

出産が男性の労働成果に与える影響

湯川志保¹

要約

本稿は、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」²を用いて、出産が男性の労働時間に与える影響について分析を行った。分析の結果、出産が男性の労働時間を増加させることが確認された。さらに本稿は、出産による男性の労働時間の増加が家庭内分業によるものかを検証するために比較優位の指標として学歴差を用いて分析を行った。分析の結果、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性の方がその他の男性に比べて労働時間の増加が大きいことが示された。最後に、家庭内分業が男性の生産性の代理変数である賃金に影響を与えるかについて分析したが、賃金に関しては有意な影響は観察されなかった。

1. イントロダクション

結婚や出産と男性の労働成果に関する海外の先行研究は多く存在し、結婚や出産が男性の労働成果に影響を与えることが確認されている（例えば、Hersch and Stratton 2001, Lundberg and Rose 2002, Choi et.al 2008 など）。さらに、結婚や出産が男性の労働成果に正の影響を与えるのかについていくつかの仮説が提示されている。³その中に一つに、Becker(1991)の分業仮説が存在する。この仮説は、夫は市場労働に、妻は家事に比較優位を持つ場合であれば、夫は市場労働に専念し、妻は家事に専念するというように、各人が得意とする分野に特化することが家庭内の厚生を増加させるというものである。夫が市場労働に比較優位を、妻が家事に比較優位を持つ場合には、夫が市場労働に特化することで、夫の労働時間の増加と夫が市場労働に集中することによる生産性の上昇が予測される。本研究は、出産が男性の労働供給を変化させるのかを確認し、仮に出産によって男性の労働供給が変化した場合、それは家計内での分業によるものなのかについて検証する。さらに、家庭内分業によって生産性の代理変数である賃金を上昇させるかについても分析を行う。比較優位の代理変数として、夫婦間の学歴差を用いる。

本稿の結果を述べると、出産は、男性の労働時間や賃金を増加させることが示された。また、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、子どもが男性の労働供給に与える影響は有意に大きいことが示されたが、賃金に関しては有意な影響は観察されなかった。

2. 先行研究

家庭内分業仮説に焦点を当て、結婚や出産が男性の労働成果に与える影響を検証したものに、Hersch and Stratton(2000)やBardasi and Taylor(2008)、Killewalda and

¹ 帝京大学経済学部 助教 s_yukawa@main.teikyo-u.ac.jp 本研究は、科学研究助成事業若手研究 B（課題番号 15K17056）の助成を受けました。

² 本稿は、公益財団法人家計経済研究所から「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けました。心より感謝致します。

³ 川口（2005）では、結婚が男性の労働成果に正の影響を与えることについて先行研究が提示した仮説について整理されている。

Gougha(2013)などがある。Hersch and Stratton(2000)は、National Survey of Families and Householdsのデータを用いて、家庭内分業仮説の検証を行った。比較優位の指標として、家事の合計時間を用いて分析を行った結果、家事の合計時間が男性の賃金に与える影響は小さいことから分業仮説は支持されなかったとした。Bardasi and Taylor(2008)は、妻の労働時間や妻の家事負担などの変数を比較優位の指標として用い、イギリス人男性の結婚による賃金増加は、分業によるものなのかを検証し、分業仮説が支持されることを確認した。Killewalda and Gougha(2013)は、労働時間や職業、常勤かを比較優位の指標として用いて、分業仮説を検証した結果、女性については分業仮説が支持されなかったが、男性については、支持されることが明らかになった。日本において、出産による男性の労働供給の変化が家庭内分業によるものなのかや、家庭内分業が賃金を上昇させるのかを詳細に分析した研究は存在しない。また、これまでの研究で比較優位の指標として用いられた家事時間や労働時間などは、すでに家庭内での意思決定後の結果である可能性があり、比較優位の指標として適切かについては議論の余地がある。そこで、本稿は、出産が男性の労働供給や賃金を変化させるのか、変化させるのであれば、それは家庭内分業によるものなのかについて夫婦の学歴差という指標を用いて検証を行う。

3. データ

本稿で使用するデータは、公益財団法人家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の1994年から2013年までのデータを用いる。この調査は、1993年に、全国規模から抽出された24歳から34歳の1500人の女性を対象に開始された。1997年には、24歳から27歳の女性を、2003年には、24歳から29歳の女性を新たに調査の対象に追加した。さらに、2008年と2013年には、それぞれ24歳から28歳の女性を調査の対象に加えた。この調査は、調査対象者である女性自身に関する質問だけでなく、その配偶者である夫の職業や学歴などについても質問しており、本分析を行うのに適したデータである。

被説明変数は、年労働時間と男性の賃金（対数値）を用いる。注目している説明変数は、比較優位の代理変数である、夫婦の学歴差ダミーである。夫婦の学歴差ダミーは、夫が妻よりも学歴が高いならば1、それ以外を0をとするダミー変数である。

コントロール変数として、企業規模や学歴、年齢、業種を用いる。さらに、先行研究では、分業仮説を検証する変数として、本人の家事時間や配偶者の労働時間、常勤かどうかなどを用いている。そこで、本研究でも、1週間の家事・育児時間や配偶者の就業の有無などを加えた分析も行う。

表1は記述統計である。男性の平均年労働時間は、2618時間、男性の賃金の対数値の平均値は7.35である。夫の学歴が妻の学歴よりも高い夫婦の割合は35%である。妻で就業している人の割合は55%である。1週間の家事・育児時間の平均は、妻が49.4時間なのに対して、夫は8.4時間と少ない。

4. 推定モデル

以下のモデル1と2をランダム効果モデルで推定する。比較優位の代理変数である夫婦

の学歴差ダミーは時間一定の変数のため、固定効果で分析することができない。

y_{it} は、年労働時間と賃金である。分業仮説が支持されるならば、学歴差が大きくなるほど賃金や労働時間の増加が大きくなるため男性の場合は、 β_2 の係数は β_1 よりも大きくなることが予想される。さらに、子ども数によって労働時間や賃金に与える影響が異なることを考慮したモデル2でも推定を行う。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 child_{it}(1 - up_{it}) + \beta_2 child_{it} up_{it} + \gamma' x_{it} + u_{it}(1)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 c1_{it}(1 - up_{it}) + \beta_2 c1_{it} up_{it} + \beta_3 c2_{it}(1 - up_{it}) + \beta_4 c2_{it} up_{it} + \beta_5 c3_{it}(1 - up_{it}) + \beta_6 c3_{it} up_{it} + \gamma' x_{it} + u_{it}(2)$$

表1 記述統計

	観測数	平均	標準偏差
男性の年労働時間	17496	2618.64	714.64
男性の賃金（対数値）	17161	7.35	0.39
子ども数	17496	1.71	0.97
夫の学歴 > 妻の学歴	17496	0.35	0.48
夫の学歴			
中卒	17496	0.08	0.27
高卒	17496	0.39	0.49
短大・専門・高専	17496	0.15	0.35
大卒・大学院卒	17496	0.39	0.49
男性の年齢	17496	38.64	7.32
1週間の妻の家事時間	17496	49.40	27.24
1週間の夫の家事時間	17496	8.40	9.66
常勤	17496	0.97	0.17
農林業・漁業・水産業・鉱業・建設業・	17496	0.14	0.34
製造業	17496	0.27	0.45
卸売り・小売り	17496	0.15	0.35
金融・保険・不動産	17496	0.06	0.23
運輸・通信・電気・ガス・水道	17496	0.11	0.32
サービス	17496	0.16	0.37
公務	17496	0.11	0.31
小規模(100人未満)	17496	0.38	0.48
中規模(100人～999人)	17496	0.29	0.46
大規模(1000人以上)&官公庁	17496	0.33	0.47
妻の学歴			
中卒	17092	0.04	0.20
高卒	17092	0.40	0.49
短大・専門・高専	17092	0.41	0.49
大卒・大学院卒	17092	0.15	0.35
妻の就業	17092	0.55	0.50

5. 分析結果

分析結果は、表2と表3のとおりである。表2は、労働時間に関する分析結果である。推定モデル1では、夫の方が妻の学歴よりも高い夫婦の子どもによる男性の年労働時間の増加は、約80時間で、同学歴もしくは妻の学歴が高い夫婦の子どもによる男性の労働時間の

増加は約 45 時間で統計的に有意である。また、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性とそれ以外の男性の出産による労働時間の増加の差も有意水準 5% で統計的に有意である。これらの結果から、推定モデル 1 では、分業仮説が支持されたと考えられる。推定モデル 2 の分析結果は次のとおりである。1 人目の子どもの出産に関しては、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性のみ、男性の年労働時間に有意に正の影響があることが確認された。また、子ども 2 人以上の場合は、すべての夫婦について、出産が男性年労働時間に有意に正の影響を与えることが確認された。さらに、出産による男性の労働時間の増加は、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性の方がその他の男性よりも大きい。しかし、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性とその他の男性の出産による労働時間の増加の差は、3 人目の子どもの出産についてのみ統計的に有意である。

その他の変数の結果について次のとおりである。妻の就業の有無は、労働時間には有意な影響を与えていなかった。先行研究で分業仮説を検証する指標として用いられていた本人の家事・育児時間は有意水準 1% で有意に負の影響を与えていることが確認された。係数の符号は先行研究と整合的である。一方、妻の 1 週間の家事・育児時間は男性の年労働時間に有意に正の影響を与えている。妻が家事・育児に集中してくれることで夫が市場労働に多くの時間を割くことができることを反映しているのかもしれない。これまでの結果から、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、おおむね年労働時間に与える影響が大きいことが確認された。つまり、分業仮説が支持されていることが示唆される。

次に、家庭内分業が男性の生産性の代理変数である賃金が上昇させるのかについてみていく (表 3)。モデル 1 において、出産による男性の賃金の増加は、同学歴もしくは妻が夫よりも学歴が高い場合は、3.3% で、夫の学歴が妻の学歴よりも高い場合は 3.6% で統計的に有意であるが、その差は統計的に有意ではないことから家庭内分業は男性の賃金上昇に影響を与えないことが示唆される。また、モデル 2 では、子ども 1 人の場合、どの学歴の組み合わせの夫婦でも、1 人目の出産による賃金上昇の係数は正であるものの、統計的に有意な結果ではない。これに対して、2 人目以降の出産の場合は、どの学歴の組み合わせの夫婦でも、出産による賃金の上昇は統計的に有意である。しかし、自分の方が妻の学歴よりも高い男性とそれ以外の男性との出産による賃金上昇の差は、モデル 1 と同様に統計的に有意な結果ではない。モデル 1 とモデル 2 から分業による賃金の上昇はないことが考えられる。

その他の変数の結果は次のとおりである。妻の就業は男性の賃金に有意に負の影響を与える。妻が働いている場合、妻が働いていない時よりも男性の家事負担が多くなる結果、男性が職業訓練などに費やす時間が減少するため、賃金に負の影響を与えた可能性が考えられる。一方、配偶者である妻の 1 週間の家事・育児時間は、統計的に有意な影響を与えてなかった。また、先行研究で分業仮説を検証する指標として用いられていた本人の家事・育児時間についても統計的に有意な結果を得ることができなかった。

6. 結論

本稿は、(公財)家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の20年間のデータを用いて、出産が男性の労働時間に影響を与えるのかと影響を与えているのならば、それは分業によるものなのかについて検証を行った。また、家庭内の分業が男性の賃金に与える影響についても分析を行った。分析の結果、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性の方がその他の男性と比べて出産が男性の年労働時間の増加に与える影響が大きいことが示された。しかし、賃金については、自分の学歴が妻の学歴よりも高い男性とその他の男性の間で出産による賃金上昇の差について統計的に有意な結果は得られなかった。

表2 出産が男性の労働時間に与える影響

	(1) 変量効果 男性の年労働時間	(2) 変量効果 男性の年労働時間
同学歴もしくは妻>夫の出産の労働時間増加の効果	41.519*** (12.565)	
夫>妻の出産後の労働時間増加の効果	79.774*** (15.688)	
同学歴もしくは妻>夫の1人目出産の労働時間増加の効果		51.057 (31.073)
同学歴もしくは妻>夫の2人目出産の労働時間増加の効果		104.267*** (34.246)
同学歴もしくは妻>夫の3人目以上出産の労働時間増加の効果		114.846*** (42.115)
夫>妻の1人目出産の労働時間増加の効果		73.900** (34.682)
夫>妻の2人目出産の労働時間増加の効果		151.996*** (39.073)
夫>妻の3人目以上出産の労働時間増加の効果		249.974*** (55.791)
分業の効果		
夫>妻の出産の労働時間増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の出産の労働時間増加の効果=0		38.255**
夫>妻の1人目出産の労働時間増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の1人目出産の労働時間増加の効果=0		22.843
夫>妻の2人目出産の労働時間増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の2人目出産の労働時間増加の効果=0		47.729
夫>妻の3人目以上出産の労働時間増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の3人目以上出産の労働時間増加の効果=0		135.128**
妻の就業の有無	-7.622 (15.252)	-8.032 (15.254)
1週間の妻の家事時間	2.651*** (0.309)	2.637*** (0.320)
1週間の夫の家事時間	-10.958*** (0.908)	-11.005*** (0.930)
常勤	304.948*** (45.585)	304.211*** (45.476)
学歴ダミー (ベース:大学・大学院卒)		
中卒	-157.569*** (58.524)	-162.156*** (58.499)
高卒	-67.631** (32.583)	-75.214** (33.192)
短大・高専・専門	-37.068 (38.974)	-40.205 (39.019)
男性の年齢	-10.408*** (1.861)	-10.321*** (1.875)
業種ダミー (ベース:公務)		
農林業・漁業・水産業・鉱業・建設業・その他	103.173* (53.088)	105.949** (53.062)
製造業	35.435 (46.258)	35.980 (46.268)
卸売り・小売り	177.493*** (52.819)	178.191*** (52.818)
金融・保険・不動産	61.048 (69.108)	62.057 (69.370)
運輸・通信・電気・ガス・水道	143.478*** (51.683)	145.220*** (51.737)
サービス	52.611 (44.390)	53.611 (44.383)
企業規模ダミー (ベース:1000人以上)		
小規模(100人未満)	-23.841 (27.418)	-24.453 (27.411)
中規模(100人~999人未満)	-6.148 (23.698)	-6.297 (23.738)
定数項	2,573.750*** (104.669)	2,570.682*** (104.752)
観測数	17,496	17,496
決定係数	0.0393	0.0392

有意水準 1%*** 有意水準 5%** 有意水準 10%* 括弧内は標準誤差

表3 出産が男性の賃金に与える影響

	(1) 変量効果 男性の賃金 (対数值)	(2) 変量効果 男性の賃金 (対数值)
同学歴もしくは妻>夫の出産の賃金増加の効果	0.033*** (0.007)	
夫>妻の出産の賃金増加の効果	0.036*** (0.009)	
同学歴もしくは妻>夫の1人目出産の賃金増加の効果		0.019 (0.017)
同学歴もしくは妻>夫の2人目出産の賃金増加の効果		0.072*** (0.017)
同学歴もしくは妻>夫の3人目以上出産の賃金増加の効果		0.087*** (0.023)
夫>妻の1人目出産の賃金増加の効果		0.030 (0.019)
夫>妻の2人目出産の賃金増加の効果		0.078*** (0.021)
夫>妻の3人目以上出産の賃金増加の効果		0.096*** (0.030)
分業の効果		
夫>妻の出産の賃金増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の出産の賃金増加の効果=0		0.003
夫>妻の1人目出産の賃金増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の1人目出産の賃金増加の効果=0		0.011
夫>妻の2人目出産の賃金増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の2人目出産の賃金増加の効果=0		0.006
夫>妻の3人目以上出産の賃金増加の効果-同学歴もしくは妻>夫の3人目以上出産の賃金増加の効果=0		0.009
妻の就業の有無	-0.033*** (0.008)	-0.033*** (0.008)
1週間の妻の家事時間	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
1週間の夫の家事時間	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
常勤	0.110*** (0.031)	0.109*** (0.031)
学歴ダミー (ベース: 大学・大学院卒)		
中卒	-0.145*** (0.031)	-0.139*** (0.031)
高卒	-0.119*** (0.018)	-0.117*** (0.018)
短大・高専・専門	-0.121*** (0.019)	-0.120*** (0.019)
男性の年齢	0.018*** (0.001)	0.018*** (0.001)
業種ダミー (ベース: 公務)		
農林業・漁業・水産業・鉱業・建設業・その他	0.028 (0.029)	0.028 (0.029)
製造業	0.046 (0.029)	0.045 (0.029)
卸売り・小売り	-0.025 (0.030)	-0.026 (0.030)
金融・保険・不動産	0.138*** (0.039)	0.137*** (0.039)
運輸・通信・電気・ガス・水道	0.003 (0.032)	0.002 (0.032)
サービス	0.012 (0.027)	0.012 (0.027)
企業規模ダミー (ベース: 1000人以上)		
小規模(100人未満)	-0.076*** (0.017)	-0.076*** (0.017)
中規模(100人~999人未満)	-0.050*** (0.013)	-0.050*** (0.013)
定数項	6.564*** (0.057)	6.565*** (0.057)
観測数	17,161	17,161
決定係数	0.100	0.100

有意水準 1%*** 有意水準 5%** 有意水準 10%* 括弧内は標準誤差

参考文献

- 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 vol535, 42-55.
- Bardasi, E. and M. Taylor, 2008. Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis. *Economica* 75, 569-591.
- Becker,GS, 1991. *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Choi, H.J.,Joesch, J. and S. Lundberg, 2008. Sons, daughters, wives, and the labour market outcomes of West German men. *Labour Economics* 15(5), 795-811.
- Hersch, J. and L. Stratton, 2000. Household specialization and the male marriage wage premium. *Industrial and Labor Relations Review* 54(1), 78-94.
- Killewald, A. and M. Gough, 2013 Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?. *American Sociological Review* 55(5), 1-26.
- 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), 251-268.