第 5 章

結婚が男性の労働供給に与える影響

湯川志保

要旨

本稿では、結婚が男性の労働供給行動に与える影響について、慶應義塾大学が実施している「慶應義塾家計パネル調査」を用いて分析をおこなった。推定結果から、既婚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、全体のサンプルでは、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。しかし、観測期間中に結婚変化のあったサンプルに限定すると、結婚が男性の労働時間を増加させるという結果は得られなかった。以上のことから、結婚後に男性の労働時間が増加するかについては、明確な結果を得ることができなかった。さらに本稿では、結婚による労働時間の上昇が、Becker の家庭内分業仮説と整合的であるかを確認するために、夫婦間の学歴差を比較優位の代理変数として分析を行った。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し、女性の労働時間が減少することが確認された。また、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は、夫の学歴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、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。以上の推定結果は結婚が家計内の分業を促進するという Becker の理論と整合的であるといえる。

第１節　はじめに*

本稿では、結婚によって男性の労働供給行動がどのように変化するかについて分析する。結婚は男性の労働供給行動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、結婚が男性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、結婚による男性の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) 結婚によって男性の労働供給行動がそもそも変化しているのか、(2) 結婚後の労働供給に変化が観察されたとして、その変化は夫婦間の分業によるという Becker (1991) の仮説と整合的であるかについて検証する。

結婚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、既婚男性の妻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指標とみなし、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が小さい家計では、結婚後も妻は

* 本稿は、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科/京都大学経済研究所連携グローバル COE プログラムによる「慶應義塾家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。本稿の作成過程では、樋口美雄教授、瀬古美喜教授、鶴光太郎教授、大野由香子准教授、山本勲准教授、坂本和靖特任准教授、敷島千鶴特任講師から貴重なコメントを頂戴した。心から感謝申し上げる。また、GCOE 演習講義の参加者の皆様からも有益なコメントを頂いた。厚くお礼申し上げる。本稿に関する一切の誤りは筆者が責任を負うものである。

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、以上の 2 つの仮説を検証することで、結婚と男性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。

本稿から得られた結果を事前に述べると、全体のサンプルでは、結婚後に男性は労働時間を有意に増加させる。しかし、観測期間中に結婚変化のあったサンプルに限定すると、結婚が男性の労働時間に与える影響は正であるものの、統計的に有意な結果は得られなかった。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はその他の夫婦に比べて、結婚による男性の労働時間の増加が大きい傾向にあることが確認された。さらに、夫の方が妻よりも学歴が高い家計の妻は、同学歴や妻の学歴が夫の学歴より高い家計の妻よりも、年労働時間が有意に少なく、就業もしない傾向にあることが示された。以上の結果は、Becker(1991)の分業の理論を支持する結果であるといえる。また、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[1]。結婚の生産性に対する影響を明らかにするために、結婚が賃金や年収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、年収は増加することがわかった。

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

第２節　先行研究

結婚と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。

結婚と男性の労働時間に関する研究は少ないが、結婚が男性の賃金に与える影響に注目

[1] 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。

した研究は多く存在する。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)では、妻が働いている場合、結婚による男性の賃金の上昇が小さいことを示している。これは、結婚による家計内分業が男性の生産性に影響を与えていることを示唆している。また、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いる。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、年収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(2012)が存在する。川口(2005)では、(公財)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(2012)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（KHPS）」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存在しない。本稿では、結婚が男性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男性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、年収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。

第３節　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ると考えられる。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ると考えられる。

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) 結婚後に男性の労働時間の増加が観察されるか、(2) 結婚による労働供給の変化が Becker の分業仮説と整合的であるかどうかを確認する。特に、結婚による男性労働者の労働供給の変化が、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と考えるならば、学歴差の大きい夫婦ほど結婚による男性の労働供給増加の効果は大きいはずである。また、労働供給だけでなく結婚が男性の年収、賃金率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。

第４節　推定方法とデータ

１　推定方法

本稿では、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、結婚が男性の労働時間と賃金、年収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。ベンチマークモデルとして、以下のモデルを推定する。

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

モデル（1）を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、男性の年労働時間と賃金、年収である。$Marriage$は、有配偶ダミー、Xは個人属性、α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、能力や思考など観察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。

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変量効果モデルで推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Marriage_{it} + \beta_2 (Marriage_{it} \times CA_{it}) + \alpha_i + \gamma' X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

ここで CA は夫の学歴が妻の学歴より高い場合には 1 をとるダミー変数である。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、β_2の係数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就業状態に影響を与えているか検証する。男性と違い、労働時間が 0 時間の女性が多く存在するため、労働時間についてはトービットモデルを用いて推定する。

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

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、β_1の係数は負となる。

2　データ

分析には、慶應義塾大学が実施している「慶應義塾家計パネル調査」(以下 KHPS)の 2004 年から 2012 年までの 9 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、未婚男性と既婚男性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。本稿では、55 歳までの雇用就業している男性にサンプルを限定して分析を行う 。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、比較優位の差の代理変数である、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、就業決定にどのような影響を与えているかを分析する。

3　推定に使用する変数

男性の年労働時間は、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[2]。年

[2] 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。

収は、時給に年労働時間を除したものを用いる。

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、それ以外(同学歴、妻の学歴＞夫の学歴)）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、その他)、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)、業種ダミー、子どもダミー(子ども 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、昨年の年収、都道府県の失業率、年ダミーを用いた。

記述統計は表 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 200 時間長い。既婚男性の妻の内、就業しているのが約 62%で、労働時間は、566 時間である。平均的な子ども数は 1 人である。未婚男性と既婚男性の平均年齢はそれぞれ 34 歳と 43 歳である。夫婦の学歴の組み合わせは、同学歴が最も多く、約 49%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 34%、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を見てみると、夫の学齢が妻の学歴より高い夫婦と同学歴の夫婦では、平均的な男性の労働時間に大きな差は観察されない。一方、夫の方が妻よりも学歴が高い夫婦や同学歴の夫婦と比較して、妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦の男性の平均労働時間が少ないことが観察された。これは、夫婦間の学歴差が大きい男性の方が、夫婦間の学歴差が小さい男性よりも分業を行っていることを示唆しているのかもしれない。

表１　記述統計

	男性		女性	
	独身	既婚	独身	既婚
年労働時間	1657.44	1859.604	1406.231	1007.766
	(744.029)	(729.423)	(742.0)	(641.308)
年労働時間（夫婦間学歴差別）				
夫の学歴＞妻の学歴		1865.235		
		(701.290)		
同学歴		1866.78		
		(752.360)		
妻の学歴＞夫の学歴		1849.096		
		(729.0512)		
賃金	2147.188	3575.552		
	(2265.686)	(4722.29)		
年収	2798873	4819145		
	(1434279)	(2182226)		
年齢	34	43	34	43
	(9.125)	(7.456)	(9.33)	(7.315)
中卒	0.03	0.02	0.01	0.013
	(0.171)	(0.151)	(0.102)	(0.115)
高卒	0.39	0.45	0.34	0.500
	(0.487)	(0.497)	(0.475)	(0.500)
短大・高専	0.08	0.07	0.29	0.269
	(0.270)	(0.26)	(0.452)	(0.444)
大卒以上	0.44	0.42	0.27	0.15
	(0.497)	(0.493)	(0.442)	(0.357)
その他	0.06	0.04	0.09	0.07
	(0.243)	(0.198)	(0.293)	(0.251)
子ども数	0.13	0.82	0.22	0.83
	(0.357)	(0.743)	(0.441)	(0.743)
夫の学歴＞妻の学歴		0.336		
		(0.472)		
同学歴		0.494		
		(0.500)		
妻の学歴＞夫の学歴		0.170		
		(0.375)		
妻の就業		0.624		
		(0.484)		
妻の労働時間		566.022		
		(692.778)		
サンプルサイズ	1587	8861	1800	3146

（注)()内は標準偏差。賃金は、独身が 1563 サンプル、既婚が 8813 サンプル、年収は、独身が 1558 サンプル、既婚が 8810 サンプル、妻の就業は 8220 サンプル、妻の労働時間は 7999 サンプルの記述統計を示す。また、夫婦間学歴差のダミー変数は、7780 サンプルの記述統計である。

第 5 節　推定結果

1　結婚が男性の労働供給に与える影響

表 2 は、結婚が男性の労働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 112 時間増加させることが示されており、10%水準で統計的に有意である。しかし、観測期間中に結婚変化があったサンプルに限定して分析を行うと、係数は正であるものの、結婚と男性の労働時間について有意な関係は得られなかった。これは、観測期間中に結婚変化のあったグループのコントロール変数の影響がその他のグループと異なるという仮定のもとでは 、結婚が男性の労働時間を有意に増加させるということが観察されないことを示す。また、観測期間中に結婚変化があったサンプルに限定することで、サンプル数が少なくなったために、結婚の効果を確認することが難しくなった可能性も考えられる。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。

表 2　結婚が男性の労働時間に与える影響

年労働時間	OLS	変量効果	固定効果	固定効果（観測期間中に結婚変化あり）
有配偶ダミー	164.593***	185.144***	111.683*	32.218
	(23.057)	(30.811)	(65.744)	(99.615)
自由度修正済み決定係数	0.068	0.015	0.020	0.117
サンプルサイズ	10,448	10,448	10,448	534

(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。学歴と年齢、子ども数(子 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、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)、業種ダミー、都道府県の失業率、昨年の年収、年ダミーをコントロールしている。

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労働時間が長いことが確認された。しかし、全体のサンプルで分析を行った場合と、観測期間中に結婚変化のあったサンプルに限定して分析を行った場合では、結果が異なるため、結婚後に男性の労働時間が増加するかについては、明確な結果を得ることはできなった。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、結婚が賃金や年収に与える影響について検証を行う。

２　家庭内分業仮説の検証

結婚による男性の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検証する。推定結果は、表 3 のとおりである。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が、統計的に有意ではない(有配偶ダミーと夫の学歴＞妻の学歴ダミーの交差項の係数が有意ではない)。しかし、結婚が男性の労働供給に与える影響を学歴差グループごとに検証した場合、夫の学歴が妻の学歴よりも高いグループでは、結婚が男性の労働時間に与える影響は 195 時間であるのに対して、その他の夫婦（妻の学歴が夫の学歴よりも高い夫婦もしくは同学歴の夫婦）については、結婚が男性の労働時間に与える影響は 161 時間程度である。両者の差は統計的に有意ではないが、結婚が学歴差の大きい夫婦の男性の労働時間に与える影響は、その他の夫婦と比べて 20%程度大きく、量的に無視できない。したがって、夫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時間が大きく増加する傾向にあることが確認される。以上の結果は分業仮説の予測と整合的である。

表 3　結婚が男性の労働時間に与える影響（夫婦間学歴差別）

年労働時間	変量効果
有配偶ダミー	161.496***
	(36.320)
有配偶ダミー×夫の学歴＞妻の学歴	33.569
	(33.020)
自由度修正済み決定係数	0.0152
サンプルサイズ	9,367
夫の学歴が妻の学歴より高い男性の結婚後の労働時間の変	195.065***
$\beta_{\text{有配偶ダミー}}+\beta_{\text{有配偶ダミー×夫の学歴＞妻の学歴}}=0$	{0.000}

(注)()内はロバストな標準誤差。{}内は P 値を示す。***、**、*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。学歴と年齢、子ども数(子 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、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)、業種ダミー、都道府県の失業率、昨年の年収、年ダミーをコントロールしている。

次に、分業仮説の妥当性を検証するために、女性の労働行動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 4 では、既婚男性の妻の労働時間や就業の有無を用いて、夫婦間の学歴差と妻の労働行動の関係について、トービットモデルと

プロビット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、その他の夫婦に比べて、妻の労働時間は 252 時間短く、就業する確率も低い傾向にあることが確認された。これらの結果からも、結婚後に家計内で分業が行われていることが示唆される。

表 4　夫婦間学歴差が既婚男性の妻の労働時間と就業に与える影響

	Tobit	Probit	
	労働時間	就業	限界効果
有配偶ダミー×夫の学歴＞妻の学歴	-252.127***	-0.278***	-0.10588***
	(27.646)	(0.035)	(0.0134)
疑似決定係数	0.0079	0.0607	
サンプルサイズ	7,999	8,220	

(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。学歴と年齢、子ども数(子 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、都道府県の失業率、夫の昨年の年収、年ダミーをコントロールしている。

また、結婚が女性の労働時間に与える影響について、就業している女性のサンプルを用いて男性と同様の分析を行った[3]。表 5 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ることが示された。結婚が労働供給に与える影響は男性よりも大きく、平均的に 273 時間程度の労働時間の減少をもたらす。しかし、観測期間中に結婚変化があったサンプルに限定して分析を行うと、係数は負であるものの、有意な結果を得ることができなかった。これは、観測期間中に結婚変化のあったグループのコントロール変数の影響がその他のグループと異なるという仮定のもとでは 、結婚が女性の労働時間を有意に減少させるということが観察されないことを示す。また、上述したように、観測期間中に結婚変化があったサンプルに限定することで、サンプル数が少なくなるため、結婚の効果を確認することが難しくなった可能性も考えられる。夫婦間の学歴差の変数を加えた推定では、夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の方がその他の夫婦より女性の労働時間が約 108 時間少ない。学歴差が夫婦間の比較優位の差を反映していると考えるならば、以上の結果は分業仮説と整合的である。

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、

[3] 就業している女性のサンプルを限定しているため、ここでの分析は、結婚が女性の就業行動に与える影響を完全に分析できていない。本稿の主眼はあくまで結婚が男性の労働供給に与える影響にあるが、結婚が男女の労働供給に与える影響についての統一的な分析は今後の研究課題としたい。

賃金や年収と結婚の関係について分析を行う。表 6 が推定結果である。表 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正であるものの、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上昇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、男性労働者の年収は、全体のサンプルでは、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 11%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　結婚が女性の労働時間に与える影響

年労働時間	OLS	変量効果	固定効果	固定効果 (観測期間中に結婚変化あり)	変量効果
有配偶ダミー	-235.439***	-284.965***	-272.950***	-33.398	-270.919***
	(25.086)	(35.235)	(75.420)	(111.838)	(40.400)
有配偶ダミー×夫の学歴＞妻の学歴					-108.041***
					(38.627)
自由度修正済み決定係数	0.268	0.046	0.054	0.209	0.0405
サンプルサイズ	4,946	4,946	4,946	431	4,471
夫の学歴が妻の学歴より高い男性の結婚後の労働時間の変化					-378.96***
$\beta_{\text{有配偶ダミー}}+\beta_{\text{有配偶ダミー×夫の学歴＞妻の学歴}}=0$					{0.000}

(注)()内はロバストな標準誤差。{}内は P 値を示す。***、**、*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。学歴と年齢、子ども数(子 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、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)、業種ダミー、都道府県の失業率、昨年の年収、年ダミーをコントロールしている。

表６　結婚が男性の賃金と年収に与える影響

	賃金				年収			
年労働時間	OLS	変量効果	固定効果	固定効果 （観測期間中に結婚変化あり）	OLS	変量効果	固定効果	固定効果 （観測期間中に結婚変化あり）
有配偶ダミー	0.227***	0.207***	-0.002	0.009	0.385***	0.303***	0.107**	0.051
	(0.019)	(0.026)	(0.058)	(0.082)	(0.017)	(0.032)	(0.053)	(0.051)
自由度修正済み決定係数	0.176	0.021	0.031	0.113	0.359	0.0553	0.061	0.208
サンプルサイズ	10,376	10,376	10,376	530	10,368	10,368	10,368	529

(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。学歴と年齢、子ども数(子 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー)、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)、業種ダミー、都道府県の失業率、配偶者手当ありダミー、年ダミーをコントロールしている。

第 6 節　結論

本稿では、結婚によって男性の労働供給行動がどのように変化するかについて、慶應義塾大学が実施する「慶應義塾家計パネル調査」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、全体のサンプルでは、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。しかし、観測期間中に結婚変化のあったサンプルに限定して分析を行うと、係数は正であるものの有意な結果を得ることができなかった。これは、観測期間中に結婚変化のあったグループのコントロール変数の影響がその他のグループと異なるという仮定のもとでは 、結婚が男性の労働時間を有意に増加させるということが観察されないことを示す。また、観測期間中に結婚変化があったサンプルに限定することで、サンプル数が少なくなったために、結婚の効果を確認することが難しくなった可能性も考えられる。以上のことから、結婚後に男性の労働時間が増加するかについては、明確な結果は得られなかった。さらに本稿では、結婚による労働時間の上昇が、Becker の家庭内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傾向にあることや、女性の労働時間が減少する傾向にあることが確認された。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その他の夫婦よりも、妻の労働時間が少なく、就業しない傾向にあることが明らかになった。以上の推定結果は結婚が家計内の分業を促進するという Becker の理論と整合的であるといえる。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、結婚は男性の年収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示唆される。ただし、観測期間中に結婚変化のあったサンプルに限定して分析を行うと、結婚が男性の年収に与える影響は正であるものの、有意な影響を与えていない点には留意する必要がある。

参考文献

Becker, Gary S. (1991) A Treatise on the Family. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Choi, H.J.; Joesch, J. and Lundberg, S. (2008) “Sons, daughters, wives, and the labour market outcomes of West German men”, Labour Economics, 15(5), pp. 795-811.

Gray, Jeffrey S., (1997)“The Fall in Men’s Return to Marriage,” Journal of Human Resources 32:3,pp. 481–504.

Hersch, J. and Stratton, L. (2000) “Household specialization and the male marriage wage premium”, Industrial and Labor Relations Review, 54(1) pp. 78-94.

Korenman, S. and D Neumark, ., 1991, “Does marriage really make men more productive?” Journal of Human Resources, 26(2) pp.282-307.

Lundberg S. and E Rose. (2000) “Parenthood and the Earnings of Married Men and Women”, Labour Economics, 7 (6) pp. 689-710.

Lundberg S. and E Rose. (2002) “The effects of sons and daughters on men’s labor supply and wages”, The Review of Economics and Statistics, 84(2) pp 251-268.

川口章(2005)「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』535:pp.42-55.

佐藤一磨(2012)「Propensity Score Matching 法を用いた男性のマリッジプレミアムの検証」KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES DP2012-005