

**Panel Data Research Center, Keio University**

**PDRC Discussion Paper Series**

弟がいる長女と妹がいる長女で  
就学、就業、賃金、家族形成に違いが生じるのか

佐藤 一磨

2022 年 1 月 24 日

DP2021-010

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7541/>



Panel Data Research Center, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
info@pdrc.keio.ac.jp  
24 January, 2022

弟がいる長女と妹がいる長女で就学、就業、賃金、家族形成に違いが生じるのか

佐藤 一磨

PDRC Keio DP2021-010

2022年1月24日

JEL Classification: J12; J13

キーワード: きょうだい構成; 弟を持つ長女; Unconditional Quantile Regression

### 【要旨】

きょうだいの構成が成長後の子どもの就学、就業、家族形成に及ぼす影響について、これまでさまざまな研究が行われてきた。これらの先行研究では弟がいる女性ほど、親との関わり合いや女性自身の行動が変化し、性別役割分業意識に沿った行動を取るようになると想定しており、その結果として、賃金が低下することを示している。しかし、これらの研究は主に欧米のデータを使用しており、その他地域の実態については検証されていない。そこで、本研究では日本のパネルデータを用い、きょうだいの構成が子どもの成長後の就学、就業、賃金、家族形成に及ぼす影響について検証した。本研究では親の選好によるバイアスに対処するためにも、弟を持つ長女と妹を持つ長女を比較し、きょうだいの構成の影響を検証する。分析の結果、次の5点が明らかになった。1点目は、弟を持つ長女ほど大卒割合が高くなっていた。この結果は予想と異なっていたが、背景には持続的な女性の社会進出と Son Preference がほぼ見られない日本の現状が影響している可能性がある。2点目は、弟を持つ長女ほど時間当たり賃金率が低下していた。また、弟を持つ長女ほど正規雇用就業率が低く、無業率が高くなっていた。これらの結果から、弟を持つ長女ほど正規雇用につきにくく、これが賃金の低下の原因の1つになっていると考えられる。なお、業種や職種の選択に関しては、きょうだい構成の影響が確認できなかった。3点目は、Unconditional Quantile Regression を用いた分析の結果、弟を持つことの賃金への負の影響は、賃金分布の上位層で特に強かった。この結果から、弟を持つことは、男女間賃金格差の拡大に寄与する可能性がある。4点目は、弟を持つ長女ほど婚姻率や子どものいる割合が高く、家事・育児時間も長くなる傾向があった。5点目は、弟を持つ長女ほど性別役割分業意識に肯定的な意見を持ちやすい傾向があった。

佐藤 一磨

拓殖大学政経学部

〒112-8585

東京都文京区小日向3-4-14

ksqwt864@gmail.com

謝辞: 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施した『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』及び『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。なお、本研究はJSPS科研費(17KT0037)の助成を受けたものである。

## 弟がいる長女と妹がいる長女で

### 就学、就業、賃金、家族形成に違いが生じるのか<sup>†</sup>

佐藤一磨\*

#### 要約

きょうだいの構成が成長後の子どもの就学、就業、家族形成に及ぼす影響について、これまでさまざまな研究が行われてきた。これらの先行研究では弟がいる女性ほど、親との関わり合いや女性自身の行動が変化し、性別役割分業意識に沿った行動を取るようになると想定しており、その結果として、賃金が低下することを示している。しかし、これらの研究は主に欧米のデータを使用しており、その他地域の実態については検証されていない。そこで、本研究では日本のパネルデータを用い、きょうだいの構成が子どもの成長後の就学、就業、賃金、家族形成に及ぼす影響について検証した。本研究では親の選好によるバイアスに対処するためにも、弟を持つ長女と妹を持つ長女を比較し、きょうだいの構成の影響を検証する。分析の結果、次の5点が明らかになった。1点目は、弟を持つ長女ほど大卒割合が高くなっていた。この結果は予想と異なっていたが、背景には持続的な女性の社会進出と Son Preference がほぼ見られない日本の現状が影響している可能性がある。2点目は、弟を持つ長女ほど時間当たり賃金率が低下していた。また、弟を持つ長女ほど正規雇用就業率が低く、無業率が高くなっていた。これらの結果から、弟を持つ長女ほど正規雇用につきにくく、これが賃金の低下の原因の1つになっていると考えられる。なお、業種や職種の選択に関しては、きょうだい構成の影響が確認できなかった。3点目は、Unconditional Quantile Regression を用いた分析の結果、弟を持つことの賃金への負の影響は、賃金分布の上位層で特に強かった。この結果から、弟を持つことは、男女間賃金格差の拡大に寄与する可能性がある。4点目は、弟を持つ長女ほど婚姻率や子どものいる割合が高く、家事・育児時間も長くなる傾向があった。5点目は、弟を持つ長女ほど性別役割分業意識に肯定的な意見を持ちやすい傾向があった。

キーワード：きょうだい構成、弟を持つ長女、Unconditional Quantile Regression

---

<sup>†</sup> 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施した『日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)』及び『消費生活に関するパネル調査 (JPSC)』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。なお、本研究は JSPS 科研費 (17KT0037) の助成を受けたものである。

\* 拓殖大学政経学部准教授

## 1 問題意識

家庭環境は各個人の成長に大きな影響を及ぼす。この中でも近年、きょうだいの構成に関する影響が明らかにされつつある。特に注目されているのが男の子の存在のもたらす影響である(Brenøe 2021; Butcher and Case 1994; Conley 2000; Cools and Patacchini 2019; Peter et al. 2018; Rao and Chatterjee 2018)。男の子の存在は親の行動だけでなく、きょうだい間の行動にも影響を及ぼすことが指摘されている。例えば、家庭内に男女両方の子どもがいる場合、親は自分と同じ性別の子どもと過ごす時間が多くなり、夫婦間における育児分担が発生する傾向にある(Brenøe 2021; McHale et al., 2003)。この結果、男の兄弟を持つ女の子ほど母親と過ごす時間が増え、母親と同じ社会規範を身につけると考えられる。この社会規範の中には性別役割分業意識も含まれており、男の兄弟を持つ女の子の就学・就業選択に影響を及ぼすと考えられる。また、家庭内に男女両方の子どもがいる場合、女の子は性別役割分業意識に準じた行動をとることで、男の兄弟との差別化を図る傾向が指摘されている(Brody and Steelman, 1985; Grotevant, 1978; McHale et al., 1999)。以上の研究から明らかとなっており、男の兄弟を持つ女の子ほど性別役割分業意識に準じた行動をとると考えられるため、成長後の就学・就業・家族形成の面で変化が生じている可能性がある。

この点に関する先行研究を見ると、必ずしも統一的な結果は得られていない。就学に関しては、男の兄弟をもつことが学歴に影響を及ぼすと指摘する研究もあれば(Brenøe 2021; Chen et al., 2017; Conley 2000; Lei et al., 2017; Ono, 2004)、影響がないとする研究もある(Cools and Patacchini 2019)。また、所得に関しては、男の兄弟を持つことが女性の所得を低下させると指摘する研究が増加している(Brenøe 2021; Cools and Patacchini 2019; Gielen et al. 2016; Peter et al. 2018)。家族形成に関しては、弟を持つ女性ほど婚姻率や子どもをもつ確率が低くなると指摘する研究(Peter et al. 2018)がある一方で、影響がないとする研究もある(Brenøe 2021)。

以上の分析結果から明らかとなっており、きょうだいの構成が及ぼす影響について近年徐々に研究の蓄積が進んできている。しかし、その大半が欧米のデータを用いた研究であり、その他の地域のデータを用いた研究は少ないといった課題が残っている。きょうだいの構成が及ぼす影響は、欧米に関わらず他の地域でも観察される可能性が高く、その実態の解明が望まれる。

そこで、本研究では『日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPS)』を用い、日本におけるきょうだいの構成が女性の成長後の就学・就業・家族形成に及ぼす影響を検証する。本研究はBrenøe (2021)、Cools and Patacchini (2019)、Peter et al. (2018)と同じく弟の存在が長女に及ぼす影響に注目し、中でも弟の存在が長女の賃金に及ぼす影響を検証する。賃金に注目するのは、日本で依然として残る男女間賃金格差の原因の1つにきょうだいの構成が影響しているのかどうかを検証するためである。

本研究では、近年のきょうだいの影響に関する先行研究(Brenøe 2021; Cools and

Patacchini 2019; Peter et al. 2018)を参考にし、第1子目の女の子に対して、第2子目の子どもの性別が及ぼす影響を検証する。具体的には、弟がいる長女と妹がいる長女を比較し、賃金等に統計的に有意な差が存在しているのかを分析する。きょうだいの構成が女性に及ぼす影響を検証する場合、きょうだい内における男兄弟の有無やきょうだい全体に占める男兄弟の比率を変数として使用する方法が考えられる。しかし、この方法の場合、分析対象となる女性よりも年上のきょうだいが含まれてしまう。年上のきょうだいの性別は、親の子どもの性別への選好を示している可能性があるため、外性変数とは言えない。例えば、Angrist and Evans (1998)や Hank and Kohler (2000)で示されているように、第1子目と第2子目の性別が同じである場合、第3子目を持つ確率が上昇する。これは親に一方の性別をより好む選好が存在する可能性があることを示唆している。もしこのような子どもの性別への選好が存在した場合、第1子目の性別に応じて第2子目を持つかどうかの確率が変化するだけでなく、その養育方法も変わってくる可能性がある(Peter et al. 2018)。このため、分析対象となるサンプルの年上のきょうだいを変数として使用するのには、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。このようなバイアスを回避するためには、分析対象となるサンプルの一番年齢に近い年下のきょうだいの性別に注目すればよい。これは、親が新たに子どもを持つと決め、実際に出産したとしても、子どもの性別はランダムに決定されるためである。一番年齢に近い年下のきょうだいの性別がその上の子どもに及ぼす影響を検証する場合には推計結果にバイアスが生じないと考えられる(Brenøe 2021; Cools and Patacchini 2019; Peter et al. 2018)。以上の点から、本研究では第1子目の女の子に対して、第2子目の子どもの性別が及ぼす影響を検証する。

先行研究と本研究を比較した際、本研究には3つの貢献があると言える。1つ目は、これまで分析例の少なかった欧米以外の地域のデータを用いて、きょうだいの構成が及ぼす影響を検証している点である。本研究では日本のデータを用いているが、日本は他の先進国と比較しても性別役割分業意識が依然として色濃く残っている。きょうだい内における男子の存在は、女の子の性別役割分業意識を拡大させことを通じて賃金等に影響すると考えられるが、日本ではその影響が他国よりもより大きい可能性がある。このような性別役割分業意識の違いによるきょうだいの構成の及ぼす影響の差異については、Brenøe (2021)で指摘されているものの、実際にはまだ検証されていない。このため、本研究の分析結果がその実証例の1つとなる。

2つ目の貢献は、Unconditional Quantile Regression (UQR) (Firpo et al. 2009)を用い、弟の存在が長女の賃金分布のどの部分に影響しているのかを検証している点である。これまでの先行研究では主にOLSを用い、弟の存在が姉の賃金に及ぼす影響を検証しているが、この方法では賃金分布のどの部分で影響が大きいのかを判別できない。もし賃金分布の下位層で弟のマイナスの影響が大きかった場合、弟の存在は女性内の賃金格差の拡大につながることを意味する。しかし、もし賃金分布の上位層で弟のマイナスの影響が大きかった場合、弟の存在は逆に女性内の賃金格差の縮小に寄与することになる。このように、賃金

分布のどの部分で弟の影響が大きいのかといった点は、女性内の賃金格差の拡大・縮小にも関連するため、分析する意義が大きい。

3つ目の貢献は、JHPS 以外の追加データを用いて、弟の存在が長女の性別役割分業意識にどのような影響を及ぼしたのかを直接検証している点である。慶応義塾大学パネルデータ設計・解析センターが提供する『消費生活に関するパネル調査』は女性に対して複数年にわたって『男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである』といったアンケートを行っている。この回答結果が弟の有無によってどう影響されるのかを検証し、きょうだいの構成が及ぼす影響の背景に性別役割分業意識の変化が存在するのかを明らかにした。このような直接的な検証は Brenøe (2021)、Cools and Patacchini (2019)、Peter et al. (2018) といった先行研究では行われていないため、本研究の貢献の1つだと言える。

本稿の構成は次のとおりである。第2節ではきょうだいの構成の及ぼす影響の理論的背景とこれまで研究結果を整理する。第3節では使用データについて説明し、第4節では推計手法について説明する。第5節では分析結果について述べ、最後の第6節では本稿の結論と今後の研究課題について言及する。

## 2 理論的背景と先行研究

きょうだい内に男の子と女の子がいる場合、親の子どもへの投資行動、親の子どもとのふれあい方、そして、子どもの行動に変化が生じると考えられる。まず、親の子どもへの投資行動については、女の子よりも男の子に世帯内の資源が配分される可能性がある。Becker(1991)によれば、親は時間や金銭といったその世帯のさまざまな資源制約下で、子どもたちの生涯所得が最大化するように行動する。このため、親は最も投資へのリターンが大きい子どもに多くの資源を割くようになる。ここでもし男の子の方が女の子よりも労働市場で働く期間が長く、所得水準が高い場合、親は男の子の方に世帯の資源をより多く投入すると考えられる。実際、日本では男女間賃金格差が依然として残っているため、女の子よりも男の子に世帯内の資源が割かれている可能性がある。なお、アメリカでは認知能力の高い子どもに世帯内の資源が割かれ(Grätz and Torche 2016)、インドでは女の子よりも男の子に世帯内の資源が割かれることが指摘されている(Barcellos et al., 2014)。

次に、親の子どもとのふれあい方については、親は自分と同じ性別の子どもと過ごす時間が多くなる可能性がある。親は子どもとさまざまな活動を共にするが、子どもの性別の組み合わせによって、その過ごし方が変化する。例えば、世帯内に男の子と女の子がいる場合、男の子は父親と女の子は母親と過ごす時間が多くなると予想される。この背景には、夫婦間で自分と同性の子どもを養育する方が相対的に得意である可能性が高いためだ(Becker 1973)。実際、Brenøe (2021)は、男の子と女の子がいる世帯ほど、母親は女の子と過ごす時間が増え、逆に父親は女の子と過ごす時間が減ることを明らかにしている。また、同性の子どもと過ごす方がさまざまな活動を一緒に行いやすく、親の効用も高まるといっ

た可能性もある(Brenøe 2021)。以上の理由から、子どもの性別に応じて夫婦間で子育てを分業する可能性が高い。この結果として、男の子と女の子がいる世帯ほど、女の子は母親と過ごす時間が増え、その中で母親と同じ社会規範を身につけていくと考えられる。この点に関して、McHale et al. (1999)及び McHale et al. (2003)は、男の子と女の子がいる世帯ほど、子どもの性別役割分業意識が強くなることを指摘している。また、Endendijk et al. (2013)は、男の子と女の子がいる世帯ほど、性別役割分業に準じた行動を父親が取る場合が多くなることを明らかにしている。これらの研究から、男の兄弟を持つ女の子ほど、性別役割分業意識に準じた行動をとる可能性が高い。

最後に、子どもの行動については、男の兄弟を持つ女の子ほど、男の兄弟との差別化を図っていく中で、性別役割分業意識に準じた行動をとりやすくなっている可能性がある。心理学におけるさまざまな研究から、きょうだいはその成長の過程で相互に差別化し、個性を獲得することがわかっている(Ansbacher and Ansbacher, 1956; Feinberg and Hetherington, 2000; Plomin and Daniels, 1987)。男の兄弟を持つ女の子の場合、差別化の方法として用いられるのが自分の性別に準じた行動をとるといったものである。この傾向は周囲に異性が多いほど顕著になり(Abrams et al., 1990; Cota and Dion, 1986; McGuire et al., 1979; Turner et al., 1987)、性別役割分業意識に準じた行動をとるように促すと考えられる(Booth et al., 2013; Cota and Dion, 1986; Favara, 2012; Schneeweis and Zweimüller, 2012; Turner, 1982)。

以上の説明から明らかなおと、きょうだい内に男の子と女の子がいる場合、親の子どもへの投資行動、親の子どもとのふれあい方、そして、子どもの行動に変化が生じると予想される。親の子どもへの投資行動の変化によって、女の子よりも男の子に世帯内の資源がより多く配分される可能性がある。この結果として、男の兄弟を持つ女の子ほど、学歴や所得水準が低下することが考えられる<sup>1</sup>。また、親の子どもとのふれあい方や子どもの行動に変化によって、男の兄弟を持つ女の子ほど、性別役割分業意識に準じた行動をとる可能性がある。この結果として、男の兄弟を持つ女の子ほど、相対的に女性比率の高い業種・職種で働くだけでなく、仕事よりも家庭生活に重点を置いた就業形態(非正規雇用や無業)を選択することが考えられる。また、この結果として所得水準も低くなっている可能性がある。

実際に先行研究の分析結果を見ると、必ずしも理論と一致した結果が得られていない。Butcher and Case (1994)は、きょうだいの構成と学歴の関係について検証しており、男の兄弟のみを持つ場合と比較して、姉妹を持つ女性ほど学歴が低くなることを明らかにした。これに対して Conley(2000)は、男女ともに異性のきょうだいの数が多くなるほど、就学年数が低下する傾向にあることを示している。また、Cools and Patacchini (2019)は弟を持つことが女性の大卒確率に影響していないことを明らかにした。Brenøe (2021)は弟がいる長女と妹がいる長女を比較し、弟がいる場合ほど STEM(科学・技術・工学・数学)の分野への就

---

<sup>1</sup> ただし、日本は中国と比較しても Son Preference の傾向が見られないだけでなく、長期的な労働力不足から政策的に女性の社会進出を促進しているため、親の投資行動の影響が低減している可能性がある。

学率や修了率が低下することを明らかにしている。Brenøe (2021)は、弟がいる長女ほど最終学歴において修了した分野の男性比率が低下する傾向にあることも示しており、きょうだいの構成が学歴に影響を及ぼすと指摘している。なお、これら以外のアジアのデータの研究では、男の兄弟の存在と最終学歴が負の関係にあることを指摘している(Chen et al., 2017; Lei et al., 2017; Ono, 2004)。

きょうだいの構成が労働市場の所得に及ぼす影響に関しては、男の兄弟を持つことが女性の所得を低下させると指摘する研究が増えている。例えば、Gielen et al. (2016)は、年齢の近い男の兄弟を持つ女性ほど、所得が約2%低下することを明らかにした。また、Peter et al. (2018)は弟を持つ長女と妹を持つ長女の所得を比較した結果、弟がいる長女ほど所得が0.5%低くなることを示している。Cools and Patacchini (2019)は弟を持つ女性ほど、所得が約8%低下すると指摘している。さらに、Brenøe (2021)は、弟を持つ長女ほど30代における所得が低下するだけでなく、その影響は第1子出産以降に顕著になることを明らかにした。Brenøe (2021)はきょうだいの構成が職種選択に及ぼす影響も検証しており、弟を持つ長女ほど、男性比率の低い職種で働くだけでなく、STEMに関連する職種で働く年数も低下することを示している。

きょうだいの構成が家族形成に及ぼす影響に関して、Peter et al. (2018)は、弟を持つ長女ほど婚姻率や子どもをもつ確率が低くなる傾向にあることを示した。また、Brenøe (2021)は、弟を持つ長女ほど同棲する確率が低いことを示したが、婚姻率、子どもの有無や数に差が見られないことを示している。

以上、近年きょうだいの構成が及ぼす影響について研究の蓄積が進んでいるが、その大半が欧米のデータを用いた研究であり、他地域のデータを用いた研究は少ない。本研究では日本のデータを用い、きょうだいの構成が就学・就業・家族形成に及ぼす影響を検証し、既存研究とのギャップを埋めていく。

### 3 データ

本研究で使用する JHPS/KHPS は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する KHPS データと JHPS データを統合したデータである。KHPS データは 2004 年から調査を開始し、20 歳～69 歳の男女 4,000 人を調査対象としている。JHPS データは 2009 年から調査を開始し、20 歳以上の男女 4,000 人を調査対象としている。両データとも毎年調査を実施しており、本研究では 2018 年まで利用可能となっている。2014 年に、これまで別個の調査として実施・管理してきた JHPS データと KHPS データが統合され、JHPS/KHPS と名称を変更した。KHPS と JHPS の調査対象者は、層化 2 段無作為抽出法により選定しており、経済状況や就業状況のほかに、教育や健康・医療などを調査している。なお、両データとも調査対象者が有配偶の場合、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されている。今回の分析で使用するきょうだいの質問は、KHPS データでしか使用できないため、

今回の分析では 2004 年から 2018 年までの KHPS データのみを使用する。

KHPS は 2004 年から調査を開始したサンプルに加えて、脱落サンプルを補完するために 2007 年に 1,400 人、そして 2012 年に 1,000 人を新たなサンプルとして追加している。これらそれぞれのサンプルに対して兄、弟、妹、姉の人数を調査している<sup>2</sup>。このため、調査対象者のきょうだいの総数や弟や妹の人数が正確に把握できる。ただし、きょうだいの出生年月日は調査していないため、弟と妹の両方がいた場合、どちらが一番年齢に近いきょうだいなのかは識別できないという課題がある。このため、本研究では調査対象者を含めてきょうだい 2 人の場合に分析対象を限定し、その調査対象者に弟がいる場合と妹がいる場合を比較する。また、Brenøe (2021) と Peter et al. (2018) はきょうだいの年齢が離れすぎていると、きょうだい間の相互作用が小さくなると考え、きょうだい間の年齢差に制限を設けている。しかし、きょうだいの出生年月日がわからない本データでは同様の処理が難しい。このため、本研究の推計結果は年齢制限を行っていないぶん、やや小さくなる可能性がある。

本研究の分析対象は 2004 年から 2018 年の間で 20~59 歳の女性であり、分析に使用する各変数に欠損値が存在しない場合に限定する。本研究ではサンプルサイズを確保するためにも、2004 年から 2018 年のサンプルをプールして推計する。今回注目する賃金の分析での全期間の合計サンプルサイズは、2,074 となる。なお、本研究と同じく過去の変動しない要因が賃金等に及ぼす影響をパネルデータのサンプルをプールして推計した研究に Bharadwaj et al. (2018) と Oreopoulos et al. (2012) がある。Bharadwaj et al. (2018) では生まれた時の体重が成長後の賃金に及ぼす影響を分析しており、分析対象サンプルをいくつかの年齢カテゴリーに分けて、出生時の体重の長期的な影響を検証している。また、Oreopoulos et al. (2012) も学卒時の失業率がその後の所得に及ぼす影響を検証する際、パネルデータのサンプルをプールし、Pooled OLS によって分析している。

## 4 推計手法

本研究ではきょうだいの構成が女性の就学・就業・家族形成に及ぼす影響を検証する。このような分析を行う際、子どもの性別に対して親が選好を持っている可能性があるため、単純にきょうだいの構成を比較すると、推計結果にバイアスが生じる恐れがある。もし親がある一方の性別の子どものをより望んでいる場合、第 1 子目の性別によってはさらに子どもを持つ決定を行う可能性が高く、子どもたちの養育方法にも違いが出てくる可能性がある。この場合、第 1 子目の性別が第 2 子目に及ぼす影響を検証すると、推計結果にバイアスが生じる恐れがある。このため、Brenøe (2021)、Cools and Patacchini (2019)、Peter et al. (2018)

---

<sup>2</sup> 2004 年から調査されているサンプルは、2006 年にきょうだいの数を調査しており、2007 年からのサンプルは 2007 年、2012 年からのサンプルは 2013 年にそれぞれきょうだいの数を調査している。分析対象のサンプルはいずれも 20 歳以上であるため、きょうだいの数は調査期間中にほぼ変動しないと考えられる。

といった先行研究では第2子目の性別が第1子目に及ぼす影響を検証している。第2子目の性別はランダムであり、この第2子目の性別が第1子目に及ぼす影響を検証する方法をとれば、親の子どもの性別への選好によるバイアスを除去できる。本研究でもこの方法を用いて分析する。より具体的には、弟がいる長女と妹がいる長女を比較し、就学・就業・家族形成の面で差が生じているかどうかを分析する。

分析では、以下のモデルを推計する。

$$Y_{it}^{First} = \alpha_0 + \alpha_1 B_i^{Second} + X_i \beta + \varepsilon_{it}$$

$Y_{it}^{First}$ は長女の就学・就業・家族形成に関する変数を示す。具体的には、最終学歴、就業形態、業種、職種、そして対数時間当たり賃金率である。最終学歴では、中高卒、専門・高専・短大卒、大卒・大学院卒の3つのダミー変数を使用する<sup>3</sup>。就業形態では、正規雇用、非正規雇用、自営業他、無業の4つのダミー変数を使用する。業種では、女性比率の高い4業種での就業の有無に関するダミー変数と男性比率の高い4業種での就業の有無に関するダミー変数を使用する<sup>4</sup>。また、職種では、女性比率の高い4職種での就業の有無に関するダミー変数と男性比率の高い4職種での就業の有無に関するダミー変数を使用する<sup>5</sup>。家族形成に関しては、結婚の有無、子どもの有無、子どもの数に加えて、家事・育児時間の対数値も変数として使用する。 $B_i^{Second}$ は第2子目が弟である場合に1、妹がいる場合に0となるダミー変数である。 $X_i$ は世帯属性を示し、出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の最終学歴、長女の年齢を使用している。なお、これら以外にも各時点での年次ダミーを説明変数として使用する。推計に使用する世帯属性の基本統計量は表1に掲載してある。

(1)式を推計する際、OLSを使用する。被説明変数がダミー変数となる場合、推計はLinear Probability Model (LPM)となる。なお、Probitモデルを用いて推計を行ったが、LPMとほぼ同じ結果が得られている。

(1)式を推計するにあたり、重要な前提となっているのは、 $B_i^{Second}$ が示す第2子目の性別が

---

<sup>3</sup> 学歴は各時点で同じ値となるため、KHPSできょうだいの数を調査した一時点の値のみを変数として使用する。

<sup>4</sup> 業種の抽出には総務省統計局『労働力調査』の2004年から2018年までのデータを使用している。2004年から2018年までの各業種の女性比率の平均値を算出し、その上位4つ(医療・福祉、宿泊業・飲食サービス業、生活関連サービス業・娯楽業、教育・学習支援業)と下位4つ(電気・ガス・熱供給・水道業、建設業、運輸業・郵便業、鉱業・採石業・砂利採取業)を選び、それらの業種で働いていた場合に1となるダミー変数を作成した。

<sup>5</sup> 職種の抽出には総務省統計局『労働力調査』の2009年から2018年までのデータを使用している。2009年から2018年までの各職種の女性比率の平均値を算出し、その上位4つ(サービス職業従事者、事務従事者、専門的・技術的職業従事者、販売従事者)と下位4つ(建設・採掘従事者、輸送・機械運転従事者、保安職業従事者、管理的職業従事者)を選び、それらの職種で働いていた場合に1となるダミー変数を作成した。

ランダムに決定されている点である。この点を確認するためにも、表 2 で第 2 子目の性別を被説明変数に使用し、説明変数に世帯属性を使用した Logit モデルを推計した。説明変数のうち統計的に有意な値を示したのは、出産時の母親の年齢と母親の学歴ダミー(大卒)の場合のみであり、ほとんどの変数が有意な値を示していなかった。この結果から、第 2 子目の性別がおおむねランダムに決定されていると考えられる。

表 3 は推計に使用する各被説明変数の平均値を示している。表 3 の就業や賃金に関する変数を見ると、第 2 子目が弟である場合ほど、時間当たり賃金率、中高卒割合、そして正規雇用割合が低く、逆に大卒割合や無業割合が高くなっていった。これに対して、業種や職種に関しては第 2 子目の性別によって明確な差は見られなかった。続いて家族形成の変数について見ると、第 2 子目の性別によって結婚、子どもの有無や子どもの数で明確な差はなかった。しかし、第 2 子目が弟である場合ほど、家事・育児時間が長くなる傾向があった。

表 1 推計に使用する説明変数の基本統計量

|           |           | 第2子目:弟 |       | 第2子目:妹 |       |
|-----------|-----------|--------|-------|--------|-------|
|           |           | N      | 平均値   | N      | 平均値   |
| 出産時の父親の年齢 |           | 1,032  | 29.21 | 1,042  | 29.44 |
| 出産時の母親の年齢 |           | 1,032  | 23.15 | 1,042  | 24.37 |
| 父親の学歴     | 中高卒       | 1,032  | 0.66  | 1,042  | 0.66  |
|           | 専門・高専・短大卒 | 1,032  | 0.08  | 1,042  | 0.10  |
|           | 大卒        | 1,032  | 0.26  | 1,042  | 0.24  |
| 母親の学歴     | 中高卒       | 1,032  | 0.74  | 1,042  | 0.78  |
|           | 専門・高専・短大卒 | 1,032  | 0.20  | 1,042  | 0.18  |
|           | 大卒        | 1,032  | 0.05  | 1,042  | 0.03  |
| 本人の年齢     |           | 1,032  | 42.50 | 1,042  | 41.80 |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

表2 第2子目の性別がランダムに決定されているかどうかの検証

被説明変数: 第2子目が弟=1, 第2子目が妹=0 (1)

|                    |           |                      |
|--------------------|-----------|----------------------|
| 出産時の父親の年齢          |           | -0.011<br>(0.014)    |
| 出産時の母親の年齢          |           | -0.020***<br>(0.007) |
| 父親の学歴<br>(ref:中高卒) | 専門・高専・短大卒 | -0.218<br>(0.172)    |
|                    | 大卒        | -0.023<br>(0.121)    |
| 母親の学歴<br>(ref:中高卒) | 専門・高専・短大卒 | 0.212<br>(0.132)     |
|                    | 大卒        | 0.677***<br>(0.242)  |
| 本人の年齢              |           | 0.004<br>(0.006)     |
| 推計手法               |           | Logit                |
| 対数尤度               |           | -1417.629            |
| N                  |           | 2,074                |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。表中の値は係数を示す。なお、推計では年次ダミーも使用している。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

表3 推計に使用する被説明変数の基本統計量

|                              |           | 第2子目:弟 |         | 第2子目:妹 |         |
|------------------------------|-----------|--------|---------|--------|---------|
|                              |           | N      | 平均値     | N      | 平均値     |
| <b>Panel (A) 就学・就労に関する変数</b> |           |        |         |        |         |
| 時間当たり賃金率(円)                  |           | 1,032  | 1407.04 | 1,042  | 1563.21 |
| 本人の学歴                        | 中高卒       | 106    | 0.33    | 104    | 0.43    |
|                              | 専門・高専・短大卒 | 106    | 0.32    | 104    | 0.35    |
|                              | 大卒        | 106    | 0.35    | 104    | 0.22    |
| 就業形態                         | 正規雇用      | 1,985  | 0.12    | 1,742  | 0.20    |
|                              | 非正規雇用     | 1,985  | 0.34    | 1,742  | 0.34    |
|                              | 自営業他      | 1,985  | 0.05    | 1,742  | 0.05    |
|                              | 無業        | 1,985  | 0.48    | 1,742  | 0.40    |
| 女性比率の高い4業種                   |           | 1,032  | 0.46    | 1,042  | 0.47    |
| 男性比率の高い4業種                   |           | 1,032  | 0.04    | 1,042  | 0.05    |
| 女性比率の高い4職種                   |           | 1,032  | 0.87    | 1,042  | 0.88    |
| 男性比率の高い4職種                   |           | 1,032  | 0.10    | 1,042  | 0.10    |
| <b>Panel (B) 家族形成に関する変数</b>  |           |        |         |        |         |
| 有配偶                          |           | 1,986  | 0.78    | 1,768  | 0.74    |
| 子どもあり                        |           | 1,986  | 0.75    | 1,768  | 0.72    |
| 子どもの数                        |           | 1,986  | 1.57    | 1,768  | 1.50    |
| 家事・育児時間                      |           | 1,806  | 5.67    | 1,603  | 4.87    |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。学歴は各時点で同じ値となるため、KHPS できょうだいの数を調査した一時点の値のみを変数として使用する。就業形態ダミーでは無業者(N=1,653)を含むため、サンプルサイズが大きくなっている。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

## 5 推計結果

### 5.1 第2子目の性別が長女の就学に及ぼす影響

表4は長女の学歴に対して第2子目の性別が及ぼす影響を検証した結果である。表中の値は第2子目が弟である場合の推計結果を示している。なお、推計では世帯属性と年次ダミーも説明変数として使用している。

表4の係数のうち、有意な値を示していたのは大卒の場合のみであり、係数は正の符号を示していた。この結果は、第2子目が弟である場合ほど、長女の大卒割合が向上すること

を意味する。この結果は、Becker(1991)による予想と異なっている。日本のように男女間賃金格差が依然として残っている場合、女の子よりも男の子に世帯内の資源を配分したほうが経済合理的となる可能性がある。このため、弟がいる長女ほど学歴が低下する可能性があったが、実際の推計結果は予想とは異なっていた。この結果の背景には、2つの日本を取り巻く環境の変化が考えられる。1つ目は、持続的な女性の社会進出であり、女性の大学進学率や就業率が伸び続けていることが影響していると考えられる。2つ目は、日本では出生性比(女性 100 に対する男性の数)が直近 30 年間に於いて 105 前後で安定しており、Son Preference がほぼ見られないという点である<sup>6</sup>。このため、女の子にも世帯内の資源配分が適切に実施されている可能性がある。

表4 第2子の性別が長女の学歴に及ぼす影響

| 被説明変数                  | (1)<br>中高卒        | (2)<br>専門・高専・短大卒  | (3)<br>大卒・大学院卒     |
|------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 第2子目:弟<br>(ref:第2子目:妹) | -0.106<br>(0.066) | -0.035<br>(0.066) | 0.141**<br>(0.060) |
| 推計手法                   | LPM               | LPM               | LPM                |
| R2                     | 0.147             | 0.027             | 0.161              |
| N                      | 210               | 210               | 210                |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。学歴は各時点で同じ値となるため、KHPS できょうだいの数を調査した一時点の値のみを変数として使用する。また、推計では世帯属性と年次ダミーも説明変数として使用している。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

## 5.2 第2子目の性別が長女の賃金・就業に及ぼす影響

表5は長女の賃金、就業形態、業種、職種に対して第2子目の性別が及ぼす影響を検証した結果である。Panel A の(1)の賃金に対する結果を見ると、第2子目が弟である場合ほど、賃金が約 8.8%低下することを示していた。この結果は、Brenøe (2021)、Cools and Patacchini (2019)、Peter et al. (2018)といった先行研究と整合的だと言える。第2子目が妹の場合と比較して、第2子目が弟だと長女が性別役割分業意識に準じた行動を取りやすくなるため、賃金が低下する可能性があったが、日本でもこの仮説と一致した結果となっている。また、先行研究と係数の大きさを比較すると、Brenøe (2021)では 30 代女性で約 2%所得が低下し、

<sup>6</sup> 厚生労働省政策統括官『人口動態統計』によれば、1980年の出生性比は 106.0、1990年では 105.4、2000年では 105.8、2019年では 105.1 となっている。

Peter et al. (2018)では所得が約 1%低下する結果となっていた。Cools and Patacchini (2019)では弟を持つ 30 代女性の所得が約 8%低下することを明らかにしている。これらの結果と比較すると、本研究の結果は、弟を持つことの賃金への負の影響が他国よりも少し大きいと言える。この背景には、Brenøe (2021)が指摘するような強い性別役割分業意識が影響している可能性がある。

表 5 第 2 子の性別が長女の賃金、就業形態、業種、職種に及ぼす影響

| Panel A                 |                       |                      |                    |                   |                     |
|-------------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| 被説明変数                   | (1)<br>対数時間<br>当たり賃金率 | (2)<br>正規雇用<br>就業    | (3)<br>非正規雇用<br>就業 | (4)<br>自営業他       | (5)<br>無業           |
| 第2子目:弟<br>(ref: 第2子目:妹) | -0.088***<br>(0.024)  | -0.074***<br>(0.012) | -0.009<br>(0.015)  | -0.007<br>(0.007) | 0.089***<br>(0.015) |
| 推計手法                    | OLS                   | LPM                  | LPM                | LPM               | LPM                 |
| R2                      | 0.040                 | 0.106                | 0.042              | 0.015             | 0.123               |
| N                       | 2,074                 | 3,727                | 3,727              | 3,727             | 3,727               |

| Panel B                 |                       |                       |                       |                       |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 被説明変数                   | (6)<br>女性比率の<br>高い4業種 | (7)<br>男性比率の<br>高い4業種 | (8)<br>女性比率の<br>高い4職種 | (9)<br>男性比率の<br>高い4職種 |
| 第2子目:弟<br>(ref: 第2子目:妹) | -0.017<br>(0.022)     | -0.012<br>(0.009)     | -0.020<br>(0.014)     | 0.013<br>(0.013)      |
| 推計手法                    | LPM                   | LPM                   | LPM                   | LPM                   |
| R2                      | 0.0278                | 0.0291                | 0.0374                | 0.025                 |
| N                       | 2,074                 | 2,074                 | 2,074                 | 2,074                 |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。就業形態ダミーでは無業者(N=1,653)を含むため、サンプルサイズが大きくなっている。また、推計では世帯属性と年次ダミーも説明変数として使用している。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

続いて Panel A の(2)~(5)の就業形態の推計結果を見ると、第 2 子目が弟である場合ほど、正規雇用就業率が低下し、無業率が増加していた。この結果から、第 2 子目が弟である長女ほど、労働時間の長い正規雇用よりも家庭にいる時間の長い無業を選択する傾向があると言える。このような長女の行動は、性別役割分業意識に準じたものだと言える。Cools and Patacchini (2019)も弟のいる女性ほど労働時間が短くなると指摘しており、本研究の結果と部分的に一致している。なお、非正規雇用就業率や自営業率については、第 2 子目の性

別から影響を受けていなかった。

次に Panel B の(6)~(9)の業種及び職種の結果を見ると、いずれの場合も第2子目の性別から影響を受けていなかった。デンマークのデータを用いた Brenøe (2021)は第2子目が弟である場合、長女が相対的に男性比率の低い職種で働くことを明らかにしていたが、日本ではその傾向を確認できなかった。

以上の結果を整理すると、欧米の先行研究と一致する部分と異なる部分があった。第2子目が弟である長女ほど賃金が低下するという傾向は欧米の先行研究と同じであるが、第2子目の性別が職種や業種に影響していないという点は、欧米の先行研究とは異なっていた。また、第2子目の性別が長女の就業選択に影響を及ぼすという点は新たな発見であり、日本では家庭にいる時間の長い無業を選択する形で性別役割分業意識に沿った行動をとるといった特徴があると考えられる。また、第2子目が弟である長女ほど正規雇用割合が低くなっており、これが賃金を低下させる原因の1つとなっている可能性がある。

表6は第2子目の性別によって賃金が影響を受ける原因について検証している。具体的には、学歴、就業形態、業種、職種、そして企業規模を説明変数に順次追加することで、第2子目の性別の影響がどう変化するかを確認する。もし新たに説明変数を追加することで第2子目の性別の係数が大きく変化すれば、その説明変数が賃金変化の原因となっていると考えられる。実際に表6の推計結果を見ると、第2子目の性別ダミーはいずれも1%水準で負に有意なままであったが、係数の大きさに変化が見られた。表6のうち、(1)は表5の(1)を再掲したものであり、表6の(2)は新たに学歴を説明変数に追加している。この(2)の係数を見ると、係数の絶対値が大きくなっていた。第2子目が弟の長女ほど大卒割合が高く、その影響が学歴ダミーでコントロールされると、弟を持つことの負の影響が大きくなると考えられる。次に就業形態ダミーを追加した(3)を見ると、弟を持つことの賃金への影響が-6.6%へと低下していた。(2)から(3)の係数の低下率が約38%となるため、就業形態の違いが弟を持つことの賃金の負の影響の主要な原因の1つになっていると考えられる。最後の(4)では業種、職種、企業規模を説明変数に追加しているが、係数の大きさは(3)と同じであった。この結果から、業種、職種、企業規模といった変数は、弟を持つことの賃金への影響の原因になっていないと考えられる。

表6 第2子の性別が長女の賃金に及ぼす影響のメカニズム

| 被説明変数: 対数時間当たり賃金率         | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 第2子目: 弟<br>(ref: 第2子目: 妹) | -0.088***<br>(0.024) | -0.107***<br>(0.024) | -0.066***<br>(0.022) | -0.066***<br>(0.022) |
| 世帯の基本属性+年齢とその2乗項          | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| 学歴                        |                      | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| 就業形態                      |                      |                      | Yes                  | Yes                  |
| 業種、職種、企業規模                |                      |                      |                      | Yes                  |
| 推計手法                      | OLS                  | OLS                  | OLS                  | OLS                  |
| R <sup>2</sup>            | 0.040                | 0.065                | 0.219                | 0.291                |
| N                         | 2,074                | 2,074                | 2,074                | 2,074                |

注: 分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典: 『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

### 5.3 賃金に関する推計結果の頑健性の確認と追加分析

これまでの推計結果から明らかなおり、弟を持つ長女ほど賃金が低下する。本節では賃金の定義を変更した場合やさまざまな推計手法を用いた場合に、この推計結果に大きな変化が見られるかどうかを確認する。また、UQR を用い、弟を持つことの賃金への負の影響が賃金分布のどの部分で特に観察されるのかという点も検証する。

Brenøe (2021)と Peter et al. (2018)は第2子目の性別が賃金に及ぼす影響を分析する際、分析期間中の所得の平均値を使用していた。本研究でも分析期間の時間当たり賃金率の平均値を用いて第2子目の性別が及ぼす影響を検証した。推計結果は表7に掲載してある。説明変数には表5の(1)と同じ変数を使用し、OLSによって推計した。推計結果を見ると、弟がいる長女ほど賃金が9.5%低下していた。この結果は表5の(1)の推計結果と整合的だと言える。ただし、サンプルサイズが少なくなったため、係数の有意水準は10%へと低下していた。

表7 第2子の性別が長女の賃金に及ぼす影響  
(分析期間中の時間当たり賃金率の平均値を用いた推計)

| 被説明変数                     | (1)                |
|---------------------------|--------------------|
|                           | 対数時間<br>当たり賃金率     |
| 第2子目: 弟<br>(ref: 第2子目: 妹) | -0.095*<br>(0.057) |
| 推計手法                      | OLS                |
| R2                        | 0.034              |
| N                         | 372                |

注：分析対象は20-59歳の女性(長女)である。被説明変数は2004年から2018年までの時間当たり賃金率の平均値の対数値である。説明変数には出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の最終学歴、長女の年齢とその二乗項を使用している。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のKHPSデータ(2004-2018)を使用。

表8は弟を持つことが長女の賃金に及ぼす影響をHeckmanの2段階推計(Heckman 1974)、Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment (IPWRA) (Imbens and Wooldridge 2009; Wooldridge 2007, 2010)、Propensity Score Matching(PSM)(Heckman et al. 1997)、Entropy Balancing(Hainmueller 2011,2012; Hainmueller and Xu 2013)で再度検証した結果である。表5の推計結果が示すように、弟を持つ長女ほど無業割合が高いため、推計結果にSelection Biasが発生している可能性がある。この点を確認するためにもHeckmanの2段階推計を用い、就業選択関数と賃金関数を同時に推計する<sup>7</sup>。また、世帯属性等のさまざまな要因の影響をより厳密に考慮するためにも、IPWRA、PSM、Entropy Balancingといったマッチング法でも推計する<sup>8</sup>。

表8の(1)はHeckmanの2段階推計の推計結果を示している。(1)ではInverse Mills Ratioも掲載してある。第2子目の性別の係数は負に有意であり、弟を持つ長女ほど賃金が低下する傾向を示していた。係数の大きさはOLSと比較して大きな差があるとは言えないが、やや小さくなっていた。また、Inverse Mills Ratioのいずれも有意ではないため、Selection Biasが発生していないと判断できる。次に(2)~(4)のマッチング法の推計結果を見ると、いずれの場合も負に有意な値を示しており、弟を持つ長女ほど賃金が低下する結果となっていた。係数の大きさについては、マッチング法の各係数とOLSの間で大きな差があるとは言えない。ただし、ほとんどの場合においてマッチング法の各係数の方がやや小さくなる傾

<sup>7</sup>就業に関する選択関数では親との同居状況に関するダミー変数を追加している。

<sup>8</sup> PSMではサンプルのマッチング方法としてKernel Matchingを使用している。なお、Radius Matchingも使用した推計も行ったが、係数の符号と有意水準はほぼKernel Matchingと同じであった。

向にあった。おそらく、この背景にはマッチング法によって各説明変数の及ぼす影響がより適切にコントロールされたことが影響していると考えられる。

表8 Heckman の 2 段階推計とマッチング法を用いた推計結果の頑健性の検証

| 被説明変数:対数時間当たり賃金率       | (1)                 | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 第2子目:弟<br>(ref:第2子目:妹) | -0.075**<br>(0.032) | -0.076***<br>(0.025) | -0.083***<br>(0.025) | -0.076***<br>(0.025) |
| Inverse Mills Ratio    | -0.081<br>(0.141)   |                      |                      |                      |
| 推計手法                   | Heckman             | IPWRA                | PSM(Kernel)          | Entropy Balancing    |
| N                      | 3,109               | 2,074                | 2,074                | 2,074                |
| Censored obs           | 1,035               |                      |                      |                      |
| Uncensored obs         | 2,074               |                      |                      |                      |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。表 5 と同じ説明変数を使用している。Heckman の 2 段階推計では、就業選択関数に親との同居状況に関するダミー変数を説明変数に追加している。PSM ではサンプルのマッチング方法として Kernel Matching を使用している。また、PSM では標準誤差の算出にブートストラップ法を使用しており、試行回数は 300 回となっている。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

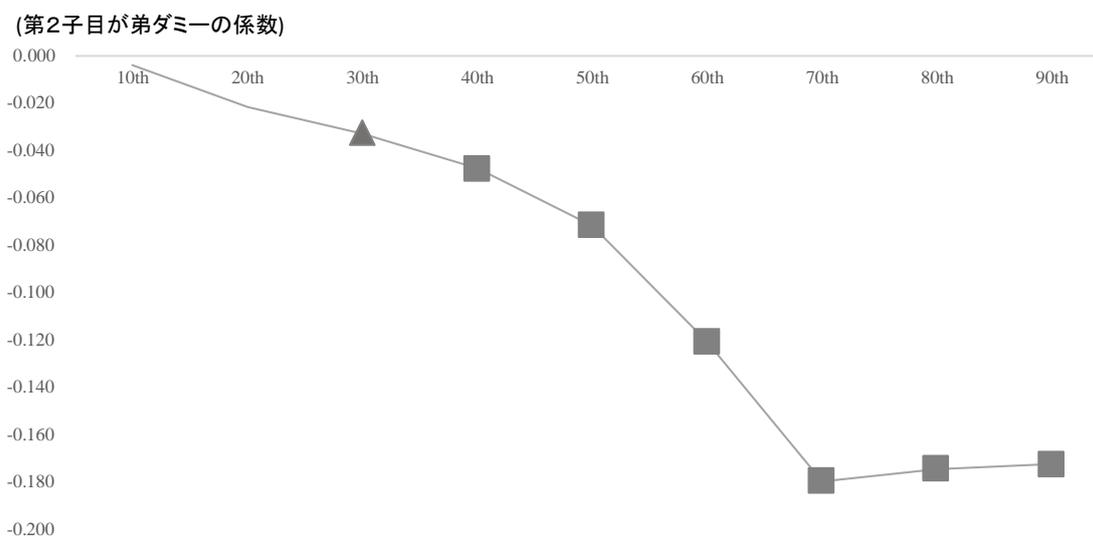
図 1 は長女が弟を持つことの賃金への影響を UQR で推計した結果である。図では 10%分位点から 90%分位点までを示している。なお、図中の■は 1%水準で、▲は 5%水準で、×は 10%水準で統計的に有意であることを示す。弟を持つことの賃金への有意な負の影響は、30%分位点以上で観察されるが、その影響は特に賃金分布の上位層で大きくなっていた<sup>910</sup>。弟を持つことの負の影響が最も大きくなるのは、70%分位点であり、賃金が 18.0%ほど低下していた。80%分位点や 90%分位点でも弟を持つことの負の影響は大きく、賃金分布の上位層で負の影響が相対的に強いと言える。この結果は、きょうだいの構成が女性内の賃金格差に影響を及ぼすことを示唆する。弟を持つ場合ほど、女性の上位層の賃金が低下するため、下位層との格差が小さくなる。これは女性内の賃金格差が縮小することを意味する。また、同時にこの結果は弟の賃金への負の影響が男女間賃金格差の拡大に寄与する可能性

<sup>9</sup> Brenøe (2021) と Peter et al. (2018) と同じく、分析期間中の賃金の平均値を用いた UQR の推計も行った。推計結果は Appendix1 に掲載してある。この推計結果を見ると、賃金分布の上位層で弟を持つこの負の影響が強くなるといった傾向が確認できた。しかし、サンプルサイズが少ないため、統計的に有意となる変数が少なかった。

<sup>10</sup> 時間当たり賃金率ではなく、仕事からの 1 年間の年収の対数値を被説明変数に使用した推計も行った。Appendix2 では第 2 子目の性別による年収の平均値の比較を行い、Appendix3 では第 2 子目の性別が及ぼす影響を OLS と UQR で推計している。これらの結果を見ると、いずれも時間当たり賃金率と同じ傾向を示しており、弟がいる長女ほど年収が低く、その影響は特に年収の上位層で顕著であった。

があることを示唆している。Brenøe (2021)は女性の社会進出が進んでいるのにも関わらず、女性の賃金が男性よりも相対的に低いといった現状の背景にきょうだい構成が影響している可能性がある」と指摘していたが、UQRの結果はその指摘と整合的だと言える。

図1 UQRを用いた第2子の性別が長女の賃金に及ぼす影響



注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。表 5 と同じ説明変数を使用している。図中の■は 1%水準で、▲は 5%水準で、×は 10%水準で統計的に有意であることを示す。推計では不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用している。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

#### 5.4 家族形成に関する推計結果

本節ではきょうだいの構成が家族形成に及ぼす影響について検証する。推計結果は表 9 に掲載してある。この結果を見ると、結婚、子どもの有無、家事・育児時間の対数値で係数が正に有意な値を示していた。この結果は、弟がいる長女ほど、結婚割合や子どもがいる割合が高く、家事・育児時間も長くなることを意味する。これらの行動はいずれも性別役割分業意識と整合的であり、きょうだいの構成が女性の家族形成に影響を及ぼすことを意味する。デンマークとスウェーデンのデータを用いた Brenøe (2021)と Peter et al. (2018)でも家族形成について分析されているが、両方の研究において結婚や子どもの有無にきょうだいの構成は影響していなかった。これに対して今回使用した日本のデータでは、相対的に性別役割分業意識が強く残っているため、きょうだい構成の家族形成への影響が明確に観察された可能性がある。

表9 第2子の性別が長女の家族形成に及ぼす影響

| 被説明変数                  | (1)<br>結婚           | (2)<br>子どもあり       | (3)<br>子どもの数     | (4)<br>ln(家事・育児時間)  |
|------------------------|---------------------|--------------------|------------------|---------------------|
| 第2子目:弟<br>(ref:第2子目:妹) | 0.036***<br>(0.013) | 0.026**<br>(0.013) | 0.048<br>(0.034) | 0.103***<br>(0.038) |
| 推計手法                   | LPM                 | LPM                | OLS              | OLS                 |
| R2                     | 0.130               | 0.168              | 0.141            | 0.037               |
| N                      | 3,754               | 3,754              | 3,754            | 3,259               |

注：分析対象は 20-59 歳の女性(長女)である。表 5 と同じ説明変数を使用している。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の KHPS データ(2004-2018)を使用。

## 5.5 きょうだい構成が性別役割分業意識に及ぼす影響

これまでの分析結果が示すように、きょうだい構成は女性の就学、就業、家族形成に影響を及ぼす。これらの分析の理論的背景には性別役割分業意識が存在しており、弟を持つ長女ほど、親との関わり合いや長女自身の行動が変化し、性別役割分業意識に沿った行動を取るようになる想定していた。ただし、先行研究でもきょうだい構成と性別役割分業意識の関係について直接的に検証した研究は少なく、分析の前提となっている想定が妥当なものなのかは十分に確認されていない。そこで、本研究では性別役割分業意識について直接調査したデータを新たに使用し、きょうだい構成と性別役割分業意識の関係について検証する。

新たに使用するデータは、慶応義塾大学パネルデータ設計・解析センターが提供する『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』である。JPSC は第 1 回目の 1993 年時点における 24 歳～34 歳の若年女性 1500 名を調査対象としており、毎年調査を実施している。本稿で利用できるのは第 27 回目調査の 2019 年までとなっており、分析では全期間のデータを使用する。JPSC は脱落サンプルに対処するためにも、1997 年、2003 年、2008 年及び 2013 年で新規調査サンプルを追加している。

JPSC は『男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである』といったアンケートを 2011 年から 2019 年まで毎年行っており、調査回答者は「1=そう思う」、「2=どちらかといえばそう思う」、「どちらかといえばそう思わない」、「4=そう思わない」の 4 段階で回答している。この質問に対して、「1=そう思う」または「2=どちらかといえばそう思う」と回答した場合に 1、それ以外で 0 となるダミー変数を作成し、きょうだい構成との関係を検証する。JPSC は、きょうだい構成について男兄弟と女姉妹のそれぞれの人数と回答者の出生順位を調査している<sup>11</sup>。これらの変数から、二人きょうだいであり、弟がいる長女の場合に 1、妹がい

<sup>11</sup> 出生順位については、回答者が「1=長女」、「2=次女」、「3=その他」のどれなのかを調査している。

る長女の場合に 0 となるダミー変数を作成した。なお、これら以外でも説明変数として、出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の学歴、本人の年齢、年次ダミーを使用する<sup>12</sup>。推計では LPM、IPWRA、PSM、Entropy Balancing を使用する。

表 10 はきょうだい構成が性別役割分業意識に及ぼす影響に関する推計結果である。分析対象は 59 歳以下の女性(長女)である。第 2 子目の性別ダミーを見ると、いずれも正に有意であった。この結果は、弟を持つ長女ほど、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」に賛成する割合が高くなることを意味する。係数の大きさは 0.035~0.048 であったため、必ずしも影響は大きいとは言えないが、弟を持つ長女ほど性別役割分業意識をもちやすいという傾向が確かに存在していた。この分析結果はこれまでの先行研究で前提としていたきょうだい構成と性別役割分業意識の関係を確認しているため、重要な結果だと言える。

表 10 きょうだい構成が性別役割分業意識に及ぼす影響

| 被説明変数                     | (1)                        | (2)                | (3)                 | (4)                |
|---------------------------|----------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
|                           | 「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」に賛成 |                    |                     |                    |
| 第2子目: 弟<br>(ref: 第2子目: 妹) | 0.039***<br>(0.013)        | 0.035**<br>(0.014) | 0.048***<br>(0.014) | 0.035**<br>(0.014) |
| 推計手法                      | LPM                        | IPWRA              | PSM(Kernel)         | Entropy Balancing  |
| R2                        | 0.012                      |                    |                     |                    |
| N                         | 6,358                      | 6,358              | 6,358               | 6,358              |

注：分析対象は 59 歳以下の女性(長女)である。説明変数として、出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の学歴、本人の年齢、年次ダミーも使用している。PSM ではサンプルのマッチング方法として Kernel Matching を使用している。また、PSM では標準誤差の算出にブートストラップ法を使用しており、試行回数は 300 回となっている。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』の 1993 年から 2019 年までのデータを使用。

## 6 結論

きょうだいの構成が子どもの成長後の就学、就業、家族形成に及ぼす影響について、これまでさまざまな研究が行われてきた(Brenøe 2021; Butcher and Case 1994; Conley 2000; Cools and Patacchini 2019; Peter et al. 2018; Rao and Chatterjee 2018)。これらの先行研究では弟がいる女性ほど、親との関わり合いや女性自身の行動が変化し、性別役割分業意識に沿った行動を取るようになると想定しており、おおむね賃金が低下する傾向にあることを示していた。しかし、これらの研究は主に欧米のデータを使用しており、その他地域の実態を検証していない。性別役割分業意識の強さは国によって異なっているため、欧米諸国以外

<sup>12</sup> 分析使用した変数の基本統計量は Appendix4 に掲載してある。

できょうだいの構成の影響を検証することは興味深い分析例になると考えられる。

そこで、本研究では日本のパネルデータを用い、きょうだいの構成が子どもの成長後の就学、就業、家族形成に及ぼす影響について検証した。本研究では Brenøe (2021) と Peter et al. (2018) と同じく、弟を持つ長女と妹を持つ長女を比較し、きょうだいの構成の影響を検証している。分析の結果、次の5点が明らかになった。1点目は、弟を持つ長女ほど大卒割合が高くなっていった。この結果は予想と異なっていたが、背景には持続的な女性の社会進出と Son Preference がほぼ見られない日本の現状が影響している可能性がある。2点目は、弟を持つ長女ほど時間当たり賃金率が低下していた。また、弟を持つ長女ほど正規雇用就業率が低く、無業率が高くなっていった。これらの結果から、弟を持つ長女ほど正規雇用につきにくく、これが賃金の低下の原因の1つになっていると考えられる。なお、業種や職種を選択に関してはきょうだい構成の影響が確認できなかった。3点目は、UQR を用いた分析の結果、弟を持つことの賃金への負の影響は、賃金分布の上位層で特に強かった。この結果から、弟を持つことは、女性内の賃金格差の縮小に寄与する可能性があると言える。ただし、上位層の賃金が低下してしまうため、男性と女性の賃金格差の拡大につながっている恐れがある。4点目は、弟を持つ長女ほど婚姻率や子どものいる割合が高く、家事・育児時間も長くなる傾向にあった。5点目は、弟を持つ長女ほど性別役割分業意識に肯定的な意見を持ちやすい傾向があった。

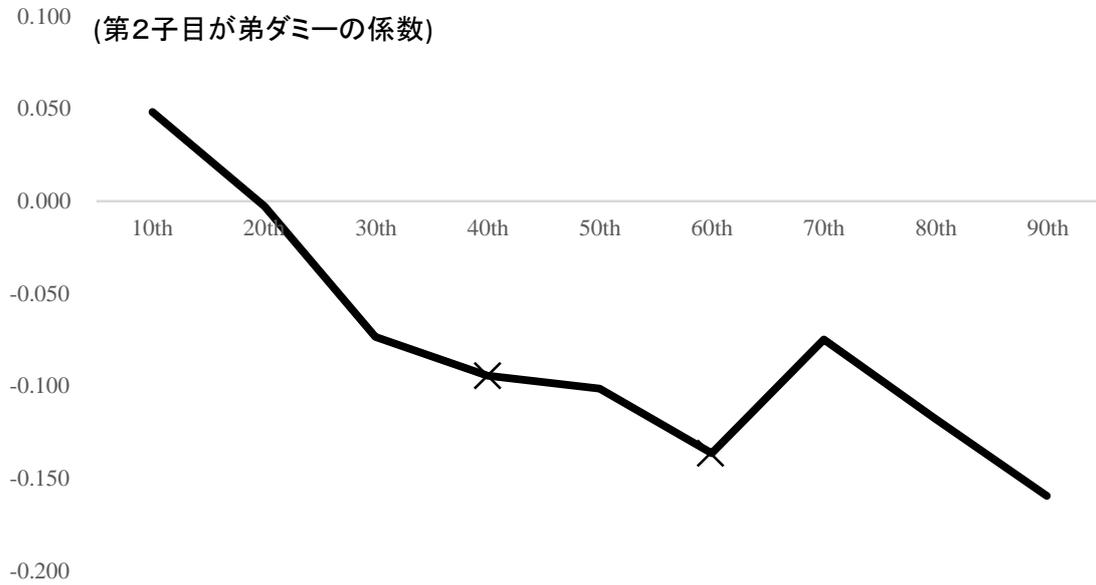
先行研究と比較した際、本研究の結果の中で注目すべきなのは、きょうだい構成の賃金と性別役割分業意識への影響である。Brenøe (2021)、Cools and Patacchini (2019)、Peter et al. (2018) といった先行研究と比較すると、弟を持つことによる長女への賃金の負の影響は、日本の方がやや大きかった。また、その影響は UQR による推計の結果、賃金上位層で特に大きくなっていることがわかった。このような相対的に強い弟の賃金への負の影響の背景には、日本で強く残る性別役割分業意識が存在していると考えられる。Cools and Patacchini (2019) は、性別役割分業意識以外でも親の子どもへの期待や就学状況への監視の低下といった点が影響していると指摘しているが、本研究では同じような幼少期における親の行動に関する変数がないため、十分な検証を行うことができなかった。学歴、就業形態、業種、職種、企業規模を説明変数に使用しても弟の負の影響が消失しなかったため、Cools and Patacchini (2019) で指摘された要因が日本でも影響している可能性がある。また、Brenøe (2021) は弟を持つ長女ほど所得水準の高い STEM の職種での就業率が低下することを指摘しているが、これは上位所得層の女性割合を低下させる可能性があるため、本研究の UQR の推計結果と整合的だと言える。

きょうだい構成の性別役割分業意識への影響については、先行研究では明示的に検証されてこなかったが、本研究の結果、弟を持つ長女ほど性別役割分業意識に肯定的な意見をもつことが明らかになった。性別役割分業意識に肯定的な女性ほど、労働市場での就業よりも家事・育児を中心とした専業主婦を選択する可能性が高く、これが賃金にも影響すると考えられる。また、Brenøe (2021) は弟のいる長女ほど幼少期に母親と過ごす時間が増えること

を示しており、その結果として性別役割分業意識が醸成されると指摘しているが、本研究結果はその指摘を裏付けるものだと言える。

最後に本研究に残された課題について述べておきたい。本研究の分析の結果、弟を持つ長女ほど賃金が低下する傾向が観察されたが、その賃金低下の原因のすべてが明確なわけではない。就業形態の選択が影響していると考えられるものの、他の要因も存在している可能性が高いため、さらなる検証が必要だと言える。また、本研究ではUQRを用いて弟を持つことの賃金分布への影響を検証したが、同様の検証が欧米のデータを用いて行われていない。欧米諸国でも賃金分布の上位層で弟の負の影響が強いのかといった点は、きょうだい構成の影響を検討する上でも重要であり、今後の研究が期待される。

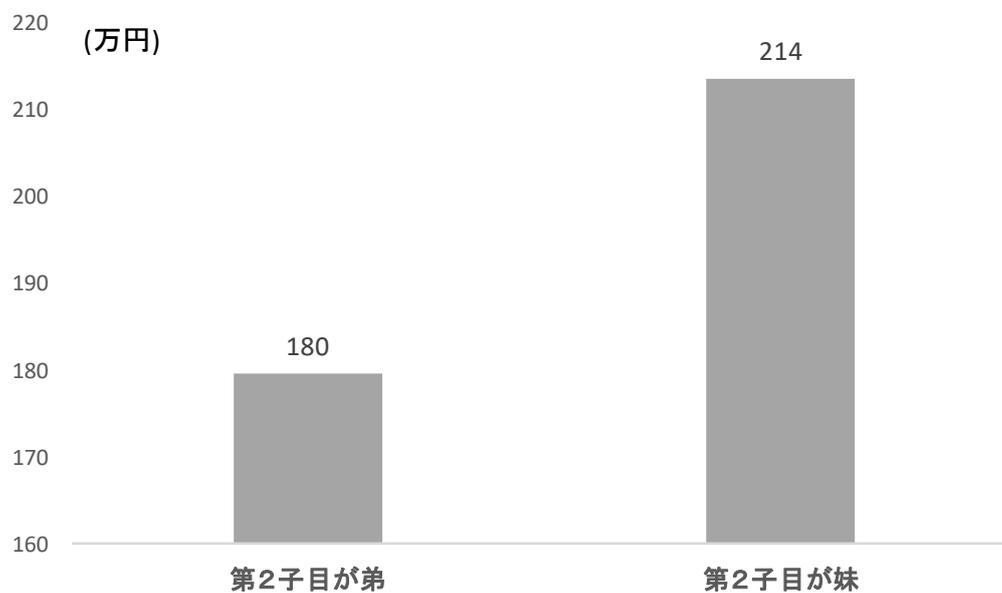
Appendix 1 UQR を用いた第2子の性別が長女の賃金に及ぼす影響  
 (分析期間中の時間当たり賃金率の平均値を用いた推計)



注：分析対象は20-59歳の女性(長女)である。被説明変数は2004年から2018年までの時間当たり賃金率の平均値の対数値である。説明変数には出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の最終学歴、長女の年齢とその二乗項を使用している。図中の■は1%水準で、▲は5%水準で、×は10%水準で統計的に有意であることを示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のKHPSデータ(2004-2018)を使用。

## Appendix 2 第2子の性別が長女の年収に及ぼす影響



注：分析対象は20-59歳の女性(長女)である。被説明変数は2004年から2018年までの年収である。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のKHPSデータ(2004-2018)を使用。

### Appendix 3 第2子の性別が長女の年収に及ぼす影響

| 被説明変数: 対数年収               | (1)                  | (2)              | (3)              | (4)                 | (5)                  | (6)                  | (7)                  | (8)                  | (9)                  | (10)                 |
|---------------------------|----------------------|------------------|------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                           |                      | 10th             | 20th             | 30th                | 40th                 | 50th                 | 60th                 | 70th                 | 80th                 | 90th                 |
| 第2子目: 弟<br>(ref: 第2子目: 妹) | -0.136***<br>(0.038) | 0.081<br>(0.096) | 0.029<br>(0.043) | -0.071**<br>(0.035) | -0.141***<br>(0.036) | -0.255***<br>(0.050) | -0.291***<br>(0.051) | -0.229***<br>(0.045) | -0.215***<br>(0.045) | -0.202***<br>(0.048) |
| 推計手法                      | OLS                  | UQR              | UQR              | UQR                 | UQR                  | UQR                  | UQR                  | UQR                  | UQR                  | UQR                  |
| R2                        | 0.040                | 0.012            | 0.018            | 0.025               | 0.043                | 0.057                | 0.071                | 0.061                | 0.048                | 0.021                |
| N                         | 2,460                | 2,460            | 2,460            | 2,460               | 2,460                | 2,460                | 2,460                | 2,460                | 2,460                | 2,460                |

注：分析対象は20-59歳の女性(長女)である。被説明変数は2004年から2018年までの年収の対数値である。説明変数には出産時の父親と母親の年齢、父親と母親の最終学歴、長女の年齢とその二乗項を使用している。図中の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のKHPSデータ(2004-2018)を使用。

Appendix 4 性別役割分業意識ときょうだい構成の関係の検証に  
使用した変数の基本統計量

|                            | 第2子目:弟 |       | 第2子目:妹 |       |
|----------------------------|--------|-------|--------|-------|
|                            | N      | 平均値   | N      | 平均値   |
| 「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」に賛成 | 4,196  | 0.39  | 2,162  | 0.34  |
| 出産時の父親の年齢                  | 4,196  | 30.62 | 2,162  | 28.85 |
| 出産時の母親の年齢                  | 4,196  | 27.46 | 2,162  | 26.06 |
| 父親の学歴                      |        |       |        |       |
| 中高卒                        | 4,196  | 0.67  | 2,162  | 0.72  |
| 専門・高専・短大卒                  | 4,196  | 0.07  | 2,162  | 0.06  |
| 大卒                         | 4,196  | 0.26  | 2,162  | 0.22  |
| 母親の学歴                      |        |       |        |       |
| 中高卒                        | 4,196  | 0.74  | 2,162  | 0.77  |
| 専門・高専・短大卒                  | 4,196  | 0.19  | 2,162  | 0.17  |
| 大卒                         | 4,196  | 0.07  | 2,162  | 0.06  |
| 本人の年齢                      | 4,196  | 39.91 | 2,162  | 41.22 |

注：分析対象は59歳以下の女性(長女)である。

出典：『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』の1993年から2019年までのデータを使用。

## 参考文献

- Abrams, D., Thomas, J., Hogg, M. A., (1990). Numerical distinctiveness, social identity and gender salience. *British J. Social Psychol.* 29 (1), 87–92.
- Angrist, J. D., Evans, W. N., (1998). Children and their Parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. *Am. Econ. Rev.* 88 (3), 450–477.
- Ansbacher, H. L., Ansbacher, R. R., (1956). *The individual psychology of Alfred Adler*. Harper Colophon Books, New York.
- Barcellos, S.H., Carvalho, L.S., Lleras-Muney, A., 2014. Child gender and parental investments in india: are boys and girls treated differently? *Am. Econ. J.* 6 (1), 157–189.
- Becker, G. S., (1973) A theory of marriage: part I. *J Polit Econ* 81(4), 813–846.
- Becker, G.S., 1991. *A Treatise on the Family*, enl. ed. Mass: Harvard, Cambridge.
- Bharadwaj, P., Lundborg, P., Rooth, D.-O. (2018) Birth weight in the long run, *Journal of Human Resources*, 53(1), 189-231.
- Booth, A., Cardona, L., Nolen, P., (2013). Do single-sex classes affect exam scores? an experiment in a coeducational university.
- Brenøe, A. A., (2021). Brothers increase women's gender conformity. *Journal of Population Economics*, <https://doi.org/10.1007/s00148-021-00830-9>.
- Brody, C.J., Steelman, L. C., 1985. Sibling structure and parental sex-typing of Children's household tasks. *J. Marriage Fam.* 265–273.
- Butcher, K. F., Case, A., (1994). The effect of sibling sex composition on women's education and earnings. *Q. J. Econ.* 109 (3), 531–563.
- Chen, S.H., Chen, Y.-C., Liu, J.-T., (2017). The impact of family composition on educational achievement. *J. Human Resour.*
- Conley, D., (2000). Sibship sex composition: effects on educational attainment. *Social Sci. Res.* 29 (3), 441–457.
- Cota, A. A., Dion, K. L., (1986). Salience of gender and sex composition of ad hoc groups: an experimental test of distinctiveness theory. *J. Pers. Soc. Psychol.* 50 (4), 770.
- Cools, A., Patacchini, E., (2018). The Brother Earnings Penalty. *Labour Economics*, 58, 37-51.
- Endendijk, J. J., Groeneveld, M. G., van Berkel, S. R., Hallers-Haalboom, E. T., Mesman, J., Bakermans-Kranenburg, M. J., (2013). Gender stereotypes in the family context: mothers, fathers, and siblings. *Sex Roles* 68(9–10), 577–590.
- Favara, M., (2012). *The Cost of Acting "Girly": Gender Stereotypes and Educational Choices*. Working Paper.
- Feinberg, M.E., Hetherington, E.M., (2000). Sibling differentiation in adolescence: implications for behavioral genetic theory. *Child Dev.* 71 (6), 1512–1524.

- Firpo, S., Fortin, N. M., Lemieux, T., (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Gielen, A.C. , Holmes, J. , Myers, C. , 2016. Prenatal testosterone and the earnings of men and women. *J. Human Resour.* 51 (1), 30–61 .
- Grätz, M. , Torche, F. , (2016). Compensation or reinforcement? the stratification of parental responses to children's early ability. *Demography*, 53 (6), 1883–1904.
- Grotevant, H.D. , 1978. Sibling constellations and sex typing of interests in adolescence. *Child Dev.* 540–542 .
- Hainmueller, J., (2011). Ebalance: a Stata package for entropy balancing. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., (2012). Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25–46.
- Hainmueller, J., Xu, Y., (2013). ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing. *Journal of Statistical Software*, 54(7), 1-18.
- Hank, K. , Kohler, H.-P. , 2000. Gender preferences for children in Europe: empirical results from 17 FFS countries. *Demograph. Res.* 2.
- Heckman, J. J., (1974). Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, 42(4), 679-694.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme," *Review of Economics and Statistics*, 64, 605–654.
- Imbens, G. W., Wooldridge, J. M., (2009). Recent developments of the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47, 5-86.
- Lei, X., Shen, Y., Smith, J. P., Zhou, G., (2017). Sibling gender composition's effect on education: evidence from china. *J. Popul. Econ.* 30 (2), 569–590.
- McGuire, W. J., McGuire, C. V., Winton, W., (1979). Effects of household sex composition on the salience of one's gender in the spontaneous self-concept. *J. Exp. Soc. Psychol.* 15 (1), 77–90.
- McHale, S. M., Crouter, A. C., Tucker, C. J., (1999). Family context and gender role socialization in middle childhood: comparing girls to boys and sisters to brothers. *Child Dev.* 70 (4), 990–1004.
- McHale, S.M., Crouter, A. C., Whiteman, S. D., (2003). The family contexts of gender development in childhood and adolescence. *Social Dev.* 12 (1), 125–148.
- Ono, H., (2004). Are sons and daughters substitutable?: allocation of family resources in contemporary Japan. *J. Jpn. Int. Econ.* 18 (2), 143–160.
- Oreopoulos, Philip, Till von Wachter, and Andrew Heisz. 2012. "The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession." *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (1): 1-29.

- Peter, N., Lundborg, P., Mikkelsen, S., Webbink, D., (2018). The effect of a siblings gender on earnings and family formation. *Labour Economics*. 54, 61–78.
- Plomin, R., Daniels, D., (1987). Why are children in the same family so different from one another? *Behav. Brain Sci.* 10 (1), 1–16.
- Rao, N., Chatterjee, T., (2018). Sibling gender and wage differences. *Appl. Econ.* 50 (15), 1725–1745.
- Schneeweis, N., Zweimüller, M., (2012). Girls, girls, girls: gender composition and female school choice. *Econ. Educ. Rev.* 31 (4), 482–500.
- Turner, J. C., (1982). Towards a cognitive redefinition of the social group. *Social identity and intergroup relations* 15–40.
- Turner, J. C., Hogg, M. A., Oakes, P. J., Reicher, S. D., Wetherell, M. S., (1987). *Rediscovering the Social Group: A Self-categorization Theory*. Basil Blackwell.
- Wooldridge, J. M., (2007). Inverse probability weighted estimation for general missing data problems. *Journal of Econometrics* 141, 1281-1301.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.