

論文

## 多胎児・年子の出産と女性の就業・年収の関係

### Relationship of Multiple Births and Annual Consecutive Births to Female Employment and Annual Income:

#### How Influential Are Childbearing Penalties?

武内真美子

TAKEUCHI Mamiko

#### 要旨

本稿では、多胎児や年子の子供を出産した場合の女性の出産ペナルティについて、2016年から2020年の5年間の調査データを使用してパネル分析による考察を行った。分析の結果、女性の就業と労働時間に関しては、多胎児・年子の効果は概ね、通常確認できる末子の年齢による出産ペナルティと同等程度のものであり、年子の下の子供の年齢が0歳児の場合は労働時間に負の効果が確認できた以外は、ほとんど有意な結果は得られなかった。また、賃金関数の推計結果については、変量効果モデルにおいて、多胎児ダミーは10%の有意水準で年収を約8.2%押し下げる効果が確認できた。この効果は、子供の年齢を考慮すると7歳から12歳の多胎児を持つ母親のペナルティである可能性はあるが、いずれの推計も固定効果モデルでは有意な結果は得られなかった。

#### Abstract

This study used a panel data analysis to examine wage penalties for women's childbearing in consecutive years or for multiple children, based on five years of individual data from 2016 to 2020. With respect to female employment and working hours, the results of the analysis confirmed that the significant effects of giving birth in consecutive years or to multiple children are commensurate with the general childbearing penalties associated with the youngest child. The negative effect of giving birth were hardly significance in regard to working hours, with the exception that a negative effect was observed if the youngest child among siblings born in consecutive years was 0 years old. Concerning wage function estimation, the multiple children dummies in the random effects model reduced annual income by about 8.2% at the 10% significant level. This effect may be considered as a penalty for mothers with multiple children between 7 and 12 years of age. However, neither estimate was significant under the fixed effects model.

キーワード

出産ペナルティ、多胎児、年子、パネル分析

Keywords

childbearing penalty, multiple births, consecutive births, panel analysis

## 1. はじめに

子供を持つ女性が持たない女性よりも賃金が低いことは、“family gap” (Fuchs 1998; Waldfogel 1994) と呼ばれ、これまでも多くの研究で確認されている (Avellar and Smock 2003; Budig and England 2001; Glauber 2007; Loughran and Zissimopoulos 2009; Waldfogel 1997)。このような女性の出産ペナルティの現象に対して、男性 (夫) の賃金関数の推計では一般に妻の出産による賃金プレミアムが確認されることがほとんどである (Glauber 2008; Killewald 2013)。このように、出産 (子供) の賃金への影響は男女で異なるため、このことは男女間賃金格差の要因ともなっている。

女性の出産ペナルティの1つの要因としては、子育てへの男女の責任の度合いが異なり、女性により多くの負担がかかっていることが指摘できる。このことは母親が離職する確率を高め、生産性を低下させる要因になるが、育児休業などの働きやすい環境の整備により、就業を継続すれば、出産ペナルティを低く抑えることができることも確認されている (Budig et al. 2012; Gornick and Myers 2003)。また、別の要因としては、雇用者の子供を持つ女性への差別も指摘されている (Correll et al. 2007)。さらに、近年は女性の出産ペナルティについて、様々な角度から研究が続けられており、出産ペナルティが女性の賃金水準によって異なることを検証している研究には、Killewald and Bearak (2014)、Budig and Hodges (2010) などが挙げられる。一方で、女性の就業経験やスキルにより出産ペナルティが異なることも確認されている (England et al. 2016; Wilde et al. 2010)。また、これに関連して出産のタイミングに関する研究も行われている (Herr 2011; Miller 2011; Doren 2019)<sup>1</sup>。

国内の研究で出産ペナルティを検証した研究としては、川口 (2005)、武内・大谷 (2008) が挙げられる。両者は (財) 家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」によるパネルデータを用いて日本で就業する女性の出産ペナルティを確認している。さらに、Hsu (2021) は、同じパネルデータを用いて、子供の人数による出産ペナルティの長期的影響を詳細に捉えている。しかしながら、これまでの国内外の研究では子供2人以上の出産のタイミング (間隔)、とりわけ多胎児や年子のように、一度に母親 (もしくは父親) に子育ての負荷がかかる出産について、賃金への影響を検証した研究はほとんどない。本稿では、この点に着目し、多胎児もしくは年子の子供を持

---

<sup>1</sup> 出産自体が外生的なものではなく、キャリアを重視する女性が出産のタイミングを意図的に遅らせたり、避妊、中絶をする確率が高いことも指摘されている。このような事例を考慮した研究では、出産ペナルティは従来の研究よりも大きく推計されている (e.g. Nuevo-Chiquero 2014)。双子の出産を予測しない (外生的な) 変数として捉えている研究もあるが (e.g. Jacobsen et al. 2001)、日本では不妊治療の結果として多胎児の出産が増加した時期もあり、必ずしも双子の出産は外生変数とは言えない。

つことが女性の就業もしくは賃金（年収）に与える影響を確認することを目的としている。具体的には、多胎児や年子の出産が女性のキャリア開発に対して相対的に負荷となり、就業や年収に対して負の効果を持つという仮説を設定し、パネル分析を用いて検証する。

本稿の構成は、以下のとおりである。続く2節では、分析するデータの紹介と記述統計量について解説し、推計モデルの説明を行う。3節では、分析結果について考察する。4節はまとめである。

## 2. 記述統計と推計モデル

本稿の分析に使用したデータは、リクルートワークス研究所が実施している全国就業実態パネル調査の2016年から2020年の調査データである。調査は毎年1月に実施されており、追跡調査となっているが、標本は毎年追加されている一方で、継続サンプルの中にも無回答者が存在するため、データセットはアンバランスドパネルデータの形になっている。調査対象者は全国の15歳以上の男女であり、総務省統計局の「労働力調査」を基に、性別、年齢階層別、就業形態別、地域ブロック別、学歴別の割付が母集団を反映するように行われている。有効回収数は、2016年49131名、2017年48763名、2018年50677名、2019年62415名、2020年57284名である。調査項目は、主に前年度1年間の就業状況、仕事の状況、所得、健康等多岐に渡る。

本稿ではまず、女性が調査時点で就業しているか否か、および労働時間（就業していない場合は0時間）を被説明変数とする分析を行った。パネルデータの長所を活かし、就業決定関数のモデルは就業する場合は1、就業しない場合は0のダミー変数を被説明変数とするRandom-effect Probitモデルを使用した。また、労働時間については0時間で切断される連続変数を被説明変数とするRandom-effect Tobitモデルを使用した。

分析対象は在学中の者を除く60歳未満の女性である。Random-effect Probitモデルの被説明変数は調査時点（1月）の前月である12月時点で就業しているかどうかである。Tobitモデルの被説明変数も同様に12月の時点での週間労働時間であり、その時点で就業していない者は0の数値をとる<sup>2</sup>。説明変数には、年齢、既婚ダミー、末子の年齢ダミー（0歳、1-3歳、4-6歳、7-12歳、13歳以上の区分）、最終学歴、配偶者もしくは親との同居の有無、配偶者の年収を加えている。その上で、本稿の仮説を検証するために、1) 多胎児ダミーおよび年子ダミー、もしくは2) 多胎児ダミーおよび年子ダミーとその子供の年齢ダミー（0歳、1-3歳、4-6歳、7-12歳、13以上の区分）の交差項を挿入した。年子の場合、下の子供の年齢を扱っている。また、子供の人数は、多胎児や年子のダミーとの相関が強いため変数として使用していない。

以上の推計は、下記のRandom-effectモデル（1）式で示すことができる。

<sup>2</sup> Probitモデルの推計は休職中の者は就業していると扱い被説明変数は1の値をとるが、Tobitモデルでは休職中の者を除外して分析を行っている。労働時間に関する回答に欠損値が含まれ、求職者を除外していることから、Tobitモデルに使用できる観測数はProbitモデルと比較して少なくなる。

$$Work_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_3 others_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上記において、被説明変数  $Work_{it}$  は、就業するか否か、もしくは労働時間である。上述のとおり、就業するか否かは、Random-effect Probit モデルを使用し、労働時間は Random-effect Tobit モデルを使用して分析を行った。 $X_{it}$  は、通常の出産ペナルティの分析を計測する末子の年齢ダミーの説明変数群（0 歳、1-3 歳、4-6 歳、7-12 歳、13 以上の区分）であり、子供を持たない女性をベースカテゴリーとするため、限界効果（係数）は有意に負になることが想定される。これに対して、 $Z_{it}$  は、多胎児および年子に関わるダミー変数もしくはその子供の年齢ダミーの交差項の説明変数群である。本稿では、通常の出産ペナルティと比較して、多胎児や年子の子供を持つ女性の出産ペナルティがさらに有意に負の効果を持つかどうかを検証するため、仮説と整合的であれば、 $Z_{it}$  に係る係数  $\beta_2$  は負に有意となることが予想される。次に、調査時点で就業している女性に限定して、上記の 1) 多胎児ダミーおよび年子ダミー、もしくは 2) 多胎児ダミーおよび年子ダミーとその年齢の交差項が年収に与える影響を分析した。分析手法は Random-effect モデル（変量効果モデル）および Fixed-effect モデル（固定効果モデル）であり、被説明変数は年収の対数値である<sup>3</sup>。

分析対象は、勤続 1 年未満の者を除き、60 歳未満の雇用者に限定している。説明変数には、年齢、既婚ダミー、末子の年齢ダミー（0 歳、1-3 歳、4-6 歳、7-12 歳、13 以上の区分）、正社員ダミー、役職ダミー（経営者、部長、課長、係長、役職なしベース）、企業規模ダミー（大企業、中小企業、小企業、官公庁勤務、零細企業ベース）、産業 16 分類、職業 9 分類ダミーを含めている。その上で、仮説を検証するために、前述の 1) および 2) の説明変数を挿入した。

Random-effect モデルは、以下の (2) 式で示すことができる。

$$\log earning_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_3 others_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(1) 式と同様に、 $X_{it}$  は、通常の出産ペナルティの分析を計測する末子の年齢ダミーの説明変数群であり、係数は有意に負になることが想定される。これに対して、 $Z_{it}$  は、多胎児および年子に関わるダミー変数もしくはその子供の年齢ダミーの交差項の説明変数群であり、この変数が負に有意となるかどうかを検証することが本稿の主眼となる。Fixed-effect モデルでは、各標本の固定効果を詳細に制御するため、 $\alpha$  は  $\alpha_i$  に置き換えられる。

表 1 から表 3 は、使用したデータセット全体についてのクロス集計と推計に使用した変数の記述統計量の抜粋を掲載している。まず表 1 では、子供の有無と多胎児か年子であるか否かに分けて、非就業と就業の区分を観測数ベースで確認した。子供のいない女性の就業率は 82.2% であるが、子

<sup>3</sup> 被説明変数に賃金の対数値とした分析も行っているが、本稿の議論に変わりはない。労働時間の未回答者が存在することもあり、モデルの当てはまりは年収の対数値を被説明変数とした方が良い。事前に標本全体の年収の標準偏差 \* 3 を外れ値として除外してから対数変換の処理を行っている。近年は、計量経済モデルとして、未就業者の年収が加味されないサンプルセレクションの問題を補正する分析手法も開発されているが、本稿の分析では使用した計量ソフトで尤度関数の計測が収束せず、結果が得られなかったため、この手法を使用していない。

供がいて多胎児・年子を持たない女性の就業率は66.78%である。一方、多胎児および年子を持つ女性の就業率は、それぞれ67.63%、68.8%であり、多胎児および年子の子供を持たない女性とほとんど就業率に差異がないことが示されている。

一方、多胎児についての内訳で非就業、就業の比率を見た結果が表2である。三つ子の場合の観測数16であるが、就業率は93.75%と非常に高く、四つ子の場合は観測数が2で、就業率が50%という結果である。また、表には掲載していないが、労働時間に関しては、分析に使用した就労している女性（非就業で労働時間が0の者を除く）の平均労働時間は、子供がいない女性が37.02時間、子供がいる女性（多胎児・年子を除く）は27.91時間、多胎児を持つ女性は29.49時間、年子を持つ女性は31.12時間であったため、この数値についても、多胎児や年子を持つ女性とそのような子供を持たない女性との差異は確認できなかった。

最後に、表3は賃金（年収）関数の分析に使用した60495の観測数の記述統計の抜粋である。分析対象者の平均年収の対数値は5.156である。既婚者は50.2%であり、多胎児を持つ母親の比率は全体の約0.8%である。また、年子を持つ母親の比率は3.2%となっている。

以上の結果を踏まえ次節では、実証分析結果を考察する。

表1 就業の有無に関するクロス集計結果（上段：人数、下段：比率）

子供の有無・多胎児等	非就業	就業	合計
子供なし	8,246	38,086	46,332
	17.8%	82.2%	100%
子供あり (双子・年子を除く)	15,200	30,561	45,761
	33.22%	66.78%	100%
多胎児	268	560	828
	32.37%	67.63%	100%
年子	1,090	2,413	3,503
	31.12%	68.88%	100%
合計	24,804	71,620	96,424

表2 多胎児を持つ母親の就業の有無に関するクロス集計（上段：人数、下段：比率）

多胎児の内訳	非就業	就業	合計
双子	266	544	810
	32.84%	67.16%	100%
三つ子	1	15	16
	6.25%	93.75%	100%
四つ子	1	1	2
	50%	50%	100%
合計	268	560	828

表 3 記述統計量（抜粋）

変数	Mean	Std. dev.
年収対数値	5.156	0.893
既婚	0.502	0.500
末子年齢 0 歳	0.026	0.158
末子年齢 1 歳 -3 歳	0.054	0.226
末子年齢 4 歳 -6 歳	0.043	0.203
末子年齢 7 歳 -12 歳	0.078	0.269
末子年齢 13 歳以上	0.260	0.439
多胎児	0.008	0.088
年子	0.032	0.177
観測数	60,495	

### 3. 分析結果

表 4 は、Random-effect Probit および Random-effect Tobit モデルの分析結果である。Probit モデルについては限界効果、Tobit モデルでは係数を提示している。前節で説明したとおり、それぞれのモデルで、1) 多胎児ダミーおよび年子ダミー（表中の Model1）および 2) 多胎児ダミーおよび年子ダミーとその年齢の交差項（表中の Model2）を考慮する 2 パターンの推計を行っている。表には、重要な変数の結果を抜粋して掲載している<sup>4</sup>。いずれの推計でも既婚ダミーは有意に負の効果があり、結婚が女性の就業率を下げていることが確認できる。また、末子の年齢の効果は、6 歳までが負に有意となりその効果は年齢が低いほど大きく、0 歳児の負の効果は最も大きい。また、小学生にあたる 7 歳から 12 歳については、就業決定関数である Random-effect Probit モデルでは有意でないが、Tobit では有意であり、女性が再就職をしても労働時間を抑制している可能性が指摘できる。一方で、末子の年齢が 13 歳以上になれば、Random-effect Probit モデルの係数は正で有意になることが確認できる。一方 Tobit モデルでは、12 歳までの係数と比較するとその効果は最も弱まるものの、依然負に有意である。

多胎児と年子の効果を確認すると、Model1 では、多胎児については、有意な効果は得られなかった。このことは、多胎児を持つ女性の就業率、労働時間は表中の上段に掲載されている末子の年齢の効果と統計的有意差がないことを示す。一方で、年子の場合には、10% 水準であるが、係数は 0.935、わずかに労働時間が増加していることが確認できた。一方で、多胎児および年子（年齢が下の子供）の年齢を交差項として考慮した Model2 では、多胎児の年齢は有意ではない。年子の年齢について一部の係数が有意である。Random-effect Tobit モデルでは、年子の年齢が 0 歳のケースでは係数が -4.087、10% 水準で有意であり、労働時間をより抑制している。一方で、Probit と Tobit の両方の

<sup>4</sup> すべての推計には、本人の年齢、学歴、同居の有無、配偶者の年収が考慮されている。

表4 就業および労働時間に与える影響

説明変数	Model1		Model2	
	Random-effect Probit 限界効果	Rancom-effect Tobit 係数	Random-effect Probit 限界効果	Rancom-effect Tobit 係数
既婚	-0.972 (0.091) ***	-5.242 (0.465) ***	-0.969 (0.091) ***	-5.225 (0.465) ***
末子年齢 0 歳	-1.903 (0.066) ***	-24.463 (0.479) ***	-1.895 (0.066) ***	-24.356 (0.485) ***
末子年齢 1 歳 -3 歳	-1.584 (0.059) ***	-13.592 (0.339) ***	-1.571 (0.059) ***	-13.472 (0.343) ***
末子年齢 4 歳 -6 歳	-0.540 (0.066) ***	-7.098 (0.366) ***	-0.564 (0.067) ***	-7.162 (0.371) ***
末子年齢 7 歳 -12 歳	0.087 (0.064)	-3.877 (0.353) ***	0.087 (0.065)	-3.865 (0.356) ***
末子年齢 13 歳以上	0.257 (0.058) ***	-1.355 (0.335) ***	0.248 (0.058) ***	-1.410 (0.336) ***
多胎児	0.130 (0.198)	0.981 (1.195)		
年子	0.089 (0.087)	0.935* (0.495)		
多胎児の年齢 0 歳			0.506 (0.538)	7.697 (4.820)
多胎児の年齢 1 歳 -3 歳			-0.526 (0.428)	-2.416 (2.576)
多胎児の年齢 4 歳 -6 歳			0.531 (0.454)	2.192 (2.488)
多胎児の年齢 7 歳 -12 歳			-0.171 (0.331)	-1.679 (1.943)
多胎児の年齢 13 歳以上			0.349 (0.260)	2.115 (1.511)
年子の年齢 0 歳			-0.294 (0.227)	-4.087 (2.168) *
年子の年齢 1-3 歳			-0.103 (0.195)	-1.620 (1.303)
年子の年齢 4-6 歳			0.437 (0.229) *	1.525 (1.317)
年子の年齢 7-12 歳			0.262 (0.204)	1.498 (1.130)
年子の年齢 13 歳以上			0.142 (0.111)	1.410 (0.575) **
切片	4.016 0.088***	33.881 0.492***	4.016 (0.088) ***	33.914 (0.492) ***
sigma_u	3.211	20.162	3.211	20.160
sigma_e		10.613		10.611
$\rho$	0.912	0.783	0.912	0.783
observations	94897	91901	94897	91901

注) \*\*\*1% 水準、\*\*5% 水準、\*10% 水準で有意であることを示す。括弧内はロバストな標準誤差。

モデルで、年子の場合係数が4歳以上から正に転じ、Probitで4歳から6歳、Tobitでは13歳以上で有意であることを示す。この効果は、表中の上段に示す、多胎児、年子ではない末子の年齢の効果をベースにした係数であり、ベースとなる係数と併せて考察すると、多胎児の子供に関するペナルティは、末子の子供の年齢ペナルティ相当であり、年子の子供が持つ負の効果は0歳児を除いてほとんど確認できないことになる。

次に表5は、賃金関数の結果を提示している。表4と同様に、1) 多胎児ダミーおよび年子ダミー（表中のModel1）および2) 多胎児ダミーおよび年子ダミーとその年齢の交差項（表中のModel2）を考慮する2パターンの推計をRandom-effectモデルとFixed-effectモデルの両方を使用して分析した<sup>5</sup>。Model1の分析結果から、既婚および末子の年齢の効果は、Random-effectモデルにおいて、すべて1%水準で負に有意であり、結婚・子育てが女性に年収を下げていることが示されている。その効果は、末子の年齢が1歳から3歳の場合が最も大きく、係数が-0.300である。被説明変数が対数値であるため、年収を30%程度押し下げていることを示唆している。一方、多胎児を持つことの係数は-0.082であり、10%水準で負に有意であることが確認できた。末子の年齢を考慮してもなお、年収を8.2%程度押し下げていることを示唆している。ただし、固定効果モデルでは有意ではない。Model2については、多胎児・年子ダミーと年齢の交差項の結果を提示しているが、Random-effectモデルでは、多胎児の年齢が7歳から12歳（小学生に該当）の場合のみ負に有意な結果となった。一方、Fixed-effectモデルでは、0歳児で係数が0.273で正に有意となる結果が得られた。この結果は、多胎児を出産することにより、出産育児一時金の子供の人数分支給されるため年収を高めている結果となった可能性が指摘できる<sup>6</sup>。

以上の分析結果については、変数を絞った推計も行っているが、ほぼ結果に変わりはない。また、本稿では、上記以外にもいくつかのモデルを推計した。例えば、分位点回帰モデルを使用した分析も行っているが、一貫した結果は得られなかったため掲載していない。正社員に限定した推計、学歴別の推計でも同様であった。さらに、サンプルセレクションを考慮したRandom-effect Probitモデルの推計も行ったが、対数尤度が収束せず頑強な結果を得ることができなかった。ただし、子供を持つ女性の内、多胎児や年子の子供を持たない女性と十分な標本が確保できる年子（多胎児を含まない）を持つ女性の賃金関数を別々に分析し、末子の年齢の係数を比較した結果、年子を持つ女性の負の効果は相対的に大きいことが分かった（Appendix A）<sup>7</sup>。

<sup>5</sup> すべての推計には、本人の年齢、学歴、勤続年数、雇用形態、役職、企業規模、産業、職業が考慮されている。

<sup>6</sup> 出産育児一時金は、子供1人あたり42万円の支給がある。この一時金は、健康保険の加入者もしくは配偶者の健康保険の被扶養者であれば受給できる。一方、会社を休む健康保険加入者で、給与の支払いが減額された者には、標準報酬日額の3分の2に相当する金額を上限に出産手当金が支給される。通常、この手当金は出産日以前42日から出産翌日以後56日までの会社を休んだ日数分が支給対象となるが、多胎児の場合は出産以前98日から支給対象となる。

<sup>7</sup> この分析では、多胎児のみの推計では子供の年齢は有意な結果が得られなかった。



表5 賃金に与える影響

説明変数	Model1		Model2	
	Random-effect	Fixed-effect	Random-effect	Fixed-effect
既婚	-0.135 (0.009)***	-0.058 (0.019)***	-0.134 (0.009)***	-0.057 (0.019)***
末子年齢 0 歳	-0.230 (0.023)***	-0.297 (0.033)***	-0.229 (0.023)***	-0.301 (0.034)***
末子年齢 1 歳 -3 歳	-0.300 (0.018)***	-0.282 (0.035)***	-0.299 (0.018)***	-0.285 (0.035)***
末子年齢 4 歳 -6 歳	-0.215 (0.018)***	-0.085 (0.038)*	-0.214 (0.018)***	-0.086 (0.038)**
末子年齢 7 歳 -12 歳	-0.179 (0.015)***	0.012 (0.040)	-0.177 (0.015)***	0.015 (0.040)
末子年齢 13 歳以上	-0.139 (0.012)***	0.036 (0.043)	-0.140 (0.012)***	0.042 (0.043)
多胎児	-0.082 (0.048)*	0.048 (0.081)		
年子	0.031 (0.019)	-0.005 (0.041)		
多胎児の年齢 0 歳			0.101 (0.138)	0.273 (0.134)**
多胎児の年齢 1 歳 -3 歳			-0.093 (0.169)	0.062 (0.193)
多胎児の年齢 4 歳 -6 歳			-0.106 (0.152)	0.120 (0.170)
多胎児の年齢 7 歳 -12 歳			-0.224 (0.097)**	-0.067 (0.134)
多胎児の年齢 13 歳以上			-0.054 (0.051)	-0.163 (0.101)
年子の年齢 0 歳			-0.088 (0.115)	0.082 (0.135)
年子の年齢 1-3 歳			-0.010 (0.078)	0.127 (0.154)
年子の年齢 4-6 歳			-0.001 (0.079)	0.065 (0.155)
年子の年齢 7-12 歳			0.047 (0.050)	-0.024 (0.083)
年子の年齢 13 歳以上			0.044 (0.021)	-0.031 (0.043)
切片				
sigma_u	0.540	0.973	0.539	0.972
sigma_e	0.477	0.477	0.477	0.477
$\rho$	0.562	0.806	0.562	0.806
observations	60495			

注) \*\*\*1% 水準、\*\*5% 水準、\*10% 水準で有意であることを示す。括弧内はロバストな標準誤差。

Appendix A

説明変数	年子を持つ女性		年子・多胎児を持たない女性	
	Coefficient	std. err.	Coefficient	std. err.
既婚	-0.252	0.041***	-0.168	0.010***
末子年齢 0 歳	-0.436	0.134***	-0.197	0.026***
末子年齢 1 歳 -3 歳	-0.360	0.089***	-0.278	0.020***
末子年齢 4 歳 -6 歳	-0.172	0.089**	-0.186	0.020***
末子年齢 7 歳 -12 歳	0.029	0.060	-0.118	0.015***

注) \*\*\*1% 水準、\*\*5% 水準、\*10% 水準で有意であることを示す。すべての推計には、本人の年齢、学歴、雇用形態、勤続年数、役職、企業規模、産業、職業が考慮されている。末子の年齢は 13 歳以上をベースカテゴリーとして効果を計測している。

#### 4. まとめ

本稿では、女性の出産ペナルティについて、2016 年から 2020 年の 5 年間の調査データを使用してパネル分析による考察を行った。女性の出産ペナルティに関しては国内外で膨大な研究の蓄積がなされているが、多胎児や年子の子供を出産した場合の効果についてはほとんど検証されていない。本稿の貢献は、この点に着目して実証分析を行った点になる。多胎児や年子の子供を持つことは、このような子供を持たない母親と比較して、育児を中心的に担う母親の就業や年収に負の効果を持つことが予想される。本稿の分析はこの仮説を中心に検証した。

分析の結果、まず女性の就業と週間労働時間に関しては、これまでの国内外の研究でも概ね確認されている通り、既婚および末子の年齢は女性の就業に負の効果を持つことが確認できた。しかしながら、就業に関する多胎児・年子の効果は概ね、通常確認できる末子の年齢によるペナルティと同等程度のものであり、年子の下の子供が 0 歳児の場合に労働時間に負の効果が確認できた以外は、ほとんど仮説を支持する有意な結果は得られなかった。

また、年収の対数値を被説明変数とした賃金関数の推計結果については、変量効果モデルと固定効果モデルの両方を用いた分析を行った。その結果、双方のモデルで、既婚および末子の年齢については有意に負のペナルティが確認できた。また、変量効果モデルでは、多胎児ダミーは 10% 水準で年収を約 8.2% 押し下げる効果が確認できた。この効果は、年齢を考慮すると 7 歳から 12 歳程度の多胎児を持つ母親のペナルティである可能性はあるが、いずれの推計も固定効果モデルでは有意な結果は得られなかった。

本稿では、既存研究ではほとんど検証されていない、多胎児もしくは年子の子供を持つ女性の出産ペナルティについて検証したが、一部の結果を除き、通常観測される出産ペナルティ以上に頑強な負の効果は確認できなかった。利用できる個票大規模データを使用した結果ではあるが、多胎児を持つ母親の標本は特に少ないため、蓄積された調査結果を基に、再検証を行うことを今後の課題としたい。

謝辞:本稿の執筆にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブを通じ、リクルートワークス研究所が実施した『全国就業実態パネル調査2016、2017、2018、2019、2020』の5年間のデータの貸与を受けました。また、本研究は科研基盤研究(C)課題番号21K01549および18K01652の助成を受けています。

## 参考文献

- Avellar S., Smock P.J. 2003. Has the Price of Motherhood Declined over Time?: A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty. *Journal of Marriage and Family* 65: 597-607.
- Budig M.J., England P. 2001. The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review* 66 (2): 204-25.
- Budig M., Hodges M. 2010. Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women's Earnings Distribution. *American Sociological Review* 75 (5): 705-728
- Budig M.J., Joya M., Boeckmann I. 2012. The Motherhood Penalty in Cross-National Perspective: The Importance of Work-Family Policies and Cultural Attitudes. *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society* 19: 163-93.
- Correll S.J., Stephen B., Paik I. 2007. Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? *American Journal of Sociology* 112 (5): 1297-339.
- Doren D. 2019. Which Mothers Pay a Higher Price? Education Differences in Motherhood Wage Penalties by Parity and Fertility Timing. *Sociological Science* 6: 684-709.
- England P., Bearak J., Budig M.J., Hodges M.J. 2016. Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty? *American Sociological Review* 81 (6): 1161-1189.
- Glauber R. 2007. Marriage and the Motherhood Wage Penalty among African Americans, Hispanics, and Whites. *Journal of Marriage and Family* 69 (4): 951-61.
- Glauber R. 2008. Race and Gender in Families and at Work: The Fatherhood Wage Premium. *Gender and Society* 22 (1): 8-30.
- Gornick J.C., Myers M.K. 2003. *Families That Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment*. New York: Russell Sage.
- Herr J.L. 2011. Measuring the Effect of the Timing of First Birth. Working Paper
- Hsu C. 2021. Parity-specific motherhood penalties: Long-term impacts of childbirth on women's earnings in Japan. *Advances in Life Course Research*. 50:100435.
- Jacobsen J.P., Pearce III J.W., Rosenbloom J.L. 2001 The effects of child-bearing on women's marital status: using twin births as a natural experiment. *Economic Letter* 70: 133-138
- Killewald A. 2013. A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers Wages. *American Sociological Review* 78 (1): 96-116.
- Loughran D.S., Zissimopoulos J.M. 2009. Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women. *The Journal of Human Resources* 44 (2): 326-349
- Miller A.R. 2011. The Effects of Motherhood Timing on Career Path. *Journal of Population Economics* 24 (3): 1071-100
- Nuevo-Chiquero A. 2014 The labor force effects of unpanned childbearing. *Labour Economics* 29: 91-101
- Waldfogel J. 1997. The Effect of Children on Women's Wages. *American Sociological Review* 62: 209-17.
- Wilde E.T., Batchelder L., Ellwood D. 2010. The Mommy Track Divides: The Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels. National Bureau of Economic Research Working Paper: No. 16582.
- 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』No.47 (1): 42-55.
- 武内真美子・大谷純子 (2008) 「両立支援制度と女性の就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』No.578: 67-87.