



RIETI Discussion Paper Series 26-J-040

日本で徹底的な子育ては広がったのか： 育児時間と育児費用のコーホート分析

宇南山 卓
経済産業研究所

高橋 悠太
大阪大学

高山 直樹
一橋大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

日本で徹底的な子育ては広がったのか： 育児時間と育児費用のコーホート分析*

宇南山卓（京都大学/経済産業研究所）

高橋悠太（大阪大学）

高山直樹（一橋大学）

要 旨

本論文では、完結出生率が 1.98 から 1.40 へ低下した 1951--55 年生まれと 1971--75 年生まれの世代を対象に、日本で徹底的な子育てが広がったか、すなわち子供に対し投じられる経済資源が増加したか、を検証する。生年コーホート別の生涯育児時間と生涯育児費用を推計し、両世代で比較した結果、以下のことが明らかになった。規模の経済を調整した子供一人あたりの生涯育児時間は、約 0.74 年から約 1.12 年へ約 1.5 倍に増加し、母親一人あたりの生涯総時間も約 1.08 年から約 1.54 年へ約 1.4 倍になった。子供一人あたりの生涯育児費用も、実質支出額でみて約 699 万円から約 772 万円へ約 1.11 倍に増加したが、母親一人あたりの生涯総額は約 1,550 万円から約 1,530 万円へとほぼ不変であった。子供の年齢別にみると、育児時間の増加は主に 0--5 歳の子供に集中し、大学入試に近い 16--18 歳では増えていない。育児費用の増加も未就学期の保育費用が中心で、増分の約 6 割が 0--5 歳に向かい、大学入試に近い 16--18 歳では家計の負担でみた費用は変わっていない。大学期は、進学率の上昇で授業料支払いが増えた一方で仕送りが減り、合計はほとんど変わらなかった。このように、日本でも子供一人あたりに投じられる経済資源は増加したが、その中心は幼い子供への投入であり、受験競争の激化を背景として米国や韓国などで論じられてきたタイプの徹底的な子育てとは異なる。

キーワード：少子化、育児時間、子育て費用、徹底的な子育て

JEL classification: J11, J12, J13, J16

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「経済の非対称性と日本経済の課題」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本稿の分析に当たっては、総務省統計局の国勢調査・社会生活基本調査・家計調査の調査票情報を利用した。本研究の遂行にあたり、科学研究費補助金の助成を受けている(23H00053, 26K21794, 26K00333)。

1 はじめに

多くの先進国で親が子供にかかる時間と費用が増加していることは、Bianchi (2000)、Ramey and Ramey (2010)、Kornrich and Furstenberg (2013)、Doepke et al. (2023) などで報告されている。Ramey and Ramey (2010) が指摘するように、家族規模が縮小するなかで育児時間が増えたことは、子供が減れば育児時間も減るという予想に反しており、その背後にある経済的なメカニズムが問われてきた。これを説明する要因として、Bound et al. (2009) は米国の四年制大学の入学競争の激化を記録し、Ramey and Ramey (2010) は、この競争が親の育児時間を押し上げたと論じている^{*1}。また、Doepke and Zilibotti (2017) や Doepke et al. (2019) は、所得格差の拡大により教育の収益率が上昇すると、子供の選択が将来の生活を大きく左右するようになり、親が介入的な子育てを選ぶことを示している。費用の面では、Kornrich and Furstenberg (2013) によれば、米国では子供一人あたりの支出が実質で約 1.7 倍になり、その増加の 3 分の 2 近くは教育費であった。その背景には大学授業料の上昇があり、Gordon and Hedlund (2019) によれば、米国の大学の奨学金などを差し引いた授業料は 1987–2010 年に約 9 割上昇している。これらの要因は、子供の量と質のトレードオフを通じて、子供に使う経済資源を増加させるとともに、少子化をもたらす可能性がある。実際、Kim et al. (2024) は韓国について、子供の相対的な学歴を重視する選好が、過剰な教育投資と低出生率を同時に生むことを示している。

そこで、本論文は、日本においても親がより多くの経済資源を子供に費やすという意味での「徹底的な子育て」が広がったかを観察する^{*2}。徹底的な子育てが少子化と同時に進んだかどうかは、少子化を引き起こす要因の候補を絞る手がかりになる。日本では、図 1 に示すように、1955 年頃生まれから 1970 年頃生まれにかけて完結出生率が約 2.0 から約 1.4 まで低下し、その後は安定している^{*3}。この完結出生率が低下した世代に着目し、前後の世代での徹底的な子育ての広がりを比較する。

その比較のためには、何が増えれば徹底的な子育てが広がったといえるのか、またそれがどのような要因で生じるのかを整理しておく必要がある。親が子供にかかる資源の決定を考える出発点は、Becker (1960) と Becker and Lewis (1973) 以来の子供の量と質の選択の枠組みである。この枠組みでは、自らの賃金で決定される時間の機会費用と教育などの財・サービスの価格に基づき、親が子供の数と子供一人あたりの投資を同時に選ぶ。第 2 節では、この枠組みにもとづき、夫婦が消費、子供の数、子供一人あたりの教育投資を選び、子育てには子供がゼロから一人以上になると生じる固定的な育児時間、子供の数に比例して増える変動的な育児時間、教育費がかかるという簡単なモデルを示し、子供一人あたりの育児時間または教育費の増加を徹底的な子育てと定義する。このモデルでは、子供の数への選好の弱まり、教育投資への選好の強まり、変動的な育児時間の増加は、いずれも子供の数を減らし、子供一人あたりの育児時間を増やす。前の二つは子供一人あたりの教育費も増やし、

^{*1} Ramey and Ramey (2010) は定員をめぐる競争を扱い、観察されない能力のシグナリングに基づく Akerlof (1976) のラットレースとは区別している。ただし、Hoxby (2009) によれば、選抜性が高まったのは上位 1 割の大学に限られ、半数以上ではむしろ低下している。Hoxby (2009) はさらに、上位校の定員は優秀な学生の増加とほぼ同率で拡大しており、選抜性の上昇は定員不足ではなく高等教育市場の全国統合による再ソートで説明されると論じ、Ramey and Ramey (2010) が前提とする定員の希少化そのものを否定している。ただし Ramey and Ramey (2010) は、選抜性の指標が上位校に限られることなどを挙げてこの解釈に反論している。

^{*2} 「徹底的な子育て」という語は、Doepke and Zilibotti (2019) が論じた intensive parenting の邦訳であるドゥッペ・ジリボッティ (2020) の訳語に倣った。

^{*3} 国勢調査の調査票情報から学歴別の子供数の分布を推計した宇南山ほか (2026) によれば、この低下は学歴によらず同じ時期に同程度に生じた。

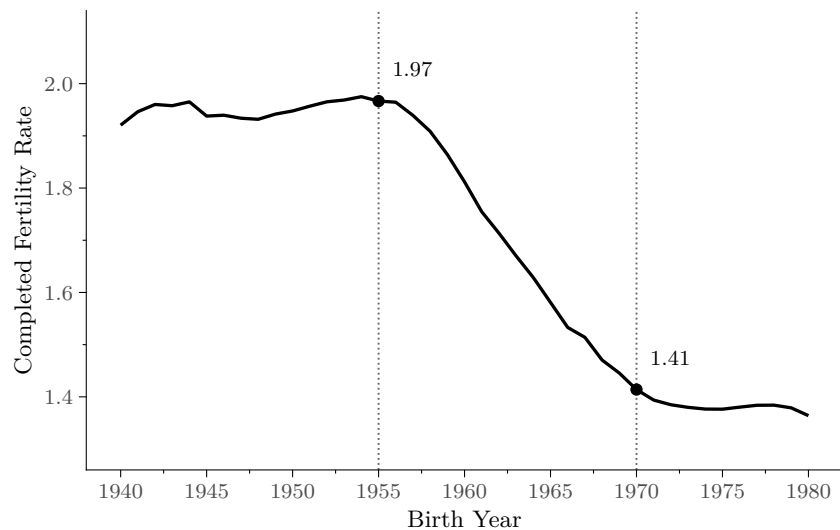


図1 生年別にみた日本の完結出生率

(注) 国勢調査の調査票情報を複数時点で接続して推計した、女性の生年別の完結出生率。推計方法は宇南山ほか (2026) による。縦の点線は 1955 年生まれと 1970 年生まれで、黒丸と数値はその生年の完結出生率。

教育価格の上昇も条件によっては同じ方向に働く。先に挙げた要因のうち、入学競争の激化や教育の収益率の上昇は教育投資への選好の強まりに、授業料の上昇は教育価格の上昇にあたる。ただし、子供一人あたりの育児時間は、固定的な育児時間がより少ない子供に配分されるため、子供の数が減るだけでも増える。これに対し、夫婦あたりの総育児時間は子供の数とともに増減する部分をもつため、子供の数が減るなかで増えるには、固定的な育児時間や変動的な育児時間そのものが増えなければならない。このように、同じ変化でも、子供一人あたりの投入量と総量とでは異なる含意をもつ。

そこで本論文は、育児時間と育児費用の両方について、母親一人あたりと子供一人あたりの投入量を分けて測る^{*4}。その際、女性の育児時間は社会生活基本調査（総務省）、家計の育児費用は家計調査（総務省）の調査票情報で計測する。女性の出生年を 5 年ごとに区切り、各コーホートの年齢別の値をつないだ擬似パネルを構築する。ただし、年齢別の値をそのまま世代間で比べるのは適切ではない。育児時間は子供が幼い時期に、教育費は進学期に集中するため、出生児数や出産の時期が違う世代間では、同じ年齢での母親の状態を比べても実際の行動の違いを把握できない。また、宇南山ほか (2026) が示すように、出産時期の変化は、必ずしも完結出生率の動向とは一致しない。完結出生率という生涯を通じた指標の動きとの関係性をみるには、子供の生まれるタイミングに影響を受けない指標が必要となる。そこで本論文では、育児時間は 21-55 歳の生涯合計、育児費用は 21-60 歳の累計として計測し、それぞれを生涯育児時間、生涯育児費用と呼ぶ。生涯育児時間と生涯育児費用は、いずれも子供の有無によらない全女性の平均として求めたうえで、国勢調査（総務省）から測った生涯無子率と完結出生率を用いて、母親一人あたりと、完結出生率の変化の影響を除いた子供一人あたりの水準に換算する。

^{*4} 母親の育児時間を計測の中心とするのは、次の理由による。第 1 に、完結出生率や子供数の分布は女性の生年で定義されており、母親の育児時間であれば同じコーホートの子供数と対応づけられる。第 2 に、実際の育児の約 8 割は母親が担っており、Bianchi (2000) や Ramey and Ramey (2010) などの先行研究でも母親の育児時間を中心に分析されてきた。第 3 に、母親は子供と同居している可能性が高く、子供の数や年齢と結びつけて計測できる。なお、父親と同居の祖父母を含む世帯全体の育児時間も §3.3 で計測しており、そこでも同様の傾向が確認できる。

育児時間について分かったことは、次の3点である。第1に、子供一人あたりの育児時間は増加した。母親一人あたりの生涯育児時間（21-55歳の35年間に投じた育児時間を、24時間を1日、365日を1年として年に換算した値）は、1951-55年生まれの約1.08年から1971-75年生まれの約1.54年へ約1.4倍に増加した^{*5}。育児の規模の経済を調整した子供一人あたりの指標では、約0.74年から約1.12年へ約1.5倍の増加となる。この指標の増加率に明確な学歴差はみられない。この増加は、世帯内の分担の組み替えによる見かけのものでもない。同居する祖母の育児時間は減ったが、それを上回って父親の育児時間が増えており、母親以外の世帯員が担う育児時間の合計はむしろ増えている。

第2に、増加したのは主に幼い子供への育児時間である。子供の年齢別に分解すると、増加の3分の2以上は0-5歳に向かい、6-9歳でも約2倍になった一方、大学入試に近い16-18歳では増えていない。0-5歳と6-9歳での増加は、母親の学歴によらず確認できる。ここでの育児時間は社会生活基本調査の行動分類「育児」であり、乳幼児の世話や送迎だけでなく、子供の勉強の相手、子供のつきそい、保護者会への出席など、子供の教育に関する行動を含む。塾や習い事への付き添いもここに含まれるはずである。したがって、16-18歳で育児時間が増えていないことは、大学入試を控えた時期に親が子供へ向ける時間が増えたわけではないことを示唆する。

第3に、1日が24時間に限られるなかで、育児時間の増加と同時に大きく減ったのは家事時間であった。生涯を通じて未婚であった女性を除いてみると、家事時間は1日あたり約212分から約172分へ約41分減少し、その減少分が、育児（約12分）、身の回りの用事（約14分）、仕事・通勤（約10分）、移動（約10分）の増加にほぼ対応する。自由時間と睡眠はほとんど変わらない。米国では家事時間の減少分が主に有償労働の増加に置き換わったと Bianchi (2011) が報告しているのに対し、日本では週平均でみれば市場労働への大規模な移動をとまわず、余暇と睡眠を保ったまま育児時間が積み増された。

次に、育児費用に移る。育児費用は、支出した時点の消費者物価指数（総合）で割った実質支出額と、費目・品目別の物価指数で割った投入数量の両方で測る^{*6}。育児費用でも、育児時間の第1・第2の点と同じ結果が得られた。第1に、育児時間と同じく、子供一人あたりの育児費用も増加した。母親一人あたりの生涯実質支出額は、育児時間と異なり、約1,550万円から約1,530万円へとほぼ不変だった一方、子供一人あたりでは約699万円から約772万円へ約1.11倍に増加した。有子女性一人あたりの子供数が約11%減った分が、そのまま子供一人あたりの増加になっている。

第2に、育児時間と同じく、増加したのは主に幼い子供への支出である。金銭投資の増加の中心は、費目でみれば学校と保育所に払う費用である。受験準備そのものにあたる補習教育（学習塾等）への支出も約3割増えているが、その増加は約6割が相対価格の上昇によるもので、購入した量の増加は約1割にとどまり、しかも小学校期に大きく、大学受験期に集中していない。子供の年齢別にみると、増加分の約6割が0-5歳に向かい、なかでも0-3歳の保育費用の増加が中心である。これは家庭内での育児が外部化された結果と考えられる。増加は小学校期・中学期にも及ぶが（6-9歳で+19万円、10-12歳で+12万円、13-15歳で+8万円）、大学入試に近い16-18歳と大学期では大きな変化はなかった。ただし16-18歳については、2010年の高校授業料の実質無償化で家計の負担が

^{*5} 子供の有無によらない全女性平均で他の行動と比べると、1971-75年生まれの21-55歳の平均で、育児に費やす時間は45.0分/日であり、仕事の228.6分/日の約2割、家事の150.7分/日の約3割にあたる（表4）。育児をする期間はライフステージの一部に限られるが、生涯全体でみても無視できない時間を費やす活動である。

^{*6} 育児費用は、教育費や子供服など子供への支出を特定できる費目に限り、食費や住居費、光熱費は、世帯支出から子供分を分離できないため含めない。

公費に置き換わっており、置き換え分を戻すと +13 万円の増加になる。

大学期は、合計が変わらないだけで、中身は入れ替わっている。まず、大学に進む子供の割合が上がったことを反映して、授業料支払いが増えている。他方で、増えた進学者のほとんどが自宅から通うようになり、別居して就学する子は 1.15 倍しか増えず、加えて別居する子が受け取る仕送りの月額も約 3 割下がったため、遊学仕送り金が減少した。授業料支払いの増加と仕送り金の減少はほぼ同じ大きさであり、差し引きすると、大学期の費用は子供一人あたりでみれば世代間でほとんど動かない。

また、育児費用の増加のうち相対価格の寄与と投入数量の寄与は費目で分かれる。大学授業料と保育費用はほぼ全額が投入数量の増加である一方、幼稚園授業料と補習教育は増加の約 6 割が価格の上昇による。教育の相対価格は 1976 年から 2009 年にかけて約 2.1 倍に上昇した。国立大学の授業料に限れば、約 7 倍になるほどである。しかし、その上昇の大半は 1951–55 年生まれの子供が大学に通う時期より前に生じており、2 つの世代が実際に大学の授業料を払った時期の相対価格は、私立で 1.03 倍、国立で 1.00 倍しか変わらない。

以上の結果を、子供一人あたりの投入量と、その背後にある要因の 2 つの観点からまとめる。子供一人あたりの投入量でみれば、育児時間と育児費用のいずれも増加しており、米国などと同じく日本でも徹底的な子育ては広がった。しかし、その現れ方は、米国や韓国などで論じられてきた要因から予想されるものとは異なる。大学入学競争の激化が要因であれば投入は大学入試に近い年齢で増え、教育の収益率の上昇が要因であれば高学歴の親でより大きく増え、大学授業料の上昇が要因であれば大学期の支出が価格とともに増えるはずである。ところが日本では、時間と費用のどちらの増加も幼い子供に集中して大学受験期には現れず、育児時間の増加率に明確な学歴差もない。大学期の支出も、授業料支払いの増加を仕送りの減少が打ち消してほとんど変わらず、2 つの世代が支払った授業料の相対価格もほぼ同じである。したがって、日本で徹底的な子育てが広がった背景は、大学入学競争の激化や大学授業料の上昇といった、米国や韓国などで論じられてきた要因とは異なると考えられる。

本論文の構成は次のとおりである。第 2 節では、分析結果を解釈するための簡単なモデルを示す。第 3 節では、生涯育児時間を学歴別・子供の年齢別に分解したうえで、生活時間全体の変化と併せて分析する。第 4 節では生涯育児費用を実質支出額と投入数量の両方で推計し、その変化を子供の年齢別に分解したうえで、学校教育関係費の増加が集中する未就学期と大学期について、増加の理由を調べる。

2 子育てコストと出生：分析の枠組み

本節では、Becker and Lewis (1973) と Willis (1973) の子供の量と質の選択モデルに基づき、選好、子育て費用、賃金、所得の変化が子供数、育児時間、教育費に与える影響を整理する。Becker (1965) にならって子育て費用を時間と金銭に分け、所得効果を考慮しながら、子供一人あたりの投資と総投資の変化を分析する。

2.1 モデル

子供を持つ夫婦を考える。夫婦は、消費総額 C 、子供数 n 、子供一人あたりの教育投資 q を選ぶ。問題は

$$\begin{aligned} \max_{C, n, q} \quad & \frac{C^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi \frac{n^{1-\psi}}{1-\psi} + \omega \frac{q^{1-\sigma}}{1-\sigma} \\ \text{s.t.} \quad & C + (\mathcal{W}\phi + pq)n + \mathcal{W}\eta \leq Y \end{aligned}$$

である。 $\chi, \omega > 0$ は、それぞれ子供数と教育投資への選好の強さを表す。 $\rho, \psi, \sigma > 0$ は、それぞれ消費、子供数、教育投資に対する限界効用の低下の程度を表し、いずれかが 1 の場合は対応する効用項を対数と解釈する。以下では子供数を連続変数として扱い、 C, n, q がいずれも正となる内点解を考える。

Y は、夫婦が利用可能な時間をすべて市場労働に充てた場合の稼得所得と非労働所得の合計である。妻と夫の賃金を w^f, w^m 、利用可能時間を $\bar{L}^f, \bar{L}^m$ 、非労働所得を V とすると、 $Y = w^f \bar{L}^f + w^m \bar{L}^m + V$ である。妻の賃金の比較静学では時間賦存、夫の賃金、非労働所得を固定し、 $\partial Y / \partial w^f = \bar{L}^f$ とする。一方、所得の比較静学では、賃金と時間賦存を固定した非労働所得の増加を考える。

子育ての時間費用は、子供の数に比例して増える変動的な育児時間、すなわち子供一人の追加に必要な育児時間 $\phi > 0$ と、子供がゼロから一人以上になると生じる固定的な育児時間 $\eta > 0$ からなる。総育児時間は $\phi n + \eta$ である。妻の育児分担率を α とすると、育児時間 1 単位の機会費用は

$$\mathcal{W} \equiv \alpha w^f + (1 - \alpha) w^m$$

となる。ここで $w^f, w^m > 0$ 、 $0 < \alpha < 1$ とする。一方、金銭費用は子供への金銭投資であり、その相対価格を $p > 0$ とすると、子供一人あたりの金銭投資額は pq である。したがって、投資 q を一定とした子供一人の追加費用は $\mathcal{W}\phi + pq$ となる。

実証結果を解釈するため、総育児時間 $T = \phi n + \eta$ 、子供一人あたりの育児時間 $\tau = T/n = \phi + \eta/n$ ^{*7}、金銭投資の総額 $E = pqn$ 、子供一人あたりの金銭投資額 pq の 4 つの指標を考える。本稿では、 τ または pq の増加を徹底的な子育てと定義する。時間と金銭は別々に評価し、いずれか一方だけが上がる場合も含める。さらに、 pq を教育価格で割った子供一人あたりの投入数量 q を加える。 pq の増加が価格の上昇によるものか投入数量の増加によるものかは、両者を並べて初めて判別できる。

2.2 比較静学

各ショックが子供数、育児時間、教育費に与える影響を表 1 に示す。子供数への選好 χ は低下、それ以外のパラメータは上昇を考える。反応の符号は、選好の曲率と、子供一人の追加費用に占める教育費の割合

$$s \equiv \frac{pq}{\mathcal{W}\phi + pq} \in (0, 1) \quad (1)$$

^{*7} 本節のモデルは、子供数と一人あたり投資の関係を整理するための簡略化したモデルである。育児時間は子供数と外生的な時間費用によって決まり、親が育児時間を直接選ぶことはできない。また、余暇や家事への時間配分を捨象しているため、これらの活動と育児との間で時間を再配分する行動は説明できない。時間配分をより詳しく扱うモデルとして、親の育児時間・余暇・労働供給を内生化した Del Boca et al. (2014)、家事生産技術と家事・余暇・市場労働への時間配分を扱う Greenwood et al. (2005) を参照されたい。

に依存する。さらに、消費に対する子育て費用の大きさと消費効用の曲率をまとめて

$$\kappa \equiv \frac{\rho n (\mathcal{W}\phi + pq)}{C}, \quad \delta \equiv \frac{\rho \mathcal{W}\eta}{C} \quad (2)$$

と置く。内点解における厳密な 2 階条件は

$$\Delta \equiv \psi\sigma - s + \kappa(\sigma + s\psi - 2s) > 0 \quad (3)$$

である。 $\psi\sigma > s$ はこの条件の十分条件である。以下の比較静学は、式 (3) を満たす内点解の近傍について述べる。導出は付録 A に示す。

表では $J \equiv \psi - s + \kappa(1 - s)$ と略記する。以下では、表の列に沿って、選好、子育て費用、賃金・所得の順に説明する。

選好の変化

子供数への選好 χ の低下は、他の条件が同じなら、より少ない子供数を望む方向への選好変化を表す。 χ は希望子供数の水準ではなく、子供数に置く効用の重みである。この変化は子供数を減らす一方、一人あたりの教育費と投入数量を増やす。総育児時間は減るが、固定育児時間がより少ない子供に配分されるため、一人あたり育児時間は増える。教育費総額が増えるのは $\sigma < 1 + \kappa(1 - s)$ の場合に限られる。

教育投資への選好 ω の上昇も、教育投資を増やし、子供数を減らすため、一人あたり育児時間を増やす。教育費総額の反応は J の符号に依存し、 $\psi \geq 1$ なら増加する。したがって、教育投資への選好が強まらなくても、子供数への選好が弱まるだけで一人あたりの教育投資は増える。一人あたりの育児時間、教育費、投入数量の増加だけでは、 χ の低下と ω の上昇を区別できない。

子育て費用の変化

教育価格 p の上昇に対する子供数の反応は、所得効果を含めても $1 - \sigma$ と同じ符号をとる。したがって、 $\sigma > 1$ では子供数が減り、一人あたり育児時間と一人あたり教育費は増える。ただし、投入数量 q が増える条件は

$$\psi < s - \frac{\kappa(1 - s)^2}{1 + \kappa s}$$

であり、所得効果のない場合の $\psi < s$ より厳しい。 $\sigma \leq 1$ なら q は必ず減る。 $\sigma > 1$ かつ $\psi \geq 1$ のときは、一人あたり教育費と教育費総額が増える一方、投入数量と総育児時間は減る。

この比較静学をデータに適用する際には、支出額と投入数量を区別する必要がある。上の例のように、教育価格の上昇によって一人あたり教育費が増えても、投入数量は減る場合がある。定義上は徹底的な子育てに分類されても投入数量は減っているなので、 pq と q は併せて見る必要がある。また、本稿の定義が捉えるのは投入時間と支出額であり、活動の内容そのものではない。育児時間の増加だけでは、学習支援や進学準備など、Ramey and Ramey (2010) や Doepke et al. (2019) が論じてきた教育的関与が強まったかは判断できない。

時間費用 ϕ の上昇は、子供数を減らし、一人あたり育児時間を増やす。一人あたり教育費と投入数量の反応は $1 + \kappa(2 - \psi)$ の符号に依存し、 $\psi \leq 2$ なら増えるが、 $\psi > 2$ では減る場合もある。固定時間費用 η の上昇も、消費と子育てに配分できる所得を減らすため、子供数と教育投資に影響する。 $\sigma > 1$ かつ $\psi > 1$ なら、子供数、一人あたり教育費、投入数量、教育費総額は減り、一人あたり育児時間と総育児時間は増える。ただし、一般の曲率では育児時間の反応も表に示した条件に依存する。

表 1 各ショックに対する反応の符号

選好			子育て費用		賃金	所得
子供数 $\chi \downarrow$	教育投資 $\omega \uparrow$	教育価格 $p \uparrow$	時間費用 $\phi \uparrow$	固定時間費用 $\eta \uparrow$	妻の賃金 $w^f \uparrow$	所得 $Y \uparrow$
一人あたり育児時間 τ	+	$[\sigma - 1]$	+	$[\Delta + \delta(\sigma - s)]$	$[-N_w]$	$[s - \sigma]$
一人あたり教育費 pq	+	$[\sigma - 1]$	$[1 + \kappa(2 - \psi)]$	$[1 - \psi]$	$[Q_w]$	$[\psi - 1]$
一人あたり投入数量 q	+	$[(\psi + \kappa)(\sigma - 1) - \Delta]$	$[1 + \kappa(2 - \psi)]$	$[1 - \psi]$	$[Q_w]$	$[\psi - 1]$
総育児時間 T	-	$[1 - \sigma]$	$[\Delta - \sigma(1 - s)(1 + \kappa)]$	$[\Delta - \kappa(1 - s)(\sigma - s)]$	$[N_w]$	$[\sigma - s]$
教育費総額 E	$[1 - \sigma + \kappa(1 - s)]$	$[J]$	$[1 - \sigma + \kappa(2 - \psi - \sigma)]$	$[1 + s - \psi - \sigma]$	$[N_w + Q_w]$	$[\psi + \sigma - 1 - s]$
子供数 n	-	$[1 - \sigma]$	-	$[s - \sigma]$	$[N_w]$	$[\sigma - s]$

(注) 子供数への選好 χ の列は低下、それ以外の列は上昇に対する反応を示す。角括弧は、その欄が括弧内の式と同じ符号をとることを表す。 $\rho, \psi, \sigma > 0, C, n, q > 0$ および 2 階条件 $\Delta > 0$ を仮定する。 $s = pq/(W\phi + pq)$ 、 $\kappa = \rho n(W\phi + pq)/C$ 、 $\delta = \rho W\eta/C$ 、 $\Delta = \psi\sigma - s + \kappa(\sigma + s\psi - 2s)$ 、 $J = \psi - s + \kappa(1 - s)$ である。妻の賃金の列では $\partial Y/\partial w^f = \bar{L}^f$ とし、 N_w, Q_w は式 (4) による。所得の列は、賃金と時間賦存を固定した非労働所得の増加を表す。

育児時間の解釈には、費用の変化に限らず、子供数の変化も関わる。 $\tau = \phi + \eta/n$ であるため、 ϕ と η が一定でも子供数が減れば一人あたり育児時間は増える。したがって、徹底的な子育ての定義を満たすことは、必ずしも子育てに関する選好の変化を意味しない。

労働関係：賃金と所得

妻の賃金上昇は、育児時間の機会費用と稼得所得を同時に増やす。その効果を表すため、

$$\begin{aligned}\mu &\equiv \frac{\rho W}{\alpha C} (\bar{L}^f - \alpha T), \\ N_w &\equiv \mu (\sigma - s) - (1 - s) (\sigma + s\kappa), \\ Q_w &\equiv \mu (\psi - 1) + (1 - s) (1 + \kappa)\end{aligned}\tag{4}$$

と置く。 μ は、現在の育児時間を固定したときの賃金上昇による所得増加を表す項であり、妻の市場労働時間 $\bar{L}^f - \alpha T$ が非負なら $\mu \geq 0$ である。子供数と教育投資の賃金弾力性は、それぞれ N_w と Q_w に正の係数 $\alpha w^f / (W\Delta)$ を掛けたものとなる。

妻の賃金の上昇は、時間費用 ϕ の上昇と同じ方向に作用するとは限らない。 N_w の第1項は、現在の育児時間を固定したときの所得増加による効果であり、第2項は育児時間の機会費用の上昇による効果である。 $\sigma > 1$ の場合、所得増加の効果が十分に大きければ子供数と総育児時間が増え、一人あたり育児時間は減る。妻の市場労働時間が非負で $\psi \geq 1$ なら、一人あたり教育費と投入数量は必ず増えるが、教育費総額の反応は $N_w + Q_w$ の符号に依存する。

所得の列では、賃金と時間賦存を固定した非労働所得の増加を考える。この所得増加に対しては、子供数は $\sigma > s$ のときに増え、教育投資は $\psi > 1$ のときに増える。したがって、消費効用に曲率を導入するだけでは、子供数と教育投資がともに正常財になるとは限らない。 $\sigma > 1$ かつ $\psi > 1$ なら、所得増加は子供数、一人あたり教育費、投入数量、教育費総額、総育児時間を増やす一方、一人あたり育児時間を減らす。 $\psi = 1$ では一人あたり教育費と投入数量は所得に反応しない。

学歴別の違いも、この比較静学から含意が導出できる。学歴差が妻の賃金の差だけによるのであれば、表1の W の列が示すとおり、子供数 n と総育児時間 T は同じ向きに動くはずである。観察されるのは、高学歴ほど子供数が少なく、母親一人あたりの育児時間 (αT にあたる) はむしろ多いという組み合わせであり、これは賃金差だけでは説明できず、時間費用 $\phi \cdot \eta$ に学歴差があることが示唆される。同じことはコーホート間の変化についてもいえる。子供数が減る一方で総育児時間 T と τ がともに増える組み合わせは、表1では $\phi \cdot \eta$ の上昇でしか生じない。

3 生涯育児時間

本節では、社会生活基本調査を用いて、完結出生率が低下する前の1951–55年生まれと低下後の1971–75年生まれの比較を軸に、女性の生涯育児時間のコーホート間変化を分析する。第3.1項でデータと生涯育児時間の計算方法を説明し、第3.2項で生年別・学歴別の生涯育児時間を示し、第3.3項でその担い手別の内訳を示す。第3.4項では、子供一人あたりの育児時間の増加が子供のどの年齢で生じたかを分解する。第3.5項では、育児時間が増える一方でどの行動時間が減ったのかをみる。

3.1 社会生活基本調査と生涯育児時間の計算方法

本節で用いるのは、社会生活基本調査の生活時間編の調査票情報である。この調査は、日本の公的統計のうち個人の生活時間を測る唯一の調査であり、1976年から5年ごとに実施されている。調査対象世帯の10歳以上（1991年以前は15歳以上）の世帯員全員が、指定された連続2日間の行動を、育児を含む20分類から選んで記録する^{*8}。ここでは、調査票情報が利用可能な1976年から2021年のすべての調査を用いる。ただし、繰り返しクロスセクション調査であり同一個人は追跡できないので、生年5年階級ごとの集団を学歴（中学・高校卒、短大・高専・専門卒〔以下、短大卒〕、大学・大学院卒〔以下、大学卒〕）で分類した「生年・学歴コーホート」を観察の単位とする（擬似パネル）^{*9}。生年の階級幅を調査間隔の5年に合わせているので、各コーホートは調査のたびにひとつ上の年齢階級として観察される。ただし、生年 j ・年齢 a のセルは調査年 $j+a$ でしか観測されないため、年齢をそろえた世代差には、世代固有効果と時点固有効果が含まれる。本論文は観察される差を世代差としており、時点固有効果はゼロと仮定している^{*10}。第4節の費用側でも同じ仮定を置いている。

育児時間を異なる世代間で比較するために、次の3つの処理を行う^{*11}。第1に、1976年・1981年調査では育児が家事と分離されておらず、「家事・育児」の合算でしか観察できない。この2回の調査については、観察される合算を後の世代の情報で分割して補完する。第2に、2021年調査にはCOVID-19の影響が大きく、保育所・学校の休業や在宅勤務の増加を反映して育児時間が他の調査年から不連続に上振れしている。そのため、2021年調査からは世帯構成などの情報だけを利用し、行動時間はCOVID-19以前の調査の値で補完する。第3に、同居する子供の人数を年齢別に数えるための情報が、調査年によって異なる。子供を1歳刻みで数えられるのは、10歳未満の子供まで一人ずつ年齢が記録されている2001年以降の調査だけである。それより前の調査では、未就学児の人数や15歳未満の世帯員数など、年齢の区切りが異なる調査項目を組み合わせ、年齢帯ごとの子供の人数を求める。1951-55年生まれの21-30歳は育児が家事と分離される前の1976・1981年調査に、1971-75年生まれの46-55歳は、行動時間を補完する2021年調査と、まだ実施されていない2026年調査にあたる。このため、比較する2つの世代でも一部の年齢階級は補完値になる。詳細は順に付録C.2・C.9・C.10に示す。

以下では、育児時間に関する指標を3つ定義する。一つ目は母親一人あたりの生涯育児時間で、母

^{*8} 行動の種類は次のとおりである。1 睡眠、2 身の回りの用事、3 食事、4 通勤・通学、5 仕事、6 学業、7 家事、8 介護・看護、9 育児、10 買い物、11 移動（通勤・通学を除く）、12 テレビ・ラジオ・新聞・雑誌、13 休養・くつろぎ、14 学習・自己啓発・訓練（学業以外）、15 趣味・娯楽、16 スポーツ、17 ボランティア活動・社会参加活動、18 交際・付き合い、19 受診・療養、20 その他。行動を自由記入させる詳細行動分類（調査票B）による調査も存在するが、ここでは調査票Aの結果のみを用いる。記録の単位は1986年以降15分、1976年は10分である（1981年は時間帯の記録ではなく、行動ごとの時間数を記入する方式）。総務省統計局が示す「行動の種類の内容例示一覧」によれば、「育児」には「乳幼児の世話」「子供のつきそい」「子供の勉強の相手」「子供の遊びの相手」「乳幼児の送迎」「保護者会に出席」が含まれ、「子供の教育に関する行動を含む」とされる。一方、「就学後の子供の身の回りの世話」は家事に、「子供会の世話」や「PTA」は社会参加活動に分類される。なお、調査票Aは各時間帯について主な行動をひとつだけ記録させるため、ここでの育児は主行動としての育児である。家事や余暇と同時に行う見守りは、主な行動がそちらであれば育児には計上されない。したがって本論文の育児時間は、子供に向けられた時間の下限にあたる。

^{*9} 日本では学歴は一定の年齢を超えるとほとんど変化しないため、時点を通じて同一の集団を識別するのに利用できる。

^{*10} 年齢・時代・世代の3つは一次従属なので、追加の仮定なしにこの3つを同時に識別することはできない。本論文は時点固有効果をゼロと置く立場をとるが、時点固有効果が実在する場合、本論文が世代差として報告する量はその分だけ過大にも過小にもなりうる。どの年齢帯がどの調査年から識別されるかは付録C.10の表12に示す。

^{*11} 育児時間は平日と土曜・日曜で大きく異なるが、各個人が記録するのは連続する2日間だけである。その非対称性を考慮して、本論文の行動時間はすべて、平日の平均を5倍し土曜・日曜の平均を足して7で割った1週間平均（分/日）である。

親が生涯に投じる育児時間の総量であり、第2節のモデルの総育児時間 T のうち母親の分 (αT) に対応する。二つ目は等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間で、それを子供一人が受ける時間に換算したものであり、徹底的な子育ての判定に用いる。三つ目は子供の年齢帯別の子供一人あたり母親育児時間で、同じ育児時間を子供の年齢を軸に測り直したものであり、増えた時間がどの年齢の子供に向かったのかをみる。

一つ目は、母親一人あたりの生涯育児時間である。まず、各年齢の育児時間を通算して生涯育児時間を求める。生年 j ・学歴 e ・年齢 a の調査年 $j+a$ 年での平均育児時間を $T_{j,a}^e$ とする。対象とする年齢階級は、21–25 歳から 51–55 歳までの7つの5歳階級 ($\mathcal{T}$) である。上限を 51–55 歳階級とするのは、出産の遅いコーホートでも、子供が10歳になる頃までの育児時間を取りこぼさないためである。各階級は5年分に当たるから、階級ごとの1日あたりの平均 (分/日) を1日の長さ (60×24 分) で割り、5年を掛けて足し上げた

$$T_j^e = \frac{5}{60 \times 24} \sum_{a \in \mathcal{T}} T_{j,a}^e \quad (5)$$

を生涯育児時間とよぶ。単位は年であり、21–55 歳の35年間に投じる育児時間の総量を、24時間を1日、365日を1年として換算したものである。育児期間である35年と比較することで育児負担の大きさが評価できる。第1節で述べたように、出産時期の違いをならしているので、完結出生率と対応づけたコーホート間比較ができる。 T_j^e は子供の有無によらない全女性の平均である。これを有子率 $1 - S_0$ で割った値を、母親一人あたりの生涯育児時間とよぶ^{*12}。

二つ目は、子供一人あたりの生涯育児時間である。ただし、母親一人あたりを子供数で割るだけでは、子供一人が受ける時間にはならない。同居する子供が N 人いても世帯の育児時間は N 人分にはならず、双子と一人っ子の比較などから、育児時間は子供の数の平方根にほぼ比例することが確認できるからである (付録 C.7)。そこで、母親一人あたりの生涯育児時間を、有子女性の子供数の平方根の平均 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ で割り、その子供がきょうだいのいない一人っ子であった場合に受ける育児時間に換算する。これを等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間とよぶ (計算方法の詳細は付録 B)。

三つ目は、同じ育児時間を、二つ目と同じく規模の経済を調整したうえで、子供の年齢を軸に測った指標である。社会生活基本調査の育児時間は、どの子供に向けられた時間かを記録しないので、子供が複数いる世帯では子供別に分けられない。そこで、規模の経済を調整した年齢帯別の同居児数を用いて母親の育児時間を加法的に表せると仮定し、世帯 h の調査日 d における母親の育児時間 cc_{hd} を、年齢帯 k の同居児数 $n_{k,h}$ を $\sqrt{N_h}$ で割った値に定数項なしで回帰する：

$$cc_{hd} = \sum_k \beta_k \frac{n_{k,h}}{\sqrt{N_h}} + \varepsilon_{hd}, \quad N_h = \sum_k n_{k,h}. \quad (6)$$

ここで N_h は0–18歳の同居子の総数で、標本は $N_h \geq 1$ の世帯に限る。定数項を置かないのは、子供のいない世帯の育児時間をゼロと基準化しているからである。各年齢帯の子供数を $\sqrt{N}$ で割るのが規模の経済の調整である (付録 C.7)。 $N_h = 1$ でその子供が帯 k に属するときの予測値が β_k になるので、係数は、尺度としては二つ目と同じである。以下ではこれを年齢帯別の子供一人あたり育児時間とよぶ。

^{*12} 有子率は、宇南山ほか (2026) が国勢調査の調査票情報から構築した生年・学歴別の子供数分布による。厳密には、分子の T_j^e は行動分類「育児」の全女性平均であり、自身の子供以外への育児 (孫や他世帯の子供の世話など) も含む。しかし、その規模は小さく影響は小さい。

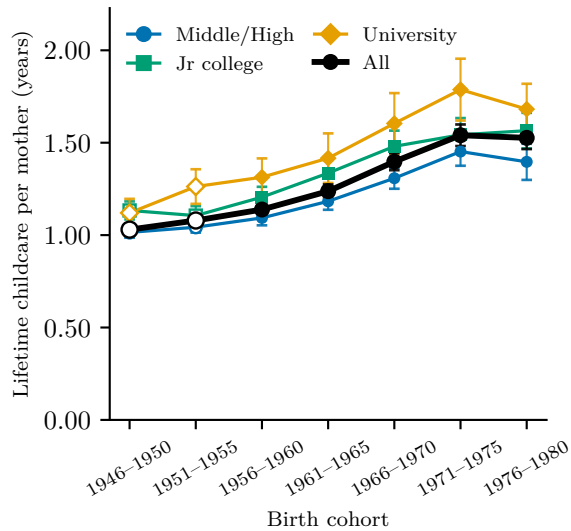


図2 生涯育児時間（母親一人あたり）

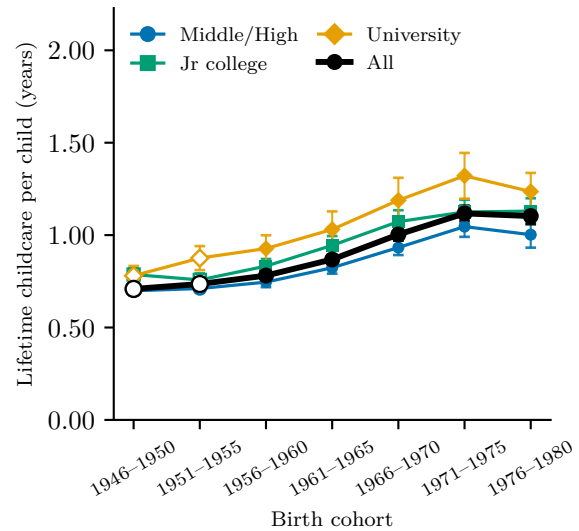


図3 等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間

(注) 図2は式(5)の T_j^e を有子率 $1 - S_0$ で割った値、図3はそれをさらに $E[\sqrt{n} | n \geq 1]$ で割った値（付録B）。いずれも21-55歳の合計（年。1年 = 365日 × 24時間）。白抜き印は生涯合計に占める補完値の割合が2割を超えるコーホート、縦線は95%信頼区間（個人クラスター・ブートストラップ $B = 400$ ）。

3.2 生涯育児時間の生年別の推移

図2は、母親一人あたりの生涯育児時間を、1946-50年から1976-80年生まれまでのコーホートについて示す。学歴計でみると、母親一人あたりの生涯育児時間は1951-55年生まれの約1.08年から1971-75年生まれの約1.54年へ、約0.46年（1.43倍）増加した。増加は統計的にも明確であり、差の標準誤差は約0.03年である。1日あたりに直せば、44.4分から63.4分への増加である。

母親一人あたりの生涯育児時間が増える一方で、その育児が向けられる子供の数は大きく減少した。国勢調査にもとづく子供数分布によれば、完結出生率は1951-55年生まれの1.98人から1971-75年生まれの1.40人へ低下し、生涯無子率は約10%から約29%へ上昇した（学歴別・生年階級別の値は付録の表9）。そこで、子供一人あたりでみた育児時間の変化を、§3.1で定義した等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間で確かめる。

図3は、これを全体・学歴別に示したものである。その値は、学歴計で1951-55年生まれの約0.74年から1971-75年生まれの約1.12年へ、約1.5倍（1.52倍）に増加した。この指標は、モデルの子供一人あたり育児時間 $\tau = \phi + \eta/n$ から、子供数 n の減少による機械的な増加分を除いた量にあたる。平方根の等価尺度のもとでは、きょうだいのいない子供一人が受ける育児時間 $\phi + \eta$ に対応する^{*13}。したがってこの増加は、子供一人あたりの時間投資の増加という意味での徹底的な子育て（§2.1の定義の時間面）が日本でも生じたことを意味する。母親一人あたりの1.43倍を上回るのは、除数である有子女性の子供数の平方根の平均 $E[\sqrt{n} | n \geq 1]$ が1.47から1.38へ減ったためである。対数でみると、等価調整済子供一人あたりの増加のうち、全女性平均の育児時間の増加に対応する部分は約3割であり、残りは無子率の上昇（約5割半）と有子女性の子供数の減少（約1割半）による。

Ramey and Ramey (2010) は、米国では育児時間の増加が大学卒の親に集中していることを報告している。所得格差の拡大や教育の収益率の上昇が徹底的な子育ての要因であれば、増加は高学歴層

^{*13} 定義どおりに $\tau = T/n$ として母親一人あたりを子供数で割ると、倍率は1.60倍になる（付録B）。等価調整済の1.52倍がこれを下回るのは、規模の経済を織り込むと子供数の減少による機械的な押し上げが小さくなるためである。

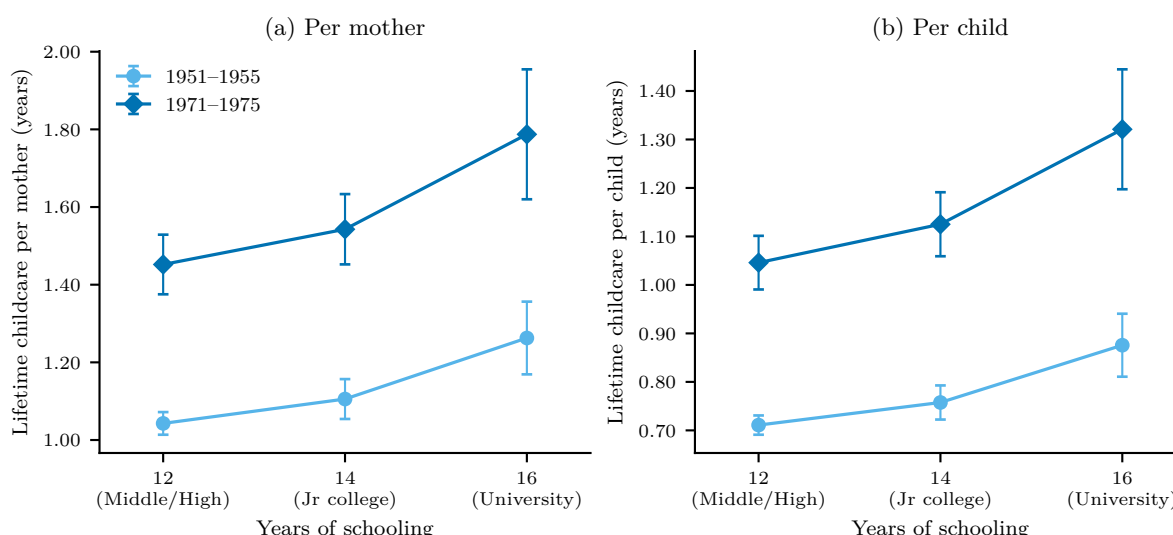


図4 学歴別にみた生涯育児時間：完結出生率の低下前後の2 コーホート

(注) (a) = 母親一人あたり、(b) = 等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間（年）。定義は図2・図3と同じ。ひげは95%信頼区間、増加率の学歴差の検定は付録C.5。

ほど大きいはずである。そこで次に、日本の徹底的な子育ての広がり、特定の学歴層に集中して生じたのかをみる。図4は、母親一人あたり（a）と等価調整済子供一人あたり（b）の生涯育児時間を、母親の学歴を横軸にとり、完結出生率の低下前後の2 コーホートで比べたものである。2本の線の傾きが育児時間の学歴差に、2本の位置の違いが世代差に対応する。

どちらの世代でも、育児時間の水準には学歴差がある。1971-75年生まれの母親一人あたりは中学・高校卒約1.45年、短大卒約1.54年、大学卒約1.79年で、大学卒は中学・高校卒を約2割上回る^{*14}。等価調整済子供一人あたりでも中学・高校卒約1.05年に対し大学卒約1.32年と約1.26倍である。一方で、世代間の変化は学歴によらず似通っている。母親一人あたりは中学・高校卒で1.39倍、短大卒で1.40倍、大学卒で1.42倍、等価調整済子供一人あたりでは1.47倍・1.49倍・1.51倍であり、増加率の学歴差はほとんどない^{*15}。つまり、育児時間の水準には学歴差があるが、世代間の増加は学歴によらず同程度である。

3.3 世帯内の担い手

母親本人の育児時間の増加が、世帯内の分担の組み替えによる見かけの増加でないことを確認する。ここで対象とするコーホートの子育て期は3世代同居が減少した時期と重なるため、母親本人の育児時間の増加は、祖父母が担っていた育児を母親が肩代わりしただけかもしれない。そこで、図5は、同居世帯員の育児時間を、母親本人・父親・祖母・その他の同居世帯員（祖父を含む）に分解し

^{*14} 学歴別の指標では、分子（社会生活基本調査の育児時間）の「短大卒」が短大・高専・専門卒であるのに対し、分母（国勢調査にもとづく学歴別の生涯無子率・子供数分布。付録B）の「短大卒」は短大・高専卒である。専修学校卒は国勢調査の学歴区分では独立の区分をもたない（主に高校卒に含まれる）ため、学歴別の分子と分母で短大卒の範囲がわずかに異なる。学歴計の値と増加率の比較には影響しない。

^{*15} 3つの学歴群の増加率が等しいという仮説を同時に検定すると、 p 値は母親一人あたりで0.97、等価調整済子供一人あたりで0.92である（付録C.5）。

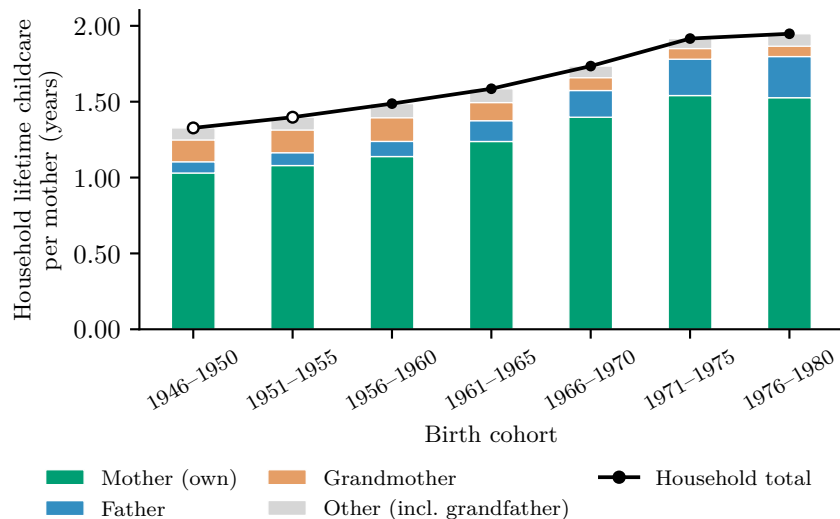


図5 生涯世帯計育児時間の担い手別分解（学歴計）

(注) 世帯全体の生涯育児時間（学歴計）を担い手別に積み上げた棒（下から母親本人・父親・祖母・その他。祖父は水準が小さいので「その他」に含めた）と、その合計の折れ線（付録 C.3）。いずれも母親一人あたりの平均（年）。白抜き印は生涯合計に占める補完値の割合が2割を超えるコーホート。学歴別は付録 C.6。

たものである^{*16}。母親本人の部分は図2の学歴計と一致する。ただし、ここで数えるのは同居する世帯員の育児時間だけであり、近居の祖父母や別居する父親の育児は含まれない。同居から近居への移行が起きていれば、祖母の減少はその分だけ過大に出る。積み上げた棒の内訳によれば、世帯の育児の担い手は母親が中心であり、子供の年齢別にみても0歳児の育児の9割弱は母親による（付録 C.8）。世代間でみると、祖母の育児時間は1951-55年生まれの約0.15年から1971-75年生まれの約0.07年へ半分以下になった。一方、父親の育児時間は約0.08年から約0.24年へ2.8倍になった^{*17}。祖母の減少を父親の増加が上回るため、母親以外の世帯員を合計した育児時間は約0.32年から約0.37年へ増えた。したがって、母親の育児時間の増加は、他の世帯員が担っていた育児の肩代わりでは説明できない。さらに、世帯全体でみた生涯育児時間は約1.40年から約1.92年へ1.37倍になっており、その増加幅は母親本人の育児時間の増加幅を上回る。

3.4 子供の年齢別の育児時間への分解

等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間が約1.5倍になったことは、§2.1の定義では徹底的な子育てが生じたことを意味する。しかし、この定義は時間投資の量だけを問い、その中身を問わない。米国や韓国などについて徹底的な子育てとして論じられてきたのは、就学期の子供の学習を親が手伝い、進学に備えるといった教育的関与である。増加が乳幼児の世話によるものであれば、定義は満たしても、これらの研究が念頭に置く現象とは異なる。本項では、1951-55年生まれと1971-75年生まれを比較し、子供一人あたりの育児時間の増加分を子供の年齢帯別に分解する。育児時間を子供の年齢の軸で測る式は§3.1で定義した式(6)である。推計に使える調査年と調査項目はコーホートに

^{*16} ここでもデータの補完が必要である。推計方法は付録 C.3を参照。

^{*17} 父親の分担は増えたものの、世帯計に占める母親の割合は約8割で、Bianchi (2000) や Sayer et al. (2004) が米国について報告している父親の分担の上昇に比べれば変化は小さい。

図 6 年齢帯別の子供一人あたり育児時間

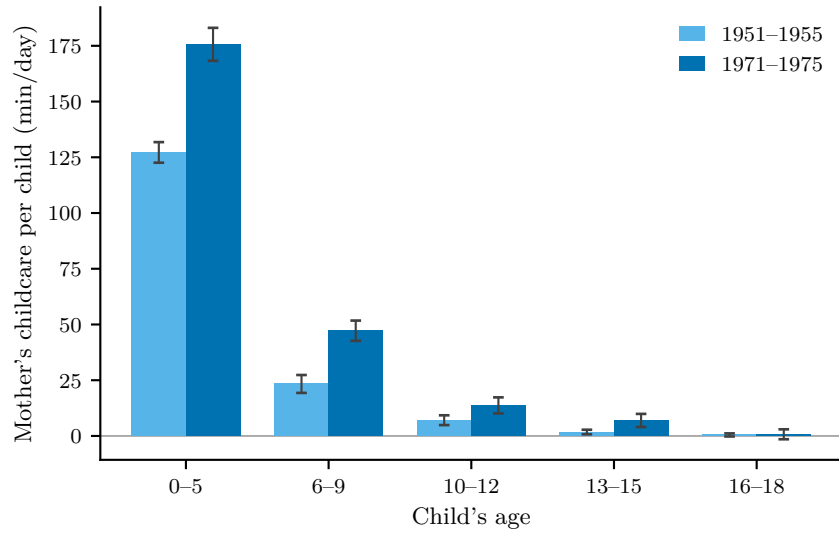


表 2 帯別の合計日数と変化

母親の生年	子供の年齢（日）					子供 1 人計	母親ベース
	0-5 歳	6-9 歳	10-12 歳	13-15 歳	16-18 歳	合計 (日)	$\tilde{T}_j$ (日)
1951-55 年	193.4 (3.6)	23.7 (2.1)	5.4 (0.9)	1.4 (0.4)	0.3 (0.3)	224.2 (4.1)	268.4 (3.0)
1971-75 年	267.1 (5.7)	47.9 (2.3)	10.4 (1.4)	5.3 (1.1)	0.6 (0.9)	331.3 (6.3)	407.8 (7.9)
差	+73.7 (6.8)	+24.2 (3.1)	+5.0 (1.6)	+3.9 (1.2)	+0.3 (0.9)	+107.2 (7.5)	+139.4 (8.4)

(注) いずれも年齢帯別の子供一人あたり育児時間（式 (6) の β_k ）にもとづく。推計式と標本は付録 C.10。図は β_k （分/日）、ひげは 95% 信頼区間。表は子供がその期間に受け取る合計 $H_k = (365/1440) m_k \beta_k$ （日。1 日 = 24 時間）で、横に足すと合計 I_j になる。右端の「母親ベース」は母親の年齢軸で数えた図 3 の等価調整済み子供一人あたりの生涯育児時間。括弧内は標準誤差。学歴別は表 3。

よって異なるため、0-5 歳と 6-18 歳の係数は別々の式で推計する。式の詳細、標本、2 本の式の継ぎ目での過剰識別の検査は付録 C.10 に示す^{*18}。

図 6 と表 2 が主結果である。図は 1 日あたりの係数 β_k （分/日）を、表は同じ結果を、子供がその年齢帯に受け取る合計 $H_k = (365/1440) m_k \beta_k$ （日）に換算して示す。横に足すと、子供一人が 0-18 歳の 19 年間に受け取る育児時間の総量になる。年齢帯別の子供一人あたり育児時間は 0-5 歳で 127

^{*18} 2001 年以降に限った単年齢の結果は付録 C.8 にまとめた。2001 年以降に限れば未就学期の内訳（0 歳・1-2 歳・3-5 歳）も分解でき、絶対量の増加は 0 歳で最も大きい（付録 C.14）。

分/日から 176 分/日へ約 50 分増えた^{*19*20}。就学期の水準は未就学期よりはるかに小さいが、6–9 歳では 23 分から 47 分へ約 2 倍になり、10–12 歳と 13–15 歳でも有意に増えた。16–18 歳では両コーホートともゼロに近く、コーホート間に統計的に有意な差も認められない。

この合計 $I_j = \sum_k H_k = (365/1440) \sum_k m_k \beta_k$ (m_k は各年齢帯の年数、 I_j の単位は日) は、約 224 日から約 331 日へ 1.48 倍になった。この増分を年齢帯に配分すると、69% (標準誤差 3%) が 0–5 歳に、23% が 6–9 歳に対応し、10 歳以上は合わせて 9% にとどまる^{*21}。学歴別の分解は表 3 に示す。0–5 歳と 6–9 歳の増加は 3 つの学歴群すべてで確認でき、 I_j の倍率も中学・高校卒 1.40 倍、短大卒 1.54 倍、大学卒 1.47 倍と大きくは変わらない (図示は付録の図 17)。

第 3.2 項で示した等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間は女性の年齢について足し上げたものの、本項の I_j は子供の年齢について足し上げたものである。同じ育児時間を別の軸で数えているので、育児がすべて 0–18 歳の同居子に向かい、規模の経済が適切に調整されれば、両者は一致するはずである。実際には、前者は約 268 日と約 408 日 (表 2 の右端) であるのに対し、 I_j は約 224 日と約 331 日で、その 8 割強にとどまる。ずれの主因は出生間隔である。きょうだいの年齢が離れていると、同居児が 1 人だけの期間には規模の経済が働かないので、前者の除数 $E[\sqrt{n}]$ は過小である。出生間隔を 2–3 年として除数を直すと両者は 9 割前後まで一致する (付録 C.11)。他方、コーホート間の倍率は 1.48 と 1.52 でほぼ一致しており、育児時間の増加率については、二つの指標から同様の結果が得られる。

この分解は、Ramey and Ramey (2010) が米国について提示した説明を検討する材料になる。同論文は、有力大学の定員をめぐる競争が親の育児時間を押し上げたと論じた。この機構が働いているのであれば、投資は入試に近い年齢の子供に向かうはずである。日本の増分の 3 分の 2 以上は 0–5 歳に、残りの大半は 6–9 歳に向かい、大学入試に近い 16–18 歳では増えていない^{*22}。同論文への討論において Hurst (2010) は、米国の ATUS 2003–05 年で、25–44 歳の母親の育児時間の大卒・非大卒間の差が、末子 5 歳未満で週 9.4 時間、6–12 歳で 2.4 時間、13–17 歳で 1.0 時間と、入試から最も遠い年齢で最大になることを示した。1985 年から 2003–05 年への差の拡大幅も、末子 5 歳未満で

^{*19} 0–5 歳の係数は年齢帯のなかの子供の年齢構成に依存し、晩産化によって後の世代ほど 0 歳寄りになる。最年少児が 0 歳の母親の育児時間は約 347 分/日、5 歳では約 98 分/日と大きく違うので、構成の変化だけでも係数は上がる。6 歳未満児のいる母親の育児時間を年齢構成の変化と構成を固定した水準の変化に分けると、母親 30–34 歳では増加 +72 分のうち +32 分 (44%)、35–39 歳では +81 分のうち +30 分 (37%)、40–44 歳では +59 分のうち +17 分 (29%) が年齢構成の変化による。ただしこれは「6 歳未満児のいる母親の育児時間」の分解であって、式 (6) の β_{0-5} そのものの分解ではない。

^{*20} この増加には育児休業の普及も関わる。末子が 0 歳の母親に占める休業者の割合は、1951–55 年生まれの 2.7% から 1971–75 年生まれの 11.2% へ上がっている (就業者に占める割合では 10.0% から 45.5%)。2011 年・2016 年調査で状態別にみると、末子 0 歳の育児時間は育休中が約 403–408 分/日、有業・その他が約 283–322 分/日で、差は約 85–120 分/日である。この割合の変化と水準差を掛け合わせると、0–5 歳の増分のうち育休の構成効果で説明できるのは 3–4% にとどまる。

^{*21} 就学期の親の関与が、育児時間として記録されていないだけという可能性はある。Kalil et al. (2012) は米国について、大卒の母親と高卒の母親の育児時間の差が、末子 0–2 歳では身の回りの世話と遊び、3–5 歳では教える時間、6–13 歳では子供の活動の段取りというように、子供の発達段階に応じて別の活動に現れることを示した。ただし、社会生活基本調査の「育児」には「子供のつきそい」「子供の勉強の相手」「保護者会に出席」が例示され、「子供の教育に関する行動を含む」とされている (§3.1)。習い事や塾に親が付き添う時間はここに入るはずである。ただし「就学後の子供の身の回りの世話」は家事に分類される (§3.1)。教育的な関与は育児に入り、身の回りの世話は家事に落ちるので、就学期の育児時間は就学児に向けられた親の関与の下限にあたる。

^{*22} 幼児期への投資に合理性があるとする研究はある。Cunha et al. (2010) の推定では、認知能力の形成において早期の投資ほど効く。ただし、文献の見解は一致していない。Duncan et al. (2023) によれば、就学前教育の平均効果はプログラム終了時点で 0.2 標準偏差前後にとどまってその多くは数年で消え、効果が残るのは主に恵まれない家庭の子供で、0–3 歳では反実仮想となる保育の形しだいで負の効果も報告されている。

表 3 年齢帯別の子供一人あたり育児時間の変化：学歴別

子供の年齢（日）	中学・高校卒			短大卒			大学卒		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
0-5 歳	183.8 (4.4)	242.7 (6.6)	+58.9 (8.0)	200.8 (6.7)	283.3 (10.0)	+82.5 (12.1)	219.5 (12.1)	312.3 (17.6)	+92.8 (21.4)
6-9 歳	22.3 (2.5)	37.7 (3.5)	+15.4 (4.3)	17.4 (3.2)	50.2 (3.6)	+32.8 (4.8)	34.1 (7.5)	57.3 (5.6)	+23.2 (9.3)
10-12 歳	3.3 (0.7)	9.9 (2.0)	+6.6 (2.1)	6.5 (1.7)	7.6 (1.9)	+1.1 (2.5)	11.5 (3.9)	16.7 (4.6)	+5.2 (6.0)
13-15 歳	1.0 (0.3)	2.2 (1.2)	+1.2 (1.2)	1.8 (1.1)	8.9 (1.9)	+7.1 (2.2)	2.4 (2.1)	5.2 (4.1)	+2.8 (4.6)
16-18 歳	0.6 (0.3)	1.9 (1.2)	+1.3 (1.2)	0.7 (0.9)	0.4 (1.3)	-0.3 (1.6)	-0.8 (1.2)	-0.3 (3.5)	+0.5 (3.7)
子供 1 人計・合計（日）	211.0 (5.0)	294.4 (7.6)	+83.4 (9.1)	227.2 (7.6)	350.4 (10.7)	+123.2 (13.1)	266.7 (14.3)	391.2 (18.9)	+124.4 (23.7)

(注) 等価調整済の子供一人あたり母親育児時間 β_k (式 (6), 分/日) を母親の学歴群別に推計し、表 2 と同じく、子供がその年齢帯の期間に受け取る合計 $H_k = (365/1440) m_k \beta_k$ (m_k = 帯の年数, 単位は日) に換算した値。子供の年齢を縦に足すと「子供 1 人計・合計」になる。「同・1 日あたり」は、その合計を子供の 0-18 歳の 19 年で割った値である。0-5 歳は式 A (母親 26-35 歳)、6-18 歳は式 B (母親 36-45 歳、未就学児のいる世帯を除く) による (付録 C.10)。年齢帯は式の定義であり、コーホートごとに実際に観測される窓はその部分集合である (1951-55 年生まれは式 A は 1986 年調査の 31-35 歳のみ。設計表 12)。母親の年齢帯をそろえた感度分析は付録 C.10 にある。列見出しの 51-55・71-75 は母親の生年階級 (1951-55 年・1971-75 年生まれ)。括弧内は標準誤差 (同じ係数 $m_k \times 365/1440$ を掛けた世帯クラスタ頑健標準誤差。差は 2 コーホートが別標本であるとして分散を加えたもの)。表示桁への丸めは、内訳の和が合計に一致するように端数を配分した。分/日の水準は図 6 と付録の図 17 が示す。「子供 1 人計」の定義は表 2 と同じ。

4.9 時間、6 歳以上で 2.1 時間と未就学期に集中している。Hurst は、これでラットレースの存在が否定されるわけではないとしつつ、学歴間の趨勢の差の大半が有力大学への進学願望で説明されるといふ仮説には疑問を投げかけている。

ただし日本では、§3.2 でみたとおり増加率に学歴差が検出されず、増加幅が大卒層で非大卒層の 2 倍以上と大きい米国とはこの点で異なる^{*23}。また、社会生活基本調査の調査票 B を用いた分析も、学歴競争が育児時間を押し上げたという見方とは整合しない。西村 (2026) は、10 歳未満の子供がいる有配偶の世帯主とその配偶者について詳細行動分類 (調査票 B) を用い、2001 年から 2021 年にかけての育児時間の増加の内訳を観察している。それによれば、増加は子供の世話・見守り・送迎といったルーティンの育児に集中しており、遊びや教育を含む相互作用的育児は増えていない^{*24}。

^{*23} 米国の推計は同居する子供をもつ母親の週あたり育児時間であり、本論文の生涯集計とは対象も分母も異なる。増加幅の水準を直接比較することはできないので、ここでは年齢別の分布の類似性と、学歴別の分布の相違を質的に比較する。なお Ramey and Ramey (2010) と Hurst (2010) の学歴区分は 4 年制大学卒以上であり、本論文の大学・大学院卒と対応する。

^{*24} ただし西村 (2026) の比較の終点である 2021 年調査は、本論文が COVID-19 の影響を理由に行動時間の水準から除いている調査である (§3.1)。保育所・学校の休業と在宅勤務の増加が育児時間を押し上げている可能性があり、同論文自身も増加が趨勢的なものかどうかの判断を留保している。

3.5 育児時間の増加と家事時間の減少

前項までにみたとおり、母親の育児時間は生涯を通じて大きく増えた。1日は24時間なので、この増加は他の行動時間の減少をとまなう。本項では、社会生活基本調査の20分類の全活動について育児時間と同じ生涯指標を作り、コーホート間で比較する。1日の中での配分を問題にするので、本項の表はいずれも生涯の合計時間ではなく1日あたりの分で示す。これにより、育児時間が増える一方でどの行動時間が減ったのか、すなわち徹底的な子育てがどのような行動変容として生じたのかをみる。

表4は、完結出生率が低下する前の1951-55年生まれと、低下後の1971-75年生まれについて、生涯の時間配分を比較したものである。育児時間が増えたのは子育てを経験した女性であるから、その集団の時間配分をみたい。しかし、社会生活基本調査は同一個人を追跡しないため、子育て経験の有無で標本を直接分解できない。そこで、まず各年齢の未婚女性の平均行動時間を通算し、「仮想未婚」の生活時間を推計する。そのうえで、宇南山ほか(2026)のコーホート別生涯未婚率を用い、コーホート全体から仮想未婚の成分を差し引いた残差として「仮想未婚以外」を計算する^{*25}。その大部分は結婚と出産を経験した女性であり、以下ではこの列に注目する。計算の詳細は付録C.4に述べる。

仮想未婚以外の女性では、育児時間は約42分から約54分へ約12分増えた。同時に大きく減ったのは家事で、約212分から約172分へ約41分減少した^{*26}。差し引きでみると、この約41分の減少が、育児の約12分、身の回りの用事の約14分、仕事・通勤の約10分、移動の約10分の増加にほぼ対応する。身の回りの用事とは「洗顔、入浴、トイレ、着替え、化粧、理美容」などである。ただし、これは会計上の対応であって、家事の減少が育児の増加をもたらしたという因果を示すものではない。同じ期間に、子育てを経験していない仮想未婚の女性の家事も約75分から約51分へ約24分(約3割)減っており(表4)、家事の短縮には、家電の普及や外食・中食の拡大のように、育児と関わりなく進んだ部分が含まれる。また、家事のうち子供に向けられた部分を分離することはできない。就学後の子供の身の回りの世話は家事に分類されるので(§3.1)、家事の減少には、子供向けの時間が減った分と、それ以外が減った分が混ざっている。対応づけから読めるのは、育児時間の増加が余暇や睡眠を削って生じたのではない、という点までである^{*27}。

減らなかった時間も重要である。自由時間(テレビ・新聞等、休養・くつろぎ、学習・自己啓発等、趣味・娯楽、スポーツ、交際・付き合いの6活動の合計)は約255分から約251分へとほぼ一定であり、睡眠もほとんど変わらない^{*28}。すなわち、育児時間の増加と入れ替わりに減ったのは、余暇や睡眠ではなく家事の時間である。

家事時間の減少と入れ替わった行動には若干の学歴差がある。仮想未婚以外の育児時間の増加は、中学・高校卒(約41分→約52分)でも短大・大学卒(約44分→約55分)でも約11-12分ではほぼ同じである。しかし、短大・大学卒は、家事の短縮に加えて自由時間も約11分減らし、仕事・通勤

^{*25} 生涯未婚率は1951-55年生まれの約6%から1971-75年生まれの約17%へ上昇している。

^{*26} コーホート全体では家事は約53分減っている(約204分→約151分)。全体の減少幅には、家事時間の短い未婚女性の割合が高まったことによる構成効果が含まれるため、行動の変化としての家事の短縮は仮想未婚以外の約41分である。

^{*27} 1951-55年生まれの25・30歳階級は1976年・1981年調査にあたり、家事と育児が分離されていない。これらの階級の家事は、観測された合算時間から補完した育児を差し引いた残差である(付録C.2)。したがって同コーホートの家事の水準は、育児の補完値の誤差を符号を逆にして受け取る。

^{*28} 自由時間は合計では動かないが、内訳は入れ替わっている。テレビ・新聞等の受動的な余暇が約20分減り、休養・くつろぎが約15分増えた(学習・自己啓発は増えていない)。前段の会計で挙げた増加の合計(約47分)が家事の減少(約41分)をやや上回るのは、この差と、食事時間の約5分の減少が加わっているためである。

表 4 生涯における時間の使い方（コーホート別・分/日）

活動	全体			仮想未婚			仮想未婚以外		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
睡眠	438.5 (0.4)	437.3 (0.6)	-1.1 (0.7)	454.2 (1.9)	443.6 (1.5)	-10.6 (2.3)	437.4 (0.4)	436.0 (0.6)	-1.4 (0.7)
身の回りの用事	72.3 (0.3)	88.8 (0.5)	+16.5 (0.6)	87.8 (1.3)	104.2 (1.5)	+16.4 (1.9)	71.3 (0.4)	85.6 (0.5)	+14.2 (0.7)
食事	99.2 (0.2)	94.3 (0.3)	-4.9 (0.4)	94.6 (0.9)	94.3 (0.9)	-0.2 (1.3)	99.5 (0.2)	94.2 (0.3)	-5.3 (0.4)
通勤・通学	23.1 (0.2)	31.0 (0.4)	+7.9 (0.5)	45.9 (1.4)	48.1 (1.1)	+2.2 (1.8)	21.6 (0.2)	27.4 (0.4)	+5.8 (0.4)
仕事	212.9 (1.3)	228.6 (1.8)	+15.7 (2.3)	313.9 (5.5)	313.9 (4.3)	-0.0 (6.9)	206.4 (1.4)	210.7 (1.9)	+4.3 (2.4)
家事	203.7 (1.0)	150.7 (1.0)	-53.0 (1.4)	75.4 (2.5)	51.2 (1.7)	-24.2 (2.9)	212.1 (1.0)	171.6 (1.2)	-40.5 (1.6)
育児	39.7 (0.4)	45.0 (0.9)	+5.3 (1.0)	2.1 (0.5)	1.5 (0.2)	-0.6 (0.5)	42.2 (0.5)	54.1 (1.1)	+11.9 (1.2)
買い物	37.3 (0.2)	36.2 (0.3)	-1.0 (0.4)	25.5 (0.8)	27.8 (0.7)	+2.3 (1.1)	38.0 (0.2)	38.0 (0.3)	-0.0 (0.4)
移動（通勤通学除く）	24.4 (0.3)	34.4 (0.4)	+10.0 (0.4)	24.8 (1.1)	32.9 (1.0)	+8.1 (1.5)	24.4 (0.3)	34.7 (0.4)	+10.3 (0.5)
テレビ・新聞等	124.6 (0.5)	108.1 (0.8)	-16.5 (1.0)	138.8 (2.7)	126.6 (2.3)	-12.2 (3.5)	123.7 (0.5)	104.2 (0.9)	-19.5 (1.0)
休養・くつろぎ	66.2 (0.4)	80.2 (0.6)	+14.0 (0.8)	67.0 (1.9)	78.1 (1.6)	+11.0 (2.4)	66.2 (0.4)	80.6 (0.7)	+14.5 (0.8)
学習・自己啓発等	8.0 (0.2)	8.1 (0.3)	+0.1 (0.4)	13.4 (0.9)	10.3 (0.6)	-3.1 (1.1)	7.6 (0.2)	7.6 (0.3)	-0.0 (0.4)
趣味・娯楽	27.7 (0.3)	31.2 (0.6)	+3.5 (0.7)	30.9 (2.0)	38.3 (1.3)	+7.4 (2.4)	27.5 (0.3)	29.7 (0.6)	+2.2 (0.8)
スポーツ	6.9 (0.1)	5.8 (0.2)	-1.2 (0.2)	7.2 (0.7)	5.2 (0.3)	-2.1 (0.7)	6.9 (0.2)	5.9 (0.2)	-1.0 (0.2)
交際・付き合い	22.9 (0.3)	24.2 (0.4)	+1.3 (0.5)	27.6 (1.3)	30.0 (1.3)	+2.4 (1.9)	22.6 (0.3)	23.0 (0.4)	+0.4 (0.5)
その他	32.6 (0.5)	36.2 (0.6)	+3.6 (0.8)	30.8 (2.1)	33.9 (1.5)	+3.1 (2.7)	32.7 (0.5)	36.6 (0.6)	+4.0 (0.8)
育児時間	39.7	45.0	+5.3	2.1	1.5	-0.6	42.2	54.1	+11.9
中学・高校卒	39.0	43.3	+4.3	2.6	2.0	-0.6	41.1	51.8	+10.7
短大・大学卒	40.2	45.7	+5.5	1.2	1.2	+0.0	43.5	55.1	+11.7
仕事・通勤時間計	236.0	259.6	+23.6	359.8	362.0	+2.2	228.0	238.1	+10.1
中学・高校卒	238.5	248.2	+9.7	349.4	338.0	-11.4	232.2	229.7	-2.5
短大・大学卒	230.9	268.5	+37.7	375.1	375.9	+0.9	218.7	245.6	+26.9
自由時間計	256.3	257.5	+1.2	285.0	288.5	+3.5	254.5	251.0	-3.4
中学・高校卒	256.7	269.6	+12.8	288.7	308.2	+19.6	254.9	261.6	+6.7
短大・大学卒	255.8	248.9	-6.9	279.9	276.9	-3.0	253.7	242.9	-10.8

(注) 生涯平均（21-55歳の7階級の平均、分/日。本表だけは1日の配分を比べるため1日あたりで示す）。括弧内は個人クラス・ブートストラップ（ $B = 400$ ）による標準誤差。20分類のうち学業・介護・看護、ボランティア等、受診・療養は「その他」に合算した。仕事・通勤時間計＝通勤・通学＋仕事、自由時間計＝テレビ・新聞等、休養・くつろぎ、学習・自己啓発等、趣味・娯楽、スポーツ、交際・付き合いの6活動の合計。学歴を2区分とするのは、1976年調査で短大卒と大学卒が区別されていないためである。仮想未婚の定義は付録 C.4。

時間を約 27 分増やした。これに対し中学・高校卒では、仕事・通勤時間はほぼ横ばいで、自由時間はむしろ約 7 分増えた。すなわち、短大・大学卒では家事時間の減少と同時に育児と仕事が増え、中学・高校卒では育児と余暇が増えた。

この行動変容は、米国で観察されたものとは異なる。Bianchi (2011) によれば、米国では、1965 年から 2000 年代にかけて母親の家事時間が大きく減り、その減少分はほぼ有償労働の増加に置き換わり、そのうえで育児時間も増えた。日本の徹底的な子育ては、市場労働への大規模な移動をともなわず、家事時間が減る一方で育児時間が増え、余暇と睡眠はほぼ変わらないという形をとった（仕事の増加が並行したのは短大・大学卒に限られる）。

ただし、家事の短縮分が仕事に向かわなかったようにみえることは、女性の労働市場参加が停滞していたことを意味しない。有業率も、主たる活動として働く「おもに仕事」の割合も、未婚・未婚以外、さらに未就学児の有無で群を分けてみて、おおむね上昇している（付録 D の表 15）。労働参加が広がった一方で、群別にみた週平均の仕事時間はほとんど増えていない。この組み合わせの背景には、同じ時期に進んだ標準的な労働時間の制度的な短縮、とりわけ週休 2 日制の普及がある。1987 年の労働基準法改正による法定労働時間の短縮は、個々の家計の選択とは独立に進んだ政策変更であり、Hayashi and Prescott (2002) が 1990 年代の日本のマクロ分析で外生的な労働投入の減少として扱ったものである。Kawaguchi et al. (2013) は、社会生活基本調査を用いて、この短縮が実際の労働時間を減らしたことを示している。実際、仮想未婚以外の女性の仕事時間は、平日には約 19 分増えた一方、土曜日には約 51 分減っており、両者が相殺して週平均はほとんど変化しなかった。育児時間の増加は平日で大きく（平日約 14 分・土曜約 9 分・日曜約 4 分）、週休 2 日制で空いた土曜日の時間は主に自由時間に向かった。制度の経過と曜日別の詳細は付録 D に示す。

4 生涯育児費用

本節では、家計調査を用いて、第 3 節と同じ 1951–55 年生まれと 1971–75 年生まれの比較を軸に、女性の生涯育児費用のコーホート間変化を分析する。第 4.1 項でデータと生涯育児費用の計算方法を説明し、第 4.2 項で生年別の生涯育児費用と費目別の内訳を示す。第 4.3 項では、子供一人あたりの育児費用の増加が子供のどの年齢で生じたかを、別居する子への支出も含めて分解する。第 4.4 項では未就学期、第 4.5 項では大学期について、増加の理由を調べる。

4.1 家計調査と生涯育児費用の計算方法

本節で用いるのは、家計調査（二人以上世帯）の月次の調査票情報である。家計調査は、調査世帯が家計簿に記入した収入と支出を費目・品目別に記録する調査であり、世帯員の続柄・性別・年齢も把握される。そのため、同居する子供の年齢別の人数と、その母親にあたる女性（以下、参照女性）を世帯ごとに特定できる。ここでは、調査票情報が利用できる 1981 年から 2024 年のすべての月次調査を用いる。

育児費用は、子供向けと特定できる支出に限って計測する。ここで測るのは家計が自ら負担した金額であり、同じ子供に投じられていても公費で賄われた分は含まない。本論文の育児費用は、子供に投じられた資源の総額ではなく、そのうち家計が負担した部分である。具体的には、10 大費目の「教育」（授業料等〔幼稚園–大学・専修学校〕・教科書・学習参考教材・補習教育〔学習塾等〕）に、保育

費用、子供用の衣服（洋服・下着・シャツ）、学校給食費、通学定期代、習い事の月謝（月謝類）および別居して就学する子への送金である国内遊学仕送り金、を加える^{*29}。食費や住居費、光熱費などにも子供に伴う支出は含まれるが、世帯全体の支出から子供の分を切り分けることは難しい。本論文では、こうした世帯員としての費用の間接的な推計は行わず、子供向けと特定できる項目を対象を限定する。

測り方の骨格は育児時間と共通である。家計調査も同一の個人を追跡しない繰り返し横断調査なので、生年 5 歳階級のコーホートを観察の単位とする。子供の有無によらない全女性を分母として年齢別に測り、年齢について足し上げてから母親一人あたり・子供一人あたりに換算する手順も同じである。調査票情報のある期間（1981–2024 年）の外にあたる年齢を補完する必要があることも変わらない。補完が要るのは、古いコーホートの若年期（1951–55 年生まれの 20 歳代前半）と、新しいコーホートの高齢期（1971–75 年生まれの 54 歳以降）である。費用の種類ごとに別の方法を使い、その妥当性の検証と生涯累積に占める補完分の比率は付録 E.2 に示す。

そのうえで、育児費用の計測には、育児時間と異なる注意が 3 つある。第 1 に、支出は子供の成長とともに増え、親が高齢になる頃まで続く。育児時間は子供の幼少期、したがって女性の 20–30 歳代に集中するのに対し、教育費は子供が高校・大学期を迎える 40–50 歳代に集中し、晩産化した世代では 60 歳近くまで及ぶ。そのため、生涯の集計範囲は、下限を育児時間と同じ 21 歳としつつ、上限を育児時間（55 歳）より高齢側に広げ、女性の 21–60 歳とする。

第 2 に、同居していない子への支出がある。親元を離れて在学する子の仕送りや授業料は世帯の支出として記録されるが、その子は同居児として世帯に現れない。母親の年齢に沿って集計する生涯育児費用は、こうした支出のうち同居する子供のいる世帯が支払う分を取り込める一方、子供の年齢別の分解（第 4.3 項）では、同居する子への支出と区別して扱う必要がある。

第 3 に、家計調査の支出は名目額で記録されるため、時点の異なる支出を比べるには物価の調整が必要である。調整には 2 つの部分がある。ひとつは、一般物価水準の変化を取り除く部分である。もうひとつは、育児費用を構成する品目の価格が一般物価に対して変化する部分である。後者を本節では育児関連品目の相対価格とよび、第 2 節のモデルの p に対応させる。そのうえで、育児費用の合計を支出した時点の消費者物価指数（総合、2015 年基準）で割ったものを実質支出額とよび、モデルの pqn に対応させる。費目・品目ごとにその品目の物価指数で割って合計したものは、家計が購入した育児サービスの量にあたるので、育児の投入数量とよび、 qn に対応させる。子供一人あたりに直したものは、それぞれ一人あたり実質支出額 pq 、一人あたり投入数量 q である。実質支出額と投入数量の差が、育児関連品目の相対価格 p の寄与である^{*30}。

以下では、生涯育児費用の指標を 3 つ定義する。一つ目は母親一人あたりの生涯育児費用で、母

^{*29} 授業料等には入学金・施設費などの学校納付金が含まれる。保育費用は 0–2 歳児の保育に関する費用である。3–5 歳については、保育所に通園していても幼児教育費用（幼稚園授業料）として分類される。また、家計調査は 1999 年 6 月まで農林漁家世帯を含まない。ただし、近年の農林漁家世帯は標本の 1–2% で、世代間比較に大きな影響はない。

^{*30} 費目と物価指数の対応は次のとおりである。高校と大学の授業料は公立・私立（国立・私立）別の授業料指数、私立中学と専修学校は各授業料指数で割る（私立小学校は対応する系列が無いので、私立中学の授業料指数で代理する）。国公立の小・中学校への納付金は、対応する授業料指数が無いので、PTA 会費（小・中学校）の指数で代理する。幼稚園授業料と保育費用は、就学前の保育料（保育所保育料と幼稚園保育料）の合成指数で割る。補習教育・教科書・子供服・下着は各品目の指数、国内遊学仕送り金は生活費を含む移転であるため総合指数で割る。なお、公立高校授業料の事実上の無償化（2010 年 4 月）と幼児教育・保育の無償化（2019 年 10 月）の後は、家計の支出が公費負担に置き換わるため、該当する費目では、支払額を投入数量として読むことに制約がある（表 5 の † と §4.2 の高校授業料に関する記述を参照）。

親が生涯に支出する育児費用の総額であり、第2節のモデルの pqn （投入数量でみれば qn ）に対応する。二つ目は子供一人あたりの生涯育児費用で、それを子供一人が受け取る金額に換算したもの（ $pq \cdot q$ ）であり、徹底的な子育ての判定に用いる。三つ目は年齢帯別の子供一人あたり育児費用で、同じ費用を子供の年齢を軸に測り直したものであり、増えた費用がどの年齢の子供に向かったのかをみる。

一つ目の母親一人あたりの生涯育児費用は、第3.1項の生涯育児時間と同じ枠組みで測る。世帯の育児費用を母親に帰属させ、女性の年齢・生年別に集計する。この帰属は集計上の扱いであり、女性本人が費用を負担したことを意味しない。母親の特定には、宇南山ほか（2026）に準じ、世帯員の番号・性別・年齢を用いる^{*31}。

求めたいのは、子供を持った女性が生涯に支出する育児費用である。分子は家計調査から測った育児費用、分母は女性の人数であるが、どちらの取り方にも注意がいる。まず分母である。年齢を通じて足し上げるには、分母がどの年齢でも同じ集団でなければならない。そこで、子供の有無によらず、その生年・年齢のすべての女性を分母とする「全女性一人あたり」の育児費用を年齢別に求め、21-60歳にわたって積算する。これが、当該コーホートの女性一人が生涯に支出した育児費用の平均である。母親一人あたりと子供一人あたりの金額は、これを完結出生率などで割って求める。

いったん分母を全女性にするには、調査の構造をひとつ補う必要がある。家計調査は二人以上の世帯と単身世帯が別の調査になっており、本節が用いるのは前者の調査票情報である。したがって、上の合計を、続柄によらず数えた家計調査の同じ生年・年齢の女性の人数（乗率加重）で割って得られるのは、「二人以上世帯にいる女性一人あたり」の育児費用にとどまる。各生年・年齢の女性のうちどれだけが単身世帯に住んでいるかは、二人以上世帯の調査票情報からは分からない。そこで国勢調査の世帯分布を使う。国勢調査から、配偶関係を問わずに女性が単身世帯に住む割合を生年・年齢別に集計し、単身世帯の女性は育児費用を支出しないとみなして、二人以上世帯の一人あたり費用に、単身世帯に住まない女性の割合を掛ける^{*32}。これが全女性一人あたりの育児費用である。

分子となる育児費用は、母親の生年・年齢の組ごとに、母親を特定できた世帯の育児費用を乗率で加重して合計する。このとき費用を2つに分ける。同居する子供のいる世帯が支払う国内遊学仕送り金以外の費用（以下、同居児分）と、仕送り金および同居する子供のいない世帯の育児費用（以下、非同居子分）である。両者の和を育児費用計とする^{*33}。

育児費用を支出するのは基本的に子供を持つ女性だけなので、全女性の平均を子供を持つ女性の割合 $1 - S_0$ （ S_0 は生涯無子率）で割れば、母親一人あたりの生涯育児費用になる。第3節と同様この換算を行うのは、モデル（§2.1）の対応物が子供を持つ夫婦について定義されているためである。 S_0 と、次に用いる完結出生率 CFR は、いずれも宇南山ほか（2026）が国勢調査から計測した指標であ

^{*31} 世帯主が女性であれば本人を、男性であれば世帯員番号2の女性のうち世帯主との年齢差が-10-+15歳の者（＝妻）を母親とみなす。子供は世帯員番号3以上で母親より15歳以上若い者とする。家計調査の世帯員の続柄は1987年調査からしか収録されず、その1987年も回転標本の入替わりで前半が大きく欠測するため、続柄による特定は1988年以降にしか使えない。世帯員番号による規則は1981年から一貫して適用できる。続柄による規則と比べると、母親の年齢の一致率は96.9-98.6%、加重平均の子供数の差は1-4%、育児費用の年次系列の差は平均0.16%（最大0.72%）である。残る差は三世帯世帯から生じる。続柄版が孫のいる世帯で子の配偶者（若い母親）を母親とするのに対し、この規則は祖母を母親として拾うためである。母親にあたる女性がまったく特定できない世帯（父子世帯など）は集計から除く。

^{*32} 単身世帯の女性の育児支出（子と別居する単身の母の仕送りなど）はゼロとみなすということである。なお、単身世帯割合の分母は一般世帯であり、施設等世帯の女性はこの換算に含まれない。

^{*33} 同居する子供のいない世帯の育児費用は、大半が別居して就学する子への仕送り金である。この2分割は、三つ目の指標で支出を子供の年齢へ配分するときに用いる。

り、第3節と共通である。

二つ目の子供一人あたりの生涯育児費用は、母親一人あたりを子供の数で割って換算する。ただし、子供数の平方根で調整する育児時間 (§3.1) と異なり、規模の経済がないことを仮定する^{*34}。費用の中心である授業料は、在学する子供の人数に比例して発生し、きょうだい間で共有できないためである。すなわち、母親一人あたりの費用を有子女性一人あたりの平均出生児数 $E[n \mid n \geq 1] = \text{CFR}/(1-S_0)$ で割る。

三つ目の年齢帯別の子供一人あたり育児費用は、生まれた子一人が各年齢帯のあいだに受け取る費用である。親と同居している期間と別居している期間に分け、どちらも「1年あたりの単価×その状態にあった年数」として測る。年齢帯 k の単価を同居分は β_k 、別居分は ν 、年数をそれぞれ $w_k \cdot d_k$ と書けば、生まれた子一人あたりの生涯費用は

$$\text{Cost} = \sum_k \beta_k w_k + \nu \sum_k d_k \quad (7)$$

である。右辺第1項が同居する子への支出、第2項が別居する子への支出である。年齢帯 k について並ぶのは $\beta_k w_k + \nu d_k$ で、表や図に出るのはこの値である。以下、順に述べる。推計の詳細は付録 E に示す。

同居分の単価 β_k は回帰で推定する。家計調査の支出も、どの子供に向けられたものかを記録しないので、世帯の実質支出額を同居児の年齢別人数に定数項なしで回帰する。世代差をみるため、母親の生年コーホート c ごとに、子供の年齢帯でまとめて推計する：

$$\text{Cost}_i^{\text{co}} = \sum_k \beta_{k,c} n_{k,i} + \varepsilon_i, \quad k \in \{0-5, 6-9, 10-12, 13-15, 16-18, 19-22\}. \quad (8)$$

従属変数 $\text{Cost}_i^{\text{co}}$ は同居児向けの実質支出額（同居する子供のいる世帯の、育児費用計から国内遊学仕送り金を除いたもの）、 $n_{k,i}$ は年齢帯 k の同居児数である。同居児が年齢帯 k の子供1人だけの世帯では、 $\beta_{k,c}$ はその世帯の年額の平均にあたる。教育費支出は育児時間より遅い段階で発生するため、1971-75年コーホートの観察は母親53歳までに限られ、遅く産んだ母親の大学期が欠ける。そこで母親の観測年齢の窓を両コーホートで26-60歳にそろえ、観測のない母親年齢には隣接するコーホートの同じ母親年齢の世帯を標本に加えて推定する。

別居する子への支出（大半は国内遊学仕送り金）は、同居する子に使われたものではないので、この回帰の従属変数から除いてある。そこで、先に測った非同居子分の生涯額 R を、年齢帯 k の非同居年数 d_k の比で各年齢帯へ按分する。非同居子一人・一年あたりの年額は $\nu = R / \sum_k d_k$ である。 ν は R から逆算するので第2項の合計は R に一致し、この変換は非同居子分を子供の年齢へ配分するだけで総額を動かさない^{*35}。

注意がいるのは、同じお金でも表5と年齢別の分解とで費目の分け方が違うことである。家計調査の国内遊学仕送り金には別居する子の授業料が含まれる。表5はこれをひとつの費目のままにするの

^{*34} 一人っ子世帯と2人きょうだい世帯の比較では、0-13歳で2人きょうだいが約2割低い一方、費用の大きい14-23歳ではほぼ一致し、0-23歳の通算では0.88である。これを織り込んだ感度も付録 E.1 に示す。

^{*35} この手順は、§4.2の費目別の集計（表5）と同じ調査票情報から同じ費用を測るものであるが、子供の年齢帯を通算しても、表5の子供一人あたりの生涯費用とは厳密には一致しない。理由は3つある。第1に、 β_k を識別する標本が違う。同居年数 w_k は一つ目・二つ目と同じ21-60歳で積算するが、 β_k のほうは、2つの世代で観測のそろった母26-60歳の窓で推定する。第2に、調査期間の外にあたる年齢の埋め方が違う。一つ目・二つ目では費用の種類ごとに母親の年齢方向へ補完するのに対し、 β_k の推定では、欠ける母親年齢に隣接するコーホートの同じ母親年齢の世帯を標本に加える。第3に、式(8)は費用が同居児数に比例すると置いているが、実際には規模の経済がわずかに働く（二つ目）。概念的には同じ子供一人あたりの育児費用であるが、これらの違いから一定のずれが生じる。

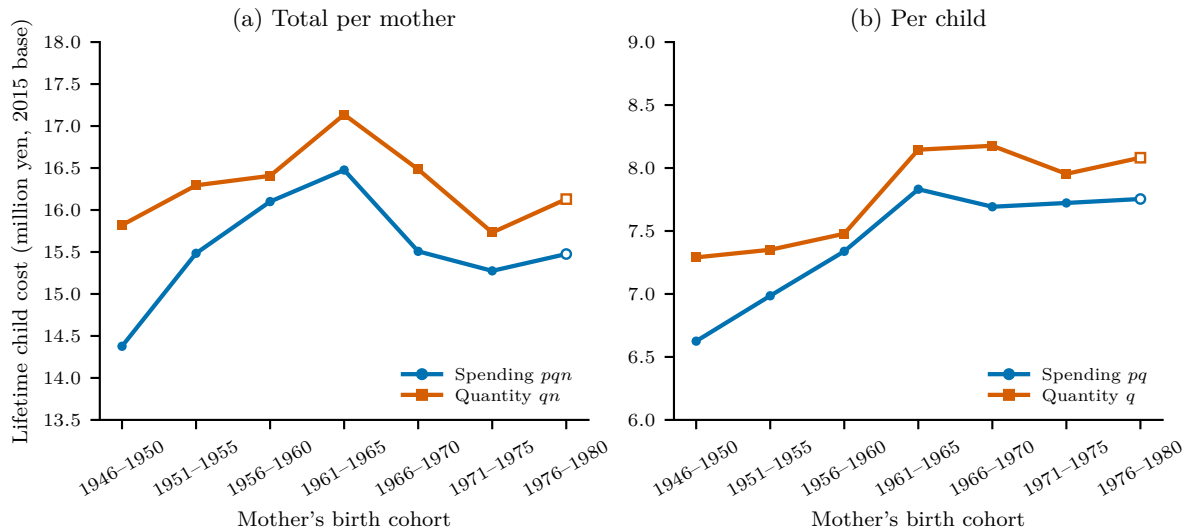


図7 母親一人あたりと子供一人あたりの生涯育児費用

(注) (a) = 母親一人あたり、(b) = 子供一人あたりの生涯育児費用（女性の21-60歳の年額を積算、百万円）。青丸=実質支出額（ $pqn \cdot pq$ ）、朱四角=投入数量（ $qn \cdot q$ ）。集計手順は§4.1、調査期間外の年齢の補完は付録E.2。補完分が2割を超えるコーホート（1976-80年生まれ）は白抜き印。淡い帯は95%信頼区間（世帯クラスターのブートストラップ、 $B = 400$ ）。

に対し、年齢別の分解では授業料にあたる分を抜き出して授業料の側へ移す（抜き出しには、同居児について定数項なしの回帰から得た年齢帯別の係数 β_k^{tu} を使う）。したがって、以下でみる授業料の増加には別居する子の分が含まれ、仕送り金の側には生活費の移転だけが残る。

4.2 生涯育児費用の生年別の推移

図7(a)は母親一人あたりの生涯育児費用を、実質支出額（ pqn ）と投入数量（ qn ）の2本で描いたものである。実質支出額は、1951-55年生まれの約1,550万円から1961-65年生まれの約1,650万円へ増加したのち、1971-75年生まれでは約1,530万円へ戻る山型である。投入数量もほぼ同じ形をとり（約1,630万円→約1,710万円→約1,570万円）、主比較の2コーホートの間では実質支出額-1.4%・投入数量-3.4%と、ほとんど変わらない（わずかに減っている）。すなわち、母親一人が生涯に子育てへ振り向ける金額は、完結出生率が2.0人から1.4人へ下がる間もほとんど変わっていない。

一方、図7(b)は、実質支出額・投入数量のそれぞれについて、(a)の母親一人あたりの費用を有子女性一人あたりの平均出生児数 $E[n | n \geq 1]$ で割った、子供一人あたりの育児費用である。一人あたり実質支出額 pq は約699万円から約772万円へ、一人あたり投入数量 q は約735万円から約795万円へ、 pq で約11%、 q で約8%増加した。 q の伸びが pq を下回るのは、月謝類の相対価格が上がっているためである（表5で月謝類は pq で+4万円、 q で-12万円）。ただし、この q の増加をそのまま投入数量の増加と読むことはできない。次項でみるように、 q の増加の大半は高校授業料の+44万円であり、これは2010年の無償化を物価指数が価格の低下として扱うことから生じる計測上の断層である。無償化を家計への移転とみなして物価指数を無償化の直前で据え置くと、高校授業料の q の世代差はほぼ消え、子供一人あたりの q の伸びは約2%にとどまる。すなわち、 pq の増加約11%（+74万円）のうち投入数量の増加は約2%（+12万円）であり、残りは育児関連品目の相対価格の

上昇にあたる。ただし内訳は費目で分かれる。大学授業料と保育費用は価格の寄与が3%でほぼ全額が数量の増加であるのに対し、幼稚園授業料と補習教育は増加の約6割が価格の上昇である。

この2つの数字の組み合わせが、本節の中心的な発見である。母親一人あたりの実質支出額 pqn はほぼ不変であるのに、子供一人あたりの実質支出額 pq は約11%増えた。両者は $pqn = pq \times n$ (n は有子女性一人あたりの平均出生児数) で結ばれており、 n が2.21人から1.97人へ約11%減った分が、子供一人あたりの増加をちょうど打ち消している。すなわち、女性が子育てに振り向ける支出の総額は世代を通じてほとんど変わらず、それがより少ない子供に配分されるようになった。これは Becker (1960) 以来の子供の量と質のトレードオフの枠組みそのものである。

表5は、子供一人あたりの生涯育児費用を費目別に、主比較の2コーホートとその差について示す。費目ごとに前段と同じ手順で全女性一人あたりの生涯費用を求め、完結出生率で割る。授業料等は、品目別支出を用いて学校段階別(幼稚園・小・中・高・大学・専修学校)に分ける。左半分が実質支出額 pq 、右半分が投入数量 q である。 pq の差と q の差の違いが、相対価格 p の寄与、すなわち価格による上昇分にあたる。

1951-55年生まれと1971-75年生まれを比べると、増加の中心は大学授業料と、幼稚園授業料・保育費用である。大学授業料は pq で約95万円から約142万円、 q で約102万円から約147万円と、どちらでみても約45万円増えている。支払時点の相対価格がほとんど変わらないので、増加はそのまま数量の増加とみてよい^{*36}。幼稚園授業料と保育費用も、合わせて pq で約47万円から約92万円、 q で約63万円から約96万円へ増えている。

残りの費目では、 pq と q が食い違う。高校授業料は q でだけ約43万円から約87万円へ倍増し、 pq では約71万円から約71万円と変わらない。 pq の増加が q の増加を約44万円下回り、価格による上昇分が大きく負になる唯一の費目である。その最大の理由は、2010年の公立高校授業料無償化・就学支援金制度の影響と考えられる。家計調査の公立高校の授業料等は授業料以外の学校納付金を含み、無償化の後も公立高校在学児のいる世帯の約半数が月2万円前後を支出し続けている(無償化前は約7割、移行年の2010年は約6割である)。一方、公立高校授業料の物価指数は無償化を価格の低下として扱うため、無償化後の支出をこの指数で割った投入数量は大きくなる。以下では、この高校授業料の断層を避けるため、 pq を主たる系列とする。

補習教育(学習塾等)は、 q では約92万円から約101万円と約1割の増加にとどまるのに対し、 pq では約78万円から約103万円へ約3割増えている。 pq の増加が q の増加を約16万円上回っており、価格による上昇分が表のなかで最も大きい。補習教育の相対価格が2つの世代の子供が通塾する時期のあいだに約1.17倍になったことに対応する^{*37}。すなわち家計の負担は3割増えたが、購入した補習教育の量の増加は1割にとどまる。逆に、子供服は q では約4万円増えるが、 pq ではほぼ横

^{*36} 日本の教育の相対価格は長期には大きく上昇し、国立大学の授業料は1976年から2009年にかけて約7倍になった。しかしその上昇の大半は1951-55年生まれの子供が大学に通う時期より前に生じており、さらに国立大学の授業料標準額は2005年度から据え置かれて、その後は一般物価の上昇に伴って相対価格が低下した。この2つの結果、2つの世代の子供が実際に大学に在学した時期の平均でみると、大学授業料の相対価格は私立で1.03倍、国立で1.00倍しか変わらない。2010年前後を境に相対価格が低下しているのは、公立高校授業料の実質無償化(2010年4月)、幼児教育・保育の無償化(2019年10月)、高等教育の修学支援新制度(2020年4月)による。物価指数がこれらを価格の低下として捉えるのは、授業料の価格を定価ではなく、所得区分別の世帯割合で加重平均した減免額を定価から差し引いた額として定義しているためである(総務省統計局「2020年基準消費者物価指数の解説」)。

^{*37} 補習教育の相対価格は、1976年比で1995年に約1.7倍、2024年に約2.0倍と、上昇はおおむね1990年代半ばまでに起きており、その後は頭打ちである。1951-55年生まれの子が通塾する時期(おおむね1990-2004年)と1971-75年生まれの子の時期(おおむね2011-2024年)の平均をとると、相対価格の比は1.17倍であり、これがおおむね価格による上昇分にあたる。

表 5 子供一人あたりの生涯育児費用（費目別内訳, 万円）：実質支出額 pq と投入数量 q

費目	実質支出額 pq			投入数量 q		
	51-55 年	71-75 年	差	51-55 年	71-75 年	差
幼稚園授業料	44 (0.7)	71 (1.1)	+27 (1.4)	60 (1.0)	72 (1.2)	+12 (1.6)
小学校授業料	12 (0.3)	17 (0.5)	+5 (0.5)	15 (0.3)	18 (0.5)	+3 (0.6)
中学校授業料	22 (0.6)	29 (0.9)	+7 (1.1)	25 (0.7)	29 (0.9)	+4 (1.1)
高校授業料 [†]	71 (1.3)	71 (1.8)	0 (2.2)	43 (1.1)	87 (2.3)	+44 (2.6)
大学授業料	95 (2.9)	142 (4.5)	+47 (5.0)	102 (3.1)	147 (4.8)	+45 (5.3)
専修学校授業料	17 (1.1)	16 (1.3)	-1 (1.7)	21 (1.4)	16 (1.3)	-5 (1.9)
補習教育（学習塾等）	78 (1.4)	103 (2.0)	+25 (2.4)	92 (1.6)	101 (2.0)	+9 (2.5)
教科書・教材	11 (0.4)	8 (0.2)	-3 (0.4)	14 (0.5)	8 (0.2)	-6 (0.5)
教育費計	351 (4.5)	457 (6.5)	+106 (7.4)	372 (4.8)	479 (6.7)	+107 (7.8)
月謝類（習い事）	86 (1.0)	90 (1.4)	+4 (1.7)	102 (1.2)	90 (1.4)	-12 (1.9)
学校給食	29 (0.3)	34 (0.4)	+5 (0.5)	34 (0.4)	35 (0.4)	+1 (0.5)
通学定期代	14 (0.3)	14 (0.4)	0 (0.5)	14 (0.3)	14 (0.4)	0 (0.5)
保育費用	3 (0.2)	21 (0.6)	+18 (0.6)	3 (0.2)	24 (0.7)	+21 (0.8)
子供服	19 (0.3)	20 (0.3)	+1 (0.4)	13 (0.2)	17 (0.2)	+4 (0.3)
子供下着・シャツ	14 (0.2)	12 (0.1)	-2 (0.2)	14 (0.2)	12 (0.1)	-2 (0.2)
国内遊学仕送り金	183 (4.8)	120 (4.1)	-63 (6.4)	183 (4.8)	120 (4.1)	-63 (6.4)
育児費用計	699 (7.6)	768 (9.1)	+69 (11.4)	735 (7.9)	791 (9.3)	+56 (11.7)

(注) 費目ごとに §4.1 の手順で積算し完結出生率で割った値。 pq = 総合 CPI で割った実質支出額、 q = 費目・品目別の物価指数で割った投入数量（いずれも 2015 年基準）。差の列は表示した値どうしの差、括弧内は標準誤差。補完を品目ごとに行うため、育児費用計は図 7 の系列と数万円ずれる。保育費用の品目は 1987 年新設のため、1951-55 年生まれの値は下限となる。
[†] = 2010 年の無償化で物価指数が断層を起こしており、 q では世代差を読めない（本文参照）。同じ形の断層は幼児教育・保育の無償化（2019 年 10 月）でも生じ、幼稚園授業料で約 2 万円、保育費用で約 2 万円だけ q の世代差を押し上げている。月謝類は世帯単位の支出であり、大人の受講（家事・語学・音楽の月謝）が混ざるため、子供の年齢帯への回帰に定数項を入れて大人分を吸収させた。生まれた子一人あたりの生涯月謝類の子供部分は約 48 万円から約 49 万円（世代差 +1 万円）である。

ばいであり、差は子供用衣料の相対価格の低下による。月謝類（習い事）は、 pq で約 86 万円から約 90 万円へ増える一方、 q では約 102 万円から約 90 万円へ減る。補習教育と同じく相対価格が上がった費目である。

pq で見ると、子供一人あたりの生涯育児費用では、教育費と仕送り金の増減が打ち消しあっている。教育費計は 351 万円から 457 万円へ増えたが、仕送りの減少 63 万円がその一部を打ち消し、育児費用計では約 699 万円から約 768 万円の増加にとどまる。仕送り金は第 4.5 項で改めて扱う。ここで重要なのは、教育費が大きく増えたことである。これは、日本でも徹底的な子育てが行われるようになった可能性を示唆する。

4.3 子供の年齢別の育児費用への分解

前項の費目別の内訳は、その支出が子供のどの年齢に向かったのかを語らない。受験や進学をにらんで投資を深めたのであれば、増加は学齢期の後半に現れるはずであり、増加が徹底的な子育てにあたるかどうかは年齢の分布で解釈が変わる。唯一大きく減った仕送り金も、別居する子への移転がどの時期の支出と入れ替わったのかが分からなければ読めない。そこで本項では、生涯育児費用を子供の年齢帯へ分解し、増加がどの年齢に向かったのかを確かめる。

表 6 が主結果である。各欄は、生まれた子一人が年齢帯 k のあいだに受け取る生涯費用 $\beta_k w_k + \nu d_k$ である（ β_k は同居児一人・一年あたりの単価、 $w_k \cdot d_k$ は年齢帯 k の同居年数と非同居年数、 ν は非同居子一人・一年あたりの単価）。まず、費用の年齢プロファイルの形は育児時間と正反対である。育児時間は 0-5 歳が山で 16-18 歳ではほぼゼロであった（図 6）のに対し、育児費用は未就学期が最も低く、学齢とともに増えて高校期・大学期に最も高い。生まれた子一人が各年齢帯のあいだに受け取る生涯費用でみると、0-5 歳の 65-111 万円に対し、16-18 歳は 141-145 万円、19-22 歳は 242-244 万円であり、大学期の 4 年間だけで 0-22 歳の合計の 3 割から 3 割半を占める。世代差は年齢によって大きく異なる。増加は未就学期で最も大きい、中学期までのすべての年齢帯に及んでいる。0-5 歳が +46 万円（増加分の 59%）、6-9 歳が +19 万円（24%）、10-12 歳が +12 万円（15%）、13-15 歳が +8 万円（10%）で、いずれも有意である。有意な差がないのは 16-18 歳（-4 万円）と 19-22 歳（-2 万円）だけである。括弧内の割合の分母は純増（+78 万円）であり、16 歳以降の 2 帯は合わせて -8% の寄与にあたる。0-5 歳に最も大きな増分が向かう点は育児時間の分解（§3.4. 増分の 69% が 0-5 歳、23% が 6-9 歳）と共通するが、費用の増加は小学校期・中学期にも及ぶ点が異なる。

19-22 歳の生涯費用の合計が世代間で横ばいなのは、大学に払う費用が伸びていないからではない。表 6 は、各年齢帯の費用を 4 つに分けて示している。学校教育関係費（授業料等・保育費用・教科書・学校給食費・通学定期代）、学校外教育費（補習教育・月謝類・参考書）、子供用被服、そして授業料以外の仕送り金である^{*38}。授業料支払いは大きく伸びており、その増加を授業料以外の仕送り金の減少が打ち消している。

この分割でみると、増加の中心は学校教育関係費である。生涯を通じた学校教育関係費は約 361 万円から約 464 万円へ 28% 増え（+103 万円）、学校外教育費は約 152 万円から約 177 万円へ +25 万円増え、子供用被服は約 31 万円から約 28 万円へ -3 万円わずかに減り、授業料以外の仕送り金は約

^{*38} 学校教育関係費は学校に通うことに伴って発生する費用、学校外教育費は学校の外で家計が選んで購入する教育サービスにあたる。保育費用を授業料の側に入れるのは、家計調査の「保育費用」が実質的に 0-2 歳児の保育料であり、3-5 歳児の保育所保育料は「幼児教育費用」として授業料等の側に計上されているためである（§4.1）。分けて置くと同じサービスが 2 つの費目に割れる。

表 6 子供の年齢帯別の生涯育児費用の内訳

	子供の年齢						
	0-5 歳	6-9 歳	10-12 歳	13-15 歳	16-18 歳	19-22 歳	0-22 歳計
生まれた子一人あたりの生涯費用（万円）：1951-55 年							
学校教育関係費	44	25	19	48	103	121	361
学校外教育費	7	33	37	41	28	6	152
子供用被服	14	11	7	0	0	0	31
仕送り金（授業料以外）	0	0	0	1	14	117	132
計	65	69	63	90	145	244	676
	(1)	(1)	(1)	(2)	(3)	(3)	
生まれた子一人あたりの生涯費用（万円）：1971-75 年							
学校教育関係費	82	37	25	55	102	162	464
学校外教育費	14	43	45	42	30	5	177
子供用被服	15	8	5	0	0	0	28
仕送り金（授業料以外）	0	0	0	1	9	75	85
計	111	88	75	98	141	242	754
	(2)	(2)	(2)	(3)	(4)	(5)	
計の差	+46	+19	+12	+8	-4	-2	+78
	(2)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	

(注) 金額はすべて実質支出額（総合 CPI [2015 年基準] で割った支出額, 万円）。各行は、生まれた子一人がその年齢帯に受け取る生涯費用 $\beta_k w_k + \nu d_k$ （式 (7)）。 β_k は同居児一人あたりの年額 [式 (8)] を、学校教育関係費（授業料等・保育費用・教科書・学校給食費・通学定期代）、学校外教育費（補習教育・月謝類・参考書）、子供用被服（洋服・シャツ・下着類）、授業料以外の仕送り金の 4 つに分けたもの。学校外教育費と子供用被服は、式 (8) と同じ回帰を当該費目だけに当てた $\beta_k^{out} w_k \cdot \beta_k^{cl} w_k$ 、授業料以外の仕送り金は $\nu d_k - r_c \beta_k^{tu} d_k$ (β_k^{tu} は授業料等と保育費用の年齢帯係数、 r_c は在学率の比) であり、学校教育関係費は残りの $\beta_k w_k - \beta_k^{out} w_k - \beta_k^{cl} w_k + r_c \beta_k^{tu} d_k$ として求めた。子供用被服の 13 歳以降が 0 なのは、係数が推定上ゼロ近傍（負を含む）になるためである。生涯額なので年齢帯幅の広い 0-5 歳と 19-22 歳は幅の分だけ大きい。回帰の説明変数は 0-22 歳の同居児数なので、23 歳以上の同居子だけがいる世帯の支出は β_k に寄与しない（同居児のいる世帯・月の数 % にあたり、影響は小さい）。保育費用の品目は 1987 年新設で 1981-86 年の支出が捕捉されないため、1951-55 年生まれの 0-5 歳の費用は下限にあたる。この分を補うと 0-5 歳の世代差と合計はいずれもやや小さくなる。括弧内（計と差の行）は世帯クラスター頑健標準誤差（家計調査は 1 世帯が 6 か月連続で記入するため、擬似世帯 ID で束ねて計算した）。標本は 1951-55 年生まれ 373,998 世帯月・1971-75 年生まれ 251,392 世帯月。

132 万円から約 85 万円へ -47 万円減っている。合計の +78 万円は、この 4 つの差し引きである。学校外教育費の +25 万円は、§4.1 と同じ母親の年齢に沿った積算での増加（約 172 万円から約 197 万円へ +25 万円。表 5）とほぼ一致し、その大半は補習教育である。もっとも、補習教育への支出が約 3 割増えたうち約 6 割は相対価格の上昇によるもので、§4.2 でみたとおり、購入した量の増加は約 1 割にとどまる。すなわち増えた支出の中心は、学校と保育所に払う費用である。

年齢別にみると、学校教育関係費の増加 +103 万円のうち、+38 万円が 0-5 歳、+41 万円が 19-22 歳であり、未就学期と大学期の 2 つに集中している（合わせて増加の 77%）。ただし 19-22 歳では、学校教育関係費が約 121 万円から約 162 万円へ +41 万円増える一方（その大半は大学に払う授業料であり、授業料だけをとると約 117 万円から約 157 万円へ +40 万円である）、授業料以外の仕送り金が約 117 万円から約 75 万円へ -42 万円減って、両者がほぼ完全に相殺している。この移転の縮小が何を意味するのかは §4.5 で検討する。

本項の積算（0-22 歳、実質支出額で約 676 万円から約 754 万円、1.12 倍）と前項の一人あたり実質支出額（約 699 万円から約 772 万円、1.11 倍）は、同じ材料を別の経路で集計した同じ量である。§4.1 で述べた 3 つの違いがあるため完全には一致しないが、2 つの経路の差は -3.2%（1951-55 年生まれ）と -2.3%（1971-75 年生まれ）にとどまり、残る差の主な実体である規模の経済も小さい（付録 E.1 でみるとおり 0-23 歳通算で 0.88 である）。母親の年齢帯別にみた子供数（同居・非同居・大学在学）と費用の一覧は、付録 E.6 に示す。

受験期の投資という観点では、13-15 歳の生涯費用は +8 万円と有意に増えており、16-18 歳は -4 万円が変わっていない。ただし 13-15 歳の増加は、0-5 歳の +46 万円や 6-12 歳の +31 万円に比べれば小さく、増分全体の 10% にとどまる。費目でみるとさらにはっきりする。受験準備そのものにあたる補習教育（学習塾等）を、同じ手順で生まれた子一人あたりの生涯費用に直すと、6-9 歳で約 5 万円から約 11 万円（+6.6 万円）、10-12 歳で約 20 万円から約 27 万円（+7.2 万円）、13-15 歳で約 33 万円から約 37 万円（+4.0 万円）、16-18 歳で約 17 万円から約 21 万円（+4.2 万円）である。増加はむしろ小学校期に大きく、入試に近い年齢ほど小さい^{*39}。すなわち補習教育への支出は生涯で増えている（表 5 では約 25 万円）が、その増加は小学校期に大きく、大学受験期に集中していない。時間側で 16-18 歳の育児時間が増えていないこと（§3.4）と同じ向きであり、入試に近い年齢ほど増加が小さいことは、大学入学競争の激化を要因とする説明と整合しにくい。明確に増えたのは未就学期の保育・幼児教育と、大学に払う授業料支払いである。この 2 つの中身を次の 2 項で確かめる。

ただし、16-18 歳の費用が動かないことには、制度による置き換えが関わっている。2010 年 4 月の公立高校授業料の実質無償化は、家計が払っていた授業料を公費に置き換えた。実質支出額 pq は家計の支出を測るので、置き換えられた分はそのまま減少として現れる。1971-75 年生まれの子供の高校期（おおむね 2015-24 年）は、この制度の下にある。そこで、公立高校在学児一人あたりに授業料不徴収相当額（年 11.88 万円）を戻して積算し直すと、16-18 歳の世代差は -4 万円から +13 万円へ、13-15 歳は +8 万円から +13 万円へ変わり、合計の増加は +78 万円から +100 万円、0-5 歳が増分に占める割合は 59% から 46% になる。すなわち、家計の負担でみれば高校期の費用は変わっていないが、子供に投じられた資源でみれば高校期にも増加がある。ただしこの増加分は帰属した公費そのものであり、家計が裁量的に増やした投資ではない。以下では、家計の支出でみた pq を主系列とする。

4.4 未就学期の費用の増加と保育の広がり

学校教育関係費の増加が集中する 0-5 歳と 19-22 歳について（表 6）、増加の理由を調べる。子供一人あたりの支出は、相対価格、利用する子供一人あたりの量、利用する子供の割合の積であり、増加はこの 3 つのどれからも生じる。授業料や保育料の上昇が要因であれば相対価格が、より高額な園

^{*39} 式 (8) と同じ標本・同じ定数項なしの回帰を、被説明変数を補習教育だけにして推定した係数 β_k に、表 6 と同じ同居年数 w_k を掛けたものである。差の標準誤差は 6-9 歳 0.9、10-12 歳 1.3、13-15 歳 1.5、16-18 歳 1.7（万円）で、いずれも 5% 水準で有意である。ただし同居児一人・一年あたりの β_k のままでみると、有意に増えるのは 6-9 歳（年約 1.2 万円から約 2.7 万円）と 10-12 歳（年約 6.9 万円から約 8.8 万円）で、13-15 歳（約 12.0 万円から約 12.8 万円）・16-18 歳（約 6.7 万円から約 7.8 万円）の増加は有意でない。生涯費用ではどの年齢でも増えてみえるのは、年齢帯内の同居年数 w_k が 5-8% 長くなった分も乗るためである。0-5 歳と 19-22 歳の係数は水準がゼロ近傍（推定値は負を含む）で、実質的な支出のない年齢にあたる。なお、この積み上げの合計（約 72 万円から約 96 万円）は、表 5 の補習教育（約 78 万円から約 103 万円）とは一致しない。年齢帯回帰が子供が高校・大学の年齢に届く母親の高齢期の支出を過小に予測するためである（母親の年齢に沿った積算との差は -5.7 万円 [1951-55 年生まれ] と -6.9 万円 [1971-75 年生まれ]）。合計の水準は表 5 によるものとし、ここの値は増加が子供のどの年齢に向かったかを読むために用いる。

や学校への移行が要因であれば利用者一人あたりの量が寄与するはずである。本項では未就学期、次項では大学期について、増加がこのどれによるのかを確かめる。

まず未就学期である。0-5歳の費用の増加の主因は、保育所や幼稚園を利用する子供の割合が上がったことである。0-2歳の子供がいる世帯のうち保育費用を支出している世帯の割合（以下、利用率）は、1951-55年生まれの母親では8.5%であったのが、1971-75年生まれでは24.3%へ約3倍になった^{*40}。その間の世代でも単調な上昇が確認できる。一方、支出している世帯の平均額は月約2.9万円から約2.5万円へむしろ低下した。全体平均（利用率×平均額）の月約0.25万円から約0.60万円への変化を分解すると、利用率の寄与が+0.46万円、平均額の寄与が-0.11万円であり、0-2歳の増加は利用率だけで説明される^{*41}。

幼稚園（3-5歳の保育所も含む）についても、3-5歳の子供がいて0-2歳の子供がいない世帯の利用率は67.7%から74.8%へ上昇している。こちらは支出している世帯の平均額も月約2.2万円から約2.8万円へ上がるが、その上昇は就学前保育料の相対価格の上昇によるものであり、費目別の物価指数で割った量でみれば月2.8万円から2.8万円とほとんど変わらない。表5でも、幼稚園授業料の実質支出額の増加+27万円のうち投入数量の増加は+12万円で、残りは相対価格の上昇による。すなわち未就学期には、利用する子供の割合が上がり、3-5歳では相対価格も上がった。利用者一人あたりが買う量は、どちらの年齢でも増えていない。

この利用率の上昇がどのように決まったかを考察するため、女性の就業状態と突き合わせる。表7に、未就学期の保育・幼児教育の利用と母親の就業をまとめた。費目が子供の年齢で切り替わるため、ここでは保育費用と幼稚園・保育所の保育料を合わせ、子供の年齢の区切りも0-3歳と4-5歳に取り直して、就学前の保育料を支出しているかどうかでみている。母親の有業率は世代を通じて上がっており、4-5歳の子供だけがいる女性では31.0%から41.8%、0-3歳の子供だけがいる女性でも20.7%から27.9%である^{*42}。保育料を支出している女性の割合も、0-3歳では27.7%から41.9%へ上がった。就業している女性のうち支出している割合は49.0%から70.5%へ、就業していない女性でも22.2%から30.9%へ上がっている。利用率全体の上昇+14.2ポイントを分解すると、有業者のなかでの上昇が+4.5ポイント、無業者のなかでの上昇が+6.9ポイント、就業構成の変化の寄与が+1.9ポイント、残る+0.9ポイントが両者の交差項であり、最も大きいのは無業の母親のなかでの利用率の上昇である。すなわち、母親の就業と保育所の利用はどちらも増えており、利用の広がりには就業していない母親にも及んでいる^{*43}。

かつては0-3歳の子供を持ちながら働く母親の約半数が保育所に費用を払っていなかったのが、い

^{*40} 保育費用の品目（g954）は1987年新設であり、1981-86年の支出は捕捉されない。本項の未就学期の支出割合の比較は、すべて1987年以降の標本に限っている。

^{*41} ここでいう利用率は家計の支出でみたものなので、保育料が無償化されている世帯や応能負担で保育料がゼロになる世帯は利用していても計上されない。実際の利用率の下限にあたる。同じ理由で、支出している世帯の平均額の低下には、利用する世帯の所得構成が変わったこと（応能負担のもとで保育料の低い世帯まで利用が広がったこと）が含まれる。

^{*42} 表7の集計は、母親の年齢を32-45歳にそろえている。1951-55年生まれの標本が1987年以降に限られるため母親が32歳未満の期間を観測できず、一方1971-75年生まれの0-3歳の子供だけがいる世帯の45.6%が母32歳未満にあたる。窓をそろえないと、出産の遅い母親に偏った旧世代と全年齢の新世代を比べることになり、0-3歳の子供だけがいる女性の有業率は27.9%から22.8%へ下がって見える。上限の45歳は出産年齢の目安であると同時に、§4.1の母親の特定規則が三世代世帯で祖母を母親として拾う分を落とす（1951-55年生まれではこの群の14.7%が母46歳以上で、その大半は51-64歳である）。

^{*43} 家計調査の職業分類には休業中の区分がなく、育児休業中の母親が有業・無業のどちらとして報告されるかは符号表からは決まらない。末子が0歳の世帯に限ると母親の有業率は1990年の14.3%から2019年の23.3%へ9ポイントしか上がらないのに対し、1歳では16.2%から44.0%へ28ポイント上がる。育児の普及期に0歳だけが取り残される形であり、育児休業中は無業として報告されている可能性が高い。この場合、本文の有業率の上昇は過小評価にあたる。

まは7割が払っている。これは、祖母などの家庭内での保育から、費用のかかる保育所への置き換えが起きたことを示唆する^{*44*45}。同じ置き換えは Asai et al. (2015) が都道府県のパネルデータで示している。1990–2010年の日本では、地域の固定効果を除くと保育所の利用可能性と母親の就業に相関がなく、その背景には、三世代同居の減少に伴って祖父母による家庭内の保育が認可保育所へ置き換わったことがある。世帯構成の変化がなければ、保育所の拡充は母親の就業率を約2パーセントポイント押し上げていたと推計されている。これは、この期間の実際の上昇の約3割にあたる。本項の結果は、この置き換えを家計の支出の側から、女性の生年コーホートに沿って捉えたものにあたる。

4–5歳では、こうした変化は起きていない。4–5歳の子供だけがいる女性が保育料を支出している割合は76.1%から81.5%へ上がっているが、水準はもともと8割近くと高く、上昇は約5ポイントにとどまる。しかも上昇は無業の女性(74.5%から81.6%)に偏っており、有業の女性では79.7%から81.4%とほとんど動かない。0–3歳でみたような、就業と結びついた大きな変化はない。すなわち未就学期の変化の中心は、もともと7割以上が通っていた4–5歳の就園がさらに広がったことよりも、保育所の利用が0–3歳へ下りてきたことにある。その中身は、働く母親の保育の担い手が家庭から保育所へ移ったことに加え、就業していない母親にも保育所の利用が広がったことである。

4.5 大学期の授業料支払いの増加と進学 of 広がり

次に、大学期である。19–22歳の生涯費用の合計は横ばいだが、その内訳では学校教育関係費が+41万円(うち授業料支払いが+40万円)増えている。上がったのは授業料価格ではなく、大学に進む子供の割合である。図8は、大学・短大への進学率を、進学する子供の生まれ年に対して示したものである。過年度卒を含む男女計の大学進学率は、1951–55年生まれの母親の子供の世代では約39%、短大を含めると約49%であった。1971–75年生まれの母親の子供の世代では、大学進学率は約55%、短大を含めると約59%へ上昇した。短大を含めた進学率が約49%から約59%へ10ポイントの上昇にとどまるのに対し、4年制大学だけでみると約39%から約55%へ16ポイント上がっている。差の約6ポイントは、2年制の短大から4年制の大学への移行である。

家計の負担からみれば、進学する子供が増えたことに加えて、同じ1人が学費を払う年数が2年から4年へ延びた分が重なる。この上昇は、家計調査と国勢調査を組み合わせても確認できる。生まれた子供一人あたりについて、4年制大学に在学していた年数を数え上げると、1.38年から2.11年へ約1.5倍になった。全員が4年制大学に4年間通えば4年、誰も通わなければ0年になる量であり、1.38年は19–22歳の4年間を平均して約35%の子供が、2.11年は約53%の子供が大学に在学している状態にあたる(短大・高専は含まない)。進学率の上昇をこの形で把握するのは、親と同居している在学者と別居している在学者に分けられるからである^{*46}。

2つの世代の子供が直面した進学 of 環境そのものも確かめておく。表8のとおり、18歳人口は

^{*44} 0–3歳の子供だけがいる世帯に占める三世代世帯の割合は1990年の16.3%から2005年の8.7%へ下がっており、家庭内の保育の担い手が減ったことと整合する。ただし三世代世帯の保育所の利用率は核家族世帯より低くなく(1990年23.4%対21.2%、2005年38.6%対33.8%)、同居の有無だけで利用が決まるわけではない。

^{*45} 有業の母親の従業上の地位の構成変化だけでも、この上昇は説明できない。職業分類の体系が2000年前後で変わるため2000年以降に限られるが、自営業・家族従業者の割合が18.0%から3.4%へ下がる一方、雇用者のなかでの利用率(55.1%から66.5%)も自営業のなかでの利用率(28.1%から51.5%)も上がっている。

^{*46} 同居する在学者の年数は家計調査の就学情報から、別居する在学者の年数は国勢調査の子供の年齢×暦年別の大学在学率と親同居率から作っており、水準の基準が異なる。国勢調査だけで統一すると1.21年から1.91年(1.58倍)で、結論は変わらない。年数は子供の年齢18–23歳で数えている。

表 7 未就学期の保育・幼児教育の利用と母親の就業

	51-55 年	71-75 年	差
<i>0-3 歳の子供だけがいる女性</i>			
保育料を支出している割合 (%)	27.7	41.9	+14.2
	(1.0)	(0.9)	(1.3)
母親が有業	49.0	70.5	+21.5
	(2.4)	(1.3)	(2.8)
母親が無業	22.2	30.9	+8.7
	(1.1)	(0.9)	(1.3)
母親の有業率 (%)	20.7	27.9	+7.2
	(1.1)	(0.9)	(1.4)
<i>4-5 歳の子供だけがいる女性</i>			
保育料を支出している割合 (%)	76.1	81.5	+5.4
	(0.8)	(0.7)	(1.1)
母親が有業	79.7	81.4	+1.7
	(1.3)	(1.0)	(1.6)
母親が無業	74.5	81.6	+7.1
	(1.0)	(0.9)	(1.4)
母親の有業率 (%)	31.0	41.8	+10.8
	(1.1)	(1.1)	(1.6)

(注) 家計調査で母親を特定できた二人以上世帯のうち 1987 年以降（保育費用の品目が 1987 年新設のため）について、乗率で加重して集計した。支出している割合は、保育費用と幼稚園・保育所の保育料（授業料等）を合わせた就学前の保育料が正である世帯の割合。家計調査では 0-2 歳児の保育料が前者、3-5 歳児の保育所・幼稚園の保育料が後者に計上されるため (§4.1)、両者を足して年齢によらない定義にした。0-3 歳の区分は 0-3 歳の同居児がいて 4-5 歳の同居児がいない世帯、4-5 歳の区分はその逆。差の列は表示した値どうしの引き算、括弧内は標準誤差。2 つの世代に共通の窓として、母親の年齢を 32-45 歳に限っている。

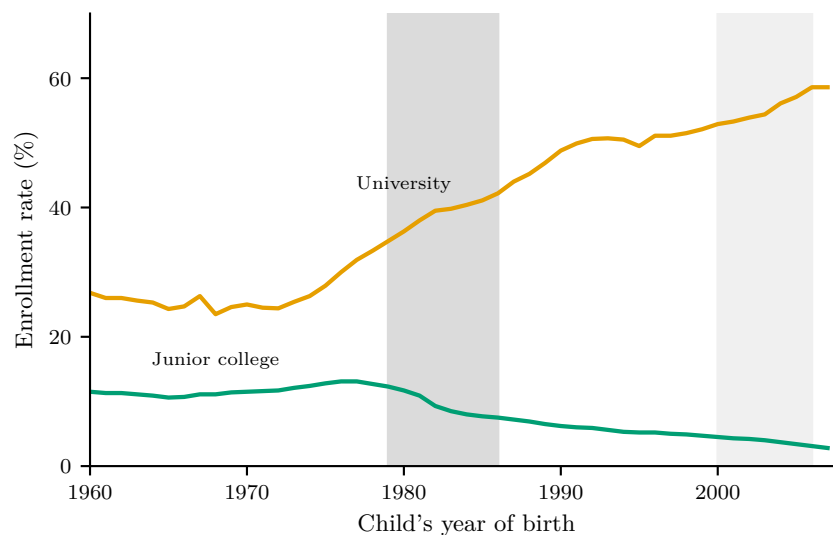


図 8 大学・短大への進学率（子供の生まれ年別）

(注) 横軸は進学する子供の生まれ年（18 歳時点の暦年の進学率を割り当てる）。大学（学部）・短大（本科）とも、過年度高卒者等を含む男女計。網掛けは、濃い順に 1951-55 年・1971-75 年生まれの女性の同居する子供の生まれ年の四分位範囲（家計調査）。

表 8 2 つの世代の子供が直面した大学進学環境

	1951-55 年生まれの母 子 1979-1986 年生	1971-75 年生まれの母 子 2000-2006 年生	差
18 歳人口 (万人)	153.8	114.5	-39.3
大学入学者数 (万人)	59.8	63.1	+3.3
短期大学入学者数 (万人)	14.8	4.5	-10.3
大学進学率 (%)	39.0	55.2	+16.2
大学・短大進学率 (%)	48.5	59.1	+10.6

(注) 学校基本調査 年次統計 総括表 9「高等教育機関への入学状況」。18 歳人口は 3 年前の中学校等卒業者数（文部科学省の定義）。子供の生まれ年の帯は、図 8 と同じく家計調査の同居児の加重四分位範囲。値は帯に含まれる各年（子が 18 歳になる暦年）の単純平均。入学定員は学校基本調査では調査されていないため、受け入れ側の規模は実際の入学者数で示す。

153.8 万人から 114.5 万人へ 25.5% 減った一方で、大学入学者数は 59.8 万人から 63.1 万人へ 5.6% 増えている。受け入れ側が縮んだのではなく、志願者の母集団だけが縮んだ。Bound et al. (2009) や Ramey and Ramey (2010) が米国について記録した、定員がほぼ固定されたままコーホートが急増するという状況とは逆である。

増えた在学者の内訳をみても、授業料の高い私立への移行は起きていない。図 9 は、家計調査の就学情報を用い、各学校段階の在学者に占める私立の割合を子供の生年別に示す。大学では約 8 割・高校では約 3 割・小学校では約 1% と、子供の世代を通じてほぼ一定である。中学のみ中学受験の広がりを映して数ポイント上昇したものの、その水準はピークの 2002 年生まれでも約 9% にとどまる。同居する 19-22 歳の子供の大学在学率の上昇 (0.31 → 0.48) の内訳でも、国公立 (×1.5) と私立 (×1.6) がほぼ同じ倍率で増えており、同居する大学在学者に占める私立の割合は 84% から 85% とほとんど動いていない。授業料の価格も、支払時点で見ると 2 つの世代でほとんど変わらない^{*47}。

進学率が上がったのに 19-22 歳の育児費用が横ばいなのは、授業料以外の仕送り金が減ったからである。表 6 でみたとおり、19-22 歳の生涯費用は約 244 万円から約 242 万円とほとんど動かないが、その内訳では学校教育関係費が約 121 万円から約 162 万円へ +41 万円増え（うち授業料支払いが約 117 万円から約 157 万円へ +40 万円）、授業料以外の仕送り金が約 117 万円から約 75 万円へ -42 万円減っている。進学が増えたのに仕送り金が増えず、むしろ減ったのには 2 つの理由がある。第 1 に、増えた進学者のほとんどが自宅から通ったため、別居する在学者は 1.15 倍 (0.48 年から 0.55 年) しか増えなかった。子供一人あたりの大学在学年数の増加 0.73 年のうち、0.67 年 (92%) は同居する在学者の増加であり、別居する在学者の増加は 0.07 年 (0.48 年から 0.55 年) にとどまる。この計算に用いた国勢調査の同居率で見ると、19-22 歳の大学在学者のうち親と同居する者の割合は、1951-55 年生まれの女性の子の世代の 60.5% から、1971-75 年生まれの女性の子の世代の 71.4% へ上昇している。このため、進学増加は仕送り金をほとんど押し上げなかった。

第 2 に、減ったのは別居する子一人あたりの金額である。非同居子一人あたりの年額 ν は、月あたりに直すと約 11.6 万円から約 9.0 万円へ、約 23% 低下した。この ν には別居する子の授業料が含まれる。§4.1 の分割で授業料相当を除くと、授業料以外の仕送り金は月約 8.0 万円から約 5.5 万円へ、

^{*47} 家計調査の就学情報から、母親 26-60 歳の世帯のうち同居児が全員 19-22 歳であるものに限り、乗率で加重して集計した。在学者の私立・国公立の内訳が子供の年齢別に得られないため、分母と分子の年齢がそろったこの標本を用いる。分子には 24 歳以上の在学者が含まれるが、標本を同居児が全員 19-22 歳の世帯に限ることでその影響を抑えている。

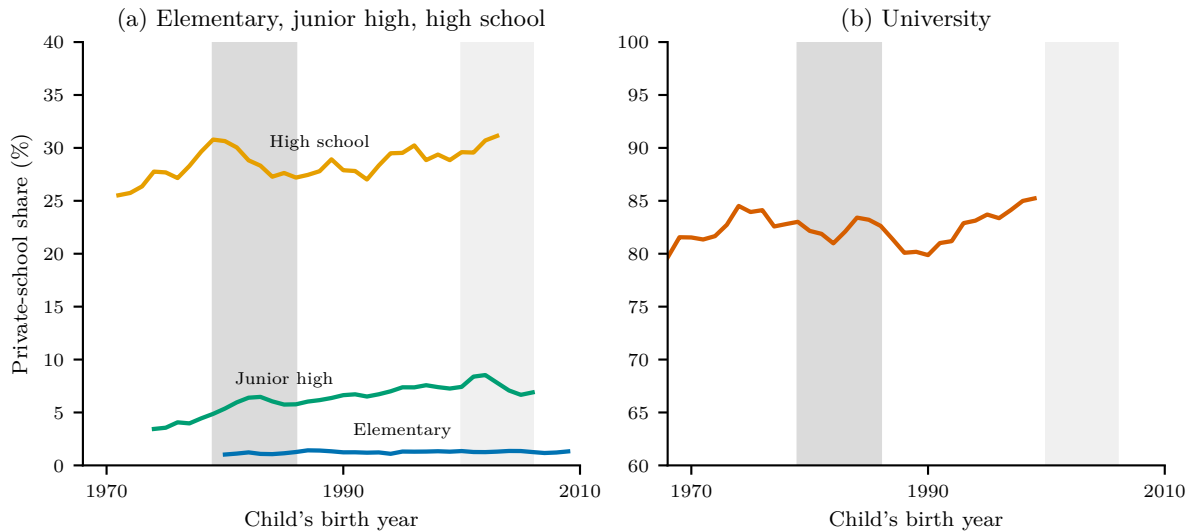


図9 学校種別・子供の生年別の私立割合

(注) 家計調査の就学情報から、各学校段階に通学する子供に占める私立の割合を子供の生年別に示す（3年中心移動平均）。
(a) = 小学校・中学校・高校、(b) = 大学。縦軸はパネルごとに異なる。網掛けは図8と同じ。短大・高専と専修・各種学校は(b)の大学に含まれない。

約31%の低下になる。授業料以外の仕送り金の減少（約132万円から約85万円）は、非同居年数の減少（1.38年から1.30年）ではなく、ほぼこの月額低下による^{*48}。仕送りの水準が下がったこと自体は、家計調査の外でも確かめられる。蓮見（2008）と全国大学生生活協同組合連合会（2025）による全国大学生生活協同組合連合会の学生生活実態調査の集計によれば、下宿生が親から受け取る仕送りの月額は、1995年に約9.7万円、2001年に約10.0万円であったものが、2007年に約8.0万円、2024年には約7.2万円へ下がっている（いずれも名目値）。月10万円以上を受け取る下宿生の割合でみると、1995年の62.4%から2024年の27.2%へ下がっている。1951–55年生まれの女性の子が大学にいたのはこの低下の途中、1971–75年生まれの女性の子は低下したあとの時期にあたり、本節の推計と同じ向きの変化である。

自宅通学が増えた理由としては、学費の負担を避けて自宅から通える大学を選ぶようになったことや、家族の居住地が大学の多い地域へ移ったことが考えられる。なぜ仕送りの月額が減ったのかは、本論文のデータから識別することはできない。考えられる経路は少なくとも3つある。第1は、親の世帯所得そのものの低下である。母親41–45歳の実質世帯年収は約865万円から約753万円へ下がっている^{*49}。第2は、奨学金とアルバイトによる代替である。同じ学生生活実態調査で、下宿生の収入に占める奨学金は1995年の月約1.1万円から2024年の約1.9万円へ、アルバイトは約2.3万円から約3.8万円へ増えており、生協の報告自身も、保護者からの収入が減った分を奨学金とアルバイトで補っていると述べている（蓮見（2008）による2007年調査時点の記述である）。第3は、学生の生活費そのものの変化である。ただし下宿生の住居費は1995年の約4.8万円から2024年の約5.6万円へむしろ上がっており、この経路で説明できる部分は大きくない。

^{*48} 授業料以外の仕送り金の生涯額（表6の約132万円と約85万円）を、子供一人あたりの非同居年数（1.38年と1.30年）で割った値である。いずれも2015年基準の実質値。 ν の分母は就職などで家を出た子を含む非同居子の全体であり、下宿して通学する学生に限った金額ではない。

^{*49} 家計調査で母親を特定できた世帯について、世帯年収を総合CPI（2015年基準）で割った実質値の乗率加重平均である。31–40歳でも約720万円から約640万円へ下がっている。育児費用の増加は、世帯所得の増加を伴っていない。

大学期については、増えた授業料支払いを仕送りの縮小が打ち消しており、家計の負担としてはほとんど増えていない。この打ち消しをどう読むかは、いま挙げた理由のどれが効いたかによる。学費の負担を避けて自宅通学や仕送りの切り詰めが起きたのであれば、大学期に家計が子供へ振り向けた資源はほとんど増えていないことになる。逆に、これらが進学増加と独立に起きたのであれば、進学率の上昇はそのまま子供一人あたりの投資の増加である。本論文のデータでは、この2つを区別できない。

もっとも、大学期の合計が横ばいであることは、本論文が測る費目の範囲にも依存する。別居する在学者の生活費は仕送り金として数えるが、同居する在学者の食費・住居費は数えない (§4.1)。増えた在学者のほとんどは親と同居しているので、測られていない負担は増えている可能性が高い。仕送り金を除けば、19-22歳の増加(+40万円)は0-5歳(+46万円)に迫る大きさである。

子供一人あたりの投資という §2.1 の定義でみれば、日本でも徹底的な子育ては起きている。母親一人あたりの実質支出額がほぼ変わらないまま、子供一人あたりは約 11%、学校教育関係費に限れば約 28% 増えており、子供数の減少と一人あたり投資の増加が並行して生じた点で、Becker (1960) 以来の量と質のトレードオフの枠組みと整合的である。ただしその中身は、米国や韓国などで論じられてきた姿とは異なる。

未就学期と大学期では、増えた理由が違う。未就学期で増えたのは、働く母親の保育の担い手が家庭から保育所へ移り、その利用が0-3歳へ広がったことによる費用である。大学期で増えたのは授業料支払いであり、上がったのは授業料価格ではなく、4年制大学へ進む子供の割合である。どちらの増加にも、入試に向けた投入の増加は伴っていない。補習教育の増加は大学受験期に集中しておらず (§4.3)、育児時間の側でも 16-18 歳は増えていない (§3.4)。進学率の上昇が教育への需要の高まりを映している可能性は残るが、それは大学受験期の投入の増加や大学授業料価格の上昇という形では現れていない。

5 まとめ

本論文では、完結出生率が 1.98 人から 1.40 人へ低下した 1951-55 年生まれと 1971-75 年生まれの 2 つの世代について、社会生活基本調査と家計調査を用いて、生涯の育児時間と育児費用を推計した。母親一人あたりの生涯育児時間は約 1.08 年から約 1.54 年へ約 1.4 倍に増加し、規模の経済を調整した子供一人あたりでは約 0.74 年から約 1.12 年へと約 1.5 倍に増加した。育児時間の増加と入れ替わりに減ったのは、余暇や睡眠ではなく家事の時間である。一方、母親一人あたりの生涯育児費用は、実質支出額でみて約 1,550 万円から約 1,530 万円へとほぼ不変であり、子供一人あたりでは約 699 万円から約 772 万円へと約 1.11 倍に増加した。

子供一人あたりの育児時間と育児費用がいずれも増加したことは、第 2 節の定義では、日本でも徹底的な子育てが生じたことを意味する。しかし、その中身は、この現象を米国や韓国などについて論じてきた研究が念頭に置くものとは異なる。増加はどちらも幼い子供に集中しており、0-5 歳に向かうのは、育児時間で増分の 3 分の 2 以上、育児費用で増分の約 6 割である。大学入試に近い 16-18 歳では育児時間は増えておらず、16-18 歳と大学期には費用の世代差もない。13-15 歳では +8 万円と有意に増えているが、増分全体の 10% にとどまる。費目でみて明確に増えたのは、未就学期の保育・幼児教育と大学の授業料支払いであり、受験準備そのものにあたる補習教育への支出の増加は、その約 6 割が相対価格の上昇によるもので、購入した量の増加は約 1 割にとどまり、しかも小学校期

に大きく、大学受験期に集中していない。大学期の費用が動かないのも、授業料支払いの増加を、別居して就学する子への仕送りの減少が相殺したためである。

これは、米国について [Hurst \(2010\)](#) が [Ramey and Ramey \(2010\)](#) への討論で指摘したのと同じ形である。所得格差と教育の収益率を要因とする説明であれば、増加は高学歴層に集中するはずだが、日本では増加率に学歴差が検出されない (§3.2、検定は付録 C.5)。子供の相対的な順位をめぐる競争を要因とする説明も、時間・費用のいずれの増加も入試に近い年齢に現れないこと (§3.4・§4.3) と整合しにくい。日本で子供一人あたりに投じられる資源が増えた背景は、大学入学競争の激化や大学授業料の上昇に求めることはできない。幼い子供に時間と費用を集中させる一方で子供の数を減らすという選択は、同じ世代の夫婦がともに行ったものであり、これら夫婦の意思決定と出生の変化を同時に理解することが求められる。

参考文献

- Akerlof, George A.**, “The Economics of Caste and of the Rat Race and Other Woeful Tales,” *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90 (4), 599–617.
- Asai, Yukiko, Ryo Kambayashi, and Shintaro Yamaguchi**, “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 2015, 38, 172–192.
- Becker, Gary S.**, “An Economic Analysis of Fertility,” in “Demographic and Economic Change in Developed Countries,” New York: Columbia University Press, 1960, pp. 209–240.
- , “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal*, 1965, 75 (299), 493–517.
- and **H. Gregg Lewis**, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (2, Part 2), S279–S288.
- Bianchi, Suzanne M.**, “Maternal Employment and Time with Children: Dramatic Change or Surprising Continuity?,” *Demography*, 2000, 37 (4), 401–414.
- , “Family Change and Time Allocation in American Families,” *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 2011, 638, 21–44.
- Boca, Daniela Del, Christopher Flinn, and Matthew Wiswall**, “Household Choices and Child Development,” *Review of Economic Studies*, 2014, 81 (1), 137–185.
- Bound, John, Brad Hershbein, and Bridget Terry Long**, “Playing the Admissions Game: Student Reactions to Increasing College Competition,” *Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23 (4), 119–146.
- Cunha, Flavio, James J. Heckman, and Susanne M. Schennach**, “Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation,” *Econometrica*, 2010, 78 (3), 883–931.
- Doepke, Matthias and Fabrizio Zilibotti**, “Parenting with Style: Altruism and Paternalism in Intergenerational Preference Transmission,” *Econometrica*, 2017, 85 (5), 1331–1371.
- and —, *Love, Money, and Parenting: How Economics Explains the Way We Raise Our Kids*, Princeton: Princeton University Press, 2019.
- , **Anne Hannusch, Fabian Kindermann, and Michèle Tertilt**, “The Economics of Fertility: A New Era,” in Shelly Lundberg and Alessandra Voena, eds., *Handbook of the*

- Economics of the Family, Vol. 1*, Amsterdam: North-Holland, 2023, pp. 151–254.
- , **Giuseppe Sorrenti**, and **Fabrizio Zilibotti**, “The Economics of Parenting,” *Annual Review of Economics*, 2019, 11, 55–84.
- Duncan, Greg, Ariel Kalil, Magne Mogstad, and Mari Rege**, “Investing in Early Childhood Development in Preschool and at Home,” in Eric A. Hanushek, Stephen Machin, and Ludger Woessmann, eds., *Handbook of the Economics of Education, Vol. 6*, Amsterdam: Elsevier, 2023, pp. 1–91.
- Gordon, Grey and Aaron Hedlund**, “Accounting for the Rise in College Tuition,” in Charles R. Hulten and Valerie A. Ramey, eds., *Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future US GDP Growth*, Chicago: University of Chicago Press, 2019, pp. 357–394.
- Greenwood, Jeremy, Ananth Seshadri, and Mehmet Yorukoglu**, “Engines of Liberation,” *Review of Economic Studies*, 2005, 72 (1), 109–133.
- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott**, “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, 2002, 5 (1), 206–235.
- Hoxby, Caroline M.**, “The Changing Selectivity of American Colleges,” *Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23 (4), 95–118.
- Hurst, Erik**, “Comment on “The Rug Rat Race”,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010, Spring 2010, 177–184.
- Kalil, Ariel, Rebecca Ryan, and Michael Corey**, “Diverging Destinies: Maternal Education and the Developmental Gradient in Time with Children,” *Demography*, 2012, 49 (4), 1361–1383.
- Kawaguchi, Daiji, Jungmin Lee, and Daniel S. Hamermesh**, “A Gift of Time,” *Labour Economics*, 2013, 24, 205–216.
- Kim, Seongeun, Michèle Tertilt, and Minchul Yum**, “Status Externalities in Education and Low Birth Rates in Korea,” *American Economic Review*, 2024, 114 (6), 1576–1611.
- Kornrich, Sabino and Frank Furstenberg**, “Investing in Children: Changes in Parental Spending on Children, 1972–2007,” *Demography*, 2013, 50 (1), 1–23.
- Ramey, Garey and Valerie A. Ramey**, “The Rug Rat Race,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010, Spring 2010, 129–176.
- Sayer, Liana C., Suzanne M. Bianchi, and John P. Robinson**, “Are Parents Investing Less in Children? Trends in Mothers’ and Fathers’ Time with Children,” *American Journal of Sociology*, 2004, 110 (1), 1–43.
- Willis, Robert J.**, “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior,” *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (2, Part 2), S14–S64.
- 宇南山卓・高橋悠太・高山直樹 (2026) 「日本の学歴別完結出生率の動向：国勢調査を用いた人口指標の新たな計測方法」 RIETI Discussion Paper No. 26-J-032、経済産業研究所。
- 全国大学生生活協同組合連合会 (2025) 『第 60 回学生生活実態調査 概要報告』。
- ドゥブケ, M.・ジリボッティ, F. (2020) 『子育ての経済学：愛情・お金・育児スタイル』 (鹿田昌美訳、大垣昌夫解説)、慶應義塾大学出版会。
- 西村純子 (2026) 「どのような育児時間が増加したのか——2001 年・2021 年の育児時間の動向と学

歴間の差異」New ESRI Working Paper No. 80、内閣府経済社会総合研究所。
蓮見澄（2008）「学生生活実態調査からみる学生と、その生活」『生活協同組合研究』第 389 号、
53-62 頁。

Appendix

A 比較静学の導出

本文 §2.2 の表 1 を導く。消費効用を $C^{1-\rho}/(1-\rho)$ 、 $\rho > 0$ とし、子供数と教育投資への選好の強さをそれぞれ $\chi > 0$ 、 $\omega > 0$ とする。 $\rho = 1$ では消費効用を対数と解釈する。子供一人の追加費用を $K \equiv \mathcal{W}\phi + pq$ と書くと、内点解の 1 階条件は

$$\begin{aligned}\chi n^{-\psi} &= C^{-\rho} K, \\ \omega q^{-\sigma} &= C^{-\rho} p n, \\ C + nK + \mathcal{W}\eta &= Y\end{aligned}\tag{9}$$

である。固定時間費用 η も消費 C を通じて子供数と教育投資の選択に影響する。以下では、 $s = pq/K$ および本文と同じ

$$\kappa \equiv \frac{\rho n K}{C}, \quad \delta \equiv \frac{\rho \mathcal{W} \eta}{C}, \quad \Delta \equiv \psi \sigma - s + \kappa (\sigma + s \psi - 2s)$$

を用いる。後述する局所的な 2 階条件 $\Delta > 0$ を満たす内点解の近傍で比較静学を考える。

子供数と教育投資

子供一人の費用の変化と、固定費用・所得の変化をそれぞれ

$$\mathcal{A} \equiv (1-s) d \ln (\mathcal{W} \phi) + s d \ln p, \quad \mathcal{B} \equiv \frac{\rho}{C} [d(\mathcal{W} \eta) - dY]$$

と書く。予算制約の全微分から

$$-\rho d \ln C = \kappa [d \ln n + s d \ln q + \mathcal{A}] + \mathcal{B}$$

となる。これを式 (9) の最初の 2 式の対数全微分に代入すると、

$$\begin{pmatrix} \psi + \kappa & s(1 + \kappa) \\ 1 + \kappa & \sigma + s\kappa \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d \ln n \\ d \ln q \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d \ln \chi - (1 + \kappa) \mathcal{A} - \mathcal{B} \\ d \ln \omega - d \ln p - \kappa \mathcal{A} - \mathcal{B} \end{pmatrix}\tag{10}$$

を得る。係数行列の行列式は Δ である。したがって、 $\Delta > 0$ の下で陰関数定理により、この停留点の近傍で比較静学が定義される。これは大域的な最大解の存在や一意性を保証するものではない。式 (10) を解くと、

$$\begin{aligned}\Delta d \ln n &= (\sigma + s\kappa) d \ln \chi - s(1 + \kappa) d \ln \omega \\ &\quad - (1-s) \sigma (1 + \kappa) d \ln (\mathcal{W} \phi) \\ &\quad + s(1 + \kappa) (1 - \sigma) d \ln p - (\sigma - s) \mathcal{B}, \\ \Delta d \ln q &= -(1 + \kappa) d \ln \chi + (\psi + \kappa) d \ln \omega \\ &\quad + (1-s) [1 + \kappa (2 - \psi)] d \ln (\mathcal{W} \phi) \\ &\quad + [s - \psi + \kappa (2s - 1 - s\psi)] d \ln p - (\psi - 1) \mathcal{B}\end{aligned}\tag{11}$$

となる。弾力性を $\varepsilon_{x,z} \equiv \partial \ln x / \partial \ln z$ と書く。まず賃金を固定し、 χ 、 ω 、 p 、 ϕ 、 η の変化では所得も固定する。式 (11) から、子供数と教育投資の弾力性は次のように整理できる。

z	$\Delta \varepsilon_{n,z}$	$\Delta \varepsilon_{q,z}$
χ	$\sigma + s\kappa$	$-(1 + \kappa)$
ω	$-s(1 + \kappa)$	$\psi + \kappa$
p	$s(1 + \kappa)(1 - \sigma)$	$s - \psi + \kappa(2s - 1 - s\psi)$
ϕ	$-(1 - s)\sigma(1 + \kappa)$	$(1 - s)[1 + \kappa(2 - \psi)]$
η	$-\delta(\sigma - s)$	$-\delta(\psi - 1)$
Y	$\frac{\rho Y}{C}(\sigma - s)$	$\frac{\rho Y}{C}(\psi - 1)$

ここでの弾力性は、 χ を含め、各パラメータが増加する向きの微分として定義している。本文の表 1 では子供数への選好 χ の低下を考えるため、 $d \ln \chi < 0$ として弾力性の符号を反転する。したがって、 χ の低下は n を減らして q を増やし、教育投資への選好 ω の上昇も n を減らして q を増やす。一方、所得の増加に対して n が増える条件は $\sigma > s$ 、 q が増える条件は $\psi > 1$ である。消費効用の凹性だけでは、両方が正常財になるとは限らない。

一人あたり教育費は $d \ln(pq) = d \ln p + d \ln q$ から求まる。 p 以外の列では q と pq の弾力性は一致し、 p の列では

$$\varepsilon_{pq,p} = \frac{(\psi + \kappa)(\sigma - 1)}{\Delta}, \quad \varepsilon_{q,p} = \frac{s - \psi + \kappa(2s - 1 - s\psi)}{\Delta} \quad (12)$$

となる。

妻の賃金については、機会費用だけでなく所得も変化する。本文の所得の定義

$$Y = w^f \bar{L}^f + w^m \bar{L}^m + V$$

において、利用可能な時間 $\bar{L}^f, \bar{L}^m$ 、非労働所得 V 、夫の賃金および分担率 α を固定する。したがって、 $dY = \bar{L}^f dw^f$ である。これに対し、上の表の純粋な所得変化は賃金と利用可能な時間を固定した V の変化、すなわち $dY = dV$ として定義する。ここで

$$\beta \equiv \frac{\alpha w^f}{\mathcal{W}} > 0, \quad \mu \equiv \frac{\rho \mathcal{W}}{\alpha C} (\bar{L}^f - \alpha T)$$

と置く。妻賃金の変化に対して $d \ln(\mathcal{W}\phi) = \beta d \ln w^f$ および

$$\mathcal{B} = -\beta [\mu + \kappa(1 - s)] d \ln w^f$$

となるため、

$$\varepsilon_{n,w^f} = \frac{\beta N_w}{\Delta}, \quad N_w \equiv \mu(\sigma - s) - (1 - s)(\sigma + s\kappa),$$

$$\varepsilon_{q,w^f} = \frac{\beta Q_w}{\Delta}, \quad Q_w \equiv \mu(\psi - 1) + (1 - s)(1 + \kappa)$$

を得る。妻の市場労働時間 $\bar{L}^f - \alpha T$ が正なら $\mu > 0$ である。妻賃金の上昇は時間費用と所得の両方を変えるので、その効果は一般には ϕ の上昇と一致しない。

育児時間と教育費総額

育児時間の合計に占める固定時間費用の割合を

$$h \equiv \frac{\eta}{\phi n + \eta} \in (0, 1) \quad (13)$$

と書く。 $T = \phi n + \eta$ 、 $\tau = T/n$ 、 $E = pqn$ を全微分すると

$$\begin{aligned} d \ln T &= (1-h) [d \ln \phi + d \ln n] + h d \ln \eta, \\ d \ln \tau &= (1-h) d \ln \phi - h d \ln n + h d \ln \eta, \\ d \ln E &= d \ln p + d \ln q + d \ln n \end{aligned} \quad (14)$$

である。 χ 、 ω 、 p 、 w^f 、 Y の変化では ϕ と η が一定なので、 $\varepsilon_{T,z} = (1-h) \varepsilon_{n,z}$ および $\varepsilon_{\tau,z} = -h \varepsilon_{n,z}$ となる。したがって、 T は n と同符号、 τ は n と逆符号に動く。

ϕ には育児時間への直接効果もあり、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{T,\phi} &= \frac{1-h}{\Delta} [\sigma(\psi-1) + s(\sigma-1) + \kappa s(\psi+\sigma-2)], \\ \varepsilon_{\tau,\phi} &= (1-h) + \frac{h(1-s)\sigma(1+\kappa)}{\Delta} > 0 \end{aligned} \quad (15)$$

を得る。固定時間費用 η の変化には直接効果と子供数の変化を通じた効果がある。 $\delta(1-h)/h = \kappa(1-s)$ を用いると、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{T,\eta} &= \frac{h}{\Delta} [\Delta - \kappa(1-s)(\sigma-s)], \\ \varepsilon_{\tau,\eta} &= \frac{h}{\Delta} [\Delta + \delta(\sigma-s)] \end{aligned}$$

となる。

教育費総額については、 $J \equiv \psi - s + \kappa(1-s)$ と置くと、

$$\begin{aligned} \Delta \varepsilon_{E,\chi} &= \sigma - 1 - \kappa(1-s), \\ \Delta \varepsilon_{E,\omega} &= J, \\ \Delta \varepsilon_{E,p} &= (\sigma-1)J, \\ \Delta \varepsilon_{E,\phi} &= (1-s)[1 - \sigma + \kappa(2 - \psi - \sigma)], \\ \Delta \varepsilon_{E,\eta} &= \delta(1 + s - \psi - \sigma), \\ \Delta \varepsilon_{E,w^f} &= \beta(N_w + Q_w), \\ \Delta \varepsilon_{E,Y} &= \frac{\rho Y}{C}(\psi + \sigma - 1 - s) \end{aligned} \quad (16)$$

となる。子供数への選好 χ の低下に対する教育費総額の反応の符号は、上の弾力性の符号を反転した $1 - \sigma + \kappa(1-s)$ と同じである。したがって、 χ の低下によって教育費総額が増えるのは $\sigma < 1 + \kappa(1-s)$ の場合に限られる。以上の式から、表 1 のすべての符号が得られる。

2 階条件

予算制約を代入した目的関数を $U(n, q)$ 、消費の限界効用を $\lambda \equiv C^{-\rho} > 0$ と書く。式 (9) を用いると、停留点におけるヘッセ行列の要素は

$$U_{nn} = -\lambda \frac{K}{n}(\psi + \kappa), \quad U_{qq} = -\lambda \frac{pn}{q}(\sigma + s\kappa), \quad U_{nq} = -\lambda p(1 + \kappa)$$

となる。 $U_{nn} < 0$ なので、厳密な局所最大点の十分条件であるヘッセ行列の負定値性は

$$\det H = \lambda^2 \frac{Kp}{q} [(\psi + \kappa)(\sigma + s\kappa) - s(1 + \kappa)^2] = \lambda^2 \frac{Kp}{q} \Delta > 0 \quad (17)$$

すなわち $\Delta > 0$ と同値である。所得効果のない場合 ($\rho = 0$) の条件 $\psi\sigma > s$ も十分条件として使える。実際、この条件から

$$\sigma + s\psi - 2s > s \left[\psi + \frac{1}{\psi} - 2 \right] \geq 0$$

が従うので、 $\kappa \geq 0$ の下で $\Delta > 0$ となる。ただし、消費効用が凹である場合には $\psi\sigma \leq s$ でも $\Delta > 0$ となりうるため、 $\psi\sigma > s$ は必要条件ではない。

$\rho = 0$ と置くと $\kappa = \delta = \mu = 0$ となり、 $\Delta = \psi\sigma - s$ という所得効果のない場合の式になる。このとき所得と固定時間費用は n と q に影響せず、妻の賃金と ϕ は機会費用を通じて同じ方向に作用する。さらに $\chi = 1$ に固定すれば、消費効用が線形（目的関数が準線形）で子供数の効用の重みを 1 に正規化した特殊ケースに帰着する。

B 子供の数の分布と等価調整済完結出生率

本論文が比較する 2 つのコーホートのあいだに何が起きたのかは、宇南山ほか (2026) が国勢調査の調査票情報から明らかにしている。完結出生率の低下は、子供を持つ女性の平均子供数が減ったことよりも、子供を持たない女性が増えたことによって生じ、しかもその変化は学歴によらず同時に同程度に進んだ。本付録は、その少子化の動向を、本論文が用いる生年 5 歳階級・学歴群別の子供数の分布として示す。生涯無子率 S_0 と完結出生率は、育児時間（本文 §3.2）と育児費用（§4.1）の両方で、全女性平均を母親一人あたり・子供一人あたりに直すための分母として使う。あわせて、時間側だけで用いる等価調整済完結出生率 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ の計算方法を述べる（費用側は規模の経済が働かないと仮定するためこの調整を行わない。§4.1）。

この完結出生率と生涯無子率は、国勢調査の同居児から母親を特定して子供数を数え上げる own-children 型の推計である。同居していない子（早く独立した子や施設にいる子）は数えられないので、子供数はわずかに過少、生涯無子率はわずかに過大に出る。宇南山ほか (2026) は、この推計を人口動態統計と照合して整合することを確認している。

本文 §3.2 の「等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間」（図 3）は、女性一人あたりの生涯育児時間 T を

$$\tilde{T} = \frac{T}{(1 - S_0) E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]} \quad (18)$$

と換算したものである。第 1 段階の $1 - S_0$ （有子率）による除算は、全女性平均の T を母親一人あたりに直すためのものである。育児を行うのは、基本的には子供のいる女性だからである。第 2 段階の除数 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ は、有子女性の子供数 n の平方根の平均であり、これを等価調整済完結出生率とよぶ。平方根を用いる根拠は、付録 C.7 で示した育児の規模の経済である。双子と一人っ子の比較（図 13）が示すように、世帯の育児合計は子供数 n の平方根にほぼ比例する。式 (25) の回帰も、この関係を仮定して係数を推計している。世帯の育児合計が $\sqrt{n} \times$ （きょうだいのいない子供一人に向けられる育児時間）であるなら、有子女性の平均育児時間は $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1] \times$ （同）となる。したがって、 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ で割った $\tilde{T}$ は、「きょうだいのいない子供一人が受け取る育児時間に相当する量」を測る等価尺度になる^{*50*51}。

^{*50} $\tilde{T}$ は個人ごとの一人っ子換算時間を $\sqrt{n}$ で加重平均した量にあたるので、個人単位での解釈には子供数と一人あたり育児時間が無相関であることが要る。両者に相関があっても倍率への影響は 1% 未満である。

^{*51} 厳密には、式 (25) の N は調査日に同居している子供の数であり、生涯の完結出生率 n とは一致しない。出生間隔があ

表 9 等価調整済完結出生率と生涯無子率（学歴別・生年階級別，女性）

	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65	1966-70	1971-75
等価調整済完結出生率 ($E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$)						
全体	1.45	1.47	1.46	1.43	1.39	1.38
中学・高校卒	1.45	1.47	1.47	1.44	1.40	1.39
短大卒	1.44	1.46	1.45	1.41	1.38	1.37
大学卒	1.44	1.44	1.42	1.37	1.35	1.35
生涯無子率 (%)						
全体	10.3	10.5	12.4	19.4	25.9	29.0
中学・高校卒	9.3	9.1	10.4	17.1	22.9	27.6
短大卒	13.1	13.3	14.8	22.0	27.5	29.5
大学卒	16.8	17.6	21.1	29.9	35.5	35.4

(注) 等価調整済完結出生率＝子供のいる女性に限った子供数の平方根の平均 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ 、生涯無子率＝子供を持たない女性の割合 S_0 (式 (18))。学歴は国勢調査の 4 区分（短大卒＝短大・高専卒。専修学校は独立の区分をもたない）。

重要なのは、除数として $\sqrt{\text{平均子供数}} = \sqrt{E[n \mid n \geq 1]}$ ではなく、子供数分布から直接計算した $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ を用いることである。 $\sqrt{\cdot}$ は凹関数なので、イェンセンの不等式により $E[\sqrt{n}] \leq \sqrt{E[n]}$ であり、両者は子供数の分布が退化していない限り一致しない。具体的には、生年階級 c ・学歴群 e の子供数 n 別の人口割合 $S_c^e(n)$ ($n = 0, 1, \dots$ 。データの上限で $n \geq 7$ は 7 に丸められる) を用いて

$$E[\sqrt{n} \mid n \geq 1] = \frac{\sum_{n \geq 1} S_c^e(n) \sqrt{n}}{\sum_{n \geq 1} S_c^e(n)} \quad (19)$$

と計算する。表 10 には、この計算の基礎となる学歴別の子供数分布を、完結出生率・ $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ とともに示す。この分布は、宇南山ほか (2026) が国勢調査の調査票情報から構築した生年 1 歳刻み・学歴別の子供数分布を、生年 5 歳階級・全体と学歴 3 群（全体・中学・高校卒・短大卒・大学卒）に人口加重で集約したものである。完結出生率は 1.98 人から 1.40 人へと大きく低下した。しかし、等価調整済完結出生率は 1.47 から 1.38 へと緩やかにしか低下しない。理由は 2 つある。第 1 に、完結出生率の低下の大半は子供を持たない女性の増加（生涯無子率 10.5% から 29.0%）に現れており、これは第 1 段階の $1 - S_0$ で処理される。子供のいる女性に限った平均子供数は 2.21 人から 1.97 人へ約 11% しか下がらない。第 2 に、その分布の変化は一人っ子側へのシフトであり（子供のいる女性に占める 1 人の割合は 13.4% から 27.2%、2 人は 56.3% から 51.8%、3 人は 26.5% から 17.6%）、 $\sqrt{\cdot}$ が凹関数であるため、少ない側への移動ほど $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ を下げる効果が小さい。このため、等価調整済の一人あたり育児時間（図 3）の増加は、単純に子供数で割った一人あたり換算の増加（約 0.49 年から約 0.78 年へ 1.60 倍）より緩やかな 1.52 倍になる。学歴別にみると、完結出生率の水準は大学卒ほど低く（1951-55 年コーホートで中学・高校卒 2.01 人、大学卒 1.77 人）、生涯無子

ると、第 1 子にまだ弟妹が生まれていない期間や末子だけが残る期間には同居児が 1 人となり規模の経済が働かないため、 n 人を育てる女性の生涯育児時間は $\sqrt{n} \times$ （きょうだいのいない子供一人分）よりやや大きくなる。本論文の β_a と子供数分布を用いて出生間隔 2-3 年で試算すると、生涯合計に対する正確な除数は $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ を 1-1.5 割上回り、そのぶん $\hat{T}$ の水準は過大となる（ $\hat{T}$ は上限と解釈できる）。ただし、この乖離は子供数分布と出生間隔が似ているコーホート間でほぼ共通であり、本論文が注目するコーホート間の倍率への影響は 2% 程度（規模の経済をまったく仮定せず n で割る極端な場合でも約 5%）にとどまる。したがって、この近似が本論文の結論にもたらすバイアスは小さい可能性が高い。

表 10 学歴別の子供数分布（％）と完結出生率・等価調整済完結出生率（女性）

生年階級	子供数の分布（％）					完結出生率	$E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$
	0 人	1 人	2 人	3 人	4 人以上		
全体							
1946–1950	10.3	12.2	53.7	20.8	2.9	1.95	1.45
1951–1955	10.5	12.0	50.4	23.7	3.5	1.98	1.47
1956–1960	12.4	14.0	47.0	23.1	3.6	1.92	1.46
1961–1965	19.4	16.4	43.1	18.2	3.0	1.70	1.43
1966–1970	25.9	18.4	39.2	14.0	2.5	1.49	1.39
1971–1975	29.0	19.3	36.8	12.5	2.3	1.40	1.38
中学・高校卒							
1946–1950	9.3	12.1	54.8	20.9	2.9	1.97	1.45
1951–1955	9.1	12.2	51.2	24.0	3.5	2.01	1.47
1956–1960	10.4	13.6	47.5	24.7	3.8	1.99	1.47
1961–1965	17.1	15.8	43.9	19.9	3.3	1.77	1.44
1966–1970	22.9	18.6	40.1	15.5	2.8	1.57	1.40
1971–1975	27.6	19.3	36.7	13.6	2.8	1.45	1.39
短大卒							
1946–1950	13.1	12.5	53.0	19.2	2.2	1.85	1.44
1951–1955	13.3	11.8	49.7	22.4	2.7	1.90	1.46
1956–1960	14.8	13.5	47.5	21.5	2.7	1.84	1.45
1961–1965	22.0	16.0	43.4	16.5	2.2	1.61	1.41
1966–1970	27.5	18.5	39.6	12.7	1.8	1.43	1.38
1971–1975	29.5	19.1	37.7	11.9	1.8	1.38	1.37
大学卒							
1946–1950	16.8	13.5	48.8	18.6	2.4	1.77	1.44
1951–1955	17.6	13.5	46.5	19.9	2.5	1.77	1.44
1956–1960	21.1	15.8	44.0	16.9	2.2	1.63	1.42
1961–1965	29.9	18.4	38.0	12.1	1.5	1.37	1.37
1966–1970	35.5	19.6	33.9	9.8	1.4	1.22	1.35
1971–1975	35.4	19.3	34.0	9.9	1.4	1.23	1.35

(注) 各欄はその子供数をもつ女性の割合（％）で、行の和は 100％になる。本文の図には 1976–80 年生まれも描いているが、この世代の完結出生率は 40–44 歳時点の暫定値なので本表からは除いている。分布は宇南山ほか (2026) による確率分布を、生年 5 歳階級・全体と学歴 3 群に人口加重で集約したもの。 $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ は式 (19)。「全体」と学歴群は別々に集約しているため、「全体」は 3 学歴群の人口加重合成と厳密には一致しない。

率は大学卒ほど高い（9.1％と 17.6％）が、1971–75 年コーホートまでの変化は学歴によらずほぼ平行である（完結出生率の低下は中学・高校卒で 0.56 人、大学卒で 0.54 人、生涯無子率の上昇は 18.5 ポイントと 17.8 ポイント）。このため、等価調整済完結出生率も、学歴間の水準差を保ったままほぼ同じ幅で低下する（1.47 から 1.39、1.44 から 1.35）。

C 育児時間の推計

本付録は、本文 §3 の育児時間の推計方法をまとめる。育児時間は 2 つの軸で測る。§C.1-§C.6 は**母親の年齢**の軸に沿って通算した生涯指標（本文 §3.2・§3.5）、§C.7-§C.14 は**子供の年齢**の軸で測った推計（本文 §3.4）である。両者に共通する分母——生涯無子率と完結出生率——は付録 B に、費用側の対応する付録は付録 E にある。

母親の年齢の軸では、§C.1 で欠測がどこに生じるかを示し、§C.2 でその補完方法（1976・1981 年調査の家事・育児合算の分割を含む）を述べる。§C.3 は同じ枠組みの世帯全体への拡張、§C.4 は育児以外の全活動と配偶関係別の分解（本文の表 4）への拡張である。§C.5 は「増加率に学歴差が検出されない」の検定、§C.6 は担い手別分解の学歴別の内訳である。

子供の年齢の軸では、§C.7 が推計の前提となる育児の規模の経済、§C.8 が子供の単年齢が分かる 2001 年以降の調査を用いた単年齢の推計、§C.9 がそこから読み取れる COVID-19 下の 2021 年調査を除外する理由である。§C.10 は本文 §3.4 の年齢別推計の方法と検査、§C.11 は 2 つの軸で数えた集計の突き合わせ、§C.14 は主比較には使えないが参考になる未就学期の内訳である。

C.1 年齢別育児時間のプロフィールと生涯育児時間の欠測

本文 §3.2 の生涯育児時間 T_j^e は、生年階級 j ・学歴 e の女性の平均育児時間 $T_{j,a}^e$ （子供の有無によらない全女性平均）を年齢階級 a について 21-55 歳（ $T = 25 \cdot 30 \cdot 35 \cdot 40 \cdot 45 \cdot 50 \cdot 55$ 歳階級の 7 階級, 35 年間）にわたって足し上げ、年に換算したものである（本文の式 (5)）。図 10 は、この $T_{j,a}^e$ を年齢階級 a に対して示したものである。育児時間は 20 歳代で立ち上がり、30・35 歳階級でピークに達したのち子供の成長とともに低下する。晩婚化・晩産化を反映して、新しいコーホートほどピークが高年齢側にずれており（学歴の高いコーホートほど後ろ倒しが大い）、プロフィールの形状自体は世代・学歴によらずおおむね共通である。

生涯育児時間を得るには、各コーホートについて 25 歳階級（21-25 歳）から 55 歳階級（51-55 歳）までの年齢別育児時間が必要である。しかし、この全区間を直接観測できるコーホートは存在しない。育児が家事と分離して測定されるのは 1986 年調査以降であり、それ以前に若年期を過ごした古いコーホートでは、育児は「家事・育児」の合算でしか観測できない。また、新しいコーホートの高齢期は調査時点より先（または COVID-19 の影響を受けた 2021 年）にあたり、まだ観測されていない。

さらに、特定の年齢で世代を比較することも難しい。育児時間はその時点の子供の年齢構成に強く依存するため（§3.4）、子供の年齢をそろえない単純な比較では世代差を正しくとらえられない。とくに 1996 年以前の調査では同居する子供の単年齢を完全には把握できないため、子供の年齢構成を細かく制御した比較も容易ではない。補完が必要な区分（生年階級 $j \times$ 年齢階級 a ）は、過去分が 1946-50 年コーホートの 25-35 歳階級・1951-55 年の 25・30 歳階級・1956-60 年の 25 歳階級、将来分が 1966-70 年の 55 歳階級・1971-75 年の 50・55 歳階級・1976-80 年の 45-55 歳階級である。7 階級すべてを直接観測できるのは 1961-65 年コーホートだけである。1951-55 年では補完される 2 階級が育児時間のピークにあたるため、生涯育児時間の 55% が補完値に由来する（1971-75 年では 4%）（1976・1981 年調査は育児・家事の合算のみ、2021 年調査は COVID-19 のため世帯構成のみ利用可能）。

これらの欠測は、類型構成を用いて補完し、各コーホートについて欠測のない年齢別育児時間を得

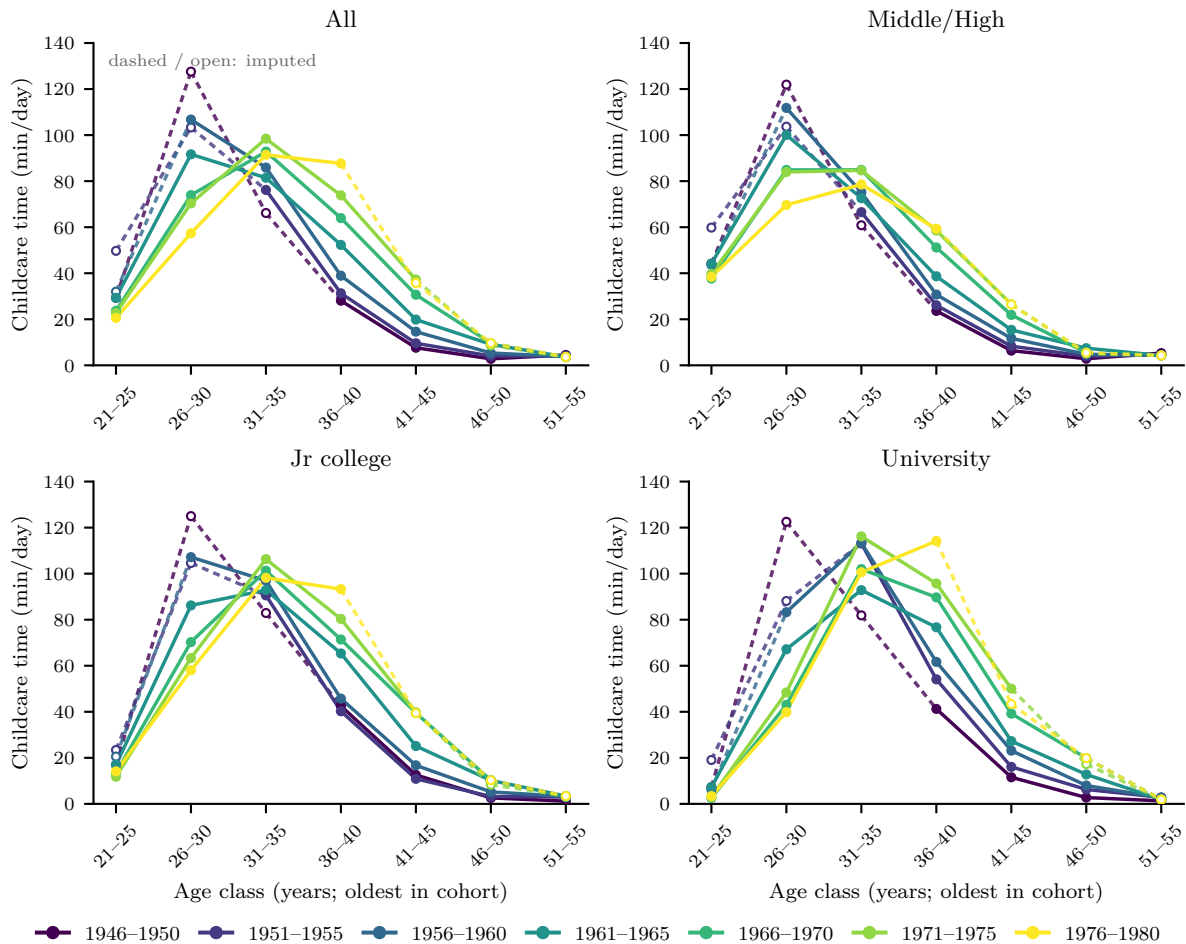


図 10 生年階級別・年齢階級別の平均育児時間（全女性）

(注) 全女性を対象とした育児時間の平均（週平均換算、分/日）。左上＝学歴計・右上＝中学・高校卒・左下＝短大卒・右下＝大学卒。横軸は年齢階級の最年長年齢（実年齢 21-55 歳）。点線・白抜きは §C.2 の方法で補完した年齢階級。

る。図 16 が示すとおり、子供一人あたり育児時間の年齢プロファイルは時代を通じて安定している。したがって、類型別の平均育児時間を近接世代から借用しても、類型構成（いつ・何人の未就学児をもつか）を世代自身の実測値で与えるかぎり、生じる偏りは小さいと考えられる。次項でその定式化を述べる。

C.2 類型構成による補完

基本的な考え方は、平均育児時間を「類型別の構成比」と「類型別の平均育児時間」の積の和に分解し、世代間で異なる育児の時期を類型構成の違いとして反映することである。図 16 でみたように、子供一人あたり育児時間の年齢プロファイルは時代を通じて安定している。そのため、類型別の平均育児時間を近接世代から借用しても、構成比に世代自身の値を用いれば、大きな偏りは生じにくい。類型は、未就学児（0-5 歳）の人数（0 人・1 人・2 人・3 人以上の 4 区分）と就業状態（「おもに仕事」「家事などのかわりに仕事」「その他（無業等）」の 3 区分）を掛け合わせた 12 類型とする。

補完対象の区分（生年階級 j ・年齢階級 a ・学歴 e ）について、その年齢階級が観測される最近接の完全観測コーホート $r(a)$ を基準とし、その類型 t 別の平均育児時間 $m_{r(a),a,t}^e$ に、補完対象世代の類

型構成比 $\pi_{j,a,t}^e$ （第2節のモデルの s と紛れないよう、構成比は π で表す）を掛けて足し合わせる：

$$T_{j,a}^e = \sum_t \pi_{j,a,t}^e m_{r(a),a,t}^e. \quad (20)$$

この補完は、対象世代の類型構成が基準コーホートと同じであれば、総期待値の法則によりその観測値に一致し、類型構成の世代差のぶんだけ平均育児時間を調整する（この一致の性質は、類型別の水準を借りて類型構成で合成する形の推計に成り立つ。後述の合算時間の分割も、類型ごとに分割してから足し上げる形にすることで同じ性質を保つ）^{*52}。類型構成比 $\pi_{j,a,t}^e$ は、過去分を 1976・1981 年調査から、将来分を 2021 年調査から求める^{*53}。

ただし、1986 年より前の過去分では家事と育児が合算測定される。そのため、実際に観測される合算時間を育児と家事に分割する。分割は類型ごとに行ってから足し上げる。具体的には、基準世代における類型別の育児割合（合算時間に占める育児の割合） $\rho_{r(a),a,t}^e = m_{r(a),a,t}^9 / (m_{r(a),a,t}^9 + m_{r(a),a,t}^7)$ （ m^9 = 育児、 m^7 = 家事の類型別平均）を、補完対象セル自身の類型別の合算時間 $D_{j,a,t}^e$ に乗じ、類型構成で加重して合算する：

$$T_{j,a}^{9,e} = \sum_t \pi_{j,a,t}^e \rho_{r(a),a,t}^e D_{j,a,t}^e, \quad T_{j,a}^{7,e} = D_{j,a}^e - T_{j,a}^{9,e}. \quad (21)$$

家事を残差として求めるため、この方法は対象世代で実際に観測された家事・育児の合算時間を保存する。分割を類型ごとに行うのは、育児割合と合算時間が類型間で強く正に相関している（未就学児のいる類型は ρ も D も大きい）ためである。育児割合を先に平均してから合算時間の平均に乘じる形（ $(\sum_t \pi_t \rho_t) D$ ）では、この相関の寄与が落ち、育児が大きく過小評価される。類型ごとに分割する式 (21) であれば、対象セルの類型構成と類型別合算時間が基準世代と一致するとき、推計された育児は基準世代の観測値に一致する。類型別の合算時間 $D_{j,a,t}^e$ が得られるのは、未就学児の人数を調査票にもつ 1981 年調査のセルだけである^{*54}。1976 年調査に当たるセルでは、類型構成を生活行動編の名簿から借りるため類型別の合算時間が作れず、育児を式 (20) の水準推計で直接求め、家事を観測された合算時間からの残差とする^{*55}。育児・家事以外の各活動は過去分でも観測値をそのまま用いる。将来分については全活動を式 (20) で補完する。

^{*52} 基準コーホート $r(a)$ には、各年齢階級で最近接の完全観測コーホートをとる：過去分は 25 歳階級 = 1961–65、30 歳階級 = 1956–60、35 歳階級 = 1951–55（いずれも 1986 年調査で観測）、将来分は 45 歳階級 = 1971–75、50 歳階級 = 1966–70、55 歳階級 = 1961–65（いずれも 2016 年調査で観測）。類型別平均の標本が僅少（ $n < 25$ ）となる区分は、まず人数と就業状態を落として未就学児の有無のみの平均に、それでも得られなければ群平均に縮退させる。

^{*53} 1946–50・1951–55・1956–60 年コーホートの若年階級の構成比（1976 年調査）は、生活時間編に未就学児の変数がないため、生活行動編の 15 歳未満名簿を世帯で突合し、0–5 歳児を計数して求める。1976 年調査の学歴では短大と大学を分離できないため、両者には短大・大学を合算した構成比を共通に用いる。このため、大学卒 1951–55 年生まれの 25 歳階級には、より早く出産する短大卒の類型構成が混ざる。未就学児のいる類型の割合が実際より高く入るので、この階級の育児時間は過大に、したがって同コーホートの生涯育児時間も過大に出る。水準への影響は約 4% で、倍率（1971–75 年生まれとの比）はその分だけ過小になる向きである。大学卒の増加率が 3 群のなかで最も高いという結果は、この偏りを補正すればさらに強まる。調査そのものが存在しない年齢階級（1946–50 の 25 歳階級 = 1971 年、1971–75 の 55 歳階級 = 2026 年、1976–80 の 50・55 歳階級 = 2026・2031 年）は、最近接の完全観測コーホートの同一年齢階級の値をそのまま用いる（単純借用）。

^{*54} 1981 年調査は、他の年のように時間帯ごとの行動を記録させるのではなく、行動の種類ごとに 1 日の合計時間数を記入させる方式をとっている (§3.1)。この方式の違いが合算時間 D の水準を動かしていないかは、本論文では検証していない。 D は式 (21) を通じて 1951–55 年生まれの 30 歳階級の育児時間に直接効くので、もし 1981 年の D が方式の違いで過小であれば、同コーホートの生涯育児時間は過小に、したがって 1971–75 年生まれとの倍率は過大に出る。向きはこの一方向である。

^{*55} 1976 年調査では短大・大学を分離できないため、その 2 区分（短大卒・大学卒の該当階級）は家事・育児とも式 (20) の水準推計に縮退させる。なお、学歴計の合算時間には 1976 年調査の短大・大学卒（両者を区別できない結合区分）も含めている。

基準世代の選び方について付記する。分割を類型ごとに行う推計は、類型内の育児時間の水準を基準世代から借りるため、基準を遠い調査年を取るほど、同じ類型の中でも育児時間が世代とともに上昇しているという時代トレンドを拾って上方に振れる。本論文は各年齢階級で最近接の完全観測コーホートを基準とする。主比較の2世代での借用のラグは、1951–55年生まれで+5–+10年、1971–75年生まれで–5––10年である。基準を変えると、1951–55年生まれの全女性平均は最近接基準（1986年調査）の39.7分/日から1996年調査を基準とした場合の43.7分/日まで上がり、等価調整済子供一人あたりの倍率は1.52倍から1.36倍まで下がる。すなわち最近接基準は、取り得る基準のなかで倍率を最も大きくする選択である。遠い基準ほど1951–55年生まれの水準が時代トレンドを拾って上方に振れ、最近接基準にも同じ向きの偏りが残ることを踏まえると、真の倍率が1.52倍を大きく下回るとは考えにくい。なお、生涯合計に占める補完セル由来の割合は、1951–55年生まれで55.0%、1971–75年生まれで3.9%である。

C.3 世帯全体の育児時間への拡張

図5の世帯計育児時間は、同一世帯の世帯員の育児時間を足し合わせて求める。各世帯員は、生活行動編の続柄情報をlinkage_keyで結合して分類する（両編の突合率はほぼ100%）。具体的には、

$$T_{j,a}^{H,e} = \underbrace{T_{j,a}^e}_{\text{本人}} + \underbrace{s_{j,a}^{f,e} c_{j,a}^{f,e}}_{\text{父}} + \underbrace{s_{j,a}^{gm,e} c_{j,a}^{gm,e}}_{\text{祖母}} + \underbrace{s_{j,a}^{gf,e} c_{j,a}^{gf,e}}_{\text{祖父}} + \underbrace{o_{j,a}^e}_{\text{その他}} \quad (22)$$

と分解する。ここで $\pi_{j,a}^{x,e}$ は当該世帯員（ $x = \text{父} \cdot \text{祖母} \cdot \text{祖父}$ ）と同居している女性の割合、 $c_{j,a}^{x,e}$ はそれをもつ女性に限った当該世帯員の平均育児時間（非活動者を含む週平均）、 $o_{j,a}^e$ は上記以外の同居世帯員による育児の残差である^{*56}。

補完は、本文の方法を各成分に拡張して行う。本人成分 $T_{j,a}^e$ は本文§3.2の全女性平均の生涯育児時間をそのまま用いる。図5は各成分を有子率 $1 - S_0$ で割った母親一人あたりで示すので、その本人（母）の線は、図2の母親一人あたりの生涯育児時間（学歴計）と一致する。父・祖母・祖父については、成分ごとに標本が小さくなるため、未就学児の有無（2区分）のみを類型とする簡略版を用いる。同居割合 $\pi_{j,a}^{x,e}$ は対象世代の実測値（1976・1981年は生活行動編の世帯名簿から計数）に置き換え、条件付き平均育児時間 $c_{j,a}^{x,e}$ は完全観測の基準世代1961–65の同一年齢階級から借用する^{*57}。

C.4 生涯でみた時間の使い方と配偶関係別の分解

本文§3.5の表4に示した生涯でみた時間の使い方は、§C.1–§C.2の補完枠組みを育児以外の活動にも適用して求める。具体的には、社会生活基本調査20分類の各活動について年齢階級別平均時間を計算し、欠測年齢階級を式(20)で補完したうえで、21–55歳の7階級にわたって平均する。育児・

^{*56} 世帯員の育児時間は、同一人物が同じ曜日区分（平日・土・日）の記録を複数もつ場合に二重計上しないよう、世帯員単位で先に平均してから世帯内で合算する。週平均は本文と同じく（5×平日＋土＋日）/7で換算し、生涯平均も生涯育児時間と同じく21–55歳の7階級の平均をとる（式(5)の生涯育児時間は、この階級平均に35年分を掛けて年に換算した合計である）。

^{*57} 1976年調査は短大・大学を分離できないため、高等教育の区分は全体の該当者率で代替する。父・祖母・祖父・その他が観測されない両端の年齢階級（25・55歳階級）および育児が活発でない高齢の欠測区分（1971–75の50歳階級）は、最近接コーホートの同一年齢階級から単純借用する（本人成分は上記のとおり本文の値を用いる）。「その他」の残差は基準世代の同一年齢階級から借用する。

家事の合算しか得られない 1976・1981 年調査の過去分は、§C.2 の合算分割（式 (21)）で育児と家事に分け、その他の活動は観測値をそのまま用いる。

配偶関係別の 3 区分（全体・仮想未婚・仮想未婚以外）は、次のように構成する。仮想未婚の列は、各年齢で配偶関係が未婚である女性に限って同じ補完を行い、21–55 歳の 7 階級にわたって通算したものである。これは、結婚の時期や配偶者の選択が時間の使い方についてランダムである、すなわち各年齢で未婚である女性が生涯にわたって未婚にとどまる女性を代表する、という仮定のもとで仮想未婚女性の生活時間を推計したものに当たる。

仮想未婚以外（有配偶・離別・死別）の列は直接には推計せず、全体と仮想未婚から残差として求める。全体の生涯平均時間 T は、生涯未婚率 s を重みとして仮想未婚 T^* と仮想未婚以外 $T^{\text{非未}}$ の加重平均

$$T = s T^* + (1 - s) T^{\text{非未}} \quad (23)$$

と書けるので、仮想未婚以外は

$$T^{\text{非未}} = \frac{T - s T^*}{1 - s} \quad (24)$$

として計算する。生涯未婚率 s は、各コーホートを国勢調査で捕捉できる最新の年齢の未婚割合である。完結出生率を観測できる年次の間隔の関係で、この年齢はコーホートにより 45–49 歳と 50–54 歳が交互になり、本表で中心となる 1951–55 年・1971–75 年コーホートはいずれも 45–49 歳、1976–80 年は 40–44 歳である。全体では、1951–55 年の約 6% から 1971–75 年の約 17% へ上昇している。生涯未婚者は全女性の 6–17% にとどまるため、全体の値はおおむね仮想未婚以外の値に近い。式 (24) から、仮想未婚の推計が Δ だけ外れると残差は $-\Delta s / (1 - s)$ だけ動く。伝播係数 $s / (1 - s)$ は 1951–55 年生まれで 0.065、1971–75 年生まれで 0.21 である。家事（−40.5 分）と育児（+11.9 分）の世代差はこの程度の外れでは動かないが、仕事のように差の小さい行動では符号が変わりうる。なお、1976 年調査の生活時間編には配偶関係が収録されていないため、該当区分の配偶関係別構成は、配偶関係を収録する同年の生活行動編から求めた。

C.5 生涯育児時間の変化の学歴差：検定

本文 §3.2 の「増加率に学歴差が検出されない」を検定する。対象は学歴群 e の生涯育児時間の対数比 g^e （同じ付録の育児割合 ρ と区別する）

$$g^e = \log T_{1971-75}^e - \log T_{1951-55}^e$$

であり、帰無仮説は $g^{\text{MH}} = g^{\text{JC}} = g^{\text{UN}}$ である。水準 T_j^e が学歴で異なるため、共通の比例的な増加が起きただけでも時間でみた増加幅は学歴でばらつく。倍率で述べる本文と揃え、対数比で検定する。

T は単純な平均ではなく、セル平均・週平均への合成・§C.2 の補完・年齢階級にわたる集計という連鎖の出口であり、分散を閉じた式で書けない。とくに 1951–55 年コーホートの生涯育児時間は約半分が補完値であり、補完は推定した類型構成と推定した類型別水準の積の和なので、観測部分だけの解析的な標準誤差では不確実性を捉えられない。そこで個人（調査年と `linkage_key` の組）を単位とする多項リウエイトのクラスター・ブートストラップを $B = 999$ 回行う^{*58}。対比較は複製分布

^{*58} 社会生活基本調査では 1 人が 2 日分の生活時間を記録するため、person-day を独立とみなすと標準誤差を過小評価する。リサンプリングの単位は個人でなければならない。各複製で §C.2 の補完をやり直すので、借用してくる値も有限標本

表 11 生涯育児時間の増加率の学歴差

	1951-55	1971-75	倍率	増加率の差	p
母親一人あたり（年）					
中学・高校卒	1.04	1.45	1.39	—	—
短大・高専・専門卒	1.11	1.54	1.40	+0.2%	0.965
				(5.0)	
大学・大学院卒	1.26	1.79	1.42	+1.6%	0.802
				(6.5)	
3 群同時（2 制約）				$\chi^2(2) = 0.06$	0.969
等価調整済子供一人あたり（年）					
中学・高校卒	0.71	1.05	1.47	—	—
短大・高専・専門卒	0.76	1.13	1.49	+0.9%	0.850
				(5.0)	
大学・大学院卒	0.88	1.32	1.51	+2.5%	0.701
				(6.5)	
3 群同時（2 制約）				$\chi^2(2) = 0.16$	0.925

(注) 「増加率の差」は中学・高校卒を基準とする対数比の差で、括弧内はブートストラップ標準誤差（% ポイント）。 p は正規近似による両側検定。

から得た標準誤差による t 検定、3 群同時は複製共分散を用いた Wald 検定である。学歴差の検定に限り、 p 値の刻みを $1/(B+1)$ に合わせるため $B = 999$ で別途走行した（生涯育児時間の標準誤差は $B = 400$ ）。

表 11 のとおり、いずれの量でも増加率の学歴差は検出されない。子供一人あたりでは、大学・大学院卒と中学・高校卒の増加率の差の 95% 信頼区間が $[-10.3, +15.3]\%$ であり、大学・大学院卒の倍率が中学・高校卒の 1.17 倍を超えることは棄却される。中学・高校卒が 1.47 倍であるから、大学・大学院卒の倍率が 1.71 倍を上回る可能性は排除される。米国について報告されているような、大卒層に増加が集中する形はこの区間の外にある。

ただしこれは記述であって因果ではない。学歴は選択変数であり、学歴群の間では母の出産年齢・子供数・地域も同時に異なる。

C.6 世帯計育児時間の担い手別分解：学歴別の内訳

本文の図 5 では、生涯でみた世帯全体の育児時間の担い手別分解（式 (22)）を学歴計について示した。図 11 は、その学歴別の内訳である。正規化は本文と同じで、各成分をその学歴群の有子率 $1 - S_0$ で割った母親一人あたりである。したがって学歴計のパネルは図 5 と一致し、各パネルの本人（母）の線は図 4(a) の学歴別の水準に対応する。母親が世帯の育児の大半を担うこと（世帯計に占める母親の割合はどの学歴・どの世代でも 8 割前後）、父親の寄与が世代とともに増える一方で祖母の寄与が減ることは、どの学歴でも共通である。もっとも、父親の増加が祖母の減少を上回るため、母

から推定されているという不確実性が T まで伝播する。ただし借用ルール自体の誤りは捉えていない。国勢調査由来の生涯無子率 S_0 と $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ は固定値として扱う。両者は悉皆データにもとづくが、パリティの再帰的な復元と学歴不詳の按分を経た構築値であり、手法に由来する誤差をもつ。したがってここでの標準誤差は、分母を所与とした条件付きのものである。

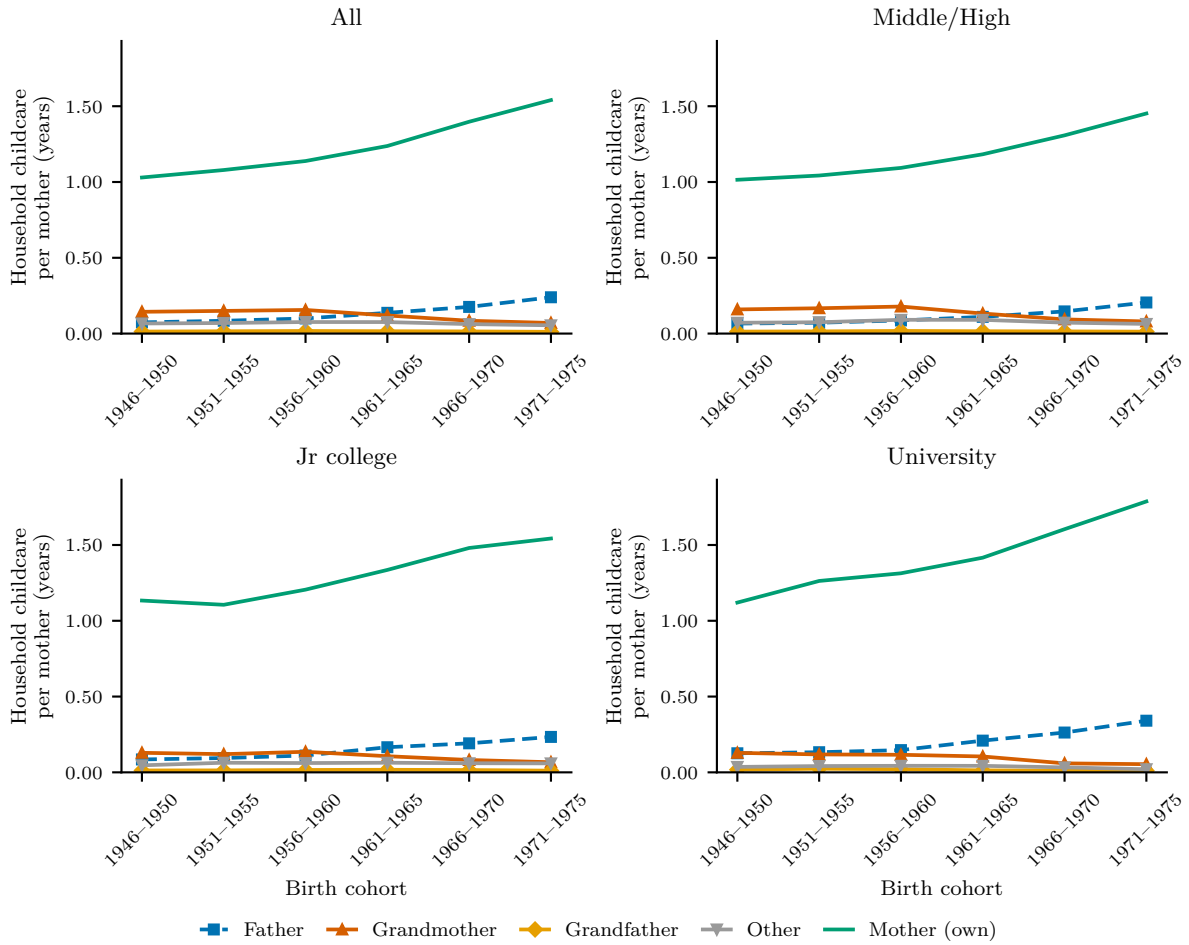


図 11 生年階級別の生涯世帯計育児時間の担い手別分解（全体・学歴別）

(注) 図 5 と同じ成分分解（式 (22) の各成分を生産で通算した合計，年）を学歴別に示す。本図も本文の図 5 と同じく、各成分を学歴群別の有子率 $1 - S_0$ で割った母親一人あたりである（左上の学歴計パネルは図 5 と一致する。一致は 1971-75 年生まれまでで、1976-80 年生まれは補完の扱いが異なる）。左上＝学歴計・右上＝中学・高校卒・左下＝短大卒・右下＝大学卒。父＝青、祖母＝朱、祖父＝橙、その他＝灰、本人（母）＝緑（凡例の並びは図と同じ）。

親以外の合計はどの学歴でも増える（中学・高校卒 +0.03 年、短大卒 +0.08 年、大学卒 +0.11 年）。父親の増加は大学卒で最も大きい（約 0.13 年から約 0.34 年）。図 12 は、各成分を完結出生率（付録 B の表 10）で割り、子供一人あたりに換算したものである。全女性平均を完結出生率で割る値は、母親一人あたりを有子女性の平均子供数で割る値に等しいので、この図では $1 - S_0$ による調整を重ねていない。

C.7 規模の経済と平方根の等価尺度

本論文の年齢別育児時間の推計と、それにもとづく等価尺度は、育児に子供数による規模の経済が働くことを前提とする。図 13(a) は、子供が 1 人だけの世帯（一人っ子）と同年齢の子供が 2 人いる世帯（双子）について、子供一人あたりの世帯計育児時間（世帯の育児合計を子供数で割った値）を年齢別に比較したものである。双子の一人あたり育児時間は、一人っ子のそれを明確に下回る。たとえば 0 歳では、一人っ子世帯の育児時間が約 420 分/日であるのに対し、双子世帯の合計は約 640 分/日と約 1.5 倍にとどまる。すなわち、2 人目の子供が追加する育児時間は 1 人目より小さい。図

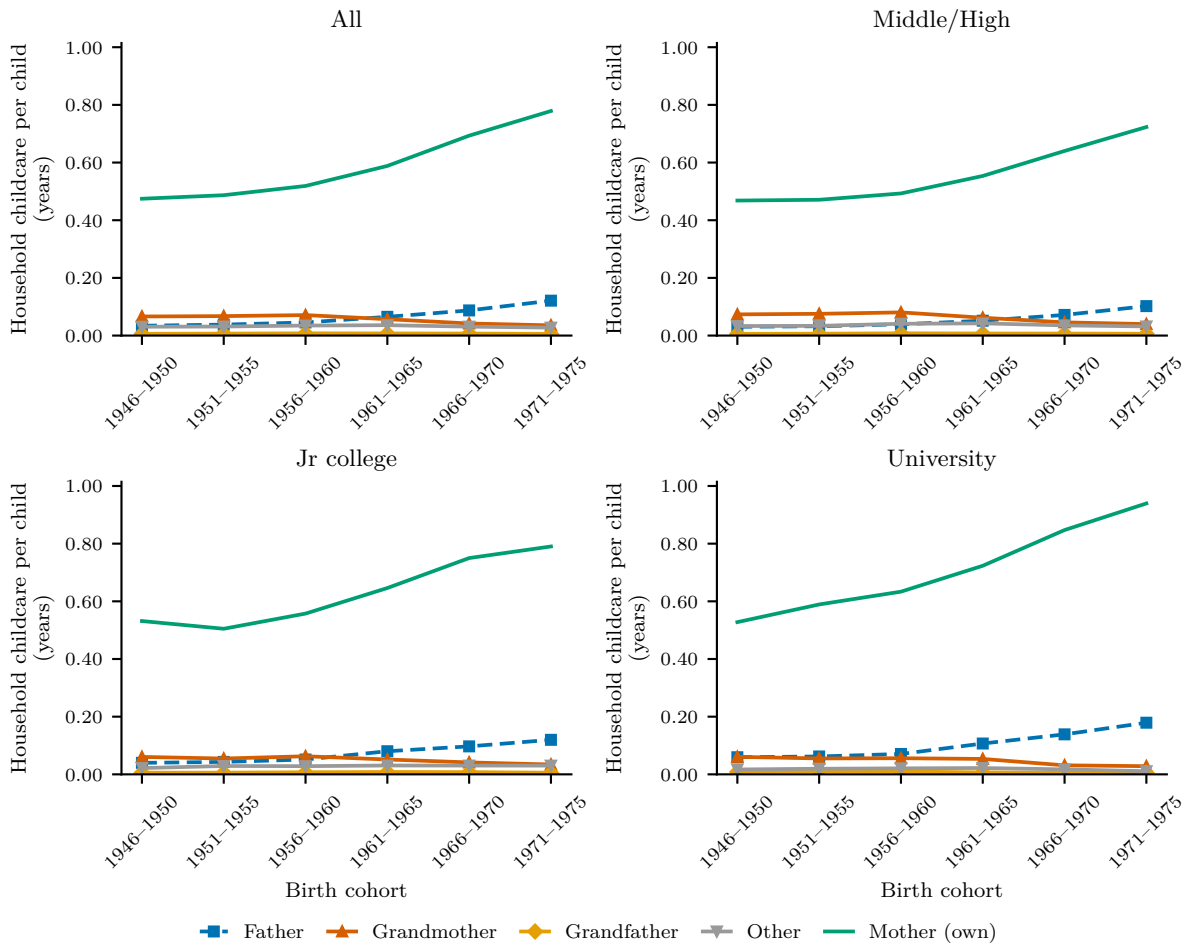


図 12 子供一人あたりの生涯世帯計育児時間の担い手別分解（全体・学歴別）

(注) 図 11 の各成分を完結出生率（付録 B の表 10）で割り、子供一人あたりに換算した値（年/人）。本文の「等価調整済み子供一人あたり」が $E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ で割るのに対し、本図は規模の経済を調整せず n で割っている（担い手の内訳を子供の頭数あたりで比べるため）。左上=学歴計・右上=中学・高校卒・左下=短大卒・右下=大学卒。

では、一人っ子の年齢別育児時間を $\sqrt{2}$ で割ったものを点線で示している。この点線は、双子の一人あたり育児時間をよく再現している。

図 13(b) は、この関係が双子に特有でないことを、年齢差のある 2 人きょうだいの比較で示している。ここでは、3 歳差の 2 人の子供がいる世帯について、子供一人あたりの育児時間を末子の年齢別に示している。点線は、一人っ子の年齢別育児時間に規模の経済の調整を加えて求めた、子供一人あたりの育児時間である。たとえば、末子が 0 歳のときは、一人っ子の 0 歳と 3 歳のときの育児時間を平均し、 $\sqrt{2}$ で割ったものである。こちらも、世帯の育児時間をよく再現している。したがって、子供に年齢差があっても、世帯の育児時間は子供数の平方根にほぼ比例すると考えられる。

C.8 定数項なしの回帰による単年齢の育児時間

育児は、乳幼児の身の回りの世話から子供の教育まで幅広い行動を含む。そのため、調査上の「育児」時間が、どの年齢の子供に向けられているかは事前には明らかでない。子供の単年齢を完全に把握できる 2001 年以降の調査（2021 年を除く 2001・2006・2011・2016 年）を統合し、世帯ごとに同

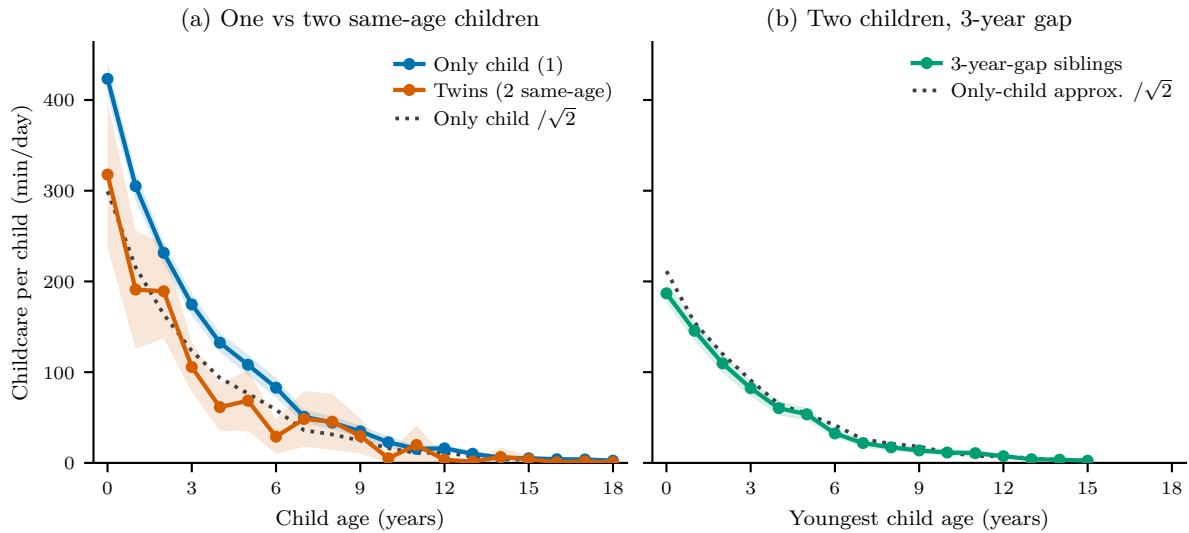


図 13 きょうだい構成と子供一人あたりの育児時間

(注) 子供一人あたりの世帯計育児時間（世帯の育児合計 ÷ 子供数, 分/日）の加重平均。網掛けは 95% 信頼区間（世帯クラスター）。(a) 子供が 1 人（一人っ子）と同年齢 2 人（双子）の比較（横軸＝子供の年齢）。(b) 3 歳差の 2 人きょうだいの世帯について、末子の年齢別に比較。点線は、(a) では一人っ子の育児時間を $\sqrt{2}$ で割った値、(b) では一人っ子の育児時間に規模の経済の調整を加えて求めた予測値である。双子および年齢差児の標本は小さく信頼区間は広い。

居する 0 歳から 18 歳までの 1 歳刻みの子供の人数を表す 19 個の変数 $n_0, \dots, n_{18}$ を作成して、育児時間 T_i を定数項なしで次式のとおりに回帰する：

$$T_i = \sum_{a=0}^{18} \beta_a \frac{n_{i,a}}{\sqrt{N_i}} + \varepsilon_i. \quad (25)$$

ここで N_i は 0–18 歳の同居子の総数である。定数項を置かないのは、子供のいない世帯の育児時間をゼロと基準化しているからである。各年齢の子供数を $\sqrt{N}$ で割るのは、前項でみた規模の経済を反映するためである。係数 β_a は等価調整済の子供一人あたり育児時間と解釈できる。本文 §3.1 の式 (6) は、単年齢を年齢帯にまとめた同じ式である。世帯でクラスタ化した頑健標準誤差を用い、図には 95% 信頼区間を付す^{*59}。調査年別に推計すると、標準誤差は大きくなるが、年齢別の育児時間のプロファイルの形はおおむね同じである (§C.9)。

推計された年齢プロファイルを、母親の最終学歴別に示したのが図 14 である。育児時間は 0–3 歳の乳幼児期に極端に集中している。母親だけでみても、0 歳児 1 人には 1 日あたり約 355 分、すなわち約 6 時間が費やされる。その後、育児時間は 1 歳で大きく下がり、就学前後の 6 歳でさらに低下する。学齢期の子供に向けられる育児時間は小さく、10 歳以上の β_a は学歴計で十数分以下、大学卒でも 20 分強である。中学・高校・大学の受験を控える 12・15・18 歳前後で β_a が高まる兆候はない。育児が乳幼児期に集中するという年齢プロファイルの大きな形は、学歴を問わず共通している。育児時間の大半を占める乳幼児期では水準の学歴差が小さく、信頼区間はおおむね重なる。幼児期を過ぎると大学卒の母親が上回り、就学期では差が相対的に大きい。

子育てへの投資を世帯単位でとらえる場合、母親本人の時間だけに限定すると、世帯内での代替を見落とす可能性がある。父親やその他の同居世帯員が育児を担っていれば、母親の育児時間だけでは

^{*59} 同一世帯は 2 つの調査日を回答するため、その相関を考慮して世帯単位でクラスタ化する。標本は約 7.8 万世帯と大きく、信頼区間はいずれにせよ小さい。

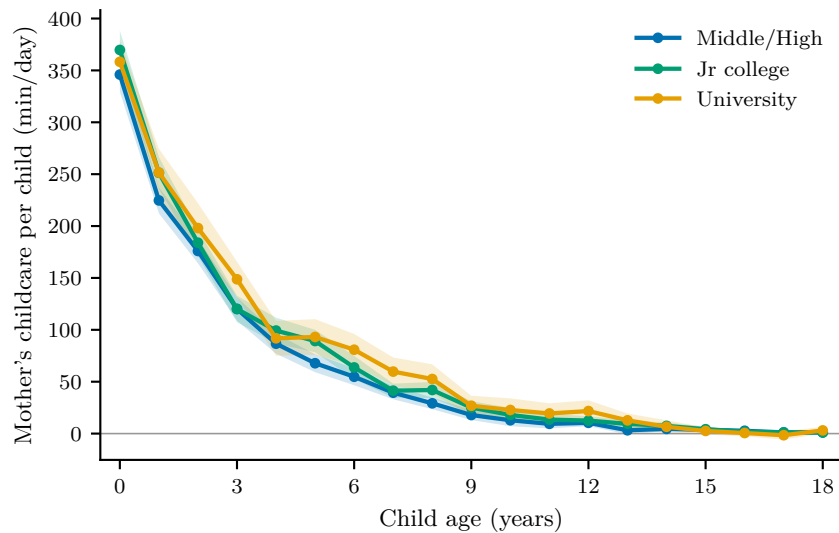


図 14 子供の年齢別にみた母親の子供一人あたりの育児時間（母親の学歴別）

(注) 母親の育児時間を式 (25) によって回帰した係数 β_a であり、等価調整済の子供一人あたり育児時間（分/日）である。週平均（平日 5・土 1・日 1）に換算している。母親の最終学歴別に推計しており、学歴不詳は除いている。学歴別の係数は、調査年（2001・2006・2011・2016 年）×学歴の 12 セルで推計し、学歴群によらない共通の年ウェイト（学歴 3 群込みのプール標本の乗率シェア、 $0.26 \cdot 0.25 \cdot 0.25 \cdot 0.24$ ）で合成した年標準化値 $\bar{\beta}_a$ である。網掛けは 95% 信頼区間である。

世帯全体の育児時間を把握できない。そこで、世帯計の育児を母親本人・父親・その他の同居世帯員に分解し（ $cc^{\text{計}} = cc^{\text{母}} + cc^{\text{父}} + cc^{\text{他}}$ ）、それぞれ同じ説明変数に回帰したのが図 15 である^{*60}。祖父母などによる支援は「その他の同居世帯員」に計上される。世帯計でみても、母親の育児時間とはほぼ同じ傾向がみられる。0 歳児 1 人には 1 日あたり約 415 分が費やされ、3 歳で約 155 分、就学前後の 6 歳で約 70 分、9 歳で約 25 分と年齢とともに急減し、10 歳代では 20 分に満たない。育児のほとんどは母親によるものであり、0 歳児では約 355 分/日と世帯計の 9 割弱（約 86%）を占める。父親（約 50 分/日）とその他の同居世帯員（約 12 分/日）の寄与は小さい。

C.9 COVID-19 下の 2021 年調査の除外

図 16 は、母親の β_a を調査年別に示したものである。年齢プロファイルの水準は 2001 年から 2016 年にかけて着実に上昇している。0–18 歳の β_a を I_j と同じ単位に換算した値は、2001 年の約 288 日から 2016 年の約 379 日へ約 3 割増えており、これは本文の生涯育児時間の増加（コーホート・ベース）と同じ方向の、調査年ベースの独立した傍証である。それに対して 2021 年調査は、この趨勢から不連続に上振れしている。0 歳児一人あたりでは、2001–2016 年の約 310–410 分/日に対し、2021 年は約 680 分/日と 2 倍前後に達する。COVID-19 下での保育所・学校の休業や在宅勤務の増加により、家庭内で行われる育児が一時的に急増したためである。この結果は、社会生活基本調査の育児時間が家庭外の保育・教育などの代替手段の利用可能性に感応的であることを示す。同時に、2021 年調査をそのまま時系列比較に使えないことも意味する。本文の生涯育児時間の推計では、2021 年調査を水準の情報から除外する。

^{*60} 母・父の識別は、同居児が世帯主の子であれば世帯主夫婦を、孫であれば同居する子（続柄が子・子の配偶者）の出産年齢世代を親とみなし、その女性を母・男性を父、それ以外の同居世帯員をその他とする（宇南山ほか (2026) の同居児帰属と同じ枠組み）。

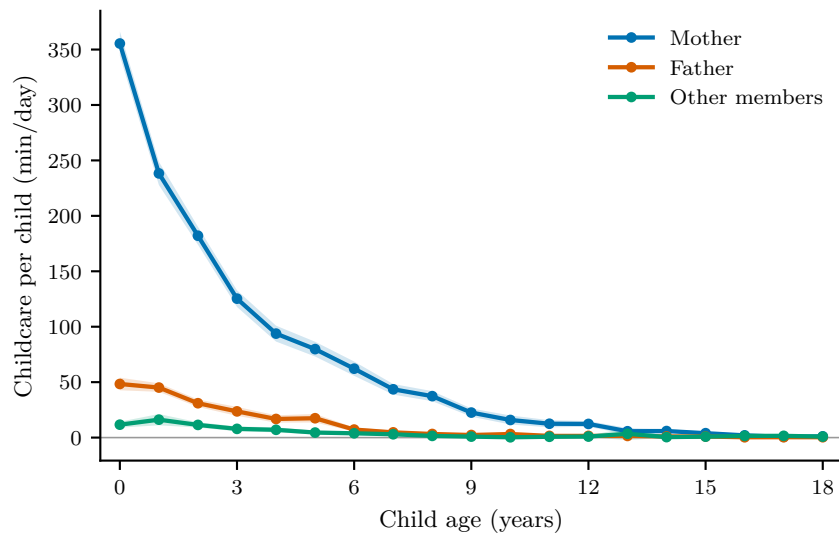


図 15 子供の年齢別にみた子供一人あたりの育児時間（担い手別）

(注) 式 (25) の定数項なしの回帰の係数 β_a （等価調整済の子供一人あたり育児時間, 分/日）を子供の年齢 a に対して示す。母＝青・父＝朱・その他の同居世帯員＝緑（世帯計は 3 者の和のため省略）。網掛けは 95% 信頼区間（世帯クラスター）。世帯は母親の乗率で加重し、週平均（平日 5・土 1・日 1）に換算。

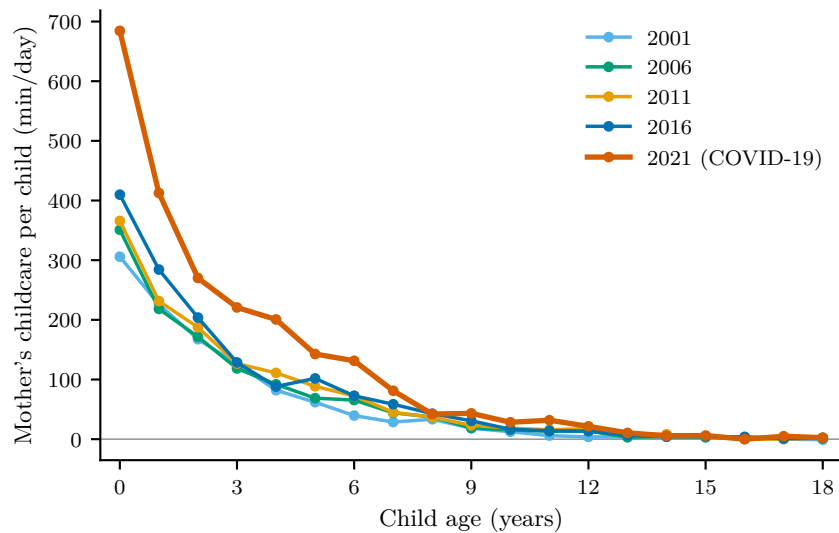


図 16 母親の子供一人あたり育児時間の年齢プロフィール（調査年別）

(注) 母親について式 (25) を調査年別に推計した β_a （等価調整済の子供一人あたり育児時間, 分/日）を、調査年ごとに 1 本の線で重ねて示す（2021 年＝ COVID-19 は朱の太線で強調）。視認性のため信頼区間の帯は省略した。2021 年は乳幼児・学齢期で大きく上振れする。

C.10 年齢帯別推計の方法と検査

本文 §3.4 の分解は、1951–55 年生まれと 1971–75 年生まれの母親について、式 (6) を子供の年齢帯別に推計したものである。理想は、0–18 歳を 5 帯に分けた 1 本の回帰をすべてのコーホートで推計することであり、10 歳未満児の名簿がある 2001 年以降だけで観測されるコーホートについては実際にそれができる。しかし、1951–55 年生まれのように古い調査でしか観測されないコーホートでは、説明変数そのものが調査に存在しない。

1951–55 年生まれが子育て期に観察されるのは 1986 年調査（母親 31–35 歳）と 1996 年調査（母親 41–45 歳）である。なお、この回帰の標本には 2 つの制限がある。1986 年調査では「在園の状況」が付かない母親が 8.4% あり、未就学児数を復元できないので落としている。また、世帯内で母親の候補が一意に決まる世帯に限っている。どちらの制限も、子供の多い世帯や三世代世帯をやや落とす向きに働くので、コーホート差はむしろ過小に出る。1986 年調査の調査票情報には 15 歳以上の世帯員しか現れず、未就学児（0–5 歳）は「在園の状況」から人数（3 人で打ち切り）が復元できる一方、6–14 歳は「15 歳未満の世帯員数」から未就学児数を引いた残差としてしか得られない。すなわち、就学期を 6–9・10–12・13–14 歳に割る変数は欠測なのではなく、データとして存在しない。1996 年調査には 10 歳以上の世帯員が現れ、10–12・13–15・16–18 歳は直接数えられるが、未就学児は末子の年齢から有無しか分らない。したがって、6–9 歳の人数を与える「10 歳未満の世帯員数」は、未就学児のいない世帯に限ってはじめて 6–9 歳児数と読める。未就学児のいる世帯を残して 10 歳未満の世帯員数をそのまま 6–9 歳児数と読むと、未就学児一人あたりの育児時間は 6–9 歳児の 5 倍以上あるため、係数は大きく歪む（名簿のある 2001 年以降で同じ誤読を再現すると、6–9 歳の係数は真の値の 1.6–2.1 倍になる）。1991 年調査は、6–14 歳にあたる世帯人員変数がないため用いない。

以上から、どの式もその調査年の情報だけで閉じるように、次の 3 本を別々に推計する。式 A は未就学期の水準（母親 26–35 歳）で、 n_{0-5} , n_{6-14} , n_{15-18} を説明変数とする。式 B は就学期の 4 区分（母親 36–45 歳、未就学児のいる世帯を除く）で、 n_{6-9} , n_{10-12} , n_{13-15} , n_{16-18} を説明変数とする。式 C は未就学期の内訳（母親 26–35 歳、2001 年以降のみ）で、 n_0 , n_{1-2} , n_{3-5} , n_{6-14} , n_{15-18} を説明変数とする (§C.14)。主結果の 0–5 歳は式 A、6–18 歳は式 B から取る。式 A の 6–14 歳・15–18 歳の係数は、若い母親の標本では対象児がほとんどおらず識別が弱いので主結果には使わないが、 N_h を正しく作り、 β_{0-5} に就学児の脱落変数バイアスが乗らないようにするために式に残している。1971–75 年生まれについては、名簿から未就学児の人数を 3 人で上方打ち切りして古い調査と情報集合をそろえた版を主結果とする。完全情報版との差は $\hat{\beta}_{0-5}$ で 0.1 分以下である。表 12 に、各コーホートについて用いた調査年、母親の年齢、標本数を示す。

推定は復元乗率による加重最小二乗法で行い、絞り込み後の標本について曜日構成が平日・土曜・日曜 = 5:1:1 になるよう事後層化する。標準誤差は同一世帯の 2 調査日の相関を考慮した世帯クラスタ頑健標準誤差である。異なる調査年から得られる 2 コーホートの差については、標本が重ならないとして共分散行列を加算し、正規近似で p 値を計算する。2 本の式は重ならない標本から推計されるので、仮に同時推定できたとしても共分散はブロック対角になり、別々に推計して並べるのと同じ結果になる。

式 B は未就学児のいる世帯を落とす。晩産化により、同じ母親年齢でも未就学児を抱えている割合は後のコーホートほど高く、除外率は 1951–55 年生まれ（1996 年調査）の 4.0% に対し、1971–75 年生まれでは 2011 年調査で 44.6%、2016 年調査で 16.5%、合わせて 30.6% である。除外された母親

表 12 年齢帯別推計の設計：コーホート×推計式ごとの調査年・母親の年齢・標本数

式	母親の生年	調査年	母親の年齢	person-day
式 A	1951–1955	1986	31–35	17,621
	1956–1960	1986	26–30	9,595
	1966–1970	2001	31–35	7,948
	1971–1975	2001, 2006	26–30, 31–35	12,477
	1976–1980	2006, 2011	26–30, 31–35	9,673
	1981–1985	2011, 2016	26–30, 31–35	8,341
	1986–1990	2016	26–30	2,278
式 B	1951–1955	1996	41–45	15,586
	1956–1960	1996, 2001	36–40, 41–45	22,318
	1961–1965	2001, 2006	36–40, 41–45	15,430
	1966–1970	2006, 2011	36–40, 41–45	13,682
	1971–1975	2011, 2016	36–40, 41–45	13,591
	1976–1980	2016	36–40	4,026
式 C	1966–1970	2001	31–35	7,948
	1971–1975	2001, 2006	26–30, 31–35	12,477
	1976–1980	2006, 2011	26–30, 31–35	9,673
	1981–1985	2011, 2016	26–30, 31–35	8,341
	1986–1990	2016	26–30	2,278

(注) person-day は回帰の行数であり、独立な母親数ではない。同一世帯の複数調査日は標準誤差の計算でクラスタ化している。式 B は未就学児のいる世帯を除いた後の行数。

は乳幼児に時間を取られているはずなので、この選択は後期コーホートの就学期係数を上方に引く。名簿のある調査年では制限を外して推計できるので、0–5 歳の帯を式に足して比べると、1971–75 年生まれの 6–9 歳の係数は 47.2 分から 42.6 分に下がり、コーホート間の増加は 23.9 分から 19.2 分に縮む。増加そのものは残るが、本文の就学期の増加幅は上限として読むのが安全である。この置き換えは、増分に占める未就学期の寄与を 68.8% から 72.8% へ動かす。逆に、母親の年齢ブロックを完全にそろえ、1971–75 年生まれについて式 A は 2006 年調査の 31–35 歳、式 B は 2016 年調査の 41–45 歳だけを用いると、要約指標 I_j は約 224 日から約 345 日へ 1.54 倍となり、未就学期の寄与は 63.1% になる。3 つの仕様を通じて未就学期の寄与は 63–73% の範囲にある。曜日の事後層化を切っても、母親の世代を世帯主側に限定しても、結果はほとんど動かない。

式 A は就学期を 6–14 歳の 1 帯にまとめ、式 B は同じ範囲を 6–9・10–12・13–15 歳に割る。式 (6) のモデルが正しければ、式 A の $\hat{\beta}_{6-14}$ は式 B の係数を帯の年数で加重した 6–14 歳の平均に一致するはずである。両者は別の調査年・別の母親の年齢窓から来るので、これは仮定の過剰識別検査になる。表 13 のとおり、両者は一致しない。式 A（母親 26–35 歳、未就学児のいる世帯を含む）のほうが体系的に低く、主比較の 2 コーホートではどちらも比が 0.71 である。解釈は前段の結果と整合する。未就学児のいる世帯を含めると $\hat{\beta}_{6-9}$ が下がったのと、未就学児のいる世帯を含む式 A で就学期の係数が低く出るのは同じ現象の裏表であり、未就学児は共通の $\sqrt{N}$ が想定する以上に就学児の育児時間を押し出している。この検査は主結果を否定しない。 β_{0-5} は未就学児が主役の世帯から、 β_{6-9} 以下は未就学児のいない世帯から識別されており、どちらも混在の影響が最も小さい標本で推計

表 13 継ぎ目（6–14 歳）での過剰識別の検査：式 A の $\hat{\beta}_{6-14}$ と式 B の係数から作った 6–14 歳の平均（分/日）

母親の生年	式 A の $\hat{\beta}_{6-14}$	式 B から作った 6–14 歳平均	差	p	式 A / 式 B
1951–1955	9.3 (1.2)	13.1 (0.9)	+3.8 (1.5)	0.010	0.71
1956–1960	-11.4 (6.7)	14.8 (0.8)	+26.2 (6.7)	0.000	-0.77
1966–1970	8.4 (2.7)	24.9 (1.1)	+16.5 (2.9)	0.000	0.34
1971–1975	19.3 (2.9)	27.1 (1.1)	+7.8 (3.1)	0.011	0.71
1976–1980	17.5 (3.0)	24.3 (1.6)	+6.7 (3.4)	0.047	0.72

(注) 式 B の係数から作る 6–14 歳平均は、6–9 歳・10–12 歳・13–15 歳の係数を年数（4・3・2。13–15 歳のうち 6–14 歳に入るのは 13・14 歳の 2 年）で加重したもの。括弧内は世帯クラスタ頑健標準誤差。1956–60 年生まれの式 A は母親 26–30 歳の標本で 6–14 歳児がほとんどおらず、識別が弱い。

されている。また、主比較の 2 コーホートでは式 A / 式 B の比がともに 0.71 で等しいため、就学期の倍率（式 A で 2.08 倍、式 B で 2.07 倍）は式の選択に依存しない。式の選択に依存するのは差の水準のほうであり、それは式 B の標本（未就学児のいない世帯）に条件づけた値として、前段のとおりに上限として読む。なお、比が 2 コーホートでそうすることは一般には期待できない。1966–70 年生まれでは比が 0.34 と大きく外れており、この世代を含む比較では倍率も式の選択に依存する。

図 17 は、同じ推計を母親の学歴別に行ったものである。0–5 歳と 6–9 歳の増加はすべての学歴群で確認できる。それより上の年齢では群ごとの標本が薄く、増加が確認できるのは中学・高校卒の 10–12 歳と短大卒の 13–15 歳に限られる。負の係数は負の育児時間を意味するのではなく、真の値がゼロに近いときに無制約の線形回帰が生む推定誤差と読むのが妥当である。学歴別の比較は多数の検定を含み、複数調査年をプールする際の調査年構成を学歴間で標準化してもいないので、補足的な結果として扱う。

C.11 2 つの集計の突き合わせ： $\tilde{T}_j$ と I_j

本文 §3.2 の等価調整済子供一人あたりの生涯育児時間 $\tilde{T}_j$ と、§3.4 の要約指標 I_j は、同じ調査から作った 2 つの独立な集計である。前者は女性の年齢を横に並べて足し上げ、後者は子供の年齢を横に並べて足し上げる。(i) 女性の育児時間がすべて 0–18 歳の同居実子に向かい、(ii) n 人の子供が同時に生まれ、(iii) 子供の 0–18 歳が母親の 21–55 歳に収まる、という 3 条件のもとでは、 n 人の子供をもつ母親が生涯に投じる育児時間は $(365/1440) n^{1/2} \sum_a \beta_a$ （日）、女性全体で平均すれば $(365/1440)(1 - S_0) E[\sqrt{n} \mid n \geq 1] \sum_a \beta_a$ であり、これが T_j になる。 $\tilde{T}_j$ の除数 $(1 - S_0) E[\sqrt{n} \mid n \geq 1]$ で割ると $\tilde{T}_j = (365/1440) \sum_a \beta_a = I_j$ という恒等式が得られる。実際には、 I_j は 1951–55 年生まれで約 224 日、1971–75 年生まれで約 331 日であるのに対し、 $\tilde{T}_j$ は約 268 日と約 408 日であり、比は 83.5% と 81.2% である。ずれの主因は条件 (ii) の破れである。出生間隔が g 年あると、第 1 子にまだ弟妹がいない期間と末子だけが残る期間には同居児が 1 人しかおらず、規

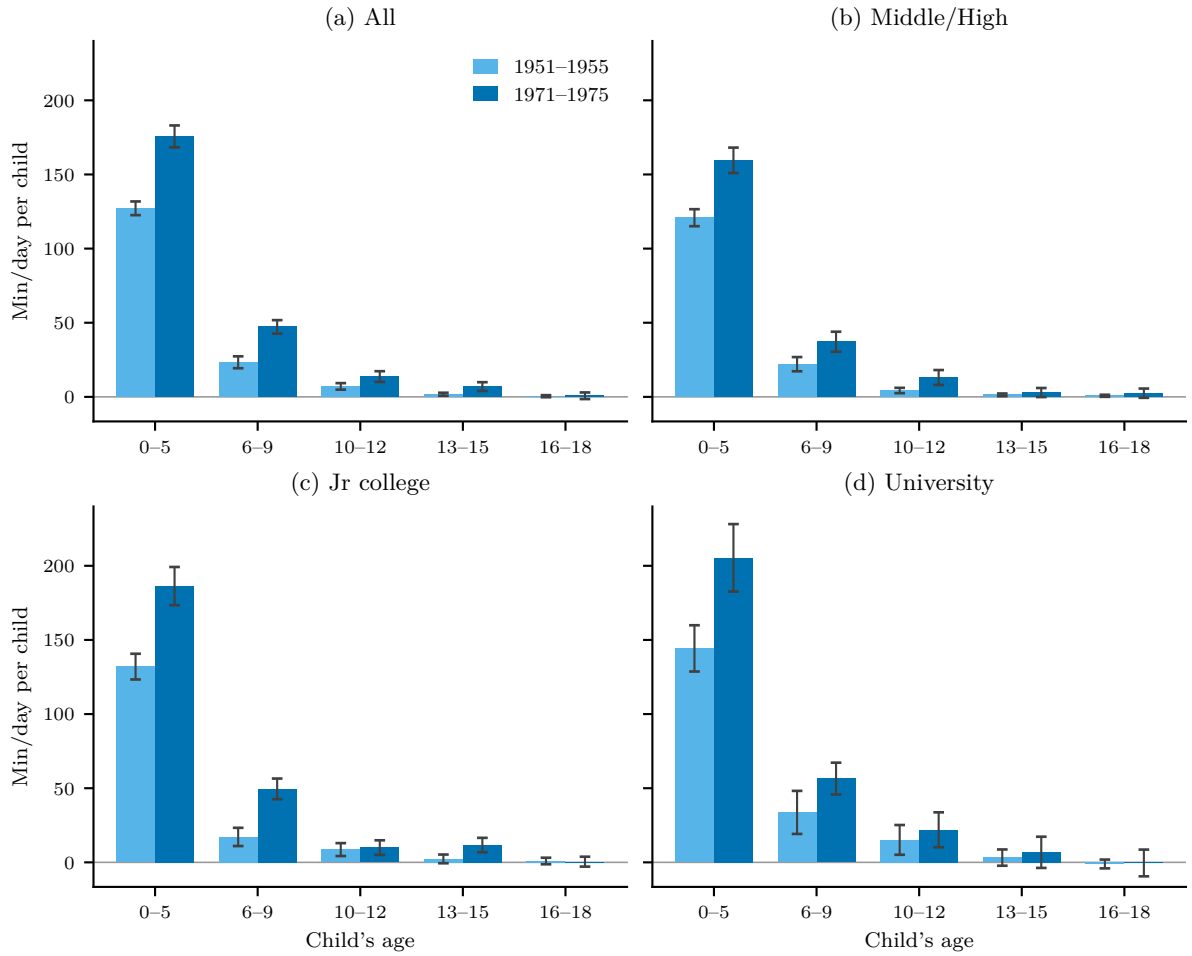


図 17 年齢帯別の子供一人あたり育児時間：学歴計および母親の学歴別

(注) 本文の図 6 と同じ推計を母親の学歴別に示す。(a) = 学歴計 (本文の図 6 と同一)、(b) = 中学・高校卒、(c) = 短大・高専・専門卒、(d) = 大学・大学院卒。薄い青 = 1951-55 年生まれ、濃い青 = 1971-75 年生まれ。ひげは 95% 信頼区間 (世帯クラスター頑健標準誤差)。

模の経済が働かない。間隔 2 年で正確に計算した除数は $E[\sqrt{n}]$ を 10-11% 上回り、これを使うと比は 93.0% と 89.0% (間隔 3 年なら 95.7% と 91.3%) まで縮む。残るずれば、生涯指標の分子が孫や他世帯の子供への育児を含むこと (条件 (i) の破れ)、1951-55 年生まれの T_j の 55% が補完値であること (§C.1) などによる。このずれが子供の年齢データの制約によるものでないことは、名簿のある 2001-2016 年調査だけを使い、年齢帯にまとめず式も接続せずに単年齢 19 係数を 1 本で推計した I_j が、1971-75 年生まれで帯ベースの値と 0.5% しか変わらないことから確かめられる。コーホート間の倍率 (1.48 対 1.52) は補正の有無によらずほぼ一致しており、本文の分解はこのずれに影響されない。

C.12 社会生活基本調査と国勢調査の未婚割合

本論文の母親一人あたりの育児時間は、社会生活基本調査の全女性平均 T を国勢調査由来の有子率 $1 - S_0$ で割って作る。分子と分母が別の調査なので、両調査の標本構成の違いは倍率に伝わる。生年 5 歳階級 $\times$ 年齢階級で未婚割合を突き合わせると、社会生活基本調査の未婚割合は国勢調査より

表 14 子供本人の学業・学習時間（分/日）

曜日	子供の年齢	調査年				
		1976	1986	1996	2006	2016
平日	13-15 歳	510	493	460	483	521
	16-18 歳	424	423	394	443	479
土曜	13-15 歳	394	386	259	171	194
	16-18 歳	325	324	229	196	215
日曜・休日	13-15 歳	260	184	134	139	150
	16-18 歳	206	157	136	168	175

(注) 社会生活基本調査の調和区分「学業・学習 合計」を子供本人の年齢別・曜日別に集計した平均（分/日、乗率加重）。年齢は調査年から生年を引いた値。社会生活基本調査の対象は 10 歳以上なので 6-9 歳は測れない。2021 年調査は COVID-19 の影響で他の年と不連続なため除いた。

一貫して低い。1951-55 年生まれでは 25 歳階級で 4.5 ポイント、35 歳階級で 1.0 ポイント、45 歳階級で 1.5 ポイント低く、1971-75 年生まれでは順に 3.5・4.4・1.5 ポイント低い。未婚女性の育児時間はほぼゼロなので、未婚を取りこぼすと全女性平均 T は上振れする。未婚の育児時間をゼロとみなす近似で補正係数を当てると、 T の過大は 1951-55 年生まれで 25 歳階級 6.0%・35 歳階級 1.2%・45 歳階級 1.6%、1971-75 年生まれで 7.4%・5.2%・1.8% である^{*61}。育児時間の多い 25-35 歳階級で後の世代のほうが過大が大きいので、補正すると世代間の倍率は下がる。下げ幅は概算で 2-4% であり、母親一人あたりの倍率 1.43 倍は 1.37-1.40 倍になる。本文の結論（母親一人あたりでも子供一人あたりでも育児時間は増えた）は変わらない。

C.13 子供本人の学業・学習時間

本論文は親の側の時間と家計の支出で徹底的な子育てを測るが、受験競争が強まったのであれば子供の側の勉強時間も増えているはずである。同じ社会生活基本調査から直接測れるので、補助的な証拠として示す。表 14 は、子供本人の学業・学習時間（調和区分「学業・学習 合計」）を年齢帯別・曜日別に調査年で並べたものである^{*62}。

曜日によって動きが正反対である。土曜は 13-15 歳で約 394 分から約 194 分へ半減しており、これは学校週 5 日制（1992 年から段階導入、2002 年完全実施）の直接の帰結である。平日は 1996 年を底として回復し、2016 年には 1976 年の水準を上回る（13-15 歳で 460 分から 521 分）。2011 年以降の授業時数の増加によるものである。学校の無い日曜・休日は、1976 年の約 260 分から 1996 年の約 134 分へ半減したのち、2016 年でも約 150 分にとどまり、1976 年の水準には遠く及ばない。

本論文が比較する 2 つの世代の子供が 13-18 歳であった時期で比べると、平日の学習時間は増えているが、その増加は授業時数の制度変更で説明がつく。学校の無い日曜の学習時間は、1951-55 年生まれの子の時期から 1971-75 年生まれの子の時期にかけてほぼ横ばいである。すなわち、子供の側の自主的な勉強時間でみても、受験競争が強まったことを示す動きは見られない。これは本文 §4.5

^{*61} 補正係数は $(1 - u^{\text{国勢}})/(1 - u^{\text{STULA}})$ (u は未婚割合)。未婚女性にも子供がいる場合があるので、これは補正の上限寄りの見積もりである。年齢階級ごとに未婚・非未婚を国勢調査の割合へ寄せる正式な事後層化は行っていない。

^{*62} 社会生活基本調査の対象は 10 歳以上なので、6-9 歳は測れない。2021 年調査は COVID-19 の影響で他の年と不連続なため表から除いている (§C.9)。

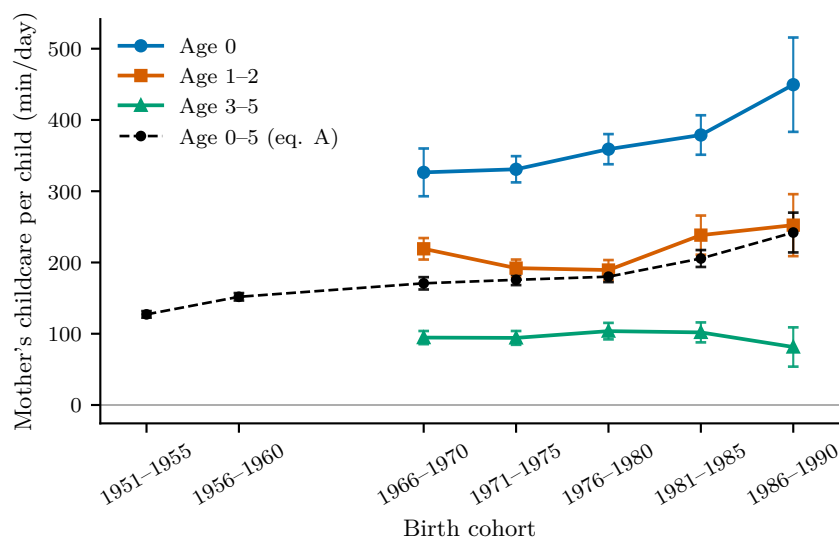


図 18 未就学期の内訳：0 歳・1-2 歳・3-5 歳の年齢別の子供一人あたり育児時間（2001 年以降の調査）

(注) 式 C（母親 26-35 歳、10 歳未満児の名簿のある 2001・2006・2011・2016 年調査）の係数 β_k （分/日）を母親の生年 5 歳階級別に示す。ひげは 95% 信頼区間（世帯クラスター頑健標準誤差）。

で示した進学環境（18 歳人口が約 4 分の 1 減る一方で大学入学者数は増えた）と同じ向きの証拠である。

C.14 未就学期の内訳：2001 年以降の調査

1951-55 年生まれについては 0-5 歳児の単年齢を復元できないため、0 歳・1-2 歳・3-5 歳への分解は主比較に使えない。式 C を用い、母親の年齢をそろえて 2001 年調査と 2016 年調査を比べると、母親 31-35 歳では 0 歳の係数が 1966-70 年生まれの約 326 分から 1981-85 年生まれの約 399 分へ、1-2 歳が約 219 分から約 260 分へ、3-5 歳が約 95 分から約 113 分へ増えた（図 18）。母親 26-30 歳では、0 歳が 1971-75 年生まれの約 302 分から 1986-90 年生まれの約 450 分へ、1-2 歳が約 181 分から約 252 分へ増えたが、3-5 歳は約 85 分から約 81 分へ変わらない。どちらの母親年齢でも、絶対量の増加は 0 歳で最も大きい。この結果は 2001 年以降の増加がとくに乳児期で大きいことを示唆する。ただし、1951-55 年生まれとの主比較へ直接外挿することはできず、コーホートと調査年も分離していない。

D 労働時間の変化と週休 2 日制

本付録は、本文 §3.5 で述べた「育児時間が増える一方で減ったのは仕事ではなく家事であり、週平均の仕事時間はほとんど変わらなかった」ことの背景を、データの詳細で裏づける。生涯でみた仕事時間は、コーホート全体では約 213 分から約 229 分へ増えたが、その大半は仕事時間の長い未婚女性の割合が高まったことによる構成効果であり、群内でみると仮想未婚は約 314 分でほぼ不変、仮想未婚以外も約 206 分から約 211 分への微増にとどまる（表 4）。過去半世紀の労働市場参加の拡大を考えると一見意外なこの横ばいについて、以下では (i) 有業率・「おもに仕事」率・仕事時間の年齢

表 15 女性の有業率・「おもに仕事」率・仕事時間（年齢階級別・配偶関係別）

年齢階級	全体			未婚			未婚以外								
							計			うち未就学児あり			うち未就学児なし		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
有業率（％）															
21-30 歳	51.3	72.9	+21.6	84.7	87.7	+3.0	42.6	46.3	+3.6	34.4	34.5	+0.2	60.7	63.6	+3.0
	(0.6)	(0.6)	(0.9)	(1.0)	(0.6)	(1.1)	(0.7)	(1.1)	(1.3)	(0.8)	(1.2)	(1.5)	(1.1)	(1.7)	(2.1)
31-40 歳	61.4	63.5	+2.1	87.2	87.2	-0.1	59.5	56.7	-2.7	41.3	43.9	+2.5	70.3	72.0	+1.7
	(0.5)	(0.8)	(0.9)	(1.4)	(0.9)	(1.7)	(0.5)	(0.9)	(1.1)	(0.8)	(1.1)	(1.4)	(0.7)	(1.1)	(1.3)
41-45 歳	73.1	76.8	+3.7	78.9	87.0	+8.1	72.9	74.7	+1.8	41.8	58.2	+16.3	74.2	78.5	+4.3
	(0.7)	(0.9)	(1.2)	(2.8)	(1.5)	(3.3)	(0.7)	(1.1)	(1.3)	(4.3)	(3.1)	(5.2)	(0.8)	(1.1)	(1.3)
「おもに仕事」率（％）															
26-30 歳	34.8	55.9	+21.1	78.9	86.6	+7.8	23.3	29.0	+5.7	16.7	19.1	+2.4	37.8	45.4	+7.6
	(0.6)	(0.9)	(1.1)	(1.2)	(0.9)	(1.4)	(0.6)	(1.2)	(1.4)	(0.6)	(1.2)	(1.4)	(1.2)	(2.3)	(2.5)
31-40 歳	33.1	43.7	+10.5	81.8	83.1	+1.3	29.4	32.4	+3.0	19.4	24.5	+5.1	34.7	41.7	+7.1
	(0.5)	(0.8)	(0.9)	(1.5)	(1.1)	(1.9)	(0.4)	(0.9)	(1.0)	(0.6)	(0.9)	(1.1)	(0.7)	(1.4)	(1.5)
41-45 歳	40.2	47.2	+7.1	72.5	83.6	+11.2	38.5	39.6	+1.0	23.2	34.1	+10.9	39.2	40.8	+1.6
	(0.8)	(1.1)	(1.4)	(3.1)	(1.6)	(3.2)	(0.7)	(1.2)	(1.4)	(3.9)	(2.4)	(4.7)	(0.8)	(1.2)	(1.5)
仕事時間（分/日）															
21-30 歳	181.1	253.7	+72.5	329.3	321.1	-8.2	141.2	132.3	-8.9	112.7	78.9	-33.8	206.6	210.4	+3.8
	(3.8)	(3.0)	(4.8)	(7.7)	(3.4)	(8.2)	(3.7)	(4.6)	(5.9)	(3.9)	(4.1)	(5.9)	(6.8)	(8.1)	(10.5)
31-40 歳	191.7	191.3	-0.3	340.6	318.7	-21.9	180.5	154.4	-26.1	117.3	105.8	-11.4	216.8	212.2	-4.6
	(2.1)	(3.6)	(4.2)	(8.0)	(6.2)	(10.4)	(1.9)	(3.8)	(4.3)	(3.1)	(4.0)	(5.1)	(2.9)	(5.7)	(6.5)
41-45 歳	227.9	226.8	-1.1	300.5	311.4	+10.8	224.3	209.2	-15.1	121.0	148.3	+27.2	228.7	223.2	-5.5
	(3.3)	(4.3)	(5.8)	(16.2)	(10.4)	(18.7)	(3.1)	(4.7)	(5.6)	(15.4)	(11.4)	(18.6)	(3.5)	(5.1)	(6.2)

(注) 配偶関係（未婚／未婚以外＝有配偶・離別・死別）は調査時点のもので、これが取得できる 1981 年以降の調査に限り、2021 年調査は除外。有業率＝ふだんの就業状態が有業の女性の割合、「おもに仕事」率＝同じく「おもに仕事」の割合、仕事時間＝行動分類「仕事」の週平均。「うち未就学児あり／なし」は 6 歳未満の子の有無による。21-30 歳帯は 1951-55 年生まれでは 1981 年調査（実質 26-30 歳）のみに対応するため、この帯の世代差は過小に評価される。括弧内は個人単位のブートストラップ（ $B = 400$ ）による標準誤差。

階級別・配偶関係別の表、(ii) 労働時間の制度的短縮の経過の補足、(iii) 曜日区分別の生涯時間表を示し、最後に (iv) 本文で扱わなかった未婚女性と男性への含意を記す。

表 15 は、社会生活基本調査の標本について、女性の有業率、「おもに仕事」をしている人の割合、仕事時間を、年齢階級別・配偶関係別に示したものである。配偶関係を区別しない全体では、21-30 歳の有業率が 51.3% から 72.9% へと約 22 ポイント上昇した。ただし、この変化の多くは未婚者の増加による構成効果であり、未婚と未婚以外に分けると上昇は数ポイントにとどまる。それでも方向は一貫しており、未婚以外をさらに未就学児あり・なしに分けても、どの群でも有業率と「おもに仕事」率は上昇している。ただし 31-40 歳の未婚以外の計だけは有業率が -2.7 ポイント（標準誤差 1.1）と下がっており、これは未就学児のいる女性の割合が約 39% から約 54% へ上がった構成効果による。未就学児の有無で分けた群では、どちらも上昇している。

参加がどの群でも拡大したにもかかわらず、群別にみた仕事時間の変化は小さく、むしろ多くの群で後の世代の方が短い。とくに 20 歳代・30 歳代での短縮が大きく、たとえば 30 歳代未婚女性の仕事時間は、1951-55 年生まれの 341 分に対し 1971-75 年生まれでは 319 分と 22 分短い。参加の拡大と仕事時間の短縮が同時に生じたのは、本文で述べたとおり、1990 年代に標準的な労働時間の制度的短縮が進んだためである。

制度的短縮の外生性は本文 §3.5 で述べた。ここでは経過と数値を補足する。1987 年の労働基準法改正により、法定労働時間は 1988 年から 1997 年にかけて週 48 時間から 40 時間へ段階的に引き下げられた。完全週休 2 日制が適用される労働者の割合は 1984 年の 27.0% から 1995 年には 57.8% へ上昇し、常用労働者の年間総実労働時間は 1988 年の約 2,110 時間から 1998 年の約 1,880 時間へと 1 割以上減少した。週休 2 日制は、1965 年に松下電器が先駆的に導入して以降も、長らくごく一部の企業にとどまっていた。法定労働時間は 1988 年 4 月に週 46 時間、1991 年 4 月に週 44 時間へと段階的に短縮され、1994 年 4 月に週 40 時間制が原則適用、1997 年 4 月に全面適用となった。何らかの週休 2 日制の適用労働者割合は 1990 年代半ばにほぼ飽和し、1990 年末の 86.4% から 1995 年末 96.2%・1996 年末 96.5% に達したのち、1999 年末 95.8% とほぼ横ばいで推移した（同じ期間に完全週休 2 日制は 39.2% から 58.7% へ上昇している）^{*63}。金融機関は 1989 年 2 月に土曜日を完全休業とし（それ以前は 1983 年 8 月から第 2 土曜日、1986 年 8 月から第 3 土曜日が休業）、国家公務員は 1992 年 5 月に完全週休 2 日制へ移行、学校も 1992 年 9 月に月 1 回（第 2 土曜日）から週 5 日制へ移行し、1995 年 4 月に月 2 回、2002 年 4 月に完全実施となった。

本文で触れた「おもに仕事」で働く女性の土曜日の仕事時間の急減（1986 年の約 365 分から 2001 年の約 202 分へ）は、「ふだんの就業状態」が「おもに仕事」の 26–45 歳について、調査年別に平日・土曜日の仕事時間を計算したものである。平日の仕事時間は女性約 440 分・男性約 500–550 分と男女ともほぼ一定である一方、土曜日は男性でも約 430 分から約 304 分へ減っており、労働時間の短縮が土曜日に集中したことは男女に共通する。

表 16 は、表 4 と同じ枠組みで仮想未婚とそれ以外に分け、さらに曜日区分別に各活動時間を比較したものである。本文で述べた「平日の増加と土曜日の減少の相殺」はこの表から読める。仕事時間は、仮想未婚以外で平日 +19 分・土曜日 –51 分、仮想未婚でも平日 +16 分・土曜日 –81 分であり、週平均に直すとそれぞれ +4 分・±0 分となって表 4 の仕事の行に一致する。

仕事時間が曜日別に大きく動いたのに対し、育児時間の増加はむしろ平日で大きい（本文 §3.5）。週休 2 日制の導入にともない学校も週 5 日制へ移行し、土曜日に子供が在宅するようになったはずだが、その変化は育児時間の増加にはほとんど寄与していない。社会生活基本調査で測られる育児時間の大部分が未就学児の世話であることを踏まえれば、自然な結果である。

本文で扱わなかった含意を 2 つ記す。第 1 に、週休 2 日制の恩恵を最も直接に受けたのは、8 割前後が「おもに仕事」で働く未婚女性である。表 16(b) で仮想未婚女性の土曜日を世代間で比較すると、仕事時間は約 250 分から約 169 分へと約 81 分減り、家事の減少分約 21 分とあわせて、土曜日だけで 100 分前後が解放された。育児時間の増加がない仮想未婚女性は、それを主に自由時間（土曜日 +47 分）に使っており、時間でみた厚生水準が高まった可能性がある。「おもに仕事」で働く者が手にした時間が余暇と休養に向かったという結果は、週休 2 日制の導入を時間配分への外生的なショックとして利用した Kawaguchi et al. (2013) の短期の知見とも整合的である。週休 2 日制が未婚でいることの時間的な快適さを高め、婚姻選択に影響した可能性は検討に値するが、これは仮説であり、本論文の分析だけでは結論できない。

第 2 に、週休 2 日制の影響は男女で分けて考える必要がある。男性は、年齢・配偶関係・子供の有

^{*63} 労働省「平成 11 年賃金労働時間制度等総合調査」第 5 表「週休制の形態別適用労働者数割合」による（2000 年以降は厚生労働省「就労条件総合調査」に改称）。調査対象は本社の常用労働者が 30 人以上の民営企業、調査期日は 1999 年までは各年 12 月末日現在である。年間総実労働時間は厚生労働省「毎月勤労統計調査」の常用労働者 1 人平均（事業所規模 30 人以上）による（1988 年 2,111 時間・1998 年 1,879 時間・1999 年 1,842 時間）。

無によらず、主たる活動として就労している場合が多く、その意味では女性よりも週休 2 日制の恩恵を直接に受けていた可能性がある。男性の育児時間は表 16(c) のとおり増加傾向にあるが、依然として極めて少ない。男性は結婚しても週休 2 日制の恩恵を失う可能性が低いことから、週休 2 日制が結婚の意思決定に与えた影響は男女で異なりうるが、この点も本論文の記述統計からは判断できない。

以上をまとめると、完結出生率が低下した世代の女性が直面した時間環境は、時間の量という意味では悪化していなかった。仮想未婚以外の女性では、家事時間が約 41 分減る一方で育児時間の増加は約 12 分にとどまり、有業率が上昇しても週休 2 日制のもとで週平均の仕事・通勤時間の増加は約 10 分であり、自由時間の総量はほぼ変わらなかった（表 4）。したがって、§3.2 でみた子供一人あたり育児時間の約 1.5 倍への増加を、「時間が足りなくなったから産めなくなった」という時間の量の制約の経路で出生率低下に結びつけることはできない。時間的余裕が保たれるなかで、子供数の減少と子供一人あたりの世話の増加が同時に生じたという対応関係は、量と質の選択の枠組みと整合的である。ただし、対数でみた等価調整済子供一人あたりの増加の約 7 割は無子率の上昇と有子女性の子供数の減少によるものであり（§3.2）、また両者はともに親の選択の結果なので、この対応関係から因果の方向は識別できない。なお、ここでいう子供一人あたりの時間投資は、その増分の 3 分の 2 以上が 0-5 歳の子供に向かったものであり、大学入試に近い年齢の子供への関与は増えていない（§3.4）。

E 育児費用の推計

本付録は、本文 §4 の育児費用の推計方法をまとめる。時間側の付録 C と同じく、費用も 2 つの軸で測る。§E.1 は子供の年齢別費用の推計式と、等価尺度の前提となる規模の経済の確認、§E.2 は母親の年齢の軸に沿って通算した生涯指標（本文 §4.1）の年齢別プロフィールと補完、§E.3-§E.5 は子供の年齢の軸への分解（本文 §4.3）の標本・費目・実装、§E.6 は 2 つの軸で数えた集計の突き合わせである。分母となる生涯無子率と完結出生率は時間側と共通で、付録 B に示す。

E.1 子供の年齢別費用の推計と規模の経済

子供の年齢別の費用は、世帯の実質支出額を同居児の年齢別人数に定数項なしで回帰して推計する。世帯・月の観測を i 、実質支出額（円/月）を Cost_i 、 a 歳の同居児数を $n_{i,a}$ とすると、推計式は

$$\text{Cost}_i = \sum_{a=0}^{23} \gamma_a n_{i,a} + \varepsilon_i \quad (26)$$

である。ここで γ_a は a 歳の子供一人あたりの月額費用、 ε_i は誤差項である。定数項を置かないのは、同居児のいない世帯の育児費用をゼロとみなすためである。

本文 §4.1 は、母親一人あたりの生涯育児費用を子供一人あたりに換算する際、育児時間の平方根の等価尺度（付録 C.7）とは異なり、規模の経済がないとみなして子供数 n で割った。この仮定は次のように確かめられる。式 (26) を一人っ子世帯と 2 人きょうだい世帯の部分標本で別々に推計して子供一人あたりの実質支出額を比べると、就学前から小中学期（0-13 歳）では 2 人きょうだいのほうが約 2 割低いものの、費用の大きい高校受験期以降（14-23 歳）ではほぼ一致する^{*64}。一人っ子の

^{*64} 部分標本は同居子が全員 0-23 歳の一人っ子世帯・2 人きょうだい世帯である（24 歳以上の同居子がいる世帯は、そのきょうだいが両群に混入するため除く）。従属変数は同居児向け支出（育児費用計から国内遊学仕送り金を除いたもの）とする。仕送金は別居したきょうだいへの支出なので、含めると同居子が 1 人の世帯の係数に混入して比較が壊れ

表 16 曜日区分別にみた生涯の時間の使い方（仮想未婚以外の女性・仮想未婚女性・男性、分/日）

(a) 女性のうち仮想未婚以外									
活動	平日			土曜日			日曜日・休日		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
生理的活動	598.7	599.6	+1.0	611.5	640.6	+29.1	653.0	672.0	+19.0
通勤・通学	25.5	33.9	+8.5	17.4	14.5	-3.0	6.3	7.8	+1.5
仕事	239.1	257.6	+18.5	169.2	118.5	-50.7	79.8	68.4	-11.4
家事	211.5	174.6	-36.9	215.9	165.2	-50.7	211.1	163.0	-48.0
育児	42.6	56.7	+14.1	41.6	50.5	+8.9	40.5	44.9	+4.3
買い物	34.1	30.6	-3.5	46.0	53.6	+7.6	49.6	59.4	+9.8
移動（通勤通学除く）	20.3	27.2	+6.9	31.1	51.6	+20.5	38.2	55.2	+17.0
自由時間	237.4	225.5	-11.9	273.4	303.0	+29.6	320.8	326.6	+5.8
その他	30.8	34.2	+3.4	33.9	42.6	+8.8	40.6	42.7	+2.0

(b) 女性のうち仮想未婚									
活動	平日			土曜日			日曜日・休日		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
生理的活動	624.4	624.4	-0.1	642.3	673.7	+31.4	691.6	699.6	+8.0
通勤・通学	54.4	60.0	+5.6	36.6	22.9	-13.7	13.0	13.8	+0.9
仕事	368.4	384.0	+15.6	249.6	168.8	-80.8	105.3	108.1	+2.8
家事	68.2	46.6	-21.7	82.6	62.0	-20.6	103.9	63.7	-40.2
育児	2.3	1.2	-1.1	1.6	2.1	+0.6	1.8	2.7	+0.9
買い物	19.8	20.6	+0.7	34.7	45.3	+10.6	44.9	46.7	+1.8
移動（通勤通学除く）	19.3	24.1	+4.8	34.7	53.9	+19.3	42.5	55.8	+13.3
自由時間	253.5	247.1	-6.3	327.2	373.9	+46.7	400.3	409.7	+9.4
その他	29.6	32.0	+2.4	30.8	37.4	+6.6	36.8	39.9	+3.0

(c) 男性（コーホート全体）									
活動	平日			土曜日			日曜日・休日		
	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差	51-55	71-75	差
生理的活動	597.6	580.6	-17.0	615.6	628.6	+12.9	669.7	669.0	-0.7
通勤・通学	62.0	64.9	+2.9	39.6	31.1	-8.5	14.0	15.1	+1.1
仕事	497.1	503.1	+6.0	350.8	272.4	-78.4	157.7	141.2	-16.5
家事	5.0	7.5	+2.5	10.6	14.0	+3.4	15.7	17.4	+1.7
育児	1.6	5.1	+3.5	4.3	12.8	+8.5	9.3	15.9	+6.6
買い物	4.5	7.9	+3.4	14.4	28.5	+14.0	25.2	38.8	+13.6
移動（通勤通学除く）	18.0	22.0	+3.9	34.7	46.4	+11.7	45.8	55.1	+9.3
自由時間	230.4	223.6	-6.7	340.0	374.9	+34.9	462.0	452.4	-9.6
その他	23.7	25.2	+1.5	30.0	31.4	+1.4	40.8	35.3	-5.5

(注) 生涯平均（21-55歳の7階級の平均、分/日）を曜日区分別に示す。(a) = 仮想未婚以外、(b) = 仮想未婚、(c) = コーホート全体で、定義と補完は表 4・付録 C.4 と同じ。各列は曜日区分ごとに 20 活動の合計が 1440 分になるよう基準化。生理的活動＝睡眠＋身の回りの用事＋食事、自由時間＝表 4 と同じ 6 活動、その他＝学業・介護・看護・ボランティア等・受診・療養・その他。点推定のみ（標準誤差なし）。

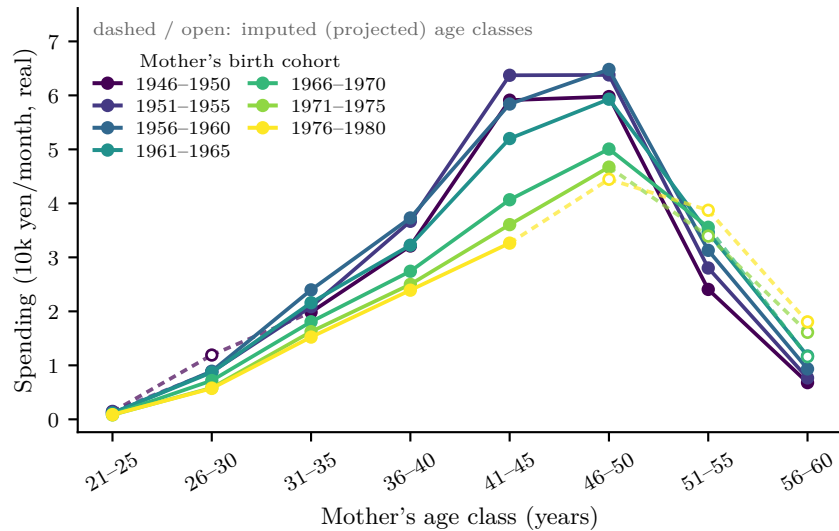


図 19 女性の生年コーホート別・年齢階級別の育児費用

(注) 本文 §4.1 の手順による全女性一人あたりの育児費用（実質支出額, 万円/月）を、生年 5 歳階級別・女性の年齢 5 歳階級別（最年長年齢表記。例: 55 は 51-55 歳）に示す。実線・塗りつぶし＝観測、点線・白抜き＝本節の方法による補完。

生涯費用の半分強はこの 14 歳以降に発生するため、0-23 歳を通算した比は 0.88 となり、育児時間で用いた平方根の等価尺度が含意する 0.71 を大きく上回る。

この仮定の感度は次のとおりである。 $E[n \mid n \geq 1]$ のかわりに $E[n^\theta \mid n \geq 1]$ で割ると、子供一人あたりの倍率は $\theta = 1$ （規模の経済なし）の 1.106 倍に対し、通算 0.88 に対応する $\theta = 0.816$ で 1.086 倍、0-13 歳の比 0.77 に対応する $\theta = 0.619$ で 1.064 倍、時間側と同じ $\sqrt{n}$ ($\theta = 0.5$) で 1.050 倍である。増加という結論はどの θ でも保たれる。通算 0.88 の水準で織り込むと、10.6% の増加のうち約 2 ポイントが子供数の減少による機械的な部分にあたる。0.88 は横断比較であり、子供の少ない親ほど一人あたりに多く払うという量と質の選択を含みうるので、この 2 ポイントは機械的な部分の上限とみるのが妥当である。

時間側は 2021 年調査を COVID-19 の影響で除外している（付録 C）が、費用側は 2020-24 年をそのまま用いる。家計調査は毎月の継続調査で、育児費用の系列に 2020-21 年の不連続は見られず、この 2 年を落として積算し直しても生涯育児費用は 1% 以内しか動かない。

E.2 生涯育児費用の年齢別プロフィールと補完

本文 §4.1 の生涯育児費用は、全女性一人あたりの年齢別費用を 21-60 歳にわたって積算して求める。図 19 は、その年齢別費用（実質支出額）を女性の生年コーホート別・年齢階級別に示したものである。女性の年齢別費用は 30 歳代から増加し、子供が高校・大学期を迎える 45 歳前後でピークに達したのち低下する。晩産化を反映して、新しいコーホートほどピークは高年齢側へずれ、費用の比重は人生の後半へ移っている。本節では、調査期間（1981-2024 年）の外にあたる年齢の補完方法を説明する。

補完が必要になるのは、古いコーホートの若年期（1951-55 年生まれの 20 歳代前半は 1981 年よ

る。1981-2024 年を統合し、世帯は復元乗率で加重した。

り前)と、新しいコーホートの高齢期(1971-75年生まれの54歳以降は2024年より後)である。本文§4.1のとおり費用は同居児分と非同居子分に分けて集計しており、補完の方法も2つに分かれる。同居児分は以下の2段階で行う。非同居子分の扱いは本節の末尾で述べる。

第1に、費用のプロファイルを、観察された世帯の子供の年齢構成を使って調査期間の外へ延長する。式(26)の定数項なしの回帰をコーホート別に推計し、 a 歳の子供一人あたりの費用 $\gamma_a^{(j)}$ を得る。あるコーホート j の観察されない母親年齢 a^* について、そのコーホートが観察される最も近い年齢 a_0 (若年側の補完なら観測下限、高齢側なら観測上限)の世帯の子供の年齢分布を用い、各世帯の子供の年齢を $(a^* - a_0)$ 年だけずらす。若年側の補完では各子の年齢を過去へ遡らせ、まだ生まれていない子は除く。高齢側では将来へ延ばし、上限年齢を超えた子は除く。ずらした後の子供の年齢別人数に係数 γ_a を掛けて世帯ごとの費用を求め、その加重平均を年齢 a^* の費用の推計値とする。係数 γ_a には、若年側の補完では1つ下の世代($j+5$)、高齢側では1つ上の世代($j-5$)のものをを用いる^{*65}。これは、観察された子供の年齢構成を前後に投影し、それに費用の年齢プロファイルを当てはめる方法である。

第2に、この延長を本文の系列の水準に合わせる。第1段階の投影は、参照女性一人あたりの平均に国勢調査の年齢別結婚経験率を乗じて全女性に帰属させた系列(旧方式)の上で行われる。旧方式と本文の方式は同じ量の推計であり、観測年齢では両者が並行して動くので、コーホートごとに、観測年齢における両者の比の中央値をとり、それを第1段階の補完値に乗じて本文の系列の未観測年齢に充てる。1946-50年生まれの21-24歳のように、旧方式の積算範囲(25歳以上)の外にある年齢については、1つ下の世代の年齢別費用に、隣接する観測年齢での水準比を掛けて借用する。

非同居子分(国内遊学仕送り金と、同居する子供のいない世帯の育児費用)には、この方法が使えない。別居した子は同居児の名簿に現れないため、名簿を前後に投影しても支出が再現されないからである。そこで非同居子分は、隣接コーホート(高齢側は1つ上、若年側は1つ下の世代)の同じ母親年齢の実測値をそのまま用いる。逆に、同居児分に隣接コーホートの実測値をそのまま当てることはしない。晩産化により、母親が52-58歳のときに同居している子供の数は世代とともに増えており(1956-60年生まれの2.11人・年から1966-70年生まれの2.62人・年へ)、上の世代の水準を借りるとこの増加を落としてしまう。補完で借りてよいのは子供の年齢別の単価であって、費用の水準そのものではない、ということである^{*66}。

補完の対象区間と、生涯累積に占める補完分の比率は次のとおりである: 1946-50年生まれが21-30歳(約7%)、1951-55年が21-25歳(約0.7%)、1956-65年はなし、1966-70年が59-60歳(約2%)、1971-75年が54-60歳(約15%)、1976-80年が49-60歳(約41%)。両端に延長した1946-50・1976-80年コーホートは補完の割合が大きく、とくに1976-80年コーホートは高齢期(50歳代)の費用の多くを前方補完に依存するため、本文の比較には用いない^{*67}。

^{*65} たとえば1951-55年コーホートの20歳代の費用は、1981-83年に観察される同コーホートの世帯の子供の年齢を過去へ遡らせ、1956-60年コーホートの γ_a を掛けて推計する。1971-75年コーホートの50歳代半ば以降は、2022-24年に観察される同コーホートの世帯の子供の年齢を将来へ延ばし、1966-70年コーホートの γ_a を掛けて推計する。

^{*66} どちらの方法が適切かは、観測の揃っているコーホートを人為的に母親51歳で打ち切り、52歳以降を補完して実測と比べることで確かめた。同居児分は、名簿の投影が実測の0.93-1.10を復元するのに対し、隣接コーホートの実測値をそのまま当てると0.72-0.85にとどまる。非同居子分は逆に、隣接コーホートの実測値が0.84-1.15を復元するのに対し、名簿の投影では0.28-0.35しか拾えない。検証の詳細は docs/育児費用はどこの子供年齢で増えたか_結果まとめ.md。なお、隣接コーホートによる補完は最も新しいコーホートで過大になる傾向がある(上の検証で1966-70年生まれは1.15)。仕送りが世代間で急速に減っているため、1つ上の世代の水準が高すぎるためである。1971-75年生まれの非同居子分は約3割が補完であり、これが15%過大だとすると生涯費用の合計への影響は0.8%程度である。

^{*67} ただし、育児費用の中心である授業料等の相対価格(CPI)は2000年代以降おおむね横ばいで推移しており(図20)、

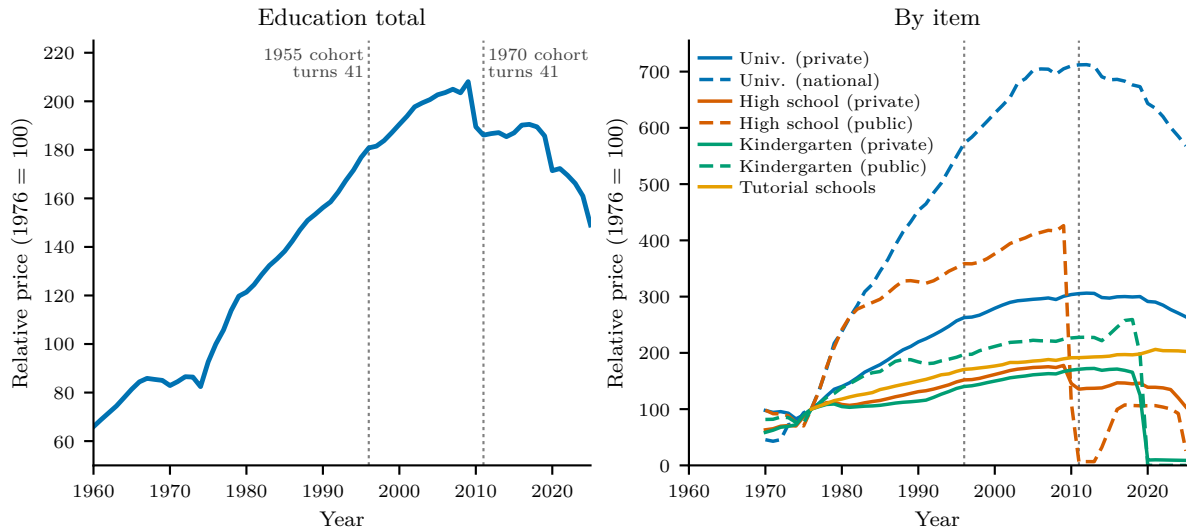


図 20 教育の相対価格：教育計と品目別

(注) 左は教育計、右は品目別の相対価格（当該 CPI ÷ CPI 総合）。いずれも 1976 年 = 100。1969 年以前は『日本の長期統計系列』22-13 で後方に接続し、2020 年 7 月以降は 2020 年基準の接続指数で 2025 年まで延長。縦の点線は、1955 年生まれと 1970 年生まれの女性がそれぞれ 41 歳になる 1996 年と 2011 年（子供が高校・大学期を迎えて教育費支出が本格化する母親の年齢の目安）。

ただし、この比率は母親 21–60 歳の生涯合計に対するものであり、費用が母親の高齢期に集中する大学期では依存度ははるかに大きい。1971–75 年生まれでは、大学授業料の 30.7%、国内遊学送り金の 30.6% が補完値であり、19–22 歳帯の同居年数 w_k も 39.9% が補完値である。もっとも、増加の向きは補完に依存しない。大学授業料（子供一人あたりの実質支出額）はコーホート順に約 95 万円、約 108 万円、約 123 万円、約 131 万円、約 142 万円と単調に増えており、補完のほぼ無い 1966–70 年生まれ（生涯合計の補完比率 1.8%）でも 1951–55 年生まれを +35 万円上回る。+47 万円の増加のうち、実測だけで確かめられるのが +35 万円である。

E.3 子供の年齢帯別の推計：標本と観測されない母親年齢の扱い

本文 §4.1 の式 (8) は、母親の観測年齢の窓を両コーホートで 26–60 歳にそろえて推定する。教育費支出は育児時間より遅い段階で発生するため、1971–75 年生まれのコーホートの観察はデータ期間（1981–2024 年）の制約で母親 53 歳までに限られ、遅く産んだ母親の大学期が欠けるからである。この世代の 19–22 歳児のいる世帯・月の約 8 割は自コーホートの実測で、残りが隣接コーホートによる。そこで、対象コーホートに観測のない母親年齢に限って、隣接するコーホートの同じ母親年齢の世帯を標本に加えて係数を推定する。具体的には、1971–75 年生まれの母親 54–58 歳には 1966–70 年生まれを、59–60 歳には 1961–65 年生まれを充てる。この補完方法の妥当性は、観測の揃っているコーホートを人為的に打ち切って検証した。打ち切った区間の実測に対する復元率は 0.93–0.97 である（打ち切りを当てるコーホートによっては 0.83 まで下がる）。

1976–80 年コーホートの補完対象年齢に対応する時期の物価も、本論文の執筆時点（2026 年）までにその大半をすでに観察できている。この間、授業料等の相対価格に大きな変化は生じていないため、価格要因によって前方補完が大きくなる可能性は小さい。

E.4 別居する子への支出：国内遊学仕送り金

本文 §4.1 で同居する子への支出と別に扱う「別居する子への支出」は、その大半が国内遊学仕送り金である。まず、この費目の性格を整理しておく。国内遊学仕送り金は親元を離れて就学する子への送金であり、その実体は、大学に進学して別居している子への支出である。母親の年齢別にみた出現率は山型に動き、25–34 歳で 0.0%、40–44 歳で 5.4%、45–49 歳で 15.4% とピークに達したのち、50–54 歳で 9.2%、55–60 歳で 2.6% となる（1995–2005 年プール）^{*68}。支出は母親が 50 歳を過ぎても続く。生涯の集計範囲を育児時間より高齢側へ広げて 21–60 歳としたのは (§4.1)、この費目を取りこぼさないためでもある。さらに、この費目には別居する子の授業料が含まれている。同居する子供のいない母親 41–50 歳の世帯で大学授業料の支出があるのは月あたり 0.5% にすぎないのに、仕送り金の出現率は 21.0% である。親が学校へ直接払うのではなく、子へ送金して子が現地で払っているためである。仕送りを出している世帯の条件付き平均は月約 23 万円であり、私立大学の授業料（月 7–8 万円）に下宿生への生活費の仕送り (§4.5 で引いた学生生活実態調査では月 9 万円台) を加えた額を上回る。

E.5 子供の年齢への配分：同居年数と非同居年数

本文の表 6 は、各年齢帯の費用を「学校教育関係費」「学校外教育費」「子供用被服」「授業料以外の仕送り金」の 4 つに分ける。学校教育関係費には授業料等・保育費用のほか、教科書・学校給食費・通学定期代が入る。別居する子にも授業料の支払いがあるので、同居児の授業料係数 β_k^{tu} に在学率の比 r_c を掛けて別居分の授業料とする。 r_c は、非同居子のうち在学している者の割合を同居子のそれで割った値で、1951–55 年生まれで 1.48、1971–75 年生まれで 0.99 である。この分割は 2 つを仮定している。第 1 に、別居児一人あたりの授業料の単価は同居児と同じであること、第 2 に、在学率の比が年齢帯によらないことである。前者が満たされない（下宿生に私立が多い）場合、別居分の授業料は過小に、仕送り金は過大に出る。なお β_k^{tu} は名簿基準、 d_k は完結出生率基準なので、この掛け合わせは別居児の授業料を 6–11 万円ほど過大に見積もる可能性がある。

母親の年齢に沿って積み上げる生涯育児費用（本文 §4.1）では、この費目をそのまま含めてよい。母親が支払った額を母親の年齢に積むだけなので、支出の相手が同居する子か別居する子かを区別する必要がないからである。区別が要るのは §4.3 の分解のほうである。そこで、子供の年齢への配分は次の順で行う。第 1 に、同居する子への支出を、式 (8) の β_k （同居児一人・一年あたりの年額）に、生まれた子一人が帯 k のあいだ親と同居している年数を掛けて、生涯額に直す。第 2 に、別居する子への支出は、本文 §4.1 で測った非同居子分の生涯額 R を、生まれた子一人が帯 k のあいだ親と別居している年数の比で各帯へ按分する。第 3 に、両者を足して、生まれた子一人あたりの生涯育児費用とする。いずれも「一年あたりの単価×その状態にあった年数」の形である。同居分は単価を回帰で推定して年数を掛け、別居分は総額が R に一致するように単価を逆算する。

本文 §4.1 の式 (7) の実装は次のとおりである。生まれた子一人あたりの帯 k の同居年数 w_k は、同居児数 n_k に本文 §4.1 とまったく同じ集計・補完・積算の手順を当てて完結出生率で割ったものであ

^{*68} 同居する子供が全員 12 歳以下の世帯では 0.1–1.2% にとどまる。品目分類の改定年をまたいでも、母親の年齢を固定した出現率と条件付き平均に段差はない（母 45–49 歳で 1993–2006 年は出現率 14–17%・条件付き平均 19–21 万円/月）。親への送金など就学以外の移転であれば母親の年齢とともに単調に増えるはずで、この山型にはならない。したがってこの費目は遊学以外の送金を拾ってはいない。

る。非同居年数 d_k は、国勢調査の子供の年齢×暦年別の親同居率 cs を用いて世帯ごとに非同居児数 $n_a(1/cs - 1)$ を作り、同じ手順で積算したものである。非同居子一人あたりの年額は $\nu = R/\sum_k d_k$ である。帯 k の生まれた子一人あたりの生涯費用は $\beta_k w_k + \nu d_k$ 、年額はこれを帯の幅で割ったものである。

β_k と w_k をどちらも家計調査の同居児名簿にそろえることが重要である。 w_k を国勢調査の親同居率から作ると、0-5 歳帯で名簿の 5.74 年に対し 6.00 年となる。この年齢の同居率はほぼ 100% であるから、差は別居ではなく、家計調査の名簿が国勢調査・完結出生率より子供を 0-5 歳帯で約 4%（全帯の合計でも約 7%）少なく拾っていることを意味する（いずれも 1951-55 年生まれ。1971-75 年生まれでは名簿のほうが多い）。 β_k は「名簿の子一人あたり」なので、名簿が過少なればその分だけ大きく出る。そこに国勢調査の完全な人数を掛けると過少計上を二重に補正することになり、1951-55 年生まれで本文 §4.1 の生涯集計を約 4% 上回る。名簿基準にそろえれば差は -3.2% に収まる。さらに、国勢調査基準で積算すると子供一人あたりは約 726 万円から約 776 万円（1.068 倍）、母親一人あたりは -4.7% となり、名簿基準の 1.115 倍・ほぼ不変とは幅がある。本文の母親の年齢に沿った積算（1.105 倍）は、この 2 つの基準の中間にあたる。非同居年数 d_k だけは名簿に載らないので国勢調査によるほかないが、その値は実質的に大学期に集中する（1951-55 年生まれで計 1.38 年のうち 1.22 年、1971-75 年生まれで計 1.30 年のうち 1.16 年が 19-22 歳）。親同居率 cs は国勢調査（1980-2020 年・5 年おき）の直接集計で、調査年の間は線形補間し、2020 年より後の観測年には 2020 年の値を用いる。14 歳以下は完全同居とみなす。学生寮などの施設等世帯は国勢調査の集計の分母に含まれないため、 cs はやや過大＝非同居子はやや過小の方向である。

E.6 2 つの集計の突き合わせ：母親の年齢帯別にみた子供数と育児費用

本文の第 4 節は、生涯育児費用を母親の年齢に沿って集計し (§4.1)、その変化を子供の年齢別に分解した (§4.3)。本節は両者をつなぐ一覧として（時間側の対応物は §C.11）、主比較の 2 コーホートについて、母親の年齢 5 歳階級ごとの子供数（表 17）と育児費用（表 18）を示す。集計単位は、家計調査（二人以上世帯）で母親（参照女性）を特定できた世帯の平均であり、§4.1 の全女性一人あたり・母親一人あたりの系列とは分母が異なる（単独世帯割合による換算や $1 - S_0$ による調整は行っていない）。

表 17 の定義は次のとおりである。「同居子」は 0-23 歳の同居児数（24 歳以上の同居子は含めない）、「大学生」はそのうち大学・大学院に在学する子の数である。「非同居」は §4.3 と同じ親同居率 cs を用いた推計であるが、本表は 18-23 歳を対象とし、17 歳以下は完全同居として扱う（本文 §4.3 は 15 歳以上を対象とするので、この点だけ定義が違う。通算での差は約 3% である）。「計」は同居子と非同居の和である。「参考 N 」は、国勢調査の own-children 法による母コーホート別・母年齢別の出生スケジュール f から作った 0-23 歳の子供数 $\sum_a \lambda f$ であり、 λ は完全同居年齢（8-13 歳）で家計調査の同居児数に水準を合わせる校正係数である。年齢構成の情報が国勢調査の出生履歴から来る点で「計」とは別の経路であり、相互検証のためにのみ示す（本文の非同居子の推計には使わない）。両コーホートとも実測で揃う 26-50 歳の通算でみると、「計」対「参考 N 」は 45.8 対 46.9（1951-55 年生まれ）、38.1 対 38.1（1971-75 年生まれ）子供・年であり、2 つの経路はよく一致する。

表 18 の費目は、表 6 と同じ 4 分類、すなわち学校教育関係費（授業料等・保育費用・教科書・学校給食費・通学定期代）、学校外教育費（補習教育・月謝類・参考書）、子供用被服、国内遊学仕送り

表 17 母親の年齢帯別にみた世帯あたりの子供数（子の年齢 0-23 歳）

母年齢	1951-55 年生まれ					1971-75 年生まれ				
	家計調査		親同居率推計		参考	家計調査		親同居率推計		参考
	同居子	大学生	非同居	計		同居子	大学生	非同居	計	
21-25	—	—	—	—	—	0.73	0.00	0.00	0.73	0.25
26-30	<u>1.62</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>1.62</u>	<u>1.40</u>	1.07	0.00	0.00	1.07	0.78
31-35	1.97	0.00	0.00	1.97	1.92	1.53	0.00	0.00	1.53	1.42
36-40	2.07	0.00	0.01	2.08	2.13	1.75	0.00	0.00	1.75	1.81
41-45	1.84	0.07	0.11	1.95	2.17	1.70	0.05	0.04	1.74	1.92
46-50	1.25	0.17	0.28	1.53	1.76	<u>1.37</u>	<u>0.18</u>	<u>0.14</u>	<u>1.52</u>	<u>1.69</u>
51-55	0.51	0.12	0.16	0.67	0.77	<u>0.93</u>	<u>0.22</u>	<u>0.18</u>	<u>1.11</u>	<u>1.23</u>
56-60	0.17	0.04	0.04	0.21	0.19	<i>0.37</i>	<i>0.09</i>	<i>0.08</i>	<i>0.45</i>	<i>0.45</i>
通算（26-60 歳、子供・年）	47.2	2.0	3.0	50.2	51.7	43.6	2.7	2.3	45.9	46.5
通算（26-50 歳）	43.8	1.2	2.0	45.8	46.9	37.1	1.2	0.9	38.1	38.1

(注) 母親（参照女性）を特定できた世帯の平均。同居子＝0-23 歳の同居児数、大学生＝うち大学・大学院在学、非同居＝18-23 歳の同居児数 $\times (1 - cs)/cs$ (§4.3 と同じ方式)、計＝同居子＋非同居。参考 N は国勢調査の出生スケジュールから作った相互検証用の子供数。下線＝部分観測、斜体＝本節の式による推計（1971-75 年生まれの 56-60 歳）。通算は各帯を 5 年分として積算した子供・年で、21-25 歳は含めない。

金であり、和が本文の育児費用計に等しい。「数量」は §4.1 の投入数量、すなわち費目別の物価指数で割った量である（2015 年基準）。「名目」は、それに費目別デフレータの年平均を乗じて復元した名目額の近似値である（年内の物価変動を無視するが、5 年帯への集計では誤差は小さい）。

調査票情報が利用できるのは 1981-2024 年であるため、観測には次の限界がある。1951-55 年生まれの 21-25 歳は観測がなく（通算に含めない）、26-30 歳は部分観測である。1971-75 年生まれの 46-55 歳は部分観測、56-60 歳（2027-35 年）は未観測であり、56-60 歳を直近で完全に観測できる参照コーホート 1960-64 年生まれの帯間比を使って

$$q_{56-60} = q_{46-50} \times \left(\frac{q_{56-60}}{q_{46-50}} \right)_{1960-64} \times \left[\left(\frac{N_{56-60}}{N_{46-50}} \right)_{1971-75} / \left(\frac{N_{56-60}}{N_{46-50}} \right)_{1960-64} \right]$$

と推計する。第 3 の因子は、出生スケジュールでみた 0-23 歳の子供数 N の減り方の相対調整（値は 1.72）であり、出産の遅いコーホートほど 56-60 歳でも子が残る分を補正する。

この表は、§4.1 の生涯集計が捉えている「費用の後ずれ」を明示的に示す。両コーホートの観測が揃う 26-50 歳の通算だけを比べると、学校教育関係費の投入数量は 644 万円から 626 万円へわずかに減り（0.97 倍）、全育児費用も 1,424 万円から 1,117 万円へ減る（0.78 倍）。しかし、晩産化した 1971-75 年生まれでは費用の山が 50 歳代へ移っており、56-60 歳まで延ばした 26-60 歳の通算では、同居する大学生・年が 2.0 から 2.7 へ逆転し、学校教育関係費は 736 万円から 842 万円（1.14 倍）、全育児費用は 1,665 万円から 1,528 万円（0.92 倍）と、差の大半が消える。観測を打ち切った比較は新しいコーホートの費用を過小にみせるのであり、§4.1 で 21-60 歳の全体を（高齢側の補完を含めて）積算しているのはこのためである。国内遊学仕送り金の減少（26-60 歳の通算で 408 万円から 235 万円）は、§4.3 の子供の年齢別の分解でみた 19-22 歳の仕送り金の縮小と整合する^{*69}。

^{*69} 1951-55 年生まれの 26-30 歳の学校教育関係費は、保育費用の品目が 1987 年新設で 1981-86 年に捕捉されないため過小である（表 5 の注と同じ制約）。

表 18 母親の年齢帯別にみた育児費用（円/月、名目額と投入数量〔2015 年基準〕）

母年齢	学校教育関係費		学校外教育費		子供用被服		遊学仕送り金	
	名目	数量	名目	数量	名目	数量	名目	数量
1951-55 年生まれ								
21-25	—	—	—	—	—	—	—	—
26-30	<u>6,317</u>	<u>11,172</u>	<u>2,261</u>	<u>3,910</u>	<u>2,817</u>	<u>2,798</u>	<u>1</u>	<u>1</u>
31-35	10,490	16,268	7,156	10,997	3,551	3,345	60	69
36-40	16,542	19,628	17,299	23,154	3,340	2,798	1,070	1,122
41-45	33,364	32,484	19,021	22,322	1,271	1,009	15,561	15,779
46-50	29,105	27,796	9,627	10,632	254	203	31,360	31,854
51-55	12,659	12,122	3,463	3,725	74	65	14,935	15,356
56-60	3,088	3,154	1,793	1,877	59	55	3,733	3,850
生涯の通算（万円）								
26-60 歳計	669	736	364	460	68	62	400	408
26-50 歳計	575	644	332	426	67	61	288	293
全育児費用	26-60 歳計 名目 1,502 / 数量 1,665				26-50 歳計 名目 1,263 / 数量 1,424			
1971-75 年生まれ								
21-25	2,986	3,296	1,170	1,328	1,905	1,436	0	0
26-30	7,547	7,853	2,309	2,529	2,515	2,006	0	0
31-35	14,864	15,196	6,258	6,715	2,886	2,525	5	5
36-40	18,945	21,139	12,852	13,429	2,685	2,555	245	251
41-45	25,109	26,777	17,921	17,824	1,746	1,788	3,719	3,697
46-50	<u>33,594</u>	<u>33,448</u>	<u>14,674</u>	<u>13,691</u>	<u>615</u>	<u>668</u>	<u>14,560</u>	<u>14,016</u>
51-55	<u>28,545</u>	<u>28,118</u>	<u>8,987</u>	<u>7,970</u>	<u>215</u>	<u>230</u>	<u>16,612</u>	<u>15,390</u>
56-60	<u>8,400</u>	<u>7,791</u>	<u>3,484</u>	<u>2,923</u>	<u>225</u>	<u>286</u>	<u>6,382</u>	<u>5,836</u>
生涯の通算（万円）								
26-60 歳計	822	842	399	390	65	60	249	235
26-50 歳計	600	626	324	325	63	57	111	108
全育児費用	26-60 歳計 名目 1,535 / 数量 1,528				26-50 歳計 名目 1,098 / 数量 1,117			

（注）母親（参照女性）を特定できた世帯の平均（円/月）。費目の区分は表 6 と同じで、学校教育関係費＝授業料等＋保育費用＋教科書＋学校給食費＋通学定期代、学校外教育費＝補習教育＋月謝類＋参考書、子供用被服＝子供用洋服＋子供用下着類等であり、これに国内遊学仕送り金を加えた和が育児費用計に一致する。ただし本表の遊学仕送り金は全額であり、表 6 の「仕送り金（授業料以外）」とは範囲が異なる（母親の年齢に沿った集計では授業料相当を切り出せない）。「数量」＝費目別の物価指数で割った投入数量（2015 年基準）、「名目」＝それにデフレータを戻した名目額。下線＝部分観測、斜体＝推計（表 17 の注と同じ）。通算は各帯の月平均 ×60 か月を積算した万円で、21-25 歳は含めない。