりも労働時間の減少が有意に大きいことから、結婚による妻の労働時間の調整は分業の便益が大きい家計ほどより弾力的であるといえる。

以上の結果から、学歴差で測定した結婚後の家庭内分業の便益の違いは、家計内の労働供給の調整パターンに違いをもたらすことが確認された。これは Becker の分業仮説と整合的であるといえる。ただし、夫の労働供給行動の変化については、学歴差との間に有意な差が見られなかったため、男性の結婚後の労働供給の変化は分業の便益に対してあまり弾力的ではないと考えられる。多くの男性はフルタイムの正社員として働いているため、労働供給を調整する余地が少ないことがその原因の 1 つであると考えられる。一方、労働力参加を含めてより柔軟な労働供給の調整が可能な女性については、結婚後の労働供給の変化が学歴差に応じて有意に異なるという結果を得た。したがって、結婚による家計内分業が家計の時間配分の調整に与える影響は、主に妻の時間の調整を通じて行われていると考えられる。

最後に、結婚が労働供給だけでなく、生産性の上昇にも影響するかを確認するために、賃金や所得と結婚の関係について分析を行う。表 5-6 が推定結果である。表 5-6 より、OLS と変量効果モデルの推定では、有配偶ダミーが有意水準 1% で賃金に正の影響を与えることが示された。結婚している男性の方が、賃金が高い傾向にある。しかしながら、固定効果モデルでは、有配偶ダミーの係数は統計的に有意な結果ではない。つまり、結婚以前よりも賃金が増加するという傾向は観察されなかった。したがって、結婚は夫婦間の分業をもたらすと考えられるが、結婚による生産性の上昇が賃金の上昇につながるという仮説に対しては否定的な結果が得られた。また、これに対して、男性労働者の所得は、結婚以前と比べて有意に増加しており、結婚以前と比較して男性の年収は 14% 程度増加している。男性労働者の賃金が結婚前後で大きく変化していないことから、家庭内分業による生産性の上昇の効果は小さく、賃金はあまり変化しないが、男性は結婚後に労働時間を増加させることで、より多くの収入を得ていることが示唆される。

表5-6 結婚が男性の賃金と所得に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS 賃金 (対数値)	固定効果 賃金 (対数値)	変量効果 賃金 (対数値)	OLS 所得 (対数値)	固定効果 所得 (対数値)	変量効果 所得 (対数値)
有配偶ダミー	0.169*** (0.039)	-0.007 (0.061)	0.157*** (0.034)	0.325*** (0.036)	0.137*** (0.044)	0.271*** (0.031)
企業規模 (ベース: 官公庁)						
小規模	-0.173*** (0.044)	-0.024 (0.046)	-0.122*** (0.038)	-0.164*** (0.033)	-0.050 (0.031)	-0.083*** (0.028)
中規模	-0.084* (0.043)	-0.058 (0.045)	-0.075** (0.037)	-0.092*** (0.032)	-0.013 (0.029)	-0.026 (0.026)
大規模	0.062 (0.044)	0.024 (0.048)	0.051 (0.039)	0.029 (0.033)	-0.000 (0.033)	0.014 (0.030)
産業 (ベース: 農業・漁業・林業・水産業・鉱業)						
建設業	0.136 (0.091)	0.375** (0.171)	0.233*** (0.090)	0.216** (0.095)	0.362*** (0.122)	0.319*** (0.093)
製造業	0.210** (0.090)	0.369** (0.173)	0.281*** (0.091)	0.154 (0.094)	0.289** (0.116)	0.253*** (0.090)
卸売・小売業	0.090 (0.092)	0.392** (0.168)	0.187** (0.090)	0.066 (0.096)	0.121 (0.120)	0.099 (0.094)
飲食業・宿泊業	-0.029 (0.107)	0.643*** (0.191)	0.155 (0.104)	-0.035 (0.115)	0.174 (0.173)	0.013 (0.142)
金融業・保険業・不動産業	0.323*** (0.101)	0.492*** (0.180)	0.389*** (0.096)	0.320*** (0.101)	0.468*** (0.174)	0.413*** (0.118)
運輸業・情報通信業、電気・ガス・水道・熱供給業	0.240*** (0.092)	0.399** (0.168)	0.291*** (0.090)	0.192** (0.095)	0.236** (0.117)	0.221** (0.091)
医療・福祉、教育・学習支援業、その他のサービス業、その他	0.192** (0.092)	0.379** (0.163)	0.251*** (0.089)	0.095 (0.095)	0.206* (0.111)	0.161* (0.088)
公務	0.349*** (0.096)	0.463*** (0.174)	0.424*** (0.094)	0.114 (0.097)	0.219* (0.125)	0.216** (0.094)
男性の年齢	0.016*** (0.001)	0.057 (0.062)	0.017*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.038 (0.053)	0.022*** (0.001)
子ども一人ダミー	0.057 (0.037)	-0.024 (0.046)	0.035 (0.031)	0.057** (0.029)	0.047* (0.026)	0.057*** (0.022)
子ども二人ダミー	0.113*** (0.035)	0.030 (0.053)	0.104*** (0.031)	0.109*** (0.027)	0.083*** (0.028)	0.112*** (0.022)
子ども三人以上ダミー	0.139*** (0.041)	0.093 (0.063)	0.130*** (0.034)	0.136*** (0.032)	0.147*** (0.032)	0.160*** (0.024)
配偶者手当ありダミー	0.073*** (0.019)	0.035* (0.018)	0.065*** (0.015)	0.105*** (0.016)	0.052*** (0.013)	0.067*** (0.012)
学歴 (ベース: 大卒・大学院卒)						
中卒	-0.214*** (0.072)		-0.260*** (0.068)	-0.319*** (0.045)		-0.373*** (0.054)
高卒	-0.172*** (0.021)		-0.172*** (0.020)	-0.181*** (0.018)		-0.155*** (0.020)
短大・高専	-0.071* (0.038)		-0.043 (0.039)	-0.086** (0.034)		-0.054 (0.036)
定数項	6.886*** (0.112)	4.925* (2.896)	6.799*** (0.106)	13.944*** (0.111)	13.062*** (2.463)	13.759*** (0.114)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	11,184	11,757	11,184	11,174	11,747	11,174
自由度修正済み決定係数	0.174	0.452	0.526	0.356	0.7947	0.836

(注) ( ) 内はロバストな標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。OLSと同様の自由度修正済み決定係数を用いた。

## 6. 結論

本稿では、結婚によって家計の労働供給や家事時間がどのように変化するかについて、KHPS を用いて分析をおこなった。推定結果から、結婚している男性の方が独身男性よりも労働時間が長い傾向にあることが確認された。また、個人の観察できない属性の効果をコントロールしたとしても、結婚は男性の労働時間に対して正の効果を与えることが確認された。結婚は、男性の年労働時間を約 158 時間増加させる。さらに本稿では、結婚による労働時間の上昇が、Becker の分業仮説と整合的であるかを確認するために、夫婦間の学歴差を利用した分析を行った結果、夫の方が妻の学歴よりも高い夫婦の方がその他の夫婦に比べて結婚によって男性の労働時間が大きく増加するが、その差は有意ではないことが示された。また、結婚が男性の家事時間に与える影響については、個人固有の要因をコントロールすると、結婚は男性の家事時間に有意な影響を与えていないとともに、学歴差によって有意な家事時間の差は観察されなかった。一方、結婚は、女性の労働時間を減少させ、家事時間を増加させる傾向にあることが確認されるとともに、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の女性の労働時間は同学歴の夫婦の女性の労働時間よりも有意に少ないことが示された。また、夫婦間の学歴差が既婚男性の妻の労働時間と就業、家事時間に与える影響については、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方が妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦よりも、妻の労働時間は少なく、家事時間は長く、就業しない傾向にあることが明らかになった。これらの結果は、結婚による家計の時間配分の調整が主に妻の時間配分の変化を通じて行われていることを示唆している。さらに、結婚が男性労働者の生産性に与える影響を検証した結果、結婚は男性の賃金にはほとんど影響を与えないことから、結婚は男性の所得に正の影響を及ぼすが、それはほとんど労働時間の増加によって説明されることが考えられる。

最後に本稿の課題を述べる。先行研究の節で述べた通り、性別役割意識は家計の労働供給に影響を与える重要な要因の一つであると考えられる。また、未婚時にどのような働き方を結婚後希望していたかといった就業に関する志向も家計の労働供給に影響を与える可能性がある。武内（2004）では、妻の就業決定に夫の所得が与える影響について分析を行い、女性の未婚時に回答した結婚後の就業志向を変数に加えると、就業志向は妻の就業に有意な影響を与える一方、夫の所得と妻の就業に負の関係が観察されなくなることを示した。つまり、就業志向を加えない分析ではその効果が誤差項に含まれていることで、夫の所得が有意な影響を与えているように見えていたことが示唆される。本稿で用いた KHPS でも夫の所得と妻の就業の関係を分析すると、夫の所得効果が妻の就業に与える影響は近年減少しているものの依然として有意であり、結婚以前に持っていた就業志向の影響を受けている可能性がある。しかし、KHPS には、性別役割意識や女性の未婚時に結婚後どのような働き方をしたいかに関する質問は存在していない。これらの要因を考慮した分析を行うことが今後の課題である。

参考文献

- 川口章「女性のマリッジ・プレミアム：結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』2001, No.51, pp.63-71.
- 川口章「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』2005, No.535, pp.42-55.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』2009, vol.44, pp.447-459.
- 佐藤一磨「Propensity Score Matching 法を用いた男性のマリッジプレミアムの検証」『経済分析』2013, No.187, pp.49-67.
- 武内真美子「女性就業のパネル分析配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』2004, No.527, pp.76-88.
- 鶴光太郎・久米功一「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
- 藤野敦子「子供のいる既婚女性の就業選択— 夫の働き方、性別役割意識が及ぼす影響」『季刊家計経済研究』2002, No.56, pp.48-55.
- 水落正明「夫婦の性別役割意識と妻の就業」『季刊家計経済研究』2010, No.86, pp.21-30.
- Becker, G.S. A Treatise on the Family. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1991.
- Choi, H.J., J.M. Joesch and S. Lundberg “Sons, daughters, wives, and the labour market outcomes of West German men,” Labour Economics, 2008, 15 (5) , pp.795-811.
- Gray, J.S. “The Fall in Men’s Return to Marriage”, Journal of Human Resources, 1997, 32 (3) , pp.481-504.
- Hersch, J. and L. Stratton “Household specialization and the male marriage wage premium,” Industrial and Labor Relations Review, 2000, 54 (1) , pp.78-94.
- Korenman, S. and D. Neumark “Does marriage really make men more productive?” Journal of Human Resources, 1991, 26 (2) , pp.282-307.
- Loughran, D.S. and J.M. Zissimopoulos “Why Wait?: The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women,” Journal of Human Resources, 2009, 44 (2) , pp. 326-349.
- Lundberg, S. and E. Rose “The effects of sons and daughters on men’s labor supply and wages,” The Review of Economics and Statistics, 2002, 84 (2) , pp. 251-268.
- Neumark, D. and S. Korenman "Sources of Bias in Women's Wage Equations: Results Using Sibling Data," Journal of Human Resources, 1994, 29 (2) , pp.379-405.