

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

認可保育所と学童保育が母親の就業に与える影響

中山 真緒

2021 年 9 月 24 日

DP2021-006

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7390/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
24 September, 2021

認可保育所と学童保育が母親の就業に与える影響

中山 真緒

PDRC Keio DP2021-006

2021年9月24日

JEL Classification: J13; J18; J21

キーワード: 学童保育; 認可保育所; 母親の就業

【要旨】

母親の子育てと就業の両立を支援するためには、出産後の職場復帰に加え、長期的な就業継続のためのサポートが必要となる。本稿では、これまでの保育サービスの研究において分析の中心であった認可保育所に加え、近年「小一の壁」と呼ばれ問題視される小学校入学後の保育環境と母親の就業に注目し、学童保育がもつ就業促進効果について検証する。「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析の結果、第一に認可保育所の利用は母親の就業確率や正規雇用確率を高め、その効果は特に出産前に就業していた母親に対して大きいことが分かる。第二に、認可保育所を利用していたことは小学校低学年時に学童保育を利用する確率を高めるが、その影響は核家族に対してのみ観察される。第三に、学童保育の利用は母親の就業確率には有意な影響を与えないものの、正規雇用確率および労働時間に対して有意に正の影響を持つ。また、小学校入学前から就業していた母親に対して影響が大きいことから、学童保育の利用は小学校入学以降に新たに働き始めることよりも、就業継続を促す効果が大きいことが示唆される。

中山 真緒

慶應義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田

mao_nakayama@keio.jp

謝辞：本稿の作成にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより、「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けました。また、本稿の分析内容は第24回労働経済学カンファレンスで報告し、参加者の方々から多くの有益なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

認可保育所と学童保育が母親の就業に与える影響*

中山 真緒¹

要約

母親の子育てと就業の両立を支援するためには、出産後の職場復帰に加え、長期的な就業継続のためのサポートが必要となる。本稿では、これまでの保育サービスの研究において分析の中心であった認可保育所に加え、近年「小一の壁」と呼ばれ問題視される小学校入学後の保育環境と母親の就業に注目し、学童保育がもつ就業促進効果について検証する。

「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析の結果、第一に認可保育所の利用は母親の就業確率や正規雇用確率を高め、その効果は特に出産前に就業していた母親に対して大きいことが分かる。第二に、認可保育所を利用していたことは小学校低学年時に学童保育を利用する確率を高めるが、その影響は核家族に対してのみ観察される。第三に、学童保育の利用は母親の就業確率には有意な影響を与えないものの、正規雇用確率および労働時間に対して有意に正の影響を持つ。また、小学校入学前から就業していた母親に対して影響が大きいことから、学童保育の利用は小学校入学以降に新たに働き始めることよりも、就業継続を促す効果が大きいことが示唆される。

キーワード：学童保育、認可保育所、母親の就業

* 本稿の作成にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより、「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けました。また、本稿の分析内容は第24回労働経済学カンファレンスで報告し、参加者の方々から多くの有益なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

¹ 慶應義塾大学 mao_nakayama@keio.jp

1、はじめに

我が国において、出産や育児と就業の間にはトレードオフの関係が生じており、女性の労働力率がいわゆる M 字カーブを描くことは広く知られている。加速する少子高齢化とそれに伴う労働力人口の減少の問題から、近年、出産・育児と就業の両立支援が求められている。両立支援の中には育児休業制度や短時間勤務制度の普及や充実といった企業サイドの支援や、子の父親や祖父母など家族による支援などと並んで、母親に代わって子どものケアを行う代替的な外部の育児資源である保育施設の存在が重要となる。

保育施設が母親の就業決定に与える影響については、多方面で研究が豊富に蓄積されており、例えば無償の保育サービスを提供された場合や保育費の価格が下がった場合に、母親の就業が促されることが確認されている。待機児童率の高さが問題となる日本においては、子どもの人数あたりの認可保育所の容量が注目されることが多く、保育施設の容量が増えて保育所を利用しやすくなることが母親の就業を促すのかについての検証が行われている。

本稿ではこれまでの保育施設の研究における分析の中心であった認可保育所に加え、学童保育施設がもつ就業促進効果について検証する。認可保育所が 0 歳から小学校入学前の乳幼児を対象とした保育施設であるのに対し、学童保育施設の主な利用者は小学生である。合計特殊出生率が 1.57 と過去最低を記録した 1989 年を契機に、日本では少子化が本格的な問題であるとの認識が広まった。政府は様々な施策を実施し、仕事と育児を両立させるための雇用環境の整備や保育サービスの充実を測ってきたが、そこでの主眼は乳幼児を持つ母親への支援であったと考えられる。

一方で、近年では「小 1 の壁」と呼ばれる小学校入学後の保育環境への課題が広く知られるようになってきている。小 1 の壁とは、小学校入学を機に就業と育児を両立することが難しくなることを指す。具体的には、保護者が働いている世帯において、平日の放課後から退勤時間までの間や長期休み中の子どもの預け先がなかったり、宿題のフォローや学校行事への参加が必要になることで保護者の負担が増えることにより、保護者が働き方を変えなくてはならないという状況が生じる。この「小一の壁」の打開策として近年、政府は学童保育施設の拡充に力を入れており、厚生労働省と文部科学省の連携のもと、2014 年には「放課後子ども総合プラン」、2018 年には「新・放課後子ども総合プラン」が策定され、待機児童解消を目指した学童保育の整備が進められている。しかしながら、保育園待機児童数が減少傾向なのに対し、学童保育待機児童数は 2015 年以降 1 万 5 千人以上で高止まりしており、2019 年には保育園待機児童数を上回った。出産後も母親が長期的に働き続け、キャリアを築いていく上でも、今後は未就学児だけではなく小学校入学後の子どもを対象とした保育環境の拡充が急務であるといえる。

このような背景から、保育施設の拡大政策が母親の就業促進に有効なのかを議論する際には、従来の未就学児を対象とした保育所の分析だけでは不十分であり、学童保育の影響を合わせて分析する必要があるが、学童保育を対象とした先行研究は乏しく母親の就業促進

に対してどの程度の効果があるのかは明らかとはいえない。そこで本稿では、まず認可保育所の利用がもたらす就業促進効果を確認し、その後、学童保育の利用が小学校入学後の母親の就業状態に与える影響を明らかにする。また、認可保育所と同様に学童保育の利用は親の就業を条件にしている場合が多いため、子が未就学児の際の就業状況が小学校入学後の就業にも影響を与える可能性が高い。この点を考慮するため、本稿では認可保育所の利用の有無や小学校入学前の就業状態によって学童保育の利用がもたらす就業促進効果が異なるのかも合わせて分析する。なお、就業意志のある母親ほど保育施設を利用して働くことを選択するため、認可保育所や学童保育の利用は内生変数になる可能性がある。そこで、本稿では都道府県別の子どもの数に対する認可保育所定員数および、小学校低学年の学童保育の利用率を用いて操作変数法による推定を行う。

分析の結果を簡単にまとめると、第一に認可保育所の利用は母親の就業確率や正規雇用確率を高め、その効果は特に出産前に就業していた母親に対して大きい。第二に、認可保育所を利用していたことは小学校低学年時に学童保育を利用する確率を高めるが、その影響は核家族に対してのみ観察される。第三に、学童保育の利用は母親の就業確率には有意な影響を与えないものの、正規雇用確率および労働時間に対して有意に正の影響を持つ。また、小学校入学前から就業していた母親に対して影響が大きいことから、学童保育の利用は小学校入学以降に新たに働き始めることよりも、就業継続を促す効果が大きいことが示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。まず続く 2 章では、未就学児および小学校入学後の子どもを対象とする保育サービスと母親の就業に関する先行研究を紹介する。3 章では推定モデルを提示し、4 章では分析に使用するデータを説明する。5 章では推定結果を報告し、6 章で本稿における研究結果とその解釈をまとめる。

2、先行研究

未就学児を対象とした保育と女性労働に関する分析は国内外で豊富に存在している (Casco 2009; Goux and Maurin 2010; Fitzpatrick 2010)。多くの先行研究では保育サービスの拡充が母親の就業を促すことが確認されている一方で、特に法改正等の外生ショックを利用した近年の研究では、母親の就業に与える影響は限定的であるとする結果も増加している。例えば、Bettendorf et al. (2015)や Fitzpatrick (2010)では、保育料の補助は保育施設を利用する子どもを増やすものの、母親の就業率や労働時間には大きな影響を与えない。また、Müller and Wrohlich (2020)では、公的な助成金を伴う保育サービスの拡大が母親の就業を促進させる効果を確認しているが、その効果はパートタイムの雇用に限定される。一方で、Nollenberger and Rodriguez (2015)は、スペインの 3 歳児向けのフルタイムの公的保育の提供が母親の就業決定に与える影響を difference in differences の手法を用いて分析し、

母親の雇用確率を有意に高めること、特にその影響は30歳以上や子どもを2人以上持つ母親で大きいことを明らかにした。Nollenberger and Rodriguez (2015)は公的保育の提供が母親の就業を促す効果は十分にあったと結論づけており、その理由として、先行研究で分析された他の国々と異なり、スペインが女性就業率が低く、保育供給も十分ではない国であることを挙げている。

国内の未就学児向けの保育サービスがもたらす就業促進効果をみた先行研究では、認可保育所の容量、すなわち定員数に注目した研究が多く蓄積されている (Lee and Lee 2014; 宇南山 2011; Abe 2013)。国内の研究においても、近年では保育所の効果は限定的であるとする結果が多く、例えば、地域の固定効果を取り除き、都道府県内の認可保育所の定員率の変化に注目した Asai, Kambayashi and Yamaguchi (2015)は保育所の利用可能性が母親の就業率を高める効果は核家族世帯では見られるものの、全体では確認できないとしている。また、市町村のパネルデータを用いた Nishitateno and Shikata (2017)でも、母親の就業率の上昇に認可保育所が寄与する程度は小さいことが示されており、その理由として幼稚園定員率の低下を指摘している。認可保育所の容量ではなく、保育所が提供するサービスの内容に注目した中山 (2020)によると、土曜保育といった特定の保育サービスを提供する保育施設の増加が母親の就業を促しており、より効果的に仕事と育児の両立を支援するためには単に保育所を増やすだけではなく、ニーズにあった保育サービスの提供についても考える必要があることが示唆される。

未就学児を対象とした保育サービスに対し、小学校入学後の児童を対象とした保育サービスが母親の就業に与える影響を分析した先行研究は少ないが、小学校入学以降の保育環境の整備の必要性は海外でも指摘されており、近年研究が徐々に蓄積されつつある。例えばスイスの放課後保育の影響を分析した Felfe et al. (2016)によると、両親の就業率には大きな影響はみられないものの、放課後保育は母親がフルタイムで働く確率を高める。また、チリにおける放課後保育のランダム割り当ての影響をみた Martínez and Perticará (2017)やドイツの社会経済パネルを用いた Gambaro et al. (2019)では、放課後ケアが母親の就業率や労働時間を増加させることを確認している。

国内の研究では、Takaku (2019)が本稿で用いるデータと同じ「消費生活に関するパネル調査」を用いて、小学校入学前後の母親の就業を比較し、三世帯同居家族に比べ子どもの預け先が必要となる核家族では母親の就業率が低下することを確認している。『国民生活基礎調査』を用いた高久 (2019)でも同様の傾向が確認され、小学校入学後の保育環境の整備の必要性が示唆されている。また、平河・浅田 (2018)は、東京都の市区町村集計データを用いて子どもの数に対する学童保育の定員と年齢階級ごとの女性の就業率の関係を分析し、学童保育の定員率の増加が小学生の子どもを持つ世代に当たる35歳から44歳の女性の就業率を高めることを確認している。これらの研究はいずれも学童保育をはじめとする放課後の保育サービスの拡充が、小学校入学後の母親の就業を支える可能性を示しているものの、直接的に学童保育の利用可能性が高まることがどの程度母親の就業に影響を与えるの

かを分析したものは筆者が知る限り存在しない。また、多くの場合、学童保育の利用は母親の就業が前提とされているため、小学校入学前の就業状態や祖父母など保育施設以外の子どもの預け先の有無によって学童保育の効果に異質性が生じる可能性が高い。本稿ではミクロレベルのパネルデータを用いて個人の属性や就業、保育環境を捉えながら、認可保育所に加え学童保育が母親の就業促進にどの程度貢献しているのかを明らかにする。

3、推定モデル

本稿では、保育施設の利用が母親の就業決定に与える影響を分析する。注目する保育施設は、未就学児を対象とする認可保育所および小学生を対象とする学童保育施設であり、これらの保育施設を利用することが、同時期および将来の母親の就業確率、正規雇用確率、労働時間に与える影響を明らかにする。

母親の働く確率を母親が働いていていれば1をとるダミー変数 (y) とし、保育施設の利用 (Child care) およびその他の説明変数 (X) に回帰する。すなわち、推定モデルは、母親 i ($1, \dots, n$) について、以下のように書ける。

$$y_i = \alpha + \beta \text{Child care}_i + X_i' \gamma + u_i$$

ここで、 X_i はその他の説明変数を表し、母親の就業の決定要因となる、家族構成や個人属性にかかわる変数で捉える。また、年の効果および居住都道府県の規模をコントロールするために年ダミーと都道府県の人口を説明変数に加える。 u_i は誤差項である。

本稿では、データの章で詳しく説明するように、子どもが保育施設を利用している（していた）か否かを注目する説明変数としているが、保育施設の実際の利用は内生変数となる可能性が非常に高い。なぜなら、保育施設の利用はランダムではなく、就業意志のある母親ほど保育施設を利用して働くことを検討すると考えられるためである。このとき、OLS による推定結果はバイアスを持つため、保育施設の利用が就業決定に与える影響を正しく推定することができない。

そこで本稿では先行研究に倣い、内生性の問題に対処するために操作変数法による推定を行う。ここでは、認可保育所の利用を説明する操作変数として、都道府県別の子ども数に対する認可保育所定員数を、学童保育の利用を説明する操作変数として、都道府県別の小学校低学年の学童保育の利用率を用いる。認可保育所の分析において、保育の利用可能性の代理変数として、地域別の保育所定員率に注目した先行研究は特にマクロデータを利用したものに多く存在する (宇南山 2011; Lee and Lee 2014; Abe 2013)。本研究でも、都道府県別の認可保育所定員率を用いることで、潜在的な保育の利用可能性を捉える。保育の利用可能性が高まることは、実際の保育所利用を促進させると期待できるが、保育所利用以外の面から直接母親の就業決定に影響するとは考えにくい。ただし、保育施設が充実している地域には就業意欲の高い女性が多く集まる可能性は否定できないため、地域別の女性就業率を

合わせてコントロールする。実際のデータをみても認可保育所の利用と認可保育所の定員率を同時に推定に加えた場合、認可保育所の利用のみが母親の就業決定に有意な影響を与えている。よって、保育所利用の操作変数として認可保育所の定員率を用いることは妥当であると考えられる。

一方で、学童保育については、データの制約から学童保育施設の定員率の変数を利用することができない。そこで本稿では、定員率の変わりに小学校低学年の地域別の学童保育利用率を用いる。定員数と利用数は必ずしも一致するとは限らないが、本データによれば、学童保育の待機児童率が 0%の地域は全体の 0.79%しか存在しないため、ほとんどの地域では定員数いっぱいまで学童が利用されていると考えられる。実際の利用数が定員数を上回っている可能性も否定できないが、多くの地域で定員数と利用数が等しくなっていると期待されるため、本稿において、定員の代わりに実際の利用率を操作変数として推定で用いることは、大きな問題とはならないと思われる。

4、データの概要

分析には、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「消費生活に関するパネル調査」を用いる。本調査は 1993 年に家計経済研究所によって開始され、女性を対象に新規のコーホートを加えながら毎年継続して行われているパネル調査であり、就業状態だけではなく、家族構成や家計についての情報も詳しく尋ねられている点が特徴である。また、本稿では、厚生労働省の「福祉行政報告例」より都道府県別の認可保育所定員数を、全国学童保育連絡協議会の「学童保育数調査報告」より都道府県別の小学校低学年の学童利用率の情報を用いる。なお、実際の分析では、学童利用率の情報が 2007 年以降しか得られないため、2007 年から 2018 年までのデータを用いる。また、都道府県別の人口および就業率については、国勢調査の情報を用いる。

本稿では、母親の就業への影響を明らかにするために、被説明変数として母親の就業確率、正規雇用確率および労働時間と家事時間を用いる。就業確率は、仕事についている場合に 1、休職中、学生、専業主婦、その他の無職の場合に 0 となるダミー変数、正規雇用確率は正社員・正職員ならば 1、非就業も含めてそれ以外ならば 0 となるダミー変数である。労働時間と家事時間はそれぞれ、平日の仕事および家事・育児に費やす時間を用いる。なお、労働時間については、就業していない人は 0 となる。末子の年齢別に被説明変数の平均値を示したのが表 1 である。3 歳未満の子どもがいる母親の就業率は約 3 割で、4 歳から 6 歳の場合とほとんど変わらないものの、小学校入学以降は就業率が 4 割を上回る。一方、正規雇用確率は末子の年齢によらず 2 割前後で推移している。平日の平均労働時間は 3 歳未満の子どもがいる場合約 2 時間で、末子が 4~6 歳になるとわずかに減少し、小学校入学以降は増加傾向にある。平日の平均家事時間は労働時間を対応しており、3 歳未満の子どもがいる場合

に約 10 時間で、末子が 4~6 歳になるとわずかに増加し、小学校入学以降は減少傾向にある。

注目する説明変数は保育施設の利用である。認可保育所の利用については、「次のそれぞれについて、利用している未就学児の人数をお答えください。」という質問に対して、「認可保育所（市区町村へ申し込んだもの）」に該当する子どもが一人以上いた場合に 1 となるダミー変数を作成する。また、学童保育施設の利用については、「現在、あなた以外に子どもの世話をしてくれる人がいますか。」という質問に対して「保育所・幼稚園・学童保育など」を選択した場合に 1 となるダミー変数を作成する。ただし、設問の設計上、本データから具体的に第何子がどの保育施設を利用しているのかを識別することはできない。この点は特に学童保育利用の有無を判断する際に深刻であり、例えば未就学児と小学生の子どもがいる家庭で、「保育所・幼稚園・学童保育など」が選択された場合に、上の子どもが学童保育を利用しているのか、下の子どもが保育所を利用しているのか、その両方であるのかを識別することができない。この問題を緩和するために、本研究では分析対象を末子の子どもに限定する。末子に限定することで、末子の子どもが小学生以上ならば「保育所・幼稚園・学童保育など」が選択された際には必ず保育所・幼稚園ではなく学童保育が利用されていると考えられるためである。なお、分析対象を末子に限定した上でも、必ずしも保育所利用に関する回答が末子の利用状況であるとは限らないため、上述の質問に対する回答が末子についてのものであるという仮定が必要となる。表 2 の記述統計より、認可保育所の利用率は約 4 割で、学童保育の利用率は約 1 割である。

その他の説明変数については、以下の変数を用いる。まず、母親の就業決定に大きく影響すると考えられる子どもの属性を、末子の年齢および子どもの数によってコントロールする。続いて、保育施設以外の私的な保育として考えられる子どもの祖父母による世話の可能性を考慮するために、母親もしくは配偶者の両親と同居していれば 1 となるダミー変数を用いる。さらに、母親の年齢、学歴に加え、父親の月収をコントロールする。また、地域の規模や年による影響をコントロールするために居住都道府県の人口、女性就業率、および年ダミーを加える。

操作変数を用いた推定では、認可保育所の利用の有無を説明する操作変数として都道府県別の認可保育所定員率を用いる。定員率とは都道府県の 5 歳未満人口に占める認可保育所の定員数である。これにより、地域の潜在的な保育所の利用可能性を捉える。また、学童保育の利用の有無を説明する操作変数として、都道府県別の小学校低学年の学童保育利用率を用いる。モデルの章で述べたように、学童保育についても潜在的な利用可能性を捉えるために定員数を用いることが望ましいが、データの制約から学童保育の定員数についての情報を得ることができないため、利用率で代理する。なお、小学生全体ではなく、小学校低学年の利用率を用いるのは、特に都市部においては小学校 3 年生までを受け入れ上限としている施設が多いためである。小学校 6 年生まで利用できる施設においても、低学年までの利用者が大半であることを踏まえても、学童保育の利用可能性を測る上では、小学校低学

年までの利用率を用いる方が適切であると考えられる。

5、推定結果

5-1、認可保育所が母親の就業に与える影響

はじめに、認可保育所の利用が、末子が3歳未満の時点での母親の就業確率に与える影響を推定する。推定結果は表3であり、OLSと認可保育所定員率を操作変数に用いたIVの結果を提示している。全サンプルを用いて推定した(1)に注目すると、認可保育所の利用は母親の就業確率を有意に高めることが1%の有意水準で確認できる。また、操作変数法を用いた(2)でも同様の結果がみられる。1段階目の推定では認可保育所定員率が実際の認可保育所の利用確率を高めており、1段階目F値も47.85と十分に大きいことから、弱操作変数の問題も小さく、認可保育所の利用は母親の就業確率を高めるといえる。続いて、(3)から(6)では、出産後の働き方は出産前の就業状態にも影響を受けることを踏まえて、末子の出産前年の就業状態別にサンプルを分けた推定を行った。推定の結果、OLSによる推定では出産前の就業状態によらず、認可保育所の利用は母親の就業確率を高める効果があるものの、操作変数法による推定結果(4)と(6)を比較すると、認可保育所の係数は(4)列で大きく有意な影響を持つことから、出産前に就業していた母親ほど、認可保育所の利用がもたらす就業促進効果が大きいことが示唆される。その他の変数についてみると、末子の年齢が高いこと、3世代同居していることが母親の就業に正の影響を与えている。一方で、操作変数法を用いた推定では、父親の月収や母親の学歴の影響は出産前に非就業であった母親でのみ観察される。

続いて、表4は認可保育所の利用が、末子が4~6歳すなわち未就学の時点、7~9歳すなわち小学校低学年の時点での母親の就業確率に与える影響を推定した結果である。なお、小学校入学以降の推定では、未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いて認可保育所の利用を捉えている。推定の結果、OLSでも操作変数法による推定でも、認可保育所の利用は母親の就業確率に有意に正の影響を与えている。操作変数法による推定に注目して認可保育所の係数をみると、3歳未満の就業率を分析した表3の(2)と比べて係数の大きさはやや小さくなるものの、認可保育所の利用は未就学児の時期だけでなく小学校入学後の母親の就業を促す効果を持つといえる。

表3、表4では就業確率に与える影響に注目したのに対し、母親の正規雇用確率に注目して同様の推定を行ったのが表5、表6である。まず表5は末子が3歳未満の時点での母親の正規雇用確率についての推定であり、全体でも出産前の就業状態別でも認可保育所の利用が正規雇用確率を有意に高めることが確認される。また、就業状態別に(4)と(6)の認可保育所の係数を比べると、就業確率と同様に、正規雇用確率についても出産前に就業していた母親に対して認可保育所利用の効果が大きいことが分かる。また、その他の変数をみ

ると子どもの数が一貫して正規雇用確率に負の影響を与えていることが特徴的であり、子どもが多いことが正規雇用での就業を妨げている。また、3世代同居は就業確率に対しては有意な影響を与えていた一方で、正規雇用確率に対しては影響を与えていない。次に、末子4歳以降の正規雇用確率に注目した表6をみると、認可保育所の利用は母親が正規雇用で働く確率を有意に高めることが確認できる。すなわち、就業確率の分析と同様に、認可保育所の利用は同時期の母親の正規雇用だけでなく、認可保育所の利用が終了した小学校入学以降の雇用に対しても正の影響を持ち続けるといえる。

5-2、認可保育所の利用が学童保育の利用に与える影響

学童保育が母親の就業に与える影響をみる前に、本節では認可保育所の利用が小学校低学年時の学童保育の利用にどのような影響を与えるのかを確認する。推定結果が表7である。まず(1)より、OLSによる推定の結果、認可保育所の利用は学童保育の利用確率を有意に高めることがわかる。また、操作変数法による推定を行った(2)をみても、認可保育所を利用していたことが学童保育の利用を促進させることが確認できる。その他の変数をみると、子どもの年齢が低いこと、子どもの数が少ないこと、3世代同居していない場合に学童保育の利用確率が高くなる。子どもの数が少ない場合に利用率が高くなるのは、本分析の注目が末子であることによるものかもしれない。すなわち、本分析では子どもの数が多いことは末子の上に兄弟が多くいることを意味するため、年上の兄弟が下の子どもの面倒をみることができる場合に学童保育の利用が抑制されることを示唆している可能性がある。

共働きなどで両親が放課後の子どもをケアすることができない場合に、学童保育以外の保育提供者として考えられるのが子の祖父母である。そこで表7ではさらに、3世代同居をしているか否かでサンプルを分けた推定を行い、認可保育所利用の影響を比較している。操作変数法による推定結果をみると、(4)の3世代同居のサンプルでは認可保育所の利用は学童保育の利用に有意な影響を与えていない。一方で、(6)の核家族のサンプルでは認可保育所を利用していた場合に、学童保育を利用する確率が有意に高くなる。この結果は予想通りのものであろう。長時間のケアが必要な未就学児の場合と異なり、日中の大部分を学校で過ごす小学生の場合、放課後の数時間を祖父母がケアすることは現実的に困難ではない。一方で、核家族で認可保育所を利用していた共働き世帯の場合には、小学校入学以降の放課後の子どものケアを行う必要が生じるため、学童保育の利用が高まるのだろう。

これらの結果は、認可保育所を利用して働いていた母親が、子の小学校入学後も働き続けるためには放課後の子どもをケアしてくれる存在が必要であり、特に祖父母などによる私的な保育サービスを受けることが困難な母親にとって学童保育は就業継続の重要な鍵となる可能性を示唆している。表4や表6の推定において、認可保育所の利用が同時期だけでなく小学校入学後の母親の就業促進につながるのも、認可保育所を利用して働いていた母親が、小学校入学後も学童保育を利用することで就業を継続することが可能となっているためであろう。

5-3、学童保育が母親の就業に与える影響

これまでの分析から認可保育所の利用が母親の就業を促進させる効果をもつことが確認されたが、同様の効果は学童保育についてもみられるのだろうか。学童保育の利用が、末子が小学校低学年時の母親の就業確率に与える影響を推定した結果が表 8 である。(1) をみると OLS による推定では学童保育の利用が母親の就業を促すものの、学童利用率を操作変数とした IV による推定では学童保育の利用は母親の就業に有意な影響を与えない。さらに(4)、(6) では末子が年長時に就業していたかどうかでサンプルを分けた推定を行っているが、こちらも操作変数を用いて内生性に考慮した場合には有意な影響を確認できない。ただし、特にサンプルを分けた推定では操作変数法 1 段階目の F 値が小さく、弱操作変数の可能性が否定できない点は注意が必要である。その他の変数をみると、3 世代同居していること、父親の月収が低いことが就業確率を高めるほか、末子の年齢が高いことや母親の年齢が低いことは小学校入学以降に新たに働き始める確率を、学歴の高さは小学校入学後も就業を継続する確率を高める効果をもつことが分かる。

続いて、被説明変数を就業確率から正規雇用確率に変えて表 8 と同様の推定を行ったのが表 9 である。全体サンプルでの推定 (1)、(2) に注目すると、OLS でも操作変数法による推定でも、学童保育の利用が母親の正規雇用確率を高めることが確認される。さらに、小学校入学前の就業状態別でみると、元々就業していた母親に対して、学童保育の利用がもたらす就業促進効果が大きく、一方で就業していなかった母親に対しては有意な影響はみられない。ただし、表 9 の推定においても、操作変数法 1 段階目の F 値が小さいため、弱操作変数の問題が生じている可能性は否定できない。

表 8 および表 9 の結果を合わせると、学童保育の利用は全体の就業確率には有意な影響を与えないものの、正規雇用として働く確率を高める効果をもつことがわかる。これは、例えばパートやアルバイトなどの非正規雇用として短時間働く場合には、就業時間を放課後より前の子どもが学校にいる時間に合わせることで、学童保育の利用に関わらず就業を選択できるのに対し、正規雇用でフルタイムの就業をする場合には、放課後に子どものケアをしてくれる存在が必要となることを反映していると考えられる。また、小学校入学前から就業していた母親に対して学童保育利用の恩恵が大きいのは、出産後に正規雇用として新たに働き始めることが困難であり、学童保育が就学前から正規雇用として働いていた母親の就業継続に貢献していると解釈できるだろう。

5-4、認可保育所および学童保育が母親の労働時間と家事・育児時間に与える影響

これまでの分析から、保育施設の利用が母親の就業を促進させる可能性が示されたが、就業時間や家事時間に対してはどのような影響を与えるのだろうか。認可保育所と学童保育の利用が母親の労働時間に与える影響をみたのが表 10、家事・育児時間に与える影響をみたのが表 11 である。まず表 10 より、認可保育所の利用と学童保育の利用は共に母親の労

働時間を増加させることが分かる。これは、保育施設の利用によってそもそも就業が促されていることを考えれば自然な結果であろう。また、末子の年齢が高いことや子どもの数が少ないこと、3世代同居していること、父親の月収が低いこと、学歴が高いことなどが労働時間を延ばす要因となっていることも理解しやすい。

続いて、家事・育児時間について表 11 をみると、認可保育所の利用は末子が小学校入学までの時点での母親の家事時間を減少させる。一方で、小学校入学以降の推定 (7)、(9) では認可保育所の利用と学童保育の利用の係数は負であるものの、どちらも家事時間に有意な影響を与えているとはいえない。これは、小学校入学以降も正の影響がみられる労働時間とは対照的な結果である。この背景には、平均的な労働時間は子どもの年齢とともに増加するのに対し、就業状態によらず家事・育児時間は子どもが成長することで短くなるという傾向が影響しているのかもしれない。その他の変数をみると、末子の年齢が低いこと、子どもの数が多いこと、核家族であることなどが家事時間を増加させている。また、父親の月収の高さや学歴が低いことが家事時間を増加させるのは、そのような世帯において母親が就業していない確率が高いことを反映したものと考えられる。

5-5、頑健性の確認

これまでの推定では、末子についての保育施設利用の影響を分析してきたが、出産等を理由に母親が就業状態の変更を検討する場合、その影響は第一子の出産時に最も大きくなると予想される。実際に、第 15 回出生動向基本調査によれば、2010 年から 2014 年に出産した女性の就業継続率は第一子では 53% なのに対し、第二子では 82%、第三子では 84% と高くなっている。これは、第一子の出産を機に仕事を辞める母親が最も多く、反対に第二子以降では出産前に就業していれば出産後も仕事を継続する母親が多いことを示している。よって、第一子と第二子以降では母親の就業決定に与える影響が異なると考えられるため、本稿で行った末子を対象とした分析の結果が、末子以外の子どもに対しても当てはまるものなのかを確認することは重要である。そこで、表 12 では、分析対象を第一子の認可保育所利用に変えた推定を行っている。ただし、すでに述べたように、データの制約から第一子の場合、学童保育を利用しているのか第二子以降の子どもが保育所を利用しているのかを識別することができないため、学童保育の利用についての分析は行わない。

推定結果が表 12 である。まず、(1)、(2) より、認可保育所の利用は OLS でも操作変数法による推定でも第一子が 3 歳未満の時点での母親の就業確率を有意に高めることが分かる。さらに、出産前の就業状態別でも、表 3 の末子の場合と同様、非就業の母親に比べて出産前に働いていた母親に対して認可保育所の利用の影響が大きい。ただし、第一子出産の前年に非就業だったサンプルは 188 と少なく、操作変数法 1 段階目の F 値が小さいため弱操作変数の問題が生じている可能性は否定できない。続いて、第一子が 4 歳から 6 歳と 7 歳から 9 歳の時点における母親の就業をみると、認可保育所の利用は操作変数法による推定でも母親の就業確率を有意に高めることが確認できる。この結果も末子について分析し

た表 4 の結果と類似しており、子どもの出生順位によらず認可保育所は母親の就業を促す効果を持つといえる。その他の変数をみると、末子の年齢が高いこと、子どもの数が少ないこと、夫の月収が低いことなどが母親の就業確率を高めており、これらは既にみた末子の分析結果と変わらない。

以上の結果から、少なくとも認可保育所の利用については、末子を対象にした分析と第一子を対象にした分析の主要な結果は大きく異なることが確認された。学童保育の影響の頑健性については本稿でこれ以上の分析ができないものの、小 1 の壁と呼ばれる放課後時間の保育の必要性に直面するのはまず第一子のときであり、また上の兄弟が学童保育を利用している場合には下の子どもも同じ施設を利用する確率が高くなることを考えれば、学童保育の利用についても末子と同程度以上の就業促進効果が見込めるのではないかと期待される。子どもの出生順位ごとの影響についての詳細な分析は今後の課題としたい。

6、おわりに

本稿では、これまでの先行研究の主眼であった認可保育所に加え、小学生を対象とした保育サービスである学童保育の利用がもたらす就業促進効果について、「消費生活に関するパネル調査」を用いて分析を行ってきた。保育施設の利用が内生変数となる可能性を考慮して、都道府県別の認可保育所の定員率および学童保育の利用率を操作変数に用いた操作変数法による推定を行った結果、第一に、認可保育所の利用は母親の就業確率や正規雇用確率を高めることが分かった。第二に、認可保育所を利用していたことは小学校入学後に学童保育を利用する確率を有意に高めるが、その影響は核家族に対してのみ観察されることが分かった。長時間のケアが必要な未就学児の場合と異なり、日中の大部分を学校で過ごす小学生の場合、保育が必要となるのは放課後の数時間だけであることを考えれば、同居する祖父母が子どもの世話をを行うことは難しくないため、必ずしも外部の保育サービスを利用する必要はないだろう。一方で、核家族で認可保育所を利用していた共働き世帯の場合には、小学校入学以降の放課後の子どもの預け先が必要となるため、学童保育の利用が高まるのだろう。第三に、学童保育の利用は母親の就業確率には有意な影響を与えないものの、正規雇用確率および労働時間を有意に高めることが分かった。これは、「小一の壁」の問題としても挙げられるように、放課後の時間に母親が子どもの面倒を見るために小学校入学を機に働き方を変えていることが影響しているのかもしれない。すわなち、学童保育を利用できない場合にも、母親はパートタイムなどの短時間労働を選択することで働き続けることはできるものの、フルタイムで働き続けるためには終業時間まで子どもを預ける必要が生じるため、学童保育を利用できるか否かが大きな影響を与えられと考えられる。また、学童保育の利用は小学校入学以降に新たに働き始めることよりも、就業継続を促す効果が大きいことから、認可保育所を利用してフルタイムで働いていた母親がそのままキャリアを継続させるために

は、小学校入学後の子どもに対する保育サービスの拡充が重要であることが示唆される。

保育施設の不足が深刻な社会問題であるとの認識が広まり、特に認可保育所については近年、利用率が増加し待機児童数は減少傾向にある。認可保育所の拡充は出産後も母親が働き続けることを可能にすると期待される一方で、母親のキャリア継続のためのサポートを考える上では、保育所を卒園した後の子どものための保育サービスについても議論していく必要がある。政府は学童保育の整備に力を入れており、登録児童数は近年確かに増加傾向にあるものの、認可保育所の利用率の増加もあり、学童保育の待機児童数は高止まりしている状況である。学童保育の量的な意味でのさらなる拡充が求められるとともに、今後はより効果的な就業支援のあり方を考える上でも、学童保育の利用対象や提供するサービスの内容についても議論していく必要があるだろう。

先行研究

Abe, Y. (2013). “Regional Variations in Labor Force Behavior of Women in Japan” *Japan and the World Economy*, 36, 72-83.

Asai, Y., Kambayashi, R., and Yamaguchi, S. (2015). “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 172-192.

Bettendorf, L., Jongen, E., and Muller, P. (2015). “Childcare Subsidies and Labor Supply - Evidence from a large Dutch reform” *Labour Economics*, 36, 112-123.

Cascio, E.U. (2009). “Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools”, *Journal of Human Resource*, 44 (1), 140-170.

Gambaro, L., Jan, M., and Frauke, P. (2019). “School entry, afternoon care, and mothers' labour supply”, *Empirical Economics*, 57, 769-803.

Goux, D., and Maurin, E. (2010). “Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply”, *Labour Economics*, 17 (6), 951-962.

Felfe, Christina, Michael Lechner and Petra Thiemann (2016). “After-school Care and Parents' Labor Supply.” *Labour Economics*, 42.10.1016/j.labeco.2016.06.009.

Fitzpatrick, M. (2010). “Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten”, *Labour Economic*, 28(1), 51-85.

Lee, G., and Lee, S. (2014). “Childcare Availability, Fertility and Female Labor Force Participation in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 32, 71-85.

Martínez A., Claudia and Marcela Peticara (2017) “Childcare Effects on Maternal Employment: Evidence from Chile”, *Journal of Development Economics*, 126, issue C, 127-137.

Müller, K., & Wrohlich, K. (2020). “Does subsidized care for toddlers increase maternal labor supply? Evidence from a large-scale expansion of early childcare”, *Labour Economics*, 62, 101776.

Nishitateno, S., & Shikata, M. (2017). “Has Improved Daycare Accessibility Increased Japan's Maternal Employment Rate? Municipal Evidence from 2000-2010”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 44, 67-77.

Nollenberger, N., & Rodriguez, N. (2015). “Full-time universal childcare in a context of low maternal employment: Quasi-experimental evidence from Spain”, *Labour Economics*, 36, 124-136.

Takaku, R. (2019) . “The Wall for Mothers with First Graders: Availability of Afterschool Childcare and Continuity of Maternal Labor Supply in Japan.”, *Review of Economics of the Household*, 17, 177-199.

宇南山卓 (2011)「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』,65,

1-22.

高久玲音 (2019) 「小学校一年生の壁と日本の放課後保育」 『日本経済研究』,707, 68-78.

中山真緒 (2020) 「保育所がもたらす母親の就業促進効果—認可保育所が提供するサービスに注目して」 『日本労働研究雑誌』,719, 56-73.

平河茉璃絵・浅田義久 (2018) 「学童保育の拡大が女性の就業率に与える影響」 『日本経済研究』,692, 59-71.

表1 末子の年齢別の母親の労働アウトカムの平均値

| | 末子3歳未満 | 末子3～6歳 | 末子6～9歳 | 末子9～12歳 |
|---------------|--------|--------|--------|---------|
| 母親の就業率 | 0.33 | 0.29 | 0.40 | 0.46 |
| 母親の正規雇用率 | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.19 |
| 母親の労働時間(0を含む) | 2.31 | 2.06 | 2.71 | 3.09 |
| 母親の家事時間 | 10.04 | 10.51 | 9.24 | 8.44 |

表2 説明変数の記述統計

| | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|-------|-------|-----|-----|
| 認可保育所の利用率 | 0.41 | 0.49 | 0 | 1 |
| 学童保育の利用率 | 0.12 | 0.33 | 0 | 1 |
| 子どもの数 | 1.96 | 0.79 | 1 | 5 |
| 3世代同居ダミー | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 |
| 父親の月収 | 32.03 | 17.58 | 0 | 720 |
| 母親の年齢 | 34.87 | 5.10 | 24 | 53 |
| 母親の学歴 | | | | |
| 中卒 | 0.05 | 0.21 | 0 | 1 |
| 高卒 | 0.40 | 0.49 | 0 | 1 |
| 専門・専修 | 0.18 | 0.39 | 0 | 1 |
| 短大・高専 | 0.22 | 0.42 | 0 | 1 |
| 大学(4年制)以上 | 0.15 | 0.35 | 0 | 1 |

※末子が12歳までのサンプルの記述統計を示している。

※学童保育については末子が小学校低学年のサンプルの記述統計を示している。

表3 認可保育所の利用が出産3年以内の就業確率に与える影響
被説明変数：末子が3歳未満で母親が働いていれば1となるダミー

| | (1) 全サンプル | | (4) 出産前就業 | | (6) 出産前非就業 | |
|-----------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-----------------------|---------------------------|--------------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.404*** (0.0145) | 0.992*** (0.149) | 0.344*** (0.0255) | 1.640*** (0.463) | 0.319*** (0.0245) | 0.257 (0.188) |
| 末子の年齢 | 0.144*** (0.00655) | 0.138*** (0.00825) | 0.176*** (0.0107) | 0.163*** (0.0188) | 0.102*** (0.0101) | 0.102*** (0.0102) |
| 子どもの数 | 0.0118 (0.00891) | -0.00883 (0.0118) | 0.104*** (0.0146) | -0.0534 (0.0609) | -0.00723 (0.0135) | -0.00281 (0.0192) |
| 3世代同居ダミー | 0.0585*** (0.0212) | 0.0282 (0.0255) | 0.0725** (0.0321) | 0.0995* (0.0536) | 0.0765** (0.0359) | 0.0807** (0.0334) |
| 父親の月収 | -0.00265*** (0.000636) | -0.000730 (0.000695) | -0.00191*** (0.000671) | 0.00207 (0.00190) | -0.00333*** (0.000904) | -0.00371*** (0.00141) |
| 母親の年齢 | -0.00360* (0.00185) | -0.00348 (0.00221) | -0.000310 (0.00336) | -0.00465 (0.00575) | -0.00491 (0.00318) | -0.00455 (0.00325) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | |
| 高卒ダミー | 0.0157 (0.0498) | 0.0426 (0.0564) | -0.00722 (0.104) | 0.133 (0.155) | 0.127* (0.0662) | 0.118 (0.0788) |
| 専門卒ダミー | 0.0633 (0.0508) | 0.0710 (0.0575) | 0.130 (0.105) | 0.120 (0.150) | 0.151** (0.0690) | 0.150** (0.0747) |
| 短大卒ダミー | 0.0325 (0.0507) | 0.0262 (0.0572) | 0.123 (0.105) | 0.0765 (0.150) | 0.145** (0.0665) | 0.142* (0.0738) |
| 大卒ダミー | 0.0229 (0.0508) | 0.0350 (0.0572) | 0.110 (0.105) | 0.0747 (0.149) | 0.136** (0.0664) | 0.135* (0.0737) |
| 観測数 | 3,318 | 3,318 | 1,429 | 1,429 | 1,164 | 1,164 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 96.86*** | 25.28*** | 56.41*** | 8.87*** | 17.61*** | 9.68*** |
| 決定係数 | 0.317 | | 0.336 | | 0.268 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 47.85*** | | 11.91*** | | 16.13*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

表4 認可保育所の利用が出生4年以降の就業確率に与える影響
被説明変数：末子が4～6歳、7～9歳で母親が働いていれば1となるダミー

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|---------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Y:4歳～6歳の就業確率 OLS | IV | Y:7歳～9歳の就業確率 OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.418*** (0.0226) | 0.648*** (0.218) | 0.244*** (0.0261) | 0.664*** (0.207) |
| 末子の年齢 | 0.00998 (0.0124) | 0.0114 (0.0127) | 0.0243* (0.0135) | 0.0251* (0.0150) |
| 子どもの数 | 0.0223* (0.0132) | 0.0160 (0.0151) | -0.0159 (0.0168) | -0.0186 (0.0172) |
| 3世代同居ダミー | 0.0714*** (0.0247) | 0.0630** (0.0267) | 0.0794*** (0.0253) | 0.0697** (0.0294) |
| 父親の月収 | -0.00448*** (0.000678) | -0.00298* (0.00155) | -0.00311** (0.00136) | -0.00140 (0.000975) |
| 母親の年齢 | -0.00247 (0.00239) | -0.00136 (0.00260) | -0.00696** (0.00273) | -0.00687** (0.00285) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | |
| 高卒ダミー | 0.133** (0.0581) | 0.132** (0.0534) | 0.119** (0.0534) | 0.132** (0.0553) |
| 専門卒ダミー | 0.156*** (0.0604) | 0.150*** (0.0567) | 0.159*** (0.0596) | 0.160*** (0.0605) |
| 短大卒ダミー | 0.148** (0.0605) | 0.134** (0.0573) | 0.137** (0.0596) | 0.128** (0.0596) |
| 大卒ダミー | 0.183*** (0.0629) | 0.185*** (0.0585) | 0.194*** (0.0650) | 0.230*** (0.0664) |
| 観測数 | 1,732 | 1,732 | 1,471 | 1,471 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 35.14*** | 12.74*** | 13.57*** | 8.45*** |
| 決定係数 | 0.289 | | 0.186 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 16.59*** | | 21.75*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

※末子が小学校入学以降の推定では、認可保育所の利用ダミーは未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いる

表5 認可保育所の利用が出産3年以内の正規雇用確率に与える影響
被説明変数：末子が3歳未満で母親が正社員として働いていれば1となるダミー

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| | 全サンプル OLS | IV | 出産前就業 OLS | IV | 出産前非就業 OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.257*** (0.0131) | 0.810*** (0.141) | 0.257*** (0.0255) | 1.337*** (0.422) | 0.204*** (0.0204) | 0.262* (0.156) |
| 末子の年齢 | -0.0214*** (0.00632) | -0.0277*** (0.00788) | -0.0317*** (0.0115) | -0.0433** (0.0175) | -0.0125 (0.00840) | -0.0124 (0.00836) |
| 子どもの数 | -0.0640*** (0.00814) | -0.0838*** (0.0114) | -0.0330** (0.0152) | -0.164*** (0.0554) | -0.0254** (0.0104) | -0.0298* (0.0163) |
| 3世代同居ダミー | 0.0255 (0.0208) | -0.00595 (0.0246) | -0.0138 (0.0342) | 0.00254 (0.0493) | 0.0353 (0.0304) | 0.0316 (0.0275) |
| 父親の月収 | -0.00122*** (0.000387) | 0.000593 (0.000664) | -0.00118* (0.000705) | 0.00226 (0.00179) | -0.00160** (0.000664) | -0.00126 (0.00115) |
| 母親の年齢 | 0.00395** (0.00178) | 0.00417** (0.00211) | 0.00506 (0.00367) | 0.00156 (0.00532) | 0.00500* (0.00265) | 0.00467* (0.00266) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | |
| 高卒ダミー | 0.0487 (0.0312) | 0.0687 (0.0541) | 0.0477 (0.0733) | 0.167 (0.143) | 0.0579 (0.0531) | 0.0670 (0.0647) |
| 専門卒ダミー | 0.121*** (0.0337) | 0.122** (0.0552) | 0.166** (0.0772) | 0.154 (0.138) | 0.0515 (0.0547) | 0.0526 (0.0613) |
| 短大卒ダミー | 0.161*** (0.0332) | 0.150*** (0.0550) | 0.242*** (0.0768) | 0.206 (0.138) | 0.0725 (0.0540) | 0.0743 (0.0606) |
| 大卒ダミー | 0.232*** (0.0336) | 0.238*** (0.0549) | 0.350*** (0.0769) | 0.319** (0.138) | 0.126** (0.0553) | 0.128** (0.0605) |
| 観測数 | 3,294 | 3,294 | 1,414 | 1,414 | 1,161 | 1,161 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 29.69*** | 10.61*** | 13.12*** | 3.88*** | 6.13*** | 3.23*** |
| 決定係数 | 0.162 | | 0.153 | | 0.145 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 47.79*** | | 12.21*** | | 15.85*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

表6 認可保育所の利用が出産4年以降の正規雇用確率に与える影響
被説明変数：末子が4～6歳、7～9歳で母親が正社員として働いていれば1となるダミー

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|--------------------------|------------------------|---------------------------|-------------------------|
| | Y:4歳～6歳の就業確率 | | Y:7歳～9歳の就業確率 | |
| | OLS | IV | OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.219*** (0.0186) | 0.450** (0.204) | 0.181*** (0.0213) | 0.412** (0.180) |
| 末子の年齢 | 0.0105 (0.0114) | 0.0122 (0.0118) | -0.000478 (0.0127) | 2.35e-05 (0.0131) |
| 子どもの数 | -0.0368*** (0.0119) | -0.0435*** (0.0141) | -0.0319** (0.0145) | -0.0332** (0.0150) |
| 3世代同居ダミー | 0.110*** (0.0255) | 0.101*** (0.0249) | 0.0973*** (0.0245) | 0.0919*** (0.0256) |
| 父親の月収 | -0.00130** (0.000544) | 0.000218 (0.00145) | -0.00140*** (0.000420) | -0.000455 (0.000848) |
| 母親の年齢 | 0.00107 (0.00222) | 0.00213 (0.00239) | -0.00193 (0.00242) | -0.00207 (0.00249) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | |
| 高卒ダミー | 0.124*** (0.0382) | 0.123** (0.0490) | 0.0739 (0.0463) | 0.0822* (0.0482) |
| 専門卒ダミー | 0.212*** (0.0430) | 0.207*** (0.0520) | 0.160*** (0.0511) | 0.162*** (0.0527) |
| 短大卒ダミー | 0.224*** (0.0420) | 0.211*** (0.0527) | 0.150*** (0.0502) | 0.146*** (0.0519) |
| 大卒ダミー | 0.284*** (0.0443) | 0.284*** (0.0538) | 0.205*** (0.0541) | 0.225*** (0.0581) |
| 観測数 | 1,703 | 1,703 | 1,461 | 1,461 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 13.60*** | 6.14*** | 9.06*** | 5.59*** |
| 決定係数 | 0.140 | | 0.122 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 15.90*** | | 21.76*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

※末子が小学校入学以降の推定では、認可保育所の利用ダミーは未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いる

表7 認可保育所の利用が学童保育の利用確率に与える影響
被説明変数：末子が7～9歳で学童保育施設を利用していれば1となるダミー

| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | |
|-----------------------|---------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------------|------------------------|-----|----|-----|----|-----|----|
| | 全体 | | 3世代同居 | | 3世代同居 | | 核家族 | | 核家族 | | 核家族 | |
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.137*** (0.0170) | 0.483*** (0.163) | 0.0724** (0.0281) | -0.104 (0.145) | 0.152*** (0.0208) | 0.774*** (0.264) | | | | | | |
| 末子の年齢 | -0.0596*** (0.00986) | -0.0594*** (0.0116) | -0.0178 (0.0170) | -0.0102 (0.0192) | -0.0721*** (0.0117) | -0.0622*** (0.0170) | | | | | | |
| 子どもの数 | -0.0770*** (0.0116) | -0.0786*** (0.0133) | -0.0441** (0.0224) | -0.0296 (0.0251) | -0.0922*** (0.0137) | -0.0804*** (0.0199) | | | | | | |
| 3世代同居ダミー | -0.0591*** (0.0184) | -0.0676*** (0.0229) | | | | | | | | | | |
| 夫の月収 | -0.000973** (0.000422) | 0.000412 (0.000754) | -0.00122 (0.00100) | -0.00193* (0.00110) | -0.000904** (0.000420) | 0.00154 (0.00115) | | | | | | |
| 妻の年齢 | 0.00506** (0.00215) | 0.00520** (0.00221) | 0.00299 (0.00404) | 0.000562 (0.00416) | 0.00530** (0.00250) | 0.00278 (0.00329) | | | | | | |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | | | | | | | |
| 高卒ダミー | -0.000941 (0.0378) | 0.0109 (0.0433) | -0.0221 (0.0537) | 0.00433 (0.0613) | -0.00464 (0.0514) | 0.0633 (0.0737) | | | | | | |
| 専門卒ダミー | 0.0489 (0.0431) | 0.0500 (0.0472) | 0.0942 (0.0714) | 0.129* (0.0716) | 0.0150 (0.0566) | 0.0696 (0.0773) | | | | | | |
| 短大卒ダミー | -0.0164 (0.0414) | -0.0220 (0.0465) | 0.0361 (0.0634) | 0.0714 (0.0730) | -0.0436 (0.0550) | -0.00695 (0.0736) | | | | | | |
| 大卒ダミー | 0.00674 (0.0440) | 0.0356 (0.0517) | 0.0116 (0.0751) | 0.0525 (0.0802) | -0.0143 (0.0572) | 0.110 (0.0932) | | | | | | |
| 観測数 | 1,455 | 1,455 | 347 | 347 | 1,108 | 1,108 | | | | | | |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 7.21*** | 5.14*** | 1.42 | 1.36 | 6.63*** | 3.48*** | | | | | | |
| 決定係数 | 0.120 | | 0.100 | | 0.136 | | | | | | | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 20.71*** | | 16.33*** | | 12.20*** | | | | | | |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

※認可保育所の利用ダミーは末子が未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いる

表8 学童保育の利用が末子が小学校低学年時の就業確率に与える影響
被説明変数：末子が7～9歳で母親が働いていれば1となるダミー

| | (1) 全サンプル OLS | (2) IV | (3) 末子年長時に就業 OLS | (4) IV | (5) 末子年長時に非就業 OLS | (6) IV |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| 学童保育の利用ダミー | 0.244*** (0.0348) | 0.297 (0.432) | 0.0314 (0.0196) | -0.210 (0.316) | 0.229* (0.121) | 1.222 (1.139) |
| 末子の年齢 | 0.0385*** (0.0140) | 0.0416 (0.0292) | -0.00219 (0.0101) | -0.0211 (0.0269) | 0.0820*** (0.0236) | 0.0930*** (0.0278) |
| 子どもの数 | 0.00592 (0.0162) | 0.00991 (0.0366) | -0.00963 (0.0134) | -0.0324 (0.0322) | 0.00756 (0.0281) | 0.0395 (0.0469) |
| 3世代同居ダミー | 0.104*** (0.0271) | 0.107*** (0.0361) | 0.0499*** (0.0160) | 0.0230 (0.0401) | -0.0310 (0.0562) | -0.0454 (0.0587) |
| 父親の月収 | -0.00373*** (0.000455) | -0.00365*** (0.000795) | -0.00115*** (0.000214) | -0.00141*** (0.000454) | -0.00459*** (0.000995) | -0.00383*** (0.00144) |
| 母親の年齢 | -0.00830*** (0.00266) | -0.00856** (0.00340) | 0.00140 (0.00178) | 0.00332 (0.00324) | -0.0111** (0.00454) | -0.0129** (0.00515) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | |
| 高卒ダミー | 0.0958* (0.0516) | 0.0961* (0.0513) | 0.108* (0.0558) | 0.108*** (0.0387) | 0.0158 (0.102) | 0.0592 (0.115) |
| 専門卒ダミー | 0.133** (0.0567) | 0.131** (0.0600) | 0.122** (0.0571) | 0.138*** (0.0470) | 0.0616 (0.109) | 0.0937 (0.119) |
| 短大卒ダミー | 0.131** (0.0557) | 0.132** (0.0557) | 0.101* (0.0590) | 0.100** (0.0423) | 0.128 (0.105) | 0.195 (0.132) |
| 大卒ダミー | 0.168*** (0.0600) | 0.168*** (0.0596) | 0.137** (0.0604) | 0.138*** (0.0463) | 0.185 (0.113) | 0.254* (0.137) |
| 観測数 | 1,455 | 1,455 | 894 | 894 | 547 | 547 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 11.76*** | 9.53*** | 3.04*** | 2.11*** | 4.61*** | 3.19*** |
| 決定係数 | 0.153 | | 0.059 | | 0.137 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 9.25*** | | 4.5** | | 5.86** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

表9 学童保育の利用が末子が小学校低学年時の正規雇用確率に与える影響
被説明変数：末子が7～9歳で母親が正社員として働いていれば1となるダミー

| | (1) 全サンプル OLS | (2) IV | (3) 末子年長時に就業 OLS | (4) IV | (5) 末子年長時に非就業 OLS | (6) IV |
|-----------------------|---------------------------|------------------------|--------------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------|
| 学童保育の利用ダミー | 0.166*** (0.0323) | 1.596** (0.640) | 0.0908** (0.0426) | 1.687* (0.997) | -0.0302** (0.0141) | 0.877 (0.607) |
| 末子の年齢 | 0.00766 (0.0131) | 0.0943** (0.0435) | -0.00497 (0.0192) | 0.120 (0.0843) | 0.00952 (0.00676) | 0.0270* (0.0139) |
| 子どもの数 | -0.0182 (0.0150) | 0.0902* (0.0536) | -0.0450** (0.0224) | 0.107 (0.102) | 0.0118 (0.00870) | 0.0409* (0.0223) |
| 3世代同居ダミー | 0.111*** (0.0251) | 0.191*** (0.0524) | 0.126*** (0.0357) | 0.307** (0.127) | 0.0100 (0.0179) | -0.0125 (0.0278) |
| 父親の月収 | -0.00187*** (0.000421) | 0.000303 (0.00116) | -0.00132** (0.000615) | 0.000382 (0.00139) | -0.000604** (0.000278) | -0.000441 (0.000644) |
| 母親の年齢 | -0.00245 (0.00247) | -0.0100** (0.00507) | 0.00170 (0.00389) | -0.0120 (0.0105) | -0.00148 (0.00140) | -0.00430* (0.00257) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | |
| 高卒ダミー | 0.0719 (0.0478) | 0.0834 (0.0733) | 0.141*** (0.0546) | 0.142 (0.115) | -0.0686 (0.0521) | 0.00849 (0.0557) |
| 専門卒ダミー | 0.154*** (0.0525) | 0.0881 (0.0855) | 0.282*** (0.0642) | 0.180 (0.140) | -0.0862* (0.0512) | -0.0144 (0.0549) |
| 短大卒ダミー | 0.159*** (0.0516) | 0.180** (0.0795) | 0.296*** (0.0642) | 0.302** (0.126) | -0.0621 (0.0530) | 0.0299 (0.0644) |
| 大卒ダミー | 0.195*** (0.0556) | 0.200** (0.0850) | 0.360*** (0.0752) | 0.348** (0.138) | -0.0691 (0.0529) | 0.0332 (0.0663) |
| 観測数 | 1,445 | 1,445 | 887 | 887 | 890 | 544 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 6.83*** | 2.65*** | 4.87*** | 1.58** | 0.81 | 0.84 |
| 決定係数 | 0.096 | | 0.097 | | 0.038 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 8.54*** | | 3.94** | | 4.47** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

表10 保育施設の利用が労働時間に与える影響
被説明変数：末子が3歳未満、4～6歳、7～9歳での母親の平日の労働時間

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Y:0歳～3歳の労働時間 OLS | IV | Y:4歳～6歳の労働時間 OLS | IV | Y:7歳～9歳の労働時間 OLS | IV | Y:7歳～9歳の労働時間 OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 3.166*** (0.108) | 8.751*** (1.242) | 3.404*** (0.155) | 7.746*** (1.848) | 2.403*** (0.170) | 6.491*** (1.682) | | |
| 学童保育の利用ダミー | | | | | | | 2.446*** (0.263) | 10.35** (4.129) |
| 末子の年齢 | 0.888*** (0.0486) | 0.830*** (0.0677) | 0.143 (0.0881) | 0.181* (0.108) | 0.186* (0.101) | 0.197* (0.119) | 0.322*** (0.106) | 0.807*** (0.286) |
| 子どもの数 | -0.105 (0.0660) | -0.298*** (0.0970) | -0.00787 (0.0957) | -0.123 (0.127) | -0.257** (0.116) | -0.266* (0.136) | -0.0717 (0.123) | 0.539 (0.354) |
| 3世代同居ダミー | 0.289* (0.162) | 0.0170 (0.209) | 0.662*** (0.187) | 0.502** (0.226) | 0.881*** (0.196) | 0.786*** (0.234) | 1.069*** (0.204) | 1.499*** (0.343) |
| 父親の月収 | -0.0230*** (0.00657) | -0.00229 (0.00625) | -0.0347*** (0.00480) | -0.00606 (0.0133) | -0.0279*** (0.00335) | -0.0112 (0.00788) | -0.0336*** (0.00342) | -0.0216*** (0.00760) |
| 母親の年齢 | -0.0148 (0.0139) | -0.0143 (0.0182) | -0.00680 (0.0171) | 0.0145 (0.0220) | -0.0564*** (0.0192) | -0.0554** (0.0226) | -0.0685*** (0.0200) | -0.107*** (0.0324) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | | | |
| 高卒ダミー | 0.374 (0.324) | 0.620 (0.464) | 0.931** (0.405) | 0.935** (0.450) | 0.756** (0.374) | 0.890** (0.443) | 0.637 (0.394) | 0.695 (0.500) |
| 専門卒ダミー | 0.971*** (0.335) | 1.002** (0.474) | 1.274*** (0.425) | 1.212** (0.476) | 1.287*** (0.412) | 1.277*** (0.484) | 1.162*** (0.432) | 0.802 (0.579) |
| 短大卒ダミー | 0.830** (0.334) | 0.728 (0.471) | 1.303*** (0.426) | 1.095** (0.479) | 1.110*** (0.405) | 1.030** (0.477) | 1.181*** (0.424) | 1.323** (0.543) |
| 大卒ダミー | 0.845** (0.335) | 0.964** (0.471) | 1.500*** (0.432) | 1.587*** (0.494) | 1.481*** (0.435) | 1.841*** (0.532) | 1.311*** (0.455) | 1.372** (0.578) |
| 観測数 | 3,260 | 3,260 | 1,711 | 1,711 | 1,456 | 1,456 | 1,441 | 1,441 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 86.82*** | 17.92*** | 50.22*** | 12.63*** | 23.87*** | 11.22*** | 17.59*** | 8.64*** |
| 決定係数 | 0.311 | | 0.353 | | 0.268 | | 0.214 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 45.67*** | | 16.27*** | | 20.54*** | | 9.34*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

※末子が小学校入学以降の推定では、認可保育所の利用ダミーは未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いる

表11 保育施設の利用が家事・育児時間に与える影響
被説明変数：末子が3歳未満、4～6歳、7～9歳での母親の平日の家事時間

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | Y:0歳～3歳の就業確率 OLS | IV | Y:4歳～6歳の就業確率 OLS | IV | Y:7歳～9歳の就業確率 OLS | IV | Y:7歳～9歳の就業確率 OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | -2.976*** (0.144) | -7.533*** (1.371) | -2.777*** (0.167) | -3.805** (1.652) | -1.908*** (0.166) | -1.235 (1.378) | | |
| 学童保育の利用ダミー | | | | | | | -1.500*** (0.255) | -3.807 (3.260) |
| 末子の年齢 | -1.472*** (0.0643) | -1.426*** (0.0758) | -0.361*** (0.0963) | -0.369*** (0.0957) | -0.213** (0.0983) | -0.211** (0.0981) | -0.304*** (0.103) | -0.445** (0.224) |
| 子どもの数 | 0.341*** (0.0856) | 0.501*** (0.109) | 0.489*** (0.105) | 0.516*** (0.113) | 0.525*** (0.113) | 0.523*** (0.113) | 0.403*** (0.119) | 0.225 (0.279) |
| 3世代同居ダミー | -0.565*** (0.200) | -0.338 (0.235) | -0.776*** (0.189) | -0.735*** (0.202) | -0.533*** (0.191) | -0.546*** (0.193) | -0.661*** (0.199) | -0.787*** (0.270) |
| 父親の月収 | 0.0183*** (0.00492) | 0.00327 (0.00644) | 0.0217*** (0.00491) | 0.0149 (0.0118) | 0.0102*** (0.00327) | 0.0130** (0.00649) | 0.0153*** (0.00333) | 0.0118** (0.00598) |
| 母親の年齢 | -0.0357** (0.0177) | -0.0365* (0.0204) | 0.00271 (0.0181) | -0.00219 (0.0195) | 0.0187 (0.0188) | 0.0188 (0.0187) | 0.0270 (0.0195) | 0.0384 (0.0255) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | | | | | | | | |
| 高卒ダミー | -0.673 (0.526) | -0.886* (0.526) | -1.223*** (0.423) | -1.215*** (0.399) | -0.819** (0.367) | -0.796** (0.369) | -0.780** (0.384) | -0.806** (0.393) |
| 専門卒ダミー | -1.105** (0.535) | -1.154** (0.536) | -1.409*** (0.441) | -1.378*** (0.425) | -1.036** (0.402) | -1.036*** (0.402) | -1.020** (0.420) | -0.901** (0.451) |
| 短大卒ダミー | -0.986* (0.533) | -0.941* (0.533) | -1.138*** (0.439) | -1.081** (0.428) | -0.717* (0.396) | -0.732* (0.396) | -0.792* (0.413) | -0.842** (0.427) |
| 大卒ダミー | -1.109** (0.534) | -1.207** (0.533) | -1.421*** (0.451) | -1.431*** (0.437) | -0.918** (0.425) | -0.859* (0.441) | -0.801* (0.443) | -0.827* (0.454) |
| 観測数 | 3,286 | 3,286 | 1,719 | 1,719 | 1,458 | 1,458 | 1,442 | 1,442 |
| F値(すべての変数の係数が同時に0の検定) | 63.00*** | 25.73*** | 26.52*** | 10.98*** | 10.98*** | 4.94*** | 6.21*** | 4.45*** |
| 決定係数 | 0.257 | | 0.239 | | 0.144 | | 0.088 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 47.27*** | | 16.14*** | | 20.98*** | | 9.12*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている

※末子が小学校入学以降の推定では、認可保育所の利用ダミーは未就学児の時に認可保育所を利用していれば1となる変数を用いる

表12 認可保育所の利用が第一子出産後の就業確率に与える影響
被説明変数：第一子が3歳未満、4～6歳、7～9歳で母親が働いていれば1となるダミー

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|---------------------|---------------------------|------------------------|---------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|--------------------------|------------------------|
| | 全サンプル | | Y:0歳～3歳の就業確率 出産前就業 | | 出産前非就業 | | Y:4歳～6歳の就業確率 全サンプル | | Y:7歳～9歳の就業確率 全サンプル | |
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 認可保育所の利用ダミー | 0.378*** (0.0188) | 0.898*** (0.164) | 0.392*** (0.0242) | 0.860*** (0.149) | 0.342*** (0.0765) | 0.523 (0.406) | 0.486*** (0.0231) | 0.631*** (0.163) | 0.395*** (0.0248) | 0.666*** (0.203) |
| 末子の年齢 | 0.146*** (0.0102) | 0.137*** (0.0121) | 0.174*** (0.0132) | 0.169*** (0.0154) | 0.00879 (0.0369) | 0.00478 (0.0272) | 0.0427*** (0.0134) | 0.0426*** (0.0134) | 0.0185 (0.0140) | 0.0248 (0.0151) |
| 子どもの数 | -0.294*** (0.0236) | -0.289*** (0.0281) | -0.340*** (0.0314) | -0.323*** (0.0373) | -0.0404 (0.0948) | -0.0297 (0.0718) | -0.135*** (0.0184) | -0.136*** (0.0178) | -0.0814*** (0.0170) | -0.0812*** (0.0170) |
| 3世代同居ダミー | 0.000856 (0.0287) | -0.0520 (0.0368) | 0.0147 (0.0365) | -0.00362 (0.0427) | -0.0645 (0.127) | -0.128 (0.171) | 0.0806*** (0.0292) | 0.0716** (0.0294) | 0.113*** (0.0276) | 0.0996*** (0.0306) |
| 夫の月収 | -0.00286*** (0.000666) | -0.000542 (0.00109) | -0.00188*** (0.000720) | -0.000110 (0.00109) | -0.00470* (0.00251) | -0.00441** (0.00213) | -0.00270** (0.00105) | -0.00242*** (0.000607) | -0.00213** (0.000970) | -0.00124 (0.000817) |
| 妻の年齢 | -0.00292 (0.00271) | -0.00472 (0.00317) | -0.00508 (0.00394) | -0.00855* (0.00461) | 0.0135 (0.0124) | 0.0149 (0.00980) | -0.00653** (0.00271) | -0.00623** (0.00268) | -0.00118 (0.00280) | -0.000310 (0.00297) |
| 学歴ベース：中卒ダミー | 0.0494 (0.0863) | -0.0970 (0.115) | -0.0620 (0.332) | -0.355 (0.247) | 0.0320 (0.303) | 0.114 (0.317) | 0.00991 (0.0671) | 0.00247 (0.0630) | 0.103 (0.0702) | 0.0984 (0.0617) |
| 高卒ダミー | 0.108 (0.0867) | -0.0796 (0.122) | 0.0561 (0.333) | -0.297 (0.255) | -0.101 (0.316) | -0.0695 (0.270) | 0.0145 (0.0699) | 0.00422 (0.0661) | 0.136* (0.0737) | 0.137** (0.0659) |
| 専門卒ダミー | 0.0916 (0.0872) | -0.111 (0.124) | 0.0512 (0.333) | -0.316 (0.257) | 0.00816 (0.320) | 0.0649 (0.292) | -0.00823 (0.0688) | -0.0208 (0.0664) | 0.0945 (0.0731) | 0.0831 (0.0652) |
| 短大卒ダミー | 0.0909 (0.0871) | -0.104 (0.122) | 0.0353 (0.334) | -0.338 (0.257) | 0.0140 (0.312) | 0.0595 (0.279) | -0.0372 (0.0700) | -0.0380 (0.0654) | 0.123 (0.0758) | 0.139** (0.0683) |
| 大卒ダミー | | | | | | | | | | |
| 観測数 | 1,703 | 1,703 | 1,012 | 1,012 | 188 | 188 | 1,501 | 1,501 | 1,498 | 1,498 |
| F値(すべての変数の係数が同) | 42.80*** | 13.56*** | 36.76*** | 11.21*** | 2.98*** | 1.54* | 45.93*** | 11.79*** | 25.21*** | 8.82*** |
| 決定係数 | 0.308 | | 0.341 | | 0.292 | | 0.332 | | 0.250 | |
| 1段階目の推定F値(弱操作変数の検定) | | 34.40*** | | 40.83*** | | 3.30* | | 28.01*** | | 20.87*** |

※すべての推定で年ダミーと都道府県別の人口と女性就業率をコントロールしている