

§4 保育政策 (childcare)

- 1 クロスナショナル分析
 - 2 国別分析 (availability, coverage に関するもの)
北欧 (ノルウェー, スウェーデン)
ベルギー
ドイツ (旧西ドイツ)
 - 3 国別分析 (cost に関するもの)
米国
スウェーデン
ドイツ
ドイツ (テューリンゲン州)
 - 4 まとめ
- 参考文献

§4 保育政策 (childcare)

質が高く、利用しやすい保育、とくに3歳未満児の保育の提供は、仕事と家庭の両立や、子供の成長を支援するという観点から非常に重要である¹。また、共働きカップルの出生の意思決定を支える重要な政策でもある。保育提供(provision)の状況は、設置基準の有無や、財政支援など、国や地域によって大きく異なる。また、施設保育か家庭保育か、施設保育でも、託児所から公的保育施設、初等教育機関まで、さまざまである。広義には、祖父母による保育なども含まれる。

理論的には、親が出産後も就労継続可能となると、出産・育児の機会費用が減少し、出生率(TFR)に正の影響をもたらすと考えられる。実証的には、保育の利用可能性(availability)の拡大が出生率に正の効果をもたらすとする研究もあるが、矛盾する結果も出ており、結果の解釈は複雑である。

1 クロスナショナル分析

保育の利用可能性(availability)と価格(cost)は、出産の意思決定に影響を与える可能性がある。クロスナショナル分析では、因果関係は特定されないものの、出生率と3歳未満児の保育利用(attendance)に強い相関関係があることが示されている。

マクロデータ分析

Castles(2003)は、OECD20か国のクロスセクションデータを用いて、1998年の期間出生率(PTFR)と、さまざまな政策指標について分析した。その結果、出生率との間に統計的に有意で強い正の相関関係が示されたのは、「3歳未満児の保育利用率」と「保育利用率(平均)」であった(表1上段)。

一方、「3歳未満児の公的保育利用率」の係数は非有意で、「3歳以上の公的保育利用率」は、出生率低下と有意に相関していた(表1下段)。

また、出生率の国間変動要因のOLS推定では、「保育利用率(平均)」の係数が最も大きかった(表2)。

結果について、重要なのは、保育支援の出所ではなく、女性が必要な時に保育の場を利用できること、そして、仕事と出産を両立して生活できることである、と結論づけている。

Table 4 Patterns of association between 1998 period total fertility rates and various measures of family-friendly public policy in 20 OECD countries^a

| | Correlation with PTFR |
|--|-----------------------|
| Proportion of children using formal child-care arrangements ^b | |
| • 0-3 | .73** |
| • Aged 3 to mandatory school age | .37 |
| • Average | .69** |
| Proportion of children using publicly funded child-care arrangements | |
| • 0-3 ⁺ | .44 |
| • Aged 3 to 6 ⁺ | -.52* |
| • Average ⁺ | -.30 |

表1 出典：Castles(2003) p.223 Table 4 から抜粋

Table 5 Best-fit model of the determinants of cross-national variation in 1998 period total fertility rates in 20 OECD countries

| | Coefficient | Standard error | t-value |
|------------------------------------|-------------|----------------|---------|
| Constant | 1.01 | .160 | 6.36** |
| Female tertiary education | 5.57E-03 | .002 | 3.02** |
| Female unemployment | -1.77E-02 | .006 | -3.13** |
| Average level of formal child care | 8.33E-03 | .002 | 3.92** |
| Adj. R ² = 0.72 | | | |

Notes: ** = significant at .01 level. All cases as in previous tables other than Switzerland for which no child-care data are available.

表2 出典：Castles(2003) p.224

¹ 2002年3月のバルセロナ会議で、欧州理事会は加盟国に対して、女性の労働力参加の阻害要因を取り除くため、保育需要を考慮し、2010年までに3歳から義務教育年齢の子供の少なくとも90%、3歳未満の子供の少なくとも33%に保育を提供するべきと勧告している(European council 2002)。

² ここでの「保育(formal child-care)」には、公営および民間の保育所や住宅型有料老人ホームでの保育が含まれる。また、チャイルドマインダーによる自宅での保育や、家族ではないが同居している保育者によるケアも含まれる。

³ ここでの「公的保育」は、公的に財政支援されている保育サービス(publicly funded child-care)という意味で使用している。

Table 1. The impact of family policies on fertility – selected empirical results.

| | Explained variable | Financial transfer | Leave entitlements | | | Childcare provisions | | Country and period covered – methodology |
|---------------------------------|--|------------------------|----------------------------|---------------------------------|---|-----------------------|-----------------|--|
| | | | Duration | Payment rate of maternity leave | Spending per child (all leave included) | Spending per child | Enrolment rates | |
| Gauthier and Hatzius, 1997 | Total fertility rates (for women with 1, 2, or 3 and more children separately) | Positive | Positive but statistically | Negative but statistically | – | – | – | 22 OECD countries 1970–1990; Panel data methods |
| D'Addio and Mira d'Ercole, 2005 | Total fertility rates | Positive | Negative | Positive | – | – | – | 16 OECD countries 1980–1999; Panel data methods |
| Hilgeman and Butts, 2009 | Achieved Fertility at age 18–45 | – | Negative | Not significant | – | – | Positive | 20 OECD countries, 1995–2000 waves of European or World Value Surveys – cross-sectional multilevel approach |
| Kalwij, 2010 | Timing of birth Completed family size | No effect No effect | Not included | – | Positive No significant effect | No effect Positive | Not included | 16 European countries; Event history analysis information on individual fertility history from the European Social Survey 2004 |
| Luci and Thévenon, 2011 | TFR Tempo-adjusted fertility rates | Positive | Positive | – | Positive | Negative | Positive | OECD countries 1982–2007; Panel data methods |

Source: OECD (2011).

表3 出典：Thévenon and Gauthier(2011) Table 1 から抜粋

D'Addio and Mira d'Ercole (2005)は、1999年のOECD19か国のクロスセクションデータを用いて、保育所入所率(enrolment, 3歳未満⁴)のほか、さまざまな説明変数によって出生率(TFR)の国による格差を分析した⁵。その結果、保育所入所率やパートタイムで働く女性の割合が高く、子供の直接費用が低く、育休期間が長い国で、出生率が有意に高くなることが示された。また、推定係数は、保育所入所率が10%増加すると、出生率が2.12%上昇することを示したが、政策の相互作用や出生率の内生性などを考慮しないモデルに基づくため、解釈には注意が必要であると示した。

Hilgeman and Butts (2009)は、1995–2000年のOECD20か国のクロスセクションデータと個人レベルデータ⁶を用いて、階層型ベイズモデルにより女性の労働参加や保育利用率⁷が出生率(realized fertility)⁸に与える影響を分析した。その結果、女性のフルタイム雇用や国レベル雇用率が出生率を低下させる一方、保育利用率と出生率との間に正の相関が確認された。結果について、「保育サービスは出生率向上のための有効な手段であり、女性労働力率の拡大による影響の一部をやわらげるのに役立つ」(p.115)と結論づけている。

Kalwij(2010)は、政府の家族関係支出の変化が出生率に与える影響を推計している。離散時間比例ハザードモデルにより、保育補助(childcare subsidy)にかかる政府支出が出産に与える影響を推定した⁹。その結果、子供のいない女性(第一子出産)には有意な影響がなかったが、第二子以降の出産に有意な正の効果を示された。また、このモデルを利用したモンテカルロ・シミュレーションを行っており、保育補助を10%増額すると、雇用されている女性1人当たりの子供数は有意に増加し、完結出生率が0.4%上昇することが示された。

⁴ 説明変数は<share of children aged 0-3 enrolled in formal childcare>

⁵ 表3のD'Addio and Mira d'Ercole (2005)はパネルデータ分析(GMM推定)のみ示されている。保育はデータ不足で分析していない。

⁶ World Values Survey(WVS)の1995–1997年波、European Values Study(EVS)の1999–2000年波を用いている。

⁷ この研究では、3歳以下の子供のうち民間、公共を問わずならかの保育を受ける子供の割合を示す。デイケア、プレイグループやファミリーセンター、登録ベビーシッターやチャイルド minder も含まれる。近親者による保育は含まれない。

⁸ 被説明変数はWVSとEVSの調査時点での既往出生児数(データは18-45歳の女性7,080人)。

⁹ 実証モデルは、家族政策の複雑さを考慮して、補助金平均値の変動に対する出生タイミングの反応を分析している。

Luci-Greulich and Thévenon(2013)は、OECD18 各国のパネルデータを用いて、保育への公的支援が出生行動に与える影響について分析した。説明変数に3歳未満児1人当たりの保育関連政府支出（1人当たり GDP に占める%）や3歳未満児入所率など5政策、被説明変数に出生率(TFR)とテンポ調整出生率(tempo-adjusted TFR)¹⁰を用いた。また、国と時間の固定効果をモデルに組み込んでいる(two-way fixed effect model)¹¹。

その結果、すべての政策が正の影響を示したが、女性の労働時間と就業率を制御すると、3歳未満児入所率の係数や有意性が増し、女性が就労する環境では保育の影響が強まることが確認された。また、女性の就労時間と出生率に負の相関が示され、両立支援策がなければ女性就労と出生率は反比例する、と説明している。

*表3では、1人当たり保育関連政府支出(spending per child)の項が“Negative”となっているが、Luci and Thévenon(2013)では、“Positive”に変更されている(p.407)。

マイクロデータ分析

Baizan, Arpino, and Delclòs (2016)は、2004-09のEU16 各国の個人レベルデータ（所得・生活環境調査、EU-SILC）と国レベルデータを用いて、マルチレベル・ポアソンモデルにより保育所定員率(childcare coverage)¹²と完結出生率の関係を分析した。その結果、すべての学歴層で保育所定員率は、完結出生率と正の相関があることが示された。定員率が10%（1992-98年のイタリア観測値に相当）から50%（同スウェーデンに相当）に上昇すると、低学歴女性の平均子供数は1.8人から2.0人に増加し、高学歴女性では1.5人から1.9人に急増する。また、学歴と定員率の相互作用効果により、出生率の学歴ギャップ¹³は消失すること、学歴による有意な差が見られるのは、定員率の水準が中・低レベルの場合のみであることが示された。

Diprete, Morgan, Engelhardt, and Pacalova(2003)は、5 各国のパリティ¹⁴別追加出生率と子供の費用(costs of having children)¹⁵を推計、比較した。その結果、保育費用の引き下げが出生率にプラスの影響を与える可能性を示した。親が負担する保育料は国によって大きく異なり、保育政策の重要な側面である。

Del Boca, Aaberge, Colombino, Ermisch, Francesconi, Pasqua, and Strom(2003)は、4 各国の保育などの社会政策と労働市場が、仕事と出産に関する女性の意思決定に与える影響を分析した。その結果、保育の利用可能性向上が出生に正の影響を与えることを示した。また、パートタイム労働の機会、保育、育児休暇、児童手当は、教育水準の低い女性の労働参加の意思決定に大きな影響を与えるとした（表4）。

Table 3 Overview of studies on the impact of policies on fertility—work-related policies (childcare)

| Country | Authors (year) | Data | Methods of analysis | Dependent variable | Policy variables | Findings |
|---|------------------------|------------------------------------|---------------------------------------|--|------------------------|---|
| <i>Micro-level data</i> | | | | | | |
| Denmark, (West) Germany, Italy, UK, USA | Diprete et al. (2003) | Panel surveys | Descriptive analysis | Parity progression ratio | Cost of childcare | Institutionally driven childcare costs affect the fertility pattern |
| Denmark, Italy, Netherlands, Spain | Del Boca et al. (2003) | European Community Household Panel | Fixed effect and random effect models | Whether or not the woman had a child in the last two years | Childcare availability | Childcare availability has a positive effect on fertility |

表4 出典：Gauthier(2007) Table 3 から抜粋

¹⁰ 米国の人口学者ボンガーツとフィーニーが考案した指標で、調整合計特殊出生率(adjusted total fertility rate, ATFR)と同義。出生率(TFR)の値を各出生順位の平均出生年齢の変化に応じて調整するもの。出産の先送り、前倒しがないときに本来あるべき出生率(TFR)の水準を意味する（イミダス <<https://imidas.jp/genre/detail/F-109-0045.html>>, Bongaarts and Feeney 1998)(再掲)。

¹¹ この他、二段階最小二乗法(two stage least squares, 2SLS)、一般化モーメント法(GMM)などさまざまな仕様を用いて、分析の頑健性を確認している。

¹² 2004年における公立（または公的補助金を受けた）保育施設の定員数の0-2歳児人口に占める割合(childcare coverage)。この研究は、保育利用率(childcare usage)についても分析しており、同様の結果が得られたと報告している。

¹³ 女性が高学歴であるほど結婚、出産の機会費用が高くなり、出生率が低くなると指摘されている(Bongaarts 2003, Jones, Schoonbroodt, and Tertilt 2008 など)。

¹⁴ 既往出生児数。1人の女性が一定時点までに産んだ子供の数。パリティ0は無子。パリティ1は子供1人（再掲）。

¹⁵ 生活時間調査、国際意識調査、出産にともなう労働所得と生活水準の変化に関するパネルデータを用いて推計。

2 国別分析 (availability, coverage に関するもの)

国ごとの分析では多様な結果が出ている。表 5 にまとめられた研究は、出産確率を被説明変数、保育の特性 (availability, cost) を説明変数として、保育の利用可能性や費用が出生率に与える影響について分析している。

ノルウェーについて研究した Kravdal(1996)は、保育所普及率は完結出生率に正の影響を与えたとし、イタリアについて研究した Del Boca(2002)¹⁶は、保育の利用可能性が 10%上昇すると、子供を持つ確率(probability)が 0.2%上昇すると報告した。一方、ノルウェーとフィンランドについて研究した Ronsen(2004)、旧西ドイツについて研究した Hank and Kreyenfeld (2003)、スウェーデンについて研究した Andersson, Duvander, and Hank(2004)は、保育の利用可能性は出生率に統計的に有意な影響を与えないと報告している。

結果がバラバラである要因について、Gauthier(2007)は、一部の国で女性の労働力参加や保育供給が増加していること、親の保育ニーズの不均質性、開園時間など保育制度のばらつきなどをあげている。

Table 3 Overview of studies on the impact of policies on fertility—work-related policies (childcare)

| Country | Authors (year) | Data | Methods of analysis | Dependent variable | Policy variables | Findings |
|--------------------|--------------------------------------|--|--|--|--|--|
| Finland and Norway | Ronsen (1999) | 1988 Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey (cohorts 1943–1965) | Hazard-rate analysis | Probability of birth | Parental leave | Parental leave has had a small positive effect on fertility in these two countries. The impact is stronger in Finland |
| Finland and Norway | Ronsen (2004) | Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey | Hazard model | Probability of first, second, and third birth | Parental leave, public day-care coverage, and child benefits | Parental leave has a positive effect on fertility. The provision of day care has no effect on fertility. Child benefits have no effect on fertility |
| Germany | Hank and Kreyenfeld (2003) | German Socio- Economic Panel Study (GSOEP), 1984–1995 | Multilevel discrete-time logit models | Probability of a first birth | Availability of public day care | No statistically significant effect |
| Italy | Del Boca (2002) | Bank of Italy's Survey of Households' Income and Wealth, 1991–1995 | Cross-sectional and pooled logit model | Whether or not the woman had a child in the last two years | Child care availability | The availability of childcare increases the probability of having a child |
| Norway | Kravdal (1996) | Family and Occupation Survey 1988 | Logistic regression | Probability of first- second-, and third-birth | Day care facilities | The provision of day care facilities has a weak positive effect on fertility. A 20-percentage point increase in childcare enrolment rate would result in an increase in cohort fertility of .05 children per woman |
| Sweden | Andersson, Duvander, and Hank (2004) | Register data, 1997–1998 | Event-history analysis | Probability of second and third birth | Regional childcare characteristics | No effect |
| USA | Blau and Robins (1989) | Employment opportunity pilot projects, 1980 | Hazard rate model | Birth probability | Childcare cost | Higher child-care costs result in a lower birth rate for non-employed women but not for employed women |

表 5 出典：Gauthier(2007) Table 3 から抜粋

北欧 (ノルウェー, スウェーデン)

Kravdal(1996)は、ノルウェーにおける保育施設の拡大が出生率に与える影響を評価した。1988 年のノルウェー家族・職業調査に、個人登録に基づく移住履歴とノルウェーの全自治体における保育所定員率(coverage)の時系列データをリンクさせ、ロジスティック回帰による分析を行った。

その結果、都市化等の交絡因子を制御すると、地域の保育所定員率は二子以降の出産確率と正の相関が示された。また、保育利用率(enrolment rate)が 20%増加した場合、コホートの完結出生率が女性 1 人当たり 0.05 増加すると推定された。この効果は、保育所定員率の水準が低い場合に有意であり、1970 年代半ば以降の第三子出産確率の緩やかな上昇に寄与している。

ただし、女性の総雇用率を考慮すると有意でなくなり、保育所定員率が高くなると効果が薄れた。また、第一子、第二子の出産確率は保育所整備が進むにつれて低下することが示唆された。この結果について、官民を

¹⁶ Chamberlain(1980)が提示した条件付きロジット推定法 (条件付き最尤法) を用いて、出産と就労の意思決定を合同で分析している。

問わず、保育(day care)の供給量をさらに増やしても、補助金や保育の質が変わらなければ、出生率にほとんど刺激を与えないだろう、と結論づけている。

Andersson et al. (2004)は、スウェーデンにおける地域の保育特性が、夫婦の第二子、第三子の出生数に与える影響を推定した。保育特性とは、保育施設の①普及率、②子供と職員の比率(質)、③保育料、を指す。1997年と1998年におけるスウェーデンの人口動態に関する個人レベルデータを、各家庭の居住地自治体に関する集計統計(スウェーデンの288自治体の保育施設に関する情報)とリンクさせ、保育特性ごとに第二子、第三子の出産ハザードを推定した(イベント・ヒストリー分析)。

その結果、地域の保育特性が追加出生(continued childbearing)に有意な影響を与えないことが示された。普及率は第二子出産に影響を与えておらず、職員比率と価格の影響も非常に小さい(2-3%)。保育料が高く職員比率が低い自治体に住む女性は、基準カテゴリー(価格と質が「中位」)に住む女性に比べて、第二子出産を経験する可能性がわずかに高く、普及率が低い自治体で第三子出産ハザードが7%高くなるなど、直観に反する結果が得られた¹⁷。保育料と第三子出産との相関関係だけは予想通りで、比較的低い料金の託児所を提供する自治体に住んでいる場合、追加出産の確率が11%高くなっている。

結果について、Andersson et al. (2004)は、スウェーデンの手厚い家族政策が補完しているためであるとする。スウェーデンでは、一般的に安価で質の高い保育が十分保障されているため、親は保育の多少の地域差に左右されずに出産の意思決定ができ¹⁸、また、多くの経済的支援や手厚い育児休業などによって、保育不足を容易に補うことができる¹⁹、と説明している。

これに対してRindfuss, Guilkey, Morgan, Kravdal, and Guzzo (2007)は、社会学的にも経済学的にも、広く利用できる高品質で手頃な価格の保育には出生促進効果があると考えられているにも関わらず、Andersson et al. (2004)でこの仮説が支持されない原因として、データ不足と「保育の提供は外生的」という仮定を指摘した。出生率に影響を与える「観察されない地域的要因」は、保育の利用可能性の地域差にも影響を与える可能性が高い(≡内生的である)、としている。保育提供と出産意思決定に同時に影響を与える可能性のある地域要因をコントロールすることでこの問題に対処し、保育の利用可能性が高まると第一子出産年齢が低下することを示した。

Rindfuss et al.(2007)は、ノルウェーにおける1957年から1962年まれコホートについて、保育の利用可能性が第一子出産時期に与える影響を調べた。利用可能性の指標は保育所に入所している就学前児童の割合を、市区町村別、年別に示したものである。ノルウェー全体の保育所入所率は、1973年にはほぼ0%だったが、1990年代後半になると40%以上に拡大した。しかし、自治体によってばらつきが大きかった。彼らは、この変動を利用して二元配置固定効果推定²⁰を行っている。第一子出産時期について離散時間ハザードモデルにより推定し、結果をより直感的に伝えるため、期待初産オッズを示した。

その結果、15-19歳、20-24歳、25-29歳、30-35歳の各年齢で居住自治体の保育所入所率が出産の早期化と関連しており、その効果は若年層ほど大きいことが示された(図1, 表6)。

¹⁷ 直感に反する後者の結果について、例えば、居住自治体で保育施設が整っていない女性は、育休中断を最小限にするため出産を早めることがあるが(テンポ効果)、完結出生率(カンタム効果)は必ずしも高くない、と説明している。

¹⁸ このような状況下での出生決定は、保育の地域的特徴や変動にはほとんど影響されず、識別できないという。

¹⁹ Kravdal(1996)によれば、スウェーデンやハンガリーでは、保育の提供が改善されても出生率への影響は弱いという。

²⁰ 二元配置固定効果推定法(TWFE)は、一般化された差分の差分分析(GDD)の一形態である。サンプルサイズが非常に大きいことを利用し、固定効果法を用いて選択的移住によるバイアスと保育の利用可能性の内因性を補正している。

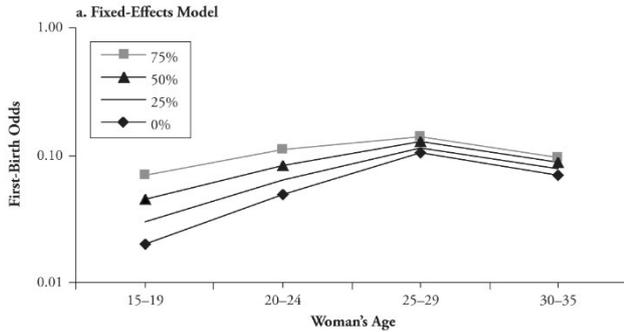


Figure 2. Expected First-Birth Odds With Various Day Care Levels, by Age

図1 出典：Rindfuss et al. (2007) p.24 Figure 2 から抜粋

Table 3
Expected Odds of a First Birth for Selected Factors and
Woman's Age: Naive and Fixed-Effects Models

| Variable | Woman's Age | | | |
|------------------------|-------------|-------|-------|-------|
| | 15-19 | 20-24 | 25-29 | 30-35 |
| Percentage in Day Care | | | | |
| Fixed-effects model | | | | |
| 0 | 0.020 | 0.049 | 0.104 | 0.070 |
| 25 | 0.031 | 0.064 | 0.115 | 0.078 |
| 50 | 0.045 | 0.084 | 0.127 | 0.087 |
| 75 | 0.069 | 0.110 | 0.140 | 0.097 |

表6 出典：Rindfuss et al. (2007) p.29 Table 3 から抜粋

同じデータ・手法を用いて、Rindfuss, Guilkey, Morgan, and Kravdal(2010)は、離散時間ハザードモデルにより、第一子出産からその後の出産まで継続する、出産時期²¹の決定要因について推定した。さらに、推定結果をシミュレーションモデルに利用して、保育の利用可能性が、女性が 35 歳までに出産する子供の総数に及ぼす影響を分析した²²。その結果、保育所入所率が上昇すると、完結出生率が高まることを示された。

表7は、保育所入所率をさまざまに変化させた場合の、35歳までに出産した平均子供数のシミュレーション結果である。保育所入所率が0%の場合は1.51人、60%の場合は2.18人と、最大0.67人の差がある。入所率が10%上昇するごとに、女性1人当たりの平均子供数が、0.10-0.12人増加することが示された。

| Percent child-care availability | Number of children ever born |
|---------------------------------|------------------------------|
| 0 | 1.51 |
| 10 | 1.62 |
| 20 | 1.74 |
| 30 | 1.85 |
| 40 | 1.97 |
| 50 | 2.08 |
| 60 | 2.18 |

表7 出典：Rindfuss et al. (2010) p.20

シミュレーション結果によれば、1957-1962年に生まれた女性は、1970年代初頭のように、保育所入所率がゼロに近い場合、35歳までに1人当たり平均1.5人の子供を出産するはずである。実際の完結出生率をみると、この年代の女性は、1973年以降の急速な保育の拡大もあって、1人当たり平均2人以上の子供を出産している。また、保育の利用可能性の影響はシミュレーションしたすべてのパーティでみられる。

表8は、パーティ拡大率(パーティXでX+1番目の子供を産む割合)をシミュレーションした結果である。

左端の列は、1957-1962年コホートの女性が、実際に経験したパーティ拡大率を示している(例えば、第一子出産を経験した女性の割合は86%)。真ん中の列は、保育の利用可能性を、0%、20%、40%、60%とした場合のパーティ拡大率のシミュレーションを示している。保育率が0%から60%に移行すると、平均的な女性は0.5-0.7人多く出産することになる。

右側の2列は、極端な値(0%と60%)の間の絶対的・相対的な差を示しており、絶対的な差が最も大きいのは第二子への移行期(0.22)で、相対的な差が最も大きいのは第三子への移行期(1.64)である(表8)。

結果について、保育と出生行動に関する直観的な議論と一致しているとして、ノルウェーの経験は、広く利用可能で、手頃な価格の、質の高い保育があれば出生率上昇に有効であることを示唆する、と結論づけている。

²¹ 1957年から1962年のノルウェー人コホートについて、15-35歳、第一子から第五子までの出生時期を共同で推定している。

²² 保育の利用可能性やその他の変数の効果が出生間隔によって異なることを考慮している。

| Parity progression | Parity progression ratios | | | | | Differences between 60 and 0 percent simulated child-care availability | |
|--------------------|---------------------------|-------------------------------|-----|-----|-----|--|-----------------|
| | Actual | Simulated level of child care | | | | Absolute (60 - 0) | Relative (60/0) |
| | | 0 | 20 | 40 | 60 | | |
| 0 to 1 | .86 | .80 | .84 | .88 | .91 | 0.11 | 1.14 |
| 1 to 2 | .78 | .65 | .74 | .82 | .88 | 0.22 | 1.35 |
| 2 to 3 | .38 | .28 | .35 | .41 | .46 | 0.18 | 1.64 |
| 3 to 4 | .19 | .18 | .20 | .22 | .24 | 0.06 | 1.33 |
| 4 to 5 | .16 | .14 | .16 | .19 | .22 | 0.08 | 1.57 |

表8 出典：Rindfuss et al. (2010) p.21

ベルギー

Wood and Neels (2019)は、先行研究の議論(Hank and Kreyenfeld 2002, Andersson et al. 2004)を踏まえ、保育の利用可能性(availability)と出生率に関する研究には地域保育に有意なばらつきのある国が適当であるとして、国際的に保育所定員率(childcare coverage)²³がトップクラスでありつつ、国内では定員率にかなりばらつきがあるベルギーを分析の対象とした²⁴。

Wood and Neels (2019)は、2000年代の詳細な国勢調査・登録データと588自治体の0-3歳児保育定員率の変化を用いて、定員率と共働きカップルのパリティ別出生率との関係を評価した。ロジットリンク関数を用いて、第一子、第二子、第三子出生に関する離散時間ハザードモデルを推定した。ランダム効果(マルチレベル)モデルと地域固定効果モデルにより、逆因果と選択的移住を考慮している。

その結果、定員率の変化は出産ハザードと正の相関があり、とくに初産で強いことが示された。保育所配置の内生性等を考慮した地域固定効果モデルでは、ある自治体の定員率が1%変化すると、第一子出産オッズは10.8%上昇するが、第二子、第三子はそれぞれ2.8%、2.1%にとどまった。これは、親になる時期は保育施設の空き状況などに左右されるのに対し、追加出産の時期はあまり柔軟ではないためではないかと説明している。

さらに、出生率(TFR)に与える影響を集計レベルで定量化²⁵した。ベルギーの共働きカップルのSPPRに基づく出生率(TFR)の観測値は1.679人であるが、ランダム効果モデルで定員率が10%上昇すると女性1人当たり1.750人(4.2%上昇)、固定効果モデルで1%上昇すると1.730人(3.0%上昇)となることが示された(表9)。

結果について、先進国の低出生率、超低出生率を考慮すると相当の数字であり、先進国の少子化対策において、保育サービスが有効な手段となり得る、と結論づけている。

| | Observed fertility ^a | + 10% childcare coverage in random-effects model | | | + 1% childcare coverage in fixed-effects model | | |
|--------------------------------|---------------------------------|--|--------------------|------------------------|--|---------------------|-------------------------|
| | | Level | Diff. ^b | Diff. ^b (%) | Level | Change ^b | Change ^b (%) |
| SPPR ₁ | .895 | .921 | .026 | 2.91 | .915 | .02 | 2.23 |
| SPPR ₂ | .680 | .692 | .012 | 1.76 | .689 | .009 | 1.32 |
| SPPR ₃ | .288 | .301 | .013 | 4.51 | .293 | .005 | 1.74 |
| SPPR ₁₋₃ -based TFR | 1.679 | 1.750 | .071 | 4.23 | 1.730 | .051 | 3.04 |

^aObserved fertility based on the average fertility schedule for our sample
^bDifference (random-effects model) or change (fixed-effects model) compared to observed fertility levels

表9 出典：Wood and Neels (2019) p.930

²³ 保育所の定員率を0-3歳児人口で割ったもの。

²⁴ 旧西ドイツとスウェーデンについての先行研究では保育所定員率の出生率への影響は見られなかった。旧西ドイツの保育制度は全体的に柔軟性に欠け(Hank and Kreyenfeld 2003)、スウェーデンは一般的に十分であると解釈されている(Andersson et al. 2004)。

²⁵ 出生ハザード関数に基づく合成パリティ拡大率(synthetic parity progression ratios, SPPR)。

ドイツ (旧西ドイツ)

連邦制国家であるドイツでは、社会福祉について連邦法は大枠を定めるのみで、具体的な事項は各州の立法に委ねられている。このため、保育の提供状況は州によって大きく異なる。2002 年末現在の 3 歳未満児保育供給率は、旧東ドイツ地域で 37%、旧西ドイツ地域では 2.7%であった(齋藤 2011)。

Hank and Kreyenfeld(2003)は、広義の保育の利用可能性が第一子出産に与える影響を分析した。地域の公的保育(public day-care)に関する情報²⁶と社会経済パネル(SOEP,1984-99)のデータを用いて、マルチレベル離散時間ロジットモデルにより、旧西ドイツに住む女性の第一子出産確率(first birth risk)を推定した²⁷。観察されない異質性を含まない「伝統的」回帰モデルと、地域ランダム効果を含むマルチレベルモデルの 2 種類のモデルにより推定した。

その結果、祖父母によるインフォーマルケアの利用は、第一子出産確率を有意に増加させることが示されたが、公的保育の利用については有意な影響が確認されなかった。いずれのモデルでも、インフォーマルケアの利用の効果は強く(1.20, 1.21)、とくに、パネル回答者の両親が同じ町に住んでいる場合には、第一子出産確率が約 20%上昇することが示された。また、インフォーマルケアの正の効果は、地域の保育供給レベルとは無関係であることもわかった。一方、公的保育の利用については、伝統モデルでは効果が非常に小さく(0.0122)、有意でなかった。地域モデルでは、係数がさらに小さくなった(0.0112)。

公的保育の概念的な重要性と推定結果とのギャップについて、乳幼児や学齢期児童に対するケア不足²⁸を考慮すると、現在の旧西ドイツの保育制度は、制限的な開園時間など、女性雇用や出生を促進するのに不十分であることを示唆するのかもしれない、と説明している。さらに、実証研究について、保育の質の測定方法の問題や、保育ニーズは同質的でも静的でもないことを考慮する必要がある、保育所の空枠数のような単一の定量的指標では保育の役割を十分に把握できないかもしれない、としている。

ドイツでは、保育に対する法的請求権の導入によって保育施設の整備が進められた。1999 年以降、3 歳以上の児童に保育施設への入所請求権が認められた。2005 年 1 月には、昼間保育拡充法²⁹施行により、3 歳未満の児童に対する需要に応じた保育の提供義務が定められた(2010 年 10 月 1 日まで猶予期間が設けられた)。さらに、2013 年 8 月からは 1 歳以上 3 歳未満の児童にも保育請求権が認められる(後述)。この改革は連邦政府が主導したが、地方自治体が実施主体であったため、旧西ドイツの 325 の郡間でも、時間的にも、3 歳未満児保育の適用範囲(coverage)に大きなばらつきが生じた。

Bauernschuster, Hener, and Rainer(2016)は、このばらつきを利用して、西ドイツの郡における保育所定員率(public child care coverage)が、出生率に与える影響を分析した³⁰。まず、基本的な差分の差分分析(DID)モデルを用いて、郡のうち、定員拡大率(expansion)が中央値以上の郡を「治療群」、中央値以下の郡を「対照群」として、地域特性を制御することなく女性 1,000 人当たりの出生数を比較している。次に、一般化された DID (GDD)モデル³¹を用いて、郡と年の固定効果の他に、地域特性(人口密度や 1 人当たり GDP などの共変量のセット)を加えた回帰分析を行った。その結果、どちらの推計方法でも公的保育が出生率に有意な正の効果を持つことが一貫して示された。DID モデルでは、2010 年までに、治療群と対照群の定員率の差は最大約 7%が

²⁶ 西ドイツの 328 (実際は 300) の kreis(郡)レベルのデータで、公的保育の供給を決定する市町村レベルにかなり近いとされている。

²⁷ 離散時間イベント・ヒストリーモデルを適用し、第一子出産のハザード率をロジスティック回帰関数で推定する。

²⁸ 著者らは、西ドイツの保育レベルが、出産せずフルタイムで働けるようになるか、出産してパートタイムでしか働けなくなるか、女性労働力の二極化の要因になっていると考えている。

²⁹ 直訳すると「質を重視しつつ需要に応じて児童のための昼間保育を拡充するための法律」。

³⁰ 具体的には、1998 年から 2010 年までの 3 歳未満人口に対する公的保育枠のばらつきを用いて、公的保育の大幅な時差拡大(2005 年から 2008 年)の効果を研究している。

³¹ Difference-in-Differences(DID)モデルは、政策評価の一般的な手法であるが、識別のための仮定(平行移動の仮定)が満たされることはほとんどない。一般化 DID(GDD)モデルは、線形の時間トレンドを追加することで並行トレンドの仮定を緩和したモデル。

イントに達し、治療群の平均出生率は対照群に比べて0.86人増加した。GDDモデルでは、定員率が10%ポイント上昇すると女性1,000人当たりの出生数が1.2人増加し、出生率が約2.8%上昇することが示された。この結果は、地域のファンダメンタルズや人口動態の影響を受けず、また育児支援が充実している地域への選択的移住の影響も受けないことが確認されている。

また、年齢別出生率や出生順位別出生率を見ると、保育拡大の効果は、とくに29歳から33歳の女性で強く、第二子、第三子の出産を増加させることが示されている。定員率が10%ポイント上昇すると、第二子、第三子の出生率がそれぞれ3.9%、7.5%上昇した。これらが出産前倒しによるものか母親の出産年齢に対する効果も検証したところ、平均年齢は第二子、第四子で有意に上昇しており(第一子、第三子では非有意)、完結出生率に正の効果があることを示唆する、と説明している。

さらに、児童手当と保育提供の費用対効果について比較検証している。ドイツの児童手当を1%増加させると4億ユーロの追加支出が発生し、先行研究に倣えば出生率は0.16%上昇する³²。仮に4億ユーロを使って58,823人分の保育枠(slots)を確保すると、保育所定員率が約2.9%ポイント上昇し、出生率は0.82%上昇する計算になる。つまり、保育拡充の費用対効果は手当増額の約5倍であると推計するとともに、母親雇用を増やす効果も確認されたため所得税や社会保障費も増加すると指摘している。

この結果について、乳幼児保育の拡充が、出生率向上のための有効な手段であることを示しているとして、出生率回復には出産と雇用の両立を促進する政策が有効である、と結論づけている。

Table 3: Studies of childcare

| AUTHORS (PUBL. YEAR) | INTERVENTION | COUNTRY (AFFECTED) IMPL. | MAIN (SECONDARY) OUTCOME | STRATIFICATION | METHOD AND RESULTS |
|--|---|--------------------------|--|---|---|
| RINDFUSS, GUILKEY, MORGAN, KRAVDAL, GUZZO (2007) | Increase in % pre-school-age children in childcare centers | Norway 1973-1998 | First birth timing | Age | Two-way fixed effects; Earlier transition to motherhood, and higher probability of becoming mother at every age |
| RINDFUSS, GUILKEY, MORGAN, KRAVDAL (2010) | Increase in % pre-school-age children in childcare centers | Norway 1973-1998 | Total number of children born until age 35 | Parity | Two-way fixed effects; Positive effect for all parities, strongest for 2 nd and 3 rd births; Municipality fixed effects; |
| WOOD, NEELS (2019) | Increase in childcare places for 0-3-year olds | Belgium 2002-2005 | Probability of having a child among dual-earner couples | Parity | Positive effect on birth hazard for all parities |
| BAUERNSCHUSTER, HENER, RAINER (2016) | Expansion of public childcare slots for children under age 3 | Germany (West) 2005-2008 | Births per 1000 women aged 15-44; Age-specific birth rates (health of newborn) | Age; Marital status; Parity (among married) | Generalized DiD; Positive effect on birth rates, driven by married, strongest for 2 nd and 3 rd births |
| GATHMANN, SASS (2018) | "Home care subsidy" reform increased price of choosing public childcare compared to home care | Germany (Thuringia) 2006 | Childcare choices (having another child, fertility) | Parity; Family status; Education; Income; Citizenship | Discourages 1 st births; No general effect on subsequent births; Small pos. effects if 2+ children; Stronger if single, low-income, foreign; |
| MORK, SJOGREN, SVALERYD (2013) | Childcare reform standardized childcare fees and imposed price cap (1998 announcement, 2002 implementation) | Sweden 2002 | Child births per 1000 women | Municipality; Household type (children + income); Voting patterns | DiD; Early positive effect on 1 st births, particularly if low-income; 2 nd births postponed; Higher order births positive price effect, neg. income effect |

表 10 出典：Bergsvik et al. (2020) Table 3 から抜粋

³² Gauthier and Hatzius(1997)は、児童手当に対する長期的な国別出生率の弾力性を0.16と推定している(§2 経済的支援)。

3 国別分析 (cost に関するもの)

親が負担する保育料は国によって大きく異なり、公的保育政策の重要な側面のひとつである。保育料の引き下げ等を説明変数として、出生率に与える影響を分析する研究もある。

米国

米国では、社会保障制度や連邦所得税を通じて保育費用(childcare cost)が補助されていた。

Blau and Robins (1989)は、保育費用が出産や雇用の意思決定に与える影響を初めて実証的に分析した³³。労働市場と出生履歴のサンプルを用いて、22 カ月間のイベント・ヒストリー分析を行った³⁴。既婚女性について、雇用・非雇用にかかわらず「他の雇用状態へ移行する率」と「現在の雇用状態にとどまって出産する率」を推定するとともに、保育費用や賃金などの外生変数によってハザード率がどのように変化するか推定した。

その結果、雇用女性については、保育費用が1ドル増えるごとに離職率が2%増加(補助金が1ドル増えると離職率は0.4%減少)し、出生率にもわずかに正の効果があつたが統計的に有意でなかった。非雇用女性については、保育費用が1ドル増えるごとに入職率が約3%低下し、出生率も約2%低下すると推定された。

保育費用が女性の出産や雇用の意思決定に影響を与えることを示す証拠が得られたとして、(所得税等を通じた)保育補助金について保育政策として検討されるべきである、と結論づけた。

スウェーデン

Mörk, Sjögren, and Svaleryd(2013)は、1998年に発表され、2002年に利用料の上限(a user fee cap)を導入したスウェーデンの保育改革の出生効果に注目した。スウェーデンでは改革前に保育所入所がほぼ全面的に認められ、利用料は低く、母親の労働参加率が非常に高かった。自治体ごとに保育料が統一され、上限が設定されたため、ほとんどの世帯で保育料が減額された。保育料は、世帯収入や子の年齢・人数に応じて変化したため、子供数が多く、高所得世帯であるほど減額幅が大きかった。

Mörk et al. (2013)は、差分の差分分析(DID)により、改革前後の出生数(女性1,000人当たり)を、世帯のタイプと自治体レベルで比較している³⁵(表10)。その結果、カップルの第一子出産に正の効果が見られ、出生数は9.8%増加した。主に低所得世帯によるものであった。改革によって、保育費用は平均111,000 クローネ(17,000 米ドル)減額されており、これは、子供のいない世帯の平均年収の約4分の1に相当する。

一方、第二子出産は先送りされており、低い保育料の恩恵を最大限受けられるように出産時期を調整したためではないかと説明されている。また、三子以降の出生数は14.5%増加したが、全体的な効果は小さかった。さらに、多子世帯では追加出生への負の所得効果がわずかに有意であった。

結果について、改革は追加出生のコストを引き下げ一方、すでに子供を保育所に預けている世帯には負の所得効果が確認されており、改革の全体的なインパクトは明らかでない、と結論づけている。

³³ 保育料はさまざまな政府プログラムで補助されているが、この分析では、連邦所得税から得られる補助金のみを対象としている。

³⁴ この分析のデータは、カーター政権時代に労働省が実施した求職活動実証プログラム EOPP (Employment Opportunity Pilot Projects) 世帯調査から引用されている。同調査は1980年4月から10月にかけて全米20地域で実施された。1979年～1980年の16～22カ月にわたる大規模な女性サンプルの連続的な労働市場履歴と、期間中のすべての子供の生年月日が記録されている。保育費用は、EOPP 調査の地域別1人当たり週平均保育料支出(民間保育を利用した調査回答者が報告したもの)による。潜在的保育補助金は、サンプルでは年間平均約218ドル。当時の最大補助額で800ドル。

³⁵ この分析では、改革前のある長さの時間枠の中で、ある市町村のある種類の世帯の女性が子供を産む確率と、改革後の同じ長さの時間枠の中で、同じ市町村の同じ種類の世帯の女性が子供を産む確率を比較している。

ドイツ

Haan and Wrohlich (2011)は、母親の就業を条件に3歳未満児の保育料を補助する改革が、雇用と出生率に与える影響について分析した。女性の雇用と出産の決定に関する動的な離散選択モデルを開発し、政策シミュレーションを行った。このモデルは、経済的インセンティブが、働くかどうか、産むかどうかの決定にどのように影響するか説明できる。識別には、保育料を含む税と給付のバリエーションを利用している。データは、社会経済パネル (SOEP) から得られた2000-06年の不均衡パネルを用いた³⁶。

その結果、雇用を条件とする保育補助金を増やすことで、すべての女性の労働供給が増加することが示された(平均して労働参加率は1.6%、労働時間は2.4%増加した)。出生率については、平均して有意な効果は見られなかったが、子供のいない女性(約9%上昇)と高学歴の女性(約7%上昇)では、大きな正の効果が示された(表11)。この結果について、子供のいない女性は子供を持った場合にのみ改革の恩恵を受けるため、また、高学歴の女性は家庭にとどまることの機会費用が最も高く、改革はこのグループにとって最も魅力的であるため、と説明している。

Table 7
Average behavioral effects of an increase in child care subsidies in %.
Source: SOEP, wave 2000-2007, STSM.

| | Change in employment | | | Change in working hours | | | Change in fertility | | |
|------------------|----------------------|--------|------------|-------------------------|--------|------------|---------------------|--------|------------|
| | 5th perc. | Median | 95th perc. | 5th perc. | Median | 95th perc. | 5th perc. | Median | 95th perc. |
| East Germany | 1.31 | 1.40 | 1.48 | 1.79 | 1.93 | 2.06 | -5.08 | -2.28 | 1.25 |
| West Germany | 1.58 | 1.69 | 1.78 | 2.40 | 2.58 | 2.73 | -1.46 | 0.34 | 2.87 |
| Low education | 1.84 | 1.98 | 2.15 | 2.70 | 2.96 | 3.23 | -4.32 | -3.18 | -2.07 |
| Medium education | 1.51 | 1.62 | 1.71 | 2.24 | 2.41 | 2.54 | -2.84 | -0.95 | 1.89 |
| High education | 1.17 | 1.26 | 1.34 | 1.78 | 1.91 | 2.06 | 4.00 | 6.73 | 10.59 |
| Other children | 1.63 | 1.74 | 1.84 | 2.49 | 2.67 | 2.82 | -7.65 | -6.31 | -4.74 |
| No children | 1.20 | 1.29 | 1.42 | 1.66 | 1.79 | 1.98 | 5.89 | 8.80 | 13.04 |
| All | 1.51 | 1.62 | 1.71 | 2.24 | 2.41 | 2.55 | -1.87 | -0.18 | 2.46 |

Low education: less than 11 years of formal schooling, medium education: between 11 and 13 years of formal schooling, high education: more than 13 years of formal schooling. In parenthesis we present the group specific employment and birth rates. Confidence intervals are derived using parametric bootstrap with 100 replications.

表11 出典: Haan and Wrohlich (2011) p.509

同様に、無条件の児童手当増額(すべての3歳未満児に年間360ユーロ)について推計したところ、すべての女性グループの出生率に有意な正の効果が示されたが、代償として負の雇用効果も示された(表12)。

Table 6
Average behavioral effects of an increase in child care benefits in %.
Source: SOEP, wave 2000-2007, STSM.

| | Change in employment | | | Change in working hours | | | Change in fertility | | |
|------------------|----------------------|--------|------------|-------------------------|--------|------------|---------------------|--------|------------|
| | 5th perc. | Median | 95th perc. | 5th perc. | Median | 95th perc. | 5th perc. | Median | 95th perc. |
| East Germany | -0.14 | -0.12 | -0.10 | -0.22 | -0.19 | -0.17 | 4.63 | 5.04 | 5.42 |
| West Germany | -0.14 | -0.13 | -0.11 | -0.23 | -0.21 | -0.19 | 4.24 | 4.50 | 4.79 |
| Low education | -0.17 | -0.15 | -0.13 | -0.27 | -0.24 | -0.21 | 4.95 | 5.27 | 5.59 |
| Medium education | -0.14 | -0.13 | -0.11 | -0.22 | -0.20 | -0.18 | 4.25 | 4.55 | 4.80 |
| High education | -0.12 | -0.11 | -0.09 | -0.24 | -0.21 | -0.19 | 3.89 | 4.22 | 4.53 |
| Other children | -0.14 | -0.13 | -0.12 | -0.21 | -0.19 | -0.18 | 4.99 | 5.29 | 5.60 |
| No children | -0.14 | -0.12 | -0.11 | -0.27 | -0.24 | -0.21 | 3.29 | 3.63 | 3.90 |
| All | -0.14 | -0.13 | -0.11 | -0.23 | -0.21 | -0.19 | 4.32 | 4.62 | 4.88 |

Low education: less than 11 years of formal schooling, medium education: between 11 and 13 years of formal schooling, high education: more than 13 years of formal schooling. Confidence intervals are derived using parametric bootstrap with 100 replications.

表12 出典: Haan and Wrohlich (2011) p.509

結論として、旧西ドイツのように低出生率と母親の低就業率に直面する国において、両者に同時に取り組む家族政策設計は非常に困難であるが、「雇用を条件とする保育補助金の支給」は、2つの重要なサブグループに雇用と出生率の二重の正の効果があること、とくに正の雇用効果は改革の財政コストを大幅に削減することから、政策としてより有望である、としている。

³⁶ ドイツ在住の11,000世帯以上を対象としたSOEPデータから、個人・世帯レベルでの社会経済的変数に関する情報を収集、2000-07年の間に少なくとも2年間の連続した観測データを持つ既婚、同棲世帯を対象とした不均衡パネルを作成。2000-06年までの遡及情報が得られている。

2008年12月、「保育所における3歳未満の児童の支援に関する法律（通称：児童助成法）」が制定され、2つの改革が提示された。改革1(2010年10月施行)では、全ての働く母親に1歳以上の保育請求権を保障し、改革2(2013年8月施行)ではこれを非就業の母親にも拡大するという内容である。「求職中」の場合にも保育の提供義務が課せられた。

Bick(2019)は、この2つの改革を利用して、女性の労働参加と出生の選択に保育が与える影響について政策シミュレーションを行った。家計パネル(1984-2006)を用いて、これらの選択を動的なライフサイクルモデルに内生化している。3歳未満児のいる母親の労働参加率は公的保育入所率を大幅に上回ることを踏まえ、モデルは公的保育(補助金付き)、民間保育(補助金なし)、祖父母による無償保育を識別する³⁷。2つの改革は、歳入中立となるようにモデル化しており、改革の費用は、所得税を財源とする³⁸。

その結果、公的保育を増やすと、子供が0歳から2歳の間、母親の労働参加率がわずかに上昇することが示された。これは、パートタイムで働く母親の多くは、公的保育をより多く利用できれば、フルタイムで働くようになることを示唆していると説明している。

また、公的保育を増やしても出生率は上昇しないことが示された。改革1は、子供のいない女性の割合を0.5%ポイント減少させるが、全体の出生率は変わらない。改革2では、増税の影響で二子から一子に減らす女性が増加し、出生率がわずかに低下した(表13)。

TABLE 4. Fertility.

| | Fraction with <i>n</i> children | | | | Fertility rate |
|----------------------------|---------------------------------|------|------|------|----------------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | |
| <i>Baseline</i> | 10.6 | 22.1 | 50.5 | 16.8 | 1.74 |
| Reform 1 – <i>Baseline</i> | -0.5 | +1.4 | -1.5 | +0.7 | 0.00 |
| Reform 2 – <i>Baseline</i> | -0.5 | +4.1 | -3.1 | -0.4 | -0.04 |

表13 出典：Bick(2019) p.662

図2は、母親の労働参加率と保育所入所率を、潜在所得³⁹五分位ごとに比較している。どちらの改革も、低所得世帯が最も恩恵を受けていない。改革2では、高所得世帯ほど恩恵を受けている。一方、改革の費用は全世界帯が負担するため、平均的な厚生が減少すると説明している。

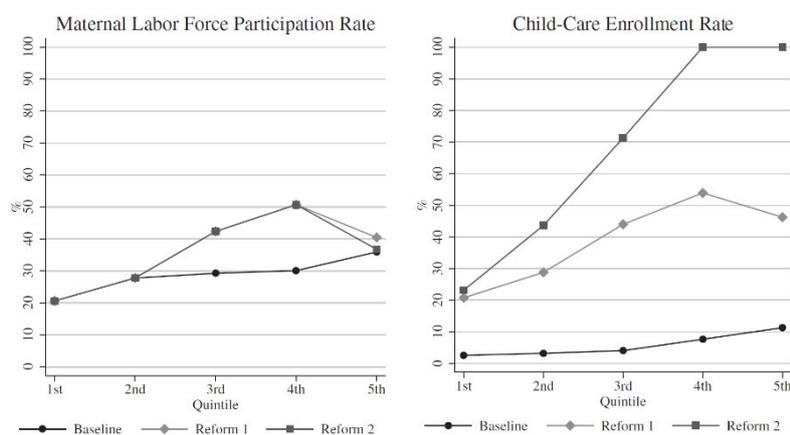


FIGURE 5. Policy effects by potential household income.

図2 出典：Bick(2019) p.664

³⁷ このモデルで Gauthier and Hatzius (1997)と同じ推計をすると、女性1人当たり0.1人の子供が増加し、出生率は5.7%上昇した。

³⁸ この研究の改革シナリオでは、政府予算の均衡を保つため、改革1、2それぞれに追加課税(0.3%, 0.7%)されている。

³⁹ ここで潜在所得(potential income)とは、女性がフルタイムで働いていると仮定した場合の世帯収入総額のこと。

結論として、旧西ドイツが、西欧、北欧の高い女性労働参加率、出生率に追いつくためには、公的保育を増やすだけでは不十分であることを示唆している、とした⁴⁰。

2008年の児童助成法には、保育手当 (Betreuungsgeld) が盛り込まれた。公的な支援が講じられている保育の場を全く又はほぼ利用せず、3歳未満の児童を私的な環境 (自宅等) で保育する両親が受給できる現金給付 (またはバウチャー、150ユーロ) であり、(1歳からの保育請求権が導入される) 2013年8月から導入された⁴¹。

ドイツ (テューリンゲン州)

テューリンゲン州では、2006年7月から、2歳児と3歳児を公的保育(formal child care)⁴²に預けていない親に養育手当 (月額: 第一子150ユーロ, 第二子200ユーロ, 第三子250ユーロ, 第四子以降300ユーロ) を支給する新たな政策 (Betreuungsgeld, homecare subsidy) を導入した⁴³。支給額は2006年の平均月額保育料の約2倍に相当し、公的保育を選択するコストを、家庭保育やインフォーマル保育のコストに比べて、相対的に引き上げる効果があった。世帯の可処分所得の増加にも貢献している (約10%)⁴⁴。

Gathmann and Sass (2018)は、この改革を利用して、公的保育のコスト引き上げが保育の選択や女性労働、追加出生に与える影響などを幅広く分析している。差分の差分分析(DID)を用いて、政策の導入前後で、テューリンゲン州 (治療群) と、他の旧東ドイツの州 (対照群) とで、適格児童のいる世帯を比較した⁴⁵。データは、2000-10年の社会経済パネル(SOEP)や2005-10年のマイクロセンサスを利用している。

その結果、公的保育費用の相対的値上げ (手当導入) に反応して、適格児童の公的保育への通所率が約8%ポイント(23%)減少し、託児(informal care)⁴⁶の利用も約18%ポイント(38%)と大幅に減少した。一方、家庭で (= 母親に) 保育される割合が18%ポイント(約45%)増えたものの、母親の労働参加には影響がなかった。

追加出生への影響については、2歳児のいる世帯全体でみると統計的に有意な効果は確認できなかった (係数は負)。ただし、二子以上の世帯に限るとわずかに正の効果がみられた (一子世帯は有意に負であった)。これは、子供数が多いほど支給額が大きくなるためではないかと説明している。

また、就学前児童のいる世帯全体でみると、第一子出産を抑制しているが、子のいる世帯にはわずかな影響しかなかった。さらに、ひとり親や低所得世帯 (下位20%)、非EU外国人世帯では、労働参加が大きく低下し、追加出生に正の強い効果が確認された。これらのグループでは、手当が世帯収入にかなりの割合を占めるため、当然の結果であるとしている。

結論として、公的保育の費用は保育方法の選択に大きな影響を与え、追加出生にも少なからず影響を与えるが、全体的な影響は明確でない、としている。

⁴⁰ 例えば Manuelli and Seshadri(2009)は、国際比較分析の結果、生産性と税制の国間格差が出生率格差の説明に有効であるとしている。

⁴¹ 2015年7月に連邦憲法裁判所において違憲判決 (保育手当はドイツ基本法に規定する「公共の福祉」の範疇を逸脱するものと解されることから、連邦に立法権限はないという判旨) が出され、同日廃止された(厚生労働省, 2020年 海外情勢報告)。

⁴² 公的な補助を受けた保育施設。東ドイツでは保育施設の多くが自治体や非営利団体によって運営されている。

⁴³ 支給額は、州政府が負担する1人当たりの公的保育の費用150ユーロに見合う額となっている。2008年に同州に限って保育児童数が減少したのはこのためではないかも推測されている(齋藤 2011)。

⁴⁴ 公的保育の利用予定がなかった (保育料上昇に直面しない) 家庭でも、改革後には少なくとも月150ユーロの追加給付を受ける。

⁴⁵ さらに、州固有の共通トレンドを排除するために年長の就学前児童を追加の対照群として用いた三重差法(DDD)や、治療群と対照群がより類似するように観測値を再度重みづけしたセミパラメトリックDIDによる代替的な分析も行っている。

⁴⁶ 親族、友人、近所の人、民間のチャイルド minderによる保育。

4 まとめ

本稿では、保育政策が出生率に与える効果について、ヨーロッパの文献を中心に紹介した。保育施設の利用可能性が出生率に強い正の効果を持つと結論づけた研究(Rindfuss et al. 2007)もあれば、そのような効果はないと結論づけた研究(Hank and Kreyenfeld 2003)もあり、出生率に対する保育の効果は一貫していない。これは、保育のあり方が国によって大きく異なること、保育の利用可能性は保育の一要素に過ぎないこと、などが要因であると説明されている(Gauthier 2013)。

また、保育政策に関する文献は、女性の労働参加や子供のアウトカム（発育、学習到達度等）に関するものもかなりあるが、出生率が対象に含まれていないものは今回取り上げていない。保育施策へのフィードバックの観点からは、両立支援や女性活躍推進といった政策目標への寄与度を念頭に、女性の労働参加率や女性の収入、子供のアウトカムを被説明変数とする文献についてのサーベイが有用かもしれない。

（主な知見）

- クロスナショナル分析においては、3歳未満児保育の提供レベルが、出生率と正の相関がある。
- 国ごとの分析においては、結果はさまざまである。正の効果が確認できない説明も同様である。
 - ・保育の量、質、価格が一定のレベルに達すると、出生率に影響を与えない（スウェーデン）。
 - ・保育の利用しやすさ（開所時間など）が一定レベルに達しないと、出生率に影響を与えない（西ドイツ）。
 - ・女性の労働参加と保育供給が同時に増加しているため効果が相殺される。
 - ・親の保育ニーズの異質性、祖父母等によるインフォーマル保育の存在。
- 保育の提供は、労働参加により積極的な（出産の機会費用の高い）高学歴女性の出生行動に影響を与える可能性が高い(Baizán et al. 2016, Haan and Wrohlich 2011, Kravdal 1996)。
- 「働く母親への保育補助」は、2つの重要なサブグループに雇用と出生率の二重の正の効果があること、とくに正の雇用効果は改革の財政コストを大幅に削減することから、政策としてより有望である
- 出産の意思決定に重要なのは、保育の有無だけではない。以下の要素もまた出生率を刺激する可能性がある。
 - 1.質が高く、親が子供のためになると信頼できるものである。
 - 2.すべての年齢の子供たち、とくに、3歳未満児の保育と学童保育が利用可能である。
 - 3.保護者の勤務時間に合わせて開所されている(Hank and Kreyenfeld 2003)。
(フルタイムでも、始業時間が早かったり、終業時間が遅かったりしても子供を預けることができる。)
 - 4.保護者の費用負担が大きくない。
- 保護者が保育施設を利用するのは、有益である（有害ではない）と確信できる場合に限られる。すべての保育機関に対する共通の規制と品質モニタリングは、保育の質の高さと学校への円滑な移行に役立つ。
- スウェーデンとノルウェーは、保育の発展に投資した重要な例である⁴⁷。

⁴⁷ ノルウェーでは保育への公的支出が1998年から2012年の間にほぼ倍増し、GDPの1.4%に達している。追加財源は新設だけでなく既存施設への補助金も増額された。2000年には政府が運営費の約55%を負担していたが、2012年には公的負担が85%にまで拡大したため、保護者負担は大幅に減少した（平均給与の約10%。OECD諸国平均は25%）。低所得層は自治体から追加支援を受ける。2009年には、1歳からすべての子供に入園資格を法的に与えている（Sobotka et al. 2019）。

参考文献

- Andersson, G., Duvander, A.-Z., & Hank, K. (2004). Do child care characteristics influence continued childbearing in Sweden? An investigation of the quantity, quality and price dimension. *Journal of European Social Policy*, 14, 407-418.
- Baizan, P. (2009). Regional child care availability and fertility decisions in Spain. *Demographic Research*, 21(27), 803-842.
- Baizan, P., Arpino, B., & Delclòs, C.E. (2016). The effect of gender policies on fertility: The moderating role of education and normative context. *European Journal of Population*, 32(1), 1-30. doi:org/10.1007/s10680-015-9356-y
- Bauernschuster, S., Hener, T., & Rainer, H. (2016). Children of a (policy) revolution: The introduction of universal child care and its effect on fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14(4), 975-1005.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Bick, A. (2016). The quantitative role of child care for female labor force participation and fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14(3), 639-668.
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1989). Fertility, employment, and childcare costs. *Demography*, 26(2), 287-299.
- Bongaarts, J. (2003). Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. *Population Studies*, 57(3), 321-335. doi:10.1080/0032472032000137835
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271-291. doi:org/10.2307/2807974
- Castles, F. G. (2003). The world turned upside down: Below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 13(3), 209-227.
- Chamberlain, Gary. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies* 47, 225-238.
- D'Addio, A. C., & d'Ercole, M. M. (2005). *Trends and determinants of fertility rates in OECD countries: The role of policies*. OECD Social, Employment, and Migration, Working Paper No.27.
- Del Boca, D. (2002). The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15(3), 549-573.
- Del Boca, D., Aaberge, R., Colombino, U., Ermisch, J., Francesconi, M., Pasqua, S., & Strom, S. (2003). *Labour market participation of women and fertility: The effect of social policies*. Paper presented at the FRDB Child conference. Alghero.
- Diprete, T. A., Morgan, P. S., Engelhardt, H., & Pacalova, H. (2003). Do cross-national differences in the costs of children generate cross-national differences in fertility rates? *Population Research and Policy Review*, 22(5), 439-477.
- European Council. (2002). Barcelona European Council.Presidency Conclusions SN 100/1/02 REV 1., (p. 12).
- Gans, J. S., & Leigh, A. (2009). Born on the first of July: an (un)natural experiment in birth timing. *Journal of*

- Public Economics*, 93, 246-264.
- Gathmann, C., & Sass, B. (2018). Taxing Childcare: Effects on Childcare Choices, Family Labor Supply, and Children. *Journal of Labor Economics*, 36(3), 665-709.
- Gauthier, A. H. (1996). The measured and unmeasured effects of welfare benefits on families: Consequences for Europe's demographic trends. In I. D. Coleman (Ed.), *Europe's population in the 1990s* (pp. 297-331). Oxford, England: Oxford University Press.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 323-346. doi:10.1007/s11113-007-9033-x
- Gauthier, A. H. (2013). Family Policy and Fertility: Do Policies Make a Difference? In *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-287). London: Palgrave Macmillan.
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population Studies*, 51(3), 295-306. doi:10.1080/0032472031000150066
- Haan, P., & Wrohlich, K. (2011). Can child care policy encourage employment and fertility? Evidence from a structural model. *Labour Economics*, 18(4), 498-512.
- Hank, K., & Kreyenfeld, M. (2003). A multilevel analysis of childcare and women's fertility decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 65(3), 584-596.
- Hilgeman, Ch., & Butts, C. (2009). Women's employment and fertility: A welfare regime paradox. *Social Science Research*, 38, 103-117.
- Jones, Larry E., Schoonbroodt, Alice, & Tertilt, Michèle. (2008). *Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?* NBER Working Paper No. 14266.
- Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), 503-519. doi:10.1353/dem.0.0104
- Kravdal, O. (1996). How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach. *Population Research and Policy Review*, 15(3), 201-218.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4), 387-416.
- Manuelli, Rodolfo E., & Seshadri, Ananth. (2009). Explaining International Fertility Differences. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 771-807. doi:org/10.1162/qjec.2009.124.2.771
- McDonald, P. (2000). Gender equity, social institutions and the future of fertility. *Journal of Population Research*, 17(1), 1-16.
- Mörk, E., Sjögren, A., & Svaleryd, H. (2013). Childcare costs and the demand for children—evidence from a nationwide reform. *Journal of Population Economics*, 26(1), 33-65.
- Neyer, G., & Andersson, G. (2008). Consequences of family policies on childbearing Behavior: Effects or artifacts? *Population and Development Review*, 34(4), 699-724.
- Plantenga, J., Scheele, A., Peeters, J., Rastrigina, O., Piscova, M., & Thévenon, O. (2013). Barcelona targets revisited. Compilation of briefing notes. *WORKSHOP organised by the Policy Department, European Parliament*. Brussels: European Parliament.
- Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., & Kravdal, O. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. *Population and Development Review*, 36(4), 725-748.

- Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., Kravdal, O., & Guzzo, K. B. (2007). Child care availability and first-birth timing in Norway. *Demography*, 44, 345-372.
- Ronsen, M. (2004). Fertility and public policies: Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10, 143-170.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Thévenon, O., & Gauthier, A. H. (2011). Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects. *Community Work and Family*, 14(2), 197-216.
- Wood, J., & Neels, K. (2019). Local Childcare Availability and Dual-Earner Fertility: Variation in Childcare Coverage and Birth Hazards Over Place and Time. *Eur J Population* 35, 913-937.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究：マルチレベルモデルによる検証」『人口問題研究』, 69(1), 42-66
- 厚生労働省 (2020) 『海外情勢報告』
- 齋藤純子 (2011) 「ドイツの保育制度：拡充の歩みと展望」(小特集 諸外国の社会保障) 『レファレンス』, 61(2), 29-62