

企業による多様な「家庭と仕事の両立支援策」が夫婦の出生行動に与える影響 —— 労働組合を対象とした調査の結果から ——

野 口 晴 子

I はじめに

第二次世界大戦後における合計特殊出生率の急速な減少は、出生率が丙午の年（1966 年）を下回ることになった 1989 年の「1.57 ショック」を契機に、いわゆる「少子化問題」として広く日本社会に認知された。90 年代以降は、学問分野での多角的な理論・実証研究の蓄積¹⁾が進むと同時に、政策策定の現場における議論が活発化して、さまざまな対策が打ち出されてきたが²⁾、現在までのところ、出生率低下に歯止めをかけ上昇に向わせるまでの効果をあげるにはいたっていない。

2007 年 2 月に設置された「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議（以下、「少子化対策会議」と略す）は、これまでの研究結果から導き出された少子化に対する基本認識を整理し、それを基盤とする重点戦略策定の方向性を「重点戦略の策定に向けての基本的な考え方」（中間報告）として、同年 6 月にとりまとめた。少子化対策会議は、『出生動向基本調査』（国立社会保障・人口問題研究所）を中心とする既存の調査結果から、過去 30 年間にわたり、夫婦の「理想とする子ども数」と「予定子ども数」は両者とも 2.0 を超えて安定しているにもかかわらず、それとは矛盾する現実の合計特殊出生率の継続的減少傾向に着目し（津谷（1999）や滋野・松浦（2003）など）、人々の結婚や出産・育児に対する希望と実態との乖離の拡大が、将来の少子化に拍車をかける要因であるという基本認識を示した。

こうした基本認識の下、少子化対策会議が提示

した重点戦略策定の主要な方向性の 1 つに、「ワーク・ライフ・バランス」をキーワードとした「働き方の改革」の実現がある。少子化対策会議・働き方の改革分科会は、「ワーク・ライフ・バランス」を「個人が仕事上の責任を果たしつつ、結婚や育児をはじめとする家族形成のほか、介護やキャリア形成、地域活動への参加など、個人や多様なライフ・スタイルの家族がライフ・ステージに応じた希望を実現できるようにすること」と定義付け、労使双方におけるメリットの必要性を強調した方向性を打ち出している。すなわち、新たな家族形成に不可欠な就業による経済的自立を若者に促しつつ、さまざまなライフ・ステージに対応可能な「ファミリー・フレンドリー（以下、「ファミフレ」と略す）施策」と、時間や場所の制約を解放し多様で柔軟な働き方を受容する「ワーク・フレキシビリティ（以下、「フレックス」と略す）施策」などのさらなる促進により、個々の労働者の効用を高め、同時に、モチベーションと生産性の向上を図るというものである（「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議（2007））。ここに、1992 年に「育児休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」（以下、「育児休業法」と略す）が施行されて以来、数多くの学問的検証と政策議論が行われてきた、ファミフレ施策とフレックス施策はともに、「ワーク・ライフ・バランス」という新たな政策理念を実質化する手段として、その重要性が再確認されたといえよう。

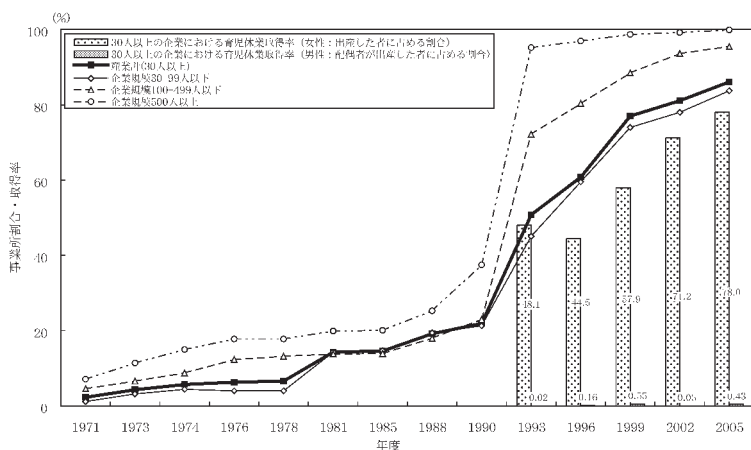
本稿の目的は、現在までに蓄積された先行研究が得た結果と、昨年度、(株)サーベイリサーチセンターによって 2 つの労働組合を対象に実施され

た『職場環境と少子化の関連性に関する調査』を用いた実証分析によって、「仕事と家庭の両立を支援する」施策が夫婦の出生行動に与える効果を検証することにある。以下、IIで先行研究を概観し、IIIでは本稿で用いるデータの概略を示すとともに、諸制度を類型化する。IVでは前節で類型化された施策群が出生確率に与える影響を算するための推定方法を、Vではその推定結果を提示し、最後に、本稿の実証結果から得られた政策的含意、および、本研究の限界と今後の課題について述べる。

II 「仕事と家庭の両立支援策」が出生行動に与える効果に関する先行研究

1989年における「1.57ショック」以降、仕事と家庭の両立と女性の能力の積極的活用とを政策目標とする法的整備が相次いだ³⁾。こうした法的整備が事業所に与えた影響の典型的な事例を、ファミフレ施策の中軸である「育児休業（以下、「育休」と略す）制度」の規定がある事業所割合の推移に見出すことができる。図1を見ると、育休制度の規定がある事業所割合は、従業員数30人以上の事業所平均で、育児休業法施行前(1990年)の約22%から、施行直後の1993年には約51%、2005年には86%まで急増している。こうした傾向は従業員

数が多い大企業ほど顕著であり、2005年現在で、従業員数500人以上の事業所では、ほぼすべての事業所が育休制度を規定している。また、育休取得率（育休取得者数／女性従業員のうち出産した者の数、または、男性従業員のうち配偶者が出産した者の数）も、女性に関しては、育休開始前賃金の25%が雇用保険より支給されるようになった1995年前後で一時減少したものの、雇用保険からの支給が40%に増額された2001年以降は順調な伸びを示し、2005年には約8割弱にまで達している。しかしながら、脇坂(1999a, 2002)が指摘するように、この育休取得率を算出するための分母は「女性従業員のうち出産した者の数」で、出産以前に結婚や妊娠を契機に退職している従業員が除外されているため、この8割弱という数値にはサンプル・セレクション・バイアスがかかっている可能性が高い。さらに、図1から、女性労働者の割合が比較的高い、従業員数が30-99人の中小企業において、育休の制度規定が約84%にとどまっていること、また、女性に比較して、男性の育休取得率が1%未満と極端に少ないことがわかる。いずれにしても、90年代以降、職場において、育休制度を中心とした仕事と家庭の両立支援策が急速に浸透していることが事実とすると、そうした施策は人々の出生行動にどういった影響を与えて



出所) 旧労働省『女子保護実施状況調査』(1971年度～1985年度)、および、旧労働省・厚生労働省『女子雇用管理基本調査』(1986年度～2005年度)。

図1 育児休業制度の規定がある事業所割合、および、男女別育児休業取得率の推移 (1971年～2005年)

いるのであろうか。

表1は、両立支援策と出生行動に関する代表的な研究の概略を発表年順にまとめたものである。これらの研究は、用いられたデータの特性から、大きく2つに分けることができる。就労者の個票データを用いて、両立支援策の中でも特に「育休制度」に焦点を当てた研究と、事業所ベースの集計データを用いて、育休制度を含む多様な制度を分析対象とした研究である。

まず、個票を用いて育休制度の出生確率に対する効果を推定した先駆的研究として、樋口(1994年)がある。この研究では、『就業構造基本調査(1987年)』から、学校卒業後少なくとも一度は正規就業者としての勤務経験がある25-29歳の女性を抽出して、これら分析対象者で離職経験のある者については前職の、また、離職経験のない者については現在勤務している企業が属する産業の育休制度実施割合を『女子保護実施状況調査(1985年)』によって補足し、その出生行動に与える効果をProbit分析により推定している。結果、育休実施事業所割合は、子どもを持つ確率に対して有意に正の効果があることが示されたが、有配偶サンプルでは有意性は確認されなかった。織田(1994)と塚原(1995)は、『出産と育児に関する意識調査(1993年)』において、仮想的質問によるヴィネット調査を実施し、育休中の給与保障や児童手当が出生行動に対して有意に正の効果があることを実証した。しかし、両者とも定量的効果は非常に小さい。森田・金子(1998)は、『女性の就業意識と就業行動に関する調査(1996年)』から現在正規雇用者として就労する女性を分析対象として抽出し、賃金関数、出生児関数、勤続年数関数の内生性を考慮した同時決定モデルを用いて、育休制度の利用経験が有配偶女性の出生児数を有意に引き上げるという結論を導き出している。滋野・大日(2001)は、有職女性の出生行動に対する育休制度の効果を計ってきたそれまでの研究とは異なり、『女性の結婚・出産と就業に関する実態調査(1997年)』(医療経済研究機構・「経済と社会保障に関する研究会」)で収集されたサンプルのうち、有配偶女性全員を対象として、育休制度にとどまらず企業によ

る多様な福利厚生施策が第1子・第2子出産選択に与える影響をProbit推定法により分析したが、いずれの施策も単独での有意性は確認されなかった。今世紀に入ると、(財)家計経済研究所によって1993年以降毎年継続的に実施されている『消費生活に関するパネル調査』を用いた研究が数多く登場する。1993年・1997年時点で無作為抽出された女性コーホートに対する継続的な追跡調査というパネル調査の特性を活かして、駿河(2002)は出産関数と就業関数の同時決定モデルを、滋野・松浦(2003)は結婚・就業選択関数の同時決定モデルから得られた修正項を出産選択関数に投入する2段階の推定モデルを、また、駿河・張(2003)は出産関数と継続就業関数の同時決定モデルを、いずれもBivariate Probit分析やProbit分析を応用した方法により推定させることで、特定の施策・政策の定量的評価につきもののサンプル・セレクション・バイアスと内生性の問題を明示的に調整しようと試みている。いずれの研究においても、職場における育休制度の規定は有配偶女性の出生確率を有意に高めるという結果が得られた。同じく『消費生活に関するパネル調査』を用いた分析として、山口(2005)と滋野(2006)がある。山口は、育休制度の出生意欲と第3子までの出生ハザード率に与える効果をそれぞれ、蓄積Logitと離散時間Logit分析で推計し、育休制度の規定が職場にある者は無い者と比較して、出生意欲が約1.9倍、出生ハザード率は約2.6倍になると推定している。Cox比例ハザードモデルを用いた滋野(2006)の研究では、第1子出産選択については育休制度の規定自体が、第2子出産選択については第1子出産における育休制度の利用経験が、出産確率を引き上げること、さらに、推定結果に基づくシミュレーションにより、有配偶女性が長時間労働を行っている場合、35歳までに第1子・第2子を出生する確率が低いことがわかった。以上のように、育休も含め複数の制度の効果を分析対象として有意性が得られなかった滋野・大日(2001)、有意性は確認されたものの定量的効果が小さいという結論を得た織田(1994)と塚原(1995)を除けば、職場における育休制度規定の存在が女性の

表1 育児休業制度を中心とする職場における「仕事と家庭の両立支援策」が出生行動に与える効果に関する主要な実証研究 (1994 年～2006 年)

著者 (年)	データ	分析の対象	分析の方法	被説明変数	両立支援の効果 に正の効果がある	備考
横口 (1994)	「就業構造基本調査 (1987 年)」(総務省統計局) ※ 補足データとして、「賃金構造基本統計調査 (1987 年)」 (厚生労働省) および「女子就業実態状況調査 (1985 年)」 (労働部労働人口調査) (厚生労働省)	学校卒業後、一度は正規就業者と しての勤務経験がある 25-29 歳の 女性 (全サンプル: N=24,138); 現在正規雇用者 (N=16,747); 現在非正規雇用者 (N=7,391); 現在パート・アルバイト (N=588)	Probit	子どもの有無	育児休業実施事業が割合、 に正の効果がある。	※ 但し、有配偶サンプルでは統計 的に有意性なし。
藤田 (1994)	「出生と育児に関する意識調査 (1993 年)」(旧社会保険研 究所)	1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 現在パート・アルバイト (N=588)	ロジット調査 (仮想的質問による 意向調査) による重帰帰、およ び、Logit	短期的 (1 年以内) 出産意向、お よび、長期的 (1 年以上) 出産意 向	育児休業率を 100% 以上 (12 人目 2 万円、3 人目以降 4 万 円) とした場合は、合計特殊 出生率は 1.7 程度になるが、その 後はほぼ横ばいにて推移する。	※ 1993 年現在の児童手当の水準 (12 人目 2 万円、3 人目以降 4 万 円) とした場合は、合計特殊 出生率は 1.9 まで上昇する が、長期的には再度低下傾向とな る。
塚原 (1995)	「出産と育児に関する意識調査 (1993 年)」(旧社会保険研 究所)	2 段階無作為抽出法による東京都に 在る 18-40 歳の女性 (N=386)	ロジット調査 (仮想的質問による 意向調査) による Logit	フルタイムの労働者サンプルにお ける短期的 (1 年以内) 出産意向	育児休業率の給与水準が従前所得 率 70%、75%、80%、85%、90% とそれぞれ異なる場合、出生率を 2.1%、 1.8%、1.7% 引き上げる。 意に正の効果がある。	※ 1993 年現在の児童手当の水準 (12 人目 2 万円、3 人目以降 4 万 円) とした場合は、合計特殊 出生率は 1.9 まで上昇する が、長期的には再度低下傾向とな る。
森田・金子 (1998)	「女性の就業意識と就業行動に関する調査 (1996 年)」(日 本労働研究機構)	首都圏 30 km 圏、横浜市・広島市 に在住の 20-40 歳未満の女性のうち 現在正規雇用者として勤務す る女性 (出生児数調査の推計では N=1,358)	賃金調査、出生児数、勤続年数 の同時決定モデル (2 段階最 小 2 乗法)	出生児数	育児休業制度の利用経験あり、に有 意に正の効果がある。	※ 1993 年現在の児童手当の水準 (12 人目 2 万円、3 人目以降 4 万 円) とした場合は、合計特殊 出生率は 1.9 まで上昇する が、長期的には再度低下傾向とな る。
駿河 (1999)	「女子雇用管理基本調査—育児・介護休業制度等実施状態 調査— (1996 年)」(旧労働省婦人局)	本社において常用労働者 30 人以上 を雇用している民間企業のうち から抽出した事業所別集計 データ (N=7,340)	Tobit	女性従業員に占める出産者割合	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の場 合、あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、配偶者 の有効な効果あり。
駿野・大日 (2001)	「女性の結婚・出産と就業に関する実態調査 (1997 年)」 (旧厚生省・社会政策研究センター) おおよそ 1997 年当時の調査結果	関西圏在住の無作為抽出した 24-34 歳の女性のうち、第 1 子 を出産した女性 (N=267、第 2 子 を出産した女性 (N=165))	Probit	第 1 子出産選択および第 2 子出産 選択	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、配偶者 の有効な効果あり。
駿河 (2002)	「消費生活に関するパネル調査 (1993-1997 年)」(財)家 計経済研究所)	全国で随分 2 段階無作為抽出した 1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 仕事をもつ有配偶者 (N=1,358)	出生率調査と就業率調査の同時決定 モデル (Bivariate Probit)	ある年の 10 月からの翌年の 9 月 における出産の有無	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。
駿河・西本 (2002)	「女子雇用管理基本調査—育児・介護休業制度等実施状態 調査— (1996 年)」(旧労働省婦人局)	本社において常用労働者 30 人以上 を雇用している民間企業のうち から抽出した事業所別集計 データ (N=7,340)	Tobit	女性雇用者数に対する出産者数の 割合	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。
駿野・松浦 (2003)	「消費生活に関するパネル調査 (1993-1997 年)」 (財)家計経済研究所)	全国で随分 2 段階無作為抽出した 1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 仕事をもつ有配偶者 (N=1,358)	第 1 段階として、結婚・就業選択 関数の同時決定モデル (Bivariate Probit)、第 2 段階として、第 1 段 階で得られた修正項を説明変数に した第 1 子出産選択関数 (第 2 段階: N=227)	第 1 子出産選択	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。
駿河・坂 (2003)	「消費生活に関するパネル調査 (1993-1997 年)」 (財)家計経済研究所)	全国で随分 2 段階無作為抽出した 1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 仕事をもつ有配偶者 (N=1,358)	出生率調査と就業率調査の同時決 定モデル (Bivariate Probit)	ある年の 10 月からの翌年の 9 月 における出産の有無	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。
山口 (2005)	「消費生活に関するパネル調査 (1993-1999 年)」 (財)家計経済研究所)	全国で随分 2 段階無作為抽出した 1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 仕事をもつ有配偶者 (N=1,358)	出生率調査と就業率調査の同時決 定モデル (Bivariate Probit)	ある年の 10 月からの翌年の 9 月 における出産の有無	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。
駿野 (2006)	「消費生活に関するパネル調査 (1993-1999 年)」 (財)家計経済研究所)	全国で随分 2 段階無作為抽出した 1993 年当時 24-34 歳の女性のうち 仕事をもつ有配偶者 (N=1,358)	Cox 比例ハザードモデル	第 1 子出産選択、および、第 2 子 出産選択	育児休業制度の規定より、配偶者 が常勤として養育可能な労働者が 育児休業対象者より、休業期間中の 昇給後度あり、復職後昇給あり、 復職後の賃金保障あり、職業能力 の維持・向上のための措置あり、 措置ありでは出生率を引き上げる。 一方、復職後の職地が別職の場合、 あるいは、本人希望を考慮の上 で会社決定の場合は、出生率を引き 下げる。	※ 労働組合ありの場合、有意に正 の効果がある。

出所) 筆者作成。

出生行動を有意に促進するというのが、個票データを用いた先行研究の結果からのおおむね一致した見解であろう。

次に、駿河 (1999)、樋口 (2000)、駿河・西本 (2002) は、事業所ベースの集計データ『女子雇用管理基本調査—育児・介護休業制度等実施状態調査—』を用い、育休規定とそれ以外の多様な両立支援策が「女子従業員における出生者数の割合」に与える施策効果を、Tobit 分析により推定している。これらの研究では、個票データの研究と同様、育休制度の規定が出生確率に有意に正に作用することが確認されるとともに、育休以外の多様な両立支援策のうち、始業・終業時刻など勤務時間に対する柔軟な姿勢や、育休取得による金銭面・キャリア面での不利益を最小化するような施策が効果的である一方、育休中における賃金の 100% 支給や原職復帰など、企業と就労者のいずれかにとってコストが高い施策については、女性従業員の出生確率を有意に引き下げるという結果が得られた。

以上のような先行研究の結果から、育休制度を中心とする職場における「仕事と家庭の両立支援策」は、少子化対策として有効性を持ちうると考えられる。どの程度有効性をもちうるかについては、Suzuki (2006) が、駿河・西本 (2002)、滋野・松浦 (2003)、駿河・張 (2003)、および、山口 (2005) から得られるオッズ比を基に、育休制度が合計特殊出生率に与える効果についてシミュレーションを行い、2003 年現在の合計特殊出生率 (1.29) は、育休制度の規定がもし存在しないとするならば、最大で 0.0277 (駿河・張 (2003))、最小で 0.0027 (駿河・西本 (2002)) 低下し、それぞれ、1.2623 と 1.2873 になるという結果を得ている。

本稿では、就労者別の個票データを用いて、さまざまな両立支援策が出生行動に与える効果について、先行研究で得られた結果を再検証する。個人または夫婦の出生行動に与える複数の制度の効果を同時に測定することの難しさは、育休制度とその他の支援制度との間に強い相関関係が存在するため、回帰式に説明変数として投入する制度変数間において多重共線性の問題が発生し、結果にバイアスがかかる可能性が高いことにある (脇坂

(1999 a, 1999 b, 2001)、川口 (2002))。現に、複数の制度変数を回帰分析に同時に投入した場合、事業所別の集計データでは妥当な結果が得られたものの、個票データを用いた滋野・大日 (2001) では、統計的有意性を確認することができなかった。したがって、次節では、本稿で用いるデータの概略を示すとともに、多様な両立支援制度をいくつかの施策群として整理・分類する。

III データの概略と諸制度の類型化

本稿では、(株)サーベイリサーチセンターによって、「全日本電機・電子・情報関連産業労働組合連合会」と「情報産業労働組合連合会」の 2 つの労働組合に所属する組合員と企業を対象として、2007 年 1 月 10 日～2 月 28 日に実施された『職場環境と少子化の関連性に関する調査』を用いる。本調査は、3 種類の就労者票と企業票とで構成されており、それぞれの有効回収数 (カッコ内の数値は有効回収率) は、既婚者本人票が 1,100 人中 674 人 (61.3%)、既婚者配偶者票が 1,200 人中 682 人 (56.8%)、独身者本人票が 1,100 人中 634 人 (57.6%)、そして、企業票が 52 件中 28 件 (53.8%) である⁴⁾。ここで分析対象とするのは、既婚者本人票と配偶者票、および、企業票を一部結合することのできるサンプルで、転職経験の無い既婚者本人世帯 602 件である⁵⁾。

ここでは、以下に述べる 4 つのデータ制約により、本稿の分析結果から得られる政策的含意が、限定的なものにならざるをえないことを強調しておく必要がある。第 1 に、本調査の配票は無作為抽出ではなく各企業に任されているため、サンプリング・バイアスが大きい。第 2 に、本調査では現在の職場の支援制度についてのみ聞いているため、前職時における出生の可能性がある家計、すなわち、本人が転職経験者である場合は分析から除外した。結果、分析対象は、「本人」が同じ職場に学校卒業以降継続して勤務している夫婦に限られる。第 3 に、労働組合員を対象とした調査であるため、原則「本人」はすべて労働組合に所属している就労者である。駿河 (1999) や西本・駿河

(2002)の結果から、事業所内における労働組合の存在は、育休制度の取得率を高め、出生確率を有意に引き上げる効果があることから、本稿での施策効果にはセレクション・バイアスがかかっている可能性が高い。第4に、前節の図1で見たように、育休制度を取得する男性は皆無に等しい。したがって、本来は先行研究に従い女性のみを分析対象とすべきであるが、上記2つの労働組合に所属する企業の特性上、本人票での女性比率が少なく(約17%)、ここでは、まず、本人が女性であるかどうかを示すダミー変数を被説明変数として調整しつつ、夫婦の出生行動を分析対象とする。次に、男性も含めた分析では施策効果が過小に評価されていると考えられるため、本人が女性サンプルのみでの分析を行った。

表2は、現在の職場における「仕事と家庭の両立支援策」の12項目について、各制度の有無と使いやすさについて質問した結果を示している。本人票については、現在就労中の人のみを対象としているので、卒業後転職経験が無い場合は、現在の職場での出生行動であったと想定することができる。一方、配偶者票でも、同じ12項目で職場の制度が調査されているが、現在、専業主婦(主夫)や無職者について、過去のどの時点について回答しているのか、出産前なのか出産後なのかを特定することができない。したがって、ここでは、本人票の情報を中心に分析を進める。

「半日単位の年次有給休暇の取得」と「育児等のための短時間勤務制度」の2制度については、それぞれ約97%と約89%の就労者が、また、「深夜

表2 職場における「仕事と家庭の両立支援策」の有無と使いやすさ

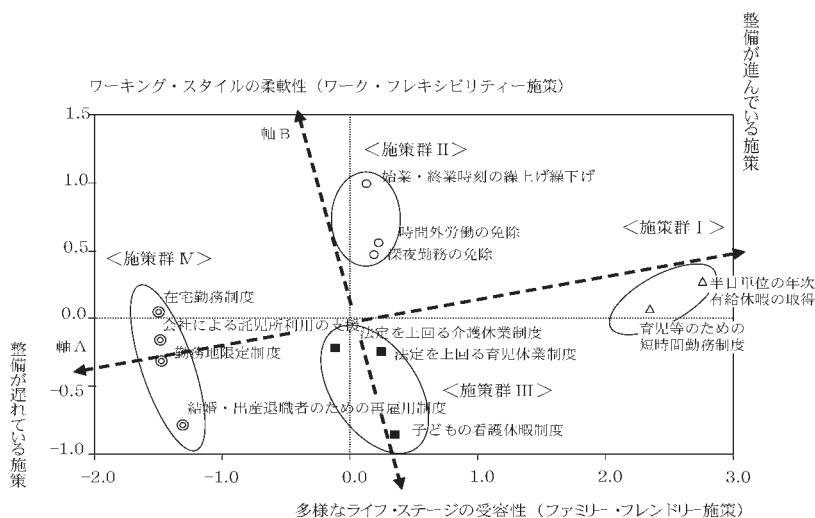
	全サンプル (N=602)	
	平均値	標準偏差
<u>I-1. 制度有り (%)</u>		
I-a. 半日単位の年次有給休暇の取得有り	0.968	(0.175)
I-b. 育児等のための短時間勤務制度有り	0.885	(0.319)
I-c. 深夜勤務の免除有り	0.525	(0.500)
I-d. 時間外労働の免除有り	0.555	(0.497)
I-e. 法定を上回る育児休業制度有り	0.512	(0.500)
I-f. 法定を上回る介護休業制度有り	0.460	(0.499)
I-g. 始業・終業時刻の繰上げ繰下げ有り	0.498	(0.500)
I-h. 会社による託児所利用の支援有り	0.121	(0.327)
I-i. 在宅勤務制度有り	0.209	(0.407)
I-j. 勤務地限定制制度有り	0.204	(0.404)
I-k. 結婚・出産退職者のための再雇用制度有り	0.193	(0.395)
I-l. 子どもの看護休暇制度有り	0.550	(0.498)
<u>I-2. 制度の使いやすさ (点)</u>		
(5 = 非常に使いやすい; 4 = まあ使いやすい; 3 = どちらともいえない; 2 = やや使いにくい; 1 = 非常に使いにくい)		
I-a. 半日単位の年次有給休暇の取得	4.372	(0.828)
I-b. 育児等のための短時間勤務制度	3.294	(1.100)
I-c. 深夜勤務の免除	3.293	(0.862)
I-d. 時間外労働の免除	3.293	(0.909)
I-e. 法定を上回る育児休業制度	3.416	(1.035)
I-f. 法定を上回る介護休業制度	3.125	(0.898)
I-g. 始業・終業時刻の繰上げ繰下げ	3.441	(0.997)
I-h. 会社による託児所利用の支援	3.014	(1.070)
I-i. 在宅勤務制度	2.547	(1.087)
I-j. 勤務地限定制制度	3.074	(0.914)
I-k. 結婚・出産退職者のための再雇用制度	3.035	(0.819)
I-l. 子どもの看護休暇制度	3.160	(0.957)

出所) (株)サーベイリサーチセンター『職場環境と少子化の関連性に関する調査』(2007年)を基に筆者が集計。

勤務の免除」、「時間外労働の免除」、「法定を上回る育児休業制度」、「法定を上回る介護休業制度」、「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、「子どもの看護休暇制度」の6制度については、半数前後の就労者が制度有りとしているのに対して、「会社による託児所利用の支援」、「在宅勤務制度」、「勤務地限定制度」、「結婚・出産退職者のための再雇用制度」の4制度については、2割かそれ以下の就労者しか制度有りと回答しておらず、制度整備が遅れていることがわかる。また、制度有りと回答した人に対し、各制度の「使いやすさ」について、「非常に使いやすい」を5点、「まあ使いやすい」を4点、「どちらともいえない」を3点、「やや使いにくい」を2点、「非常に使いにくい」を1点として点数をつけてもらったところ、ほぼすべての企業が導入している「半日単位の年次有給休暇の取得」が5点満点中約4.4点と高得点であったほか、「在宅勤務制度」を除けば、すべての制度が3点以上であった⁶⁾。

これら12制度について、多次元尺度法を用いて分析した結果が図2である。多次元尺度法とは、複数の観測値からなる多変量データに対して、類似度の高い指標を選択して情報を集約する多変量

解析の手法の1つであり、類似性の強い指標どうしは近くに、非類似性の強い指標は遠くにマッピングされる(齋藤・宿久(2006))。「制度有り」を「1」、「制度無し」を「0」とする二項変数と「使いやすさ」に対する5段階評価との両者について多次元尺度法を行ったところ、おおむね同じような結果が得られた。図2は、制度の有無についての分析結果である。図2を見ると、右端中央に、最も制度整備の進んでいる「半日単位の年次有給休暇の取得」と「育児等のための短時間勤務制度」が、そして、その地点から最も遠い左下端には「結婚・出産退職者のための再雇用制度」が配置されており、同じく、導入が遅れている「会社による託児所利用の支援」、「在宅勤務制度」、「勤務地限定制度」の3制度がその近くにマッピングされている。したがって、右端中央から左下端へ向かっての軸Aは、制度整備がどの程度進んでいるかを示している。一方、上端中央には、「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、またその下方には、「深夜勤務の免除」や「時間外労働の免除」と、勤務時間に対する柔軟性に重点を置くフレックス施策が配置されているのに対して、下端中央には、「子どもの看護休暇制度」、またその上方には、「法定を上



出所) (株)サーベイリサーチセンター『職場環境と少子化の関連性に関する調査』(2007年)を基に筆者が分類。

図2 多次元尺度法(ユークリッド距離モデル)による両立支援施策の分類

回る育児休業制度」や「法定を上回る介護休業制度」といったファミフレ施策が配置されている。つまり、図2における上端から下端へ向かっての軸Bは、ワーキング・スタイルの柔軟性と多様なライフ・ステージの受容性に対する重点の置き方を段階的に示しており、この軸の中央部分には、ファミフレとフレックス両施策の特性を持つ諸制度が配置されていると考えられる。

以上の結果から、ここでは、調査対象となった12制度を次の4つの施策群に分類する(図2)。〈施策群I〉は最も整備が進んでいるフレックスよりの施策群、〈施策群II〉と〈施策群III〉はそれぞれ、制度整備が半ば進んでいる、フレックス施策群とファミフレ施策群、そして、〈施策群IV〉は整備が最も遅れているファミフレよりの施策群である。表3は、各施策群中に分類された制度のうち1つでも未整備の場合を「コントロール群(=0)」、全制度が整備されている場合を「トリートメント群(=1)」とする二項変数を作成し、各施策群間の相関係数を推定した結果である⁸⁾。〈施策群I〉と〈施策群II〉以外のすべての施策群間に有意な正の相関が認められ、なかでも、フレックス施策群とファミフレ施策群との間に比較的強い相関が存在するというこの結果は、各制度は代替関係ではなく補完関係にあるという脇坂(1999 a, 1999 b)の実証結果と整合性のある結論であった。さらに、どの時点での職場環境かは特定できないが、配偶

者票の制度情報からも同様の二項変数を作成し、本人票の施策群との相関を見ると、〈施策群II〉〜〈施策群IV〉において、夫婦の勤務する職場の制度に有意に正の相関が認められた。この結果から、夫婦の職場環境には類似性があると推測され、各制度の補完関係は、職場を異とする夫婦間においても成立するといえる。

IV 推定方法

本稿では、各施策群が人々の出生行動にどういった影響を与えているかについて Propensity Score Matching (以下、「PS」と略す) 推定法を用いた検証を行う (Rausenbaum and Rubin (1984))。この手法は、職業訓練施策 (Heckman, Ichimura, and Todd (1997), Deheijia and Wahba (2001)), 教育支援策 (Ginther (2000)), 失業給付受給プログラム (大日 (2001)), 貧困者救済支援策 (Todd, Behrman, and Cheng (2004)), ハイテク治療法 (Noguchi, Shimizutani, and Masuda (2007)) など、ある特定の施策やプログラムのアウトカムを客観的に評価する際に用いられる方法である。実証研究に携わるほぼすべての研究者が指摘するように、施策評価を行う場合、プログラムへの参加者と非参加者とを無作為に配置する社会的実験を行わない限り、サンプル・セレクション・バイアスと内生性の問題を避けて通ることはできない。

表3 各施策群間の相関関係

	施策群 I		施策群 II		施策群 III		施策群 IV
〈本人票〉							
施策群 I	1.000						
施策群 II	0.196	***	1.000				
施策群 III	0.283	***	0.388	***	1.000		
施策群 IV	0.068		0.191	***	0.200	***	1.000
〈配偶者票〉							
施策群 I	0.119		0.098		0.099		-0.013
施策群 II	0.127		0.318	***	0.071		0.030
施策群 III	0.086		0.186	***	0.282	***	0.124
施策群 IV	0.052		0.110		0.069		0.244 ***

注) *** 1%水準で有意。** 5%水準で有意。*10%水準で有意。

出所) (株)サーベイリサーチセンター『職場環境と少子化の関連性に関する調査』(2007年)を基に筆者が集計。

例えば、本稿で分析対象とする両立支援策に関して、仕事と出産・育児の両立を希望する人（主として、女性）は、はじめから支援が充実した職場を選択している確率が高く、仮にサンプル内にこうしたセレクション・バイアスが存在すれば、施策効果は過大評価される。さらに、出生確率を被説明変数、施策の充実度を説明変数とした場合、施策が充実しているから出生確率が高いのか、あるいは、例えば、女性労働者比率など、出産確率の高い被雇用者の割合が高いから当該企業が施策を充実させたのか、という内生性の問題が推定結果を偏らせる可能性が高い。PS 推定法は、プログラム評価に伴う、こうした統計上の問題を調整するためのマイクロ計量手法の1つで、調査対象者が実際にプログラムへ参加したかどうかにはかわらず、参加要因となる諸変数に基づいて推定された確率により非参加者と参加者をランダムに振り分け、いわば仮想的な社会的実験空間を作り出す手法である。その上で、擬似的に振り分けられたコントロール（非参加）群とトリートメント（参加）群において、最も類似性の高い者どうしをマッチングし、そのアウトカムを比較する。

本稿では、第1段階として、前節で定義した4つの施策群それぞれについて、個々の就労者が各支援策の充実した職場を選択する確率を次のようなProbit推定法により推定する（Becker and Ichino (2002)）。

$$p(x_i) = \Pr\{T_i=1|x_i\} = \Phi(\tau(x_i)) \quad (1)$$

推定式(1)で、 i は個々の就労者のID番号、 x_i は i 番目の就労者の職場と個人の属性を示している。職場属性については、女性労働者比率、週60時間を超える長時間労働者比率、仕事のノウハウを共有しようという職場の雰囲気、季節による繁閑、当該トリートメント以外の諸施策群を、また、個人属性については、本人の性別・年齢・学歴、配偶者の年齢・学歴、共働きの有無、日常的な子育てのサポートの有無、児童手当受給可能性の有無、配偶者の現在、または、過去の職場における制度の有無を、被説明変数として推定式に投入した。

当該トリートメント以外の諸施策群を投入したのは、前節で見たように施策間に有意な相関が認められるためである。本調査では、実際の児童手当受給状況をきいておらず、どの世帯が受給世帯かを特定することができない。したがって、表4にしたがい、扶養親族数と職業に応じた控除前収入の目安を参考値として、夫婦のうち少なくとも一方の所得が児童手当所得限度額（収入の目安）未満である場合を「1」、収入の目安以上である場合を「0」とした二項変数を作成し、回帰式に投入した。 $p(x_i)$ は x_i を所与とした条件付参加確率、 $T_i = \{0, 1\}$ はインデックス変数で、ある就労者が各施策群に分類された全制度が整備された職場を選択した場合は「1」、それ以外は「0」となる。ここでは、Probit推定法を用いるので、 $\Phi(\cdot)$ は、normal c.d.f、また、 $\tau(x_i)$ は、プログラム参加の決定要因を被説明変数とする線形関数であり、参加群と非参加群に同じ属性(x_i)をもつ者が存在するとするOverlapping Assumptionを仮定する。

次に、Probit推定式(1)による参加確率を所与として、ある施策群が充実した職場を選択する「トリートメント群」、そして、それと比較可能な「コントロール群」へ調査対象者を仮想的に振り分け、両者における出生確率を比較することで、Average Treatment Effect on Treated (ATT)を求める。尚、ここでは、Common Support制約を置き、Common Support内に残る観測値のみを分析対象とした。

$$\begin{aligned} ATT &\equiv E\{y_{1i} - y_{0i} | T_i=1\} \\ &= E\{E\{y_{1i} - y_{0i} | T_i=1, p(x_i)\}\} \\ &= E\{E\{y_{1i} | T_i=1, p(x_i)\} \\ &\quad - E\{y_{0i} | T_i=0, p(x_i)\} | T_i=1\} \quad (2) \end{aligned}$$

推定式(2)で、 y_{1i} と y_{0i} はそれぞれ、推定式(1)から得られたある確率分布($p(x_i) | T_i=1$)を所与とした、「トリートメント群」と「コントロール群」の出生確率の期待値を示している。ATTを推定するに当たり、この擬似的に振り分けられた2つのグループ間で、最も類似性の高い者どうしを比較対照するため、参加確率から計測されたpropensity

score によって定義付けされる「距離」をウェイトとして、両群の出生確率期待の加重平均値を比較検証する。ここでは、距離のウェイトに Kernel density を用いた、次のような Kernel Matching を用いる。

$$ATT^{Kernel} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} y_j^C K\left(\frac{p(x_j) - p(x_i)}{h}\right)}{\sum_{l \in C} K\left(\frac{p(x_l) - p(x_i)}{h}\right)} \right\} \quad (3)$$

推定式(3)で、 T と C はそれぞれ「トリートメント群」と「コントロール群」を、 y_i^T と y_i^C は、各群の出生確率を示している。 N_T は各施策群の充実した職場に勤務する実際の人数を示している。 $K(\cdot)$ は Gaussian kernel function を、 h は帯域パラメータを示す。大括弧の中の第二項である $\sum_{j \in C} y_j^C K(p_j - p_i/\tau_n) / \sum_{l \in C} K(p_l - p_i/\tau_n)$ は、コントロール群における出生確率の期待値 y_{0i} を示している。 ATT では分布が特定されていない。したがって、大日(2001)にならない、信頼区間と標準誤差の推定については、bootstrapping 法を用い(Todd, Behrman, and Cheng(2004)), replication の回数は1000回とし、バイアスが修正された信頼区間を提示した。

V 推定結果

表5は、各施策群における企業と就労者属性、および、出生行動の基本統計量を、「コントロール群」と「トリートメント群」別に示している。企業属性を見ると、〈施策群I〉～〈施策群III〉において、「コントロール群」と「トリートメント群」との差に有意性が認められる。女性就労者比率、企業当たり平均自給、職場でのノウハウを共有する雰囲気、制度整備に対して正の効果をもつ一方で、週60時間を超える長時間労働者比率や季節を通じた繁閑の差の大きさについては、負の効果が認められる。表5においても、前節で論じた表3と同様に施策群間どうしの相関の高さが再確認できる。企業属性に比べると、個人属性は、配偶者の職場環境以外では、両群の平均値にあまり有意な差が無く、バランスがとれている。配偶者の職場における制度の有無については、時点が不明という留保つきながらも、表3で見た相関関係と同様、夫婦の職場環境には類似性が見られる。最後に、本稿のアウトカム指標である出生行動について、「子どもがいる」確率は、〈施策群I〉と〈施策群IV〉において、トリートメント群が有意にコ

表4 平成18年4月1日以降における児童手当受給所得限度額(万円)

扶養親族等の数	所得限度額(控除後)		収入の目安(控除前)	
	自営業者 (国民年金加入者)	サラリーマン (厚生年金等加入者)	自営業者 (国民年金加入者)	サラリーマン (厚生年金等加入者)
0人	460	524	約652.5	約733.3
1人	498	562	約695.6	約775.6
2人	536	600	約737.8	約817.8
3人	574	638	約780.0	約860.0
4人	612	676	約822.2	約902.2
5人	650	714	約864.4	約944.4
+N人	扶養家族が1人増すごとに38万円を加算			

注) 1) 平成18年度4月以降、所得制限が引き上げられ、さらに平成19年4月以降、支給対象年齢が小学校3年生(9歳到達後最初の年度末)までから、小学校6年生までに拡大された。支給額については、3歳未満児童1人当たり一律月額10,000円、3歳以上児童については、平成19年4月以前と同様、第1子・第2子月額5,000円、第3子以降は月額10,000円である。

2) 所得の算定方法は、自営業者などで確定申告を行っている場合は確定申告書の「所得金額合計」を、給与所得のみの場合は源泉徴収票の「給与所得控除後の金額」を基準とする。所得の算定方法は、所得合計金額から社会保険料控除および生命保険料控除に相当する額としての一律控除分8万円およびその他の控除額(雑損・医療費・小規模共済等掛金控除、障害者控除、寡婦控除、勤労学生控除)を差し引いて算出する。「収入の目安」は、給与収入のみの場合の所得額に給与所得控除額相当分を加算した額である。

出所) 厚生労働省、「児童手当制度の概要(平成19年4月1日～)」(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/jidou-teate.html>)

表5 各施策群別の職場と就労者の基本属性

基本属性	施策群Ⅰ			施策群Ⅱ			施策群Ⅲ			施策群Ⅳ		
	全サンプル (N=602)			コントロール群 トリートメント群 (N=519)			コントロール群 トリートメント群 (N=188)			コントロール群 トリートメント群 (N=197)		
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)
I. 職場に関する属性												
女性就労者比率 (%)	0.165 (0.099)	0.127 (0.094)	0.172 (0.099)	***	0.159 (0.099)	0.179 (0.099)	**	0.160 (0.099)	0.175 (0.111)	*	0.165 (0.100)	0.193 (0.085)
週60時間を超える長時間労働者比率 (%)	0.097 (0.092)	0.117 (0.088)	0.093 (0.089)	**	0.104 (0.096)	0.081 (0.081)	***	0.098 (0.093)	0.094 (0.092)		0.096 (0.092)	0.110 (0.087)
企業当たり平均時給	3.502 (1.277)	2.977 (1.223)	3.586 (1.306)	***	3.440 (1.233)	3.640 (1.363)	*	3.406 (1.233)	3.700 (1.347)	**	3.499 (1.287)	3.683 (1.650)
企業当たり平均時給 (対数値)	8.108 (0.313)	7.955 (0.296)	8.133 (0.309)	***	8.091 (0.313)	8.146 (0.313)	**	8.081 (0.311)	8.164 (0.313)	***	8.107 (0.315)	8.197 (0.185)
職場でのノウハウを共有する従業員が あると回答した人の比率 (%)	0.838 (0.075)	0.824 (0.084)	0.840 (0.073)	*	0.836 (0.075)	0.842 (0.075)		0.835 (0.075)	0.843 (0.075)		0.838 (0.075)	0.833 (0.029)
季節を通じて繁忙の差が大きいと回答 した人の比率 (%)	0.372 (0.130)	0.424 (0.135)	0.364 (0.127)	***	0.380 (0.130)	0.353 (0.127)	**	0.377 (0.129)	0.362 (0.131)		0.371 (0.130)	0.407 (0.151)
本人の職場環境 <施策群Ⅰ>	0.862 (0.345)	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)		0.816 (0.388)	0.963 (0.190)	***	0.812 (0.391)	0.964 (0.186)	***	0.964 (0.346)	0.917 (0.289)
本人の職場環境 <施策群Ⅱ>	0.312 (0.464)	0.084 (0.280)	0.349 (0.477)	***	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)		0.205 (0.404)	0.533 (0.500)	***	0.303 (0.460)	0.750 (0.452)
本人の職場環境 <施策群Ⅲ>	0.327 (0.470)	0.084 (0.280)	0.366 (0.482)	***	0.222 (0.416)	0.559 (0.498)	***	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)	***	0.315 (0.465)	0.917 (0.289)
本人の職場環境 <施策群Ⅳ>	0.020 (0.140)	0.012 (0.110)	0.021 (0.144)		0.007 (0.085)	0.048 (0.214)	***	0.002 (0.050)	0.056 (0.230)	***	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)
II. 就労者属性												
本人女性	0.174 (0.379)	0.049 (0.218)	0.193 (0.395)	***	0.171 (0.377)	0.179 (0.385)		0.176 (0.381)	0.169 (0.376)		0.175 (0.381)	0.091 (0.302)
本人年齢	37.846 (6.732)	36.561 (6.806)	38.050 (6.704)	*	37.364 (6.451)	38.355 (7.215)	**	37.643 (6.681)	38.267 (6.835)		37.826 (6.709)	38.833 (8.043)
配偶者年齢	38.566 (5.607)	34.984 (6.937)	35.679 (5.317)		35.329 (5.727)	35.663 (5.304)		35.644 (5.924)	35.419 (4.962)		35.602 (5.633)	33.714 (3.817)
本人大卒以上	0.492 (0.500)	0.602 (0.492)	0.475 (0.500)	**	0.495 (0.501)	0.487 (0.501)		0.474 (0.500)	0.531 (0.500)		0.491 (0.500)	0.583 (0.515)
配偶者大卒以上	0.451 (0.500)	0.283 (0.442)	0.293 (0.456)		0.274 (0.447)	0.308 (0.464)		0.243 (0.430)	0.359 (0.481)	**	0.280 (0.450)	0.429 (0.535)
日常的な子育てのサポート有り (配偶者以外)	0.477 (0.500)	0.494 (0.503)	0.474 (0.500)		0.519 (0.500)	0.383 (0.487)	***	0.481 (0.500)	0.467 (0.500)		0.478 (0.500)	0.417 (0.515)
共働き夫婦	0.599 (0.491)	0.639 (0.483)	0.701 (0.458)		0.681 (0.467)	0.718 (0.451)		0.613 (0.488)	0.680 (0.468)		0.597 (0.491)	0.583 (0.515)
夫婦のうち少なくとも一方の所得が児 童手当所得限度額 (収入の目安) 未満	0.693 (0.462)	0.574 (0.499)	0.604 (0.490)		0.600 (0.491)	0.598 (0.493)		0.699 (0.459)	0.574 (0.496)		0.695 (0.461)	0.714 (0.488)
配偶者の職場環境 <施策群Ⅰ>	0.439 (0.498)	0.300 (0.466)	0.464 (0.500)	*	0.410 (0.493)	0.519 (0.504)		0.400 (0.492)	0.440 (0.503)		0.440 (0.498)	0.400 (0.548)
配偶者の職場環境 <施策群Ⅱ>	0.136 (0.344)	0.033 (0.183)	0.155 (0.363)		0.069 (0.255)	0.315 (0.469)	***	0.117 (0.322)	0.167 (0.375)		0.135 (0.342)	0.200 (0.447)
配偶者の職場環境 <施策群Ⅲ>	0.136 (0.344)	0.067 (0.254)	0.149 (0.357)		0.097 (0.297)	0.241 (0.432)	***	0.058 (0.235)	0.256 (0.439)	***	0.130 (0.337)	0.400 (0.548)
配偶者の職場環境 <施策群Ⅳ>	0.015 (0.122)	0.000 (0.000)	0.018 (0.133)		0.007 (0.083)	0.037 (0.191)		0.008 (0.091)	0.026 (0.159)		0.010 (0.102)	0.200 (0.447)
III. 出生行動												
子供がいる	0.754 (0.431)	0.651 (0.480)	0.771 (0.421)	**	0.746 (0.436)	0.771 (0.421)		0.736 (0.441)	0.792 (0.421)		0.749 (0.434)	1.000 (0.000)
子供の数	1.350 (0.973)	1.253 (1.103)	1.366 (0.951)		1.331 (0.969)	1.394 (0.983)		1.306 (0.980)	1.442 (0.955)		1.346 (0.978)	1.583 (0.669)

注) 1) <施策群Ⅰ> は「半日単位の年次有給休暇の取得」および「育児等のための短時間勤務制度」、<施策群Ⅱ> は、「深夜勤務の免除」、[時間外労働の免除] および「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、<施策群Ⅲ> は、「法定を上回る育児休業実施策」、「法定を上回る介護休業実施策」および「子どもの看護休暇制度」、<施策群Ⅳ> は、「会社による託児所利用の支援」、「在宅勤務制度」、「勤務地限定制度」および「結婚・出産退職者のための再雇用制度」を示す。

2) 各施策群について、全施策が整備されている場合を「トリートメント群」、1つでも施策が未整備の場合を「コントロール群」とした。

3) ***1%水準で有意、**5%水準で有意、*10%水準で有意。トリートメント群とコントロール群における平均値の差をF-値により検定した結果。

出所) (株)サーベイリサーチセンター「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年) を基に筆者が集計。

表6 職場における「仕事と家庭の両立支援策」と職場環境との関係 (Probit 推定法)

職場環境	＜施策群Ⅰ＞		＜施策群Ⅱ＞		＜施策群Ⅲ＞		＜施策群Ⅳ＞	
	係数 (標準誤差)	マージナル 効果	係数 (標準誤差)	マージナル 効果	係数 (標準誤差)	マージナル 効果	係数 (標準誤差)	マージナル 効果
女性労働者比率 (%)	1.057 (1.032)	0.161	0.005 (0.689)	0.002	0.328 (0.672)	0.113	1.657 (2.541)	0.001
週60時間を超える長時間労働者比率 (%)	0.531 (0.926)	0.081	-0.973 (0.806)	-0.305	-0.662 (0.814)	-0.229	5.863 (3.112)	0.003 *
企業当たり平均時給 (対数値)	0.953 (0.322)	0.145 ***	0.133 (0.216)	0.042	0.222 (0.220)	0.077	-0.276 (0.707)	-0.0002
職場でのノウハウを共有する雰囲気があると回答した人の比率 (%)	1.936 (1.053)	0.294 *	-0.512 (0.891)	-0.160	1.429 (0.888)	0.494	2.912 (3.794)	0.001
季節を通じた繁閑の差が大きいと回答した人の比率 (%)	-1.019 (0.783)	-0.155	0.209 (0.593)	0.066	0.151 (0.608)	0.052	4.836 (2.633)	0.003 *
本人の職場環境＜施策群Ⅰ＞	— (—)	—	1.077 (0.303)	0.246 ***	0.912 (0.277)	0.252 ***	— (—)	—
本人の職場環境＜施策群Ⅱ＞	0.961 (0.350)	0.110 ***	— (—)	—	0.909 (0.176)	0.334 ***	2.047 (0.802)	0.010 **
本人の職場環境＜施策群Ⅲ＞	0.821 (0.271)	0.106 ***	— (—)	—	— (—)	—	— (—)	—
本人の職場環境＜施策群Ⅳ＞	— (—)	—	1.606 (0.641)	0.576 **	— (—)	—	— (—)	—
本人女性	0.690 (0.388)	0.078 *	0.212 (0.261)	0.069	0.017 (0.265)	0.006	0.088 (0.841)	-0.0001
本人年齢	0.005 (0.029)	0.001	0.019 (0.025)	0.006	0.021 (0.025)	0.007	-0.082 (0.104)	-0.00005
配偶者年齢	-0.002 (0.030)	-0.0004	-0.010 (0.026)	-0.003	-0.020 (0.026)	-0.007	0.046 (0.102)	0.00002
本人大卒以上	-0.288 (0.220)	-0.044	0.072 (0.176)	0.023	0.331 (0.178)	0.114 *	0.856 (0.703)	0.001
配偶者大卒以上	-0.045 (0.246)	-0.007	0.050 (0.187)	0.016	0.313 (0.187)	0.112 *	-0.359 (0.623)	-0.0001
日常的な子育てのサポート有り (配偶者以外)	0.056 (0.204)	0.009	-0.206 (0.160)	-0.065	0.185 (0.163)	0.063	0.214 (0.522)	0.0001
共働き夫婦	-0.108 (0.267)	-0.016	-0.276 (0.212)	-0.088	-0.283 (0.219)	-0.099	0.875 (0.682)	0.001
夫婦のうち少なくとも一方の所得が児童手当所得限度額 (収入の目安)	0.013 (0.256)	0.002	-0.191 (0.195)	-0.061	-0.140 (0.201)	-0.049	-0.087 (0.563)	-0.000001
配偶者の職場環境＜施策群Ⅰ＞	0.257 (0.211)	0.038	-0.320 (0.181)	-0.098 *	0.022 (0.177)	0.008	-1.391 (0.754)	-0.001 *
配偶者の職場環境＜施策群Ⅱ＞	0.340 (0.339)	0.044	0.973 (0.227)	0.352 ***	-0.528 (0.261)	-0.162 **	— (—)	—
配偶者の職場環境＜施策群Ⅲ＞	-0.474 (0.360)	-0.092	0.191 (0.263)	0.063	0.986 (0.260)	0.374 ***	— (—)	—
定数項	-8.461 (3.054)	***	-2.337 (2.052)		-4.779 (2.098)	**	-6.419 (6.545)	
対数尤度	-119.106		-184.469		-183.140		-18.305	

注) 各施策群の定義については表5の注) 参照。

ントロール群を上回っているが、「子どもの数」では平均値に有意な差はなかった。

次に、表6は、制度整備がなされている職場選択に関する、第1段階の結果を示しているが、表5における基本統計量の結果からおおむね予想される通りの結果であった。〈施策群Ⅰ〉では、企業当たり平均自給、職場でのノウハウを共有する雰囲気、〈施策群Ⅱ〉と〈施策群Ⅲ〉、また本人が女性であることが、職場選択に対して正の効果をもつ。〈施策群Ⅱ〉では、本人の職場での〈施策群Ⅰ〉と〈施策群Ⅱ〉、配偶者の職場において同じ施策群が整備されていることが正の効果をもつ。〈施策群Ⅲ〉では、企業当たりの平均給与、職場でのノウハウの共有や本人の学歴など、人的資本にかかわる要因と、本人の職場での〈施策群Ⅰ〉と〈施策群Ⅱ〉、配偶者の職場における〈施策群Ⅲ〉の整備状況が有意に正に働いている。したがって、〈施策群Ⅲ〉の整備された職場は、高い人的資本を持つ就労者に選択される確率が高い傾向にある。〈施策群Ⅳ〉では、長時間労働者の比率、繁閑の差、そして、本人の職場での〈施策群Ⅱ〉が有意に正である。

表7は、単純回帰 (LS) と Kernel Matching (ATT^{Kernel}) によるトリートメント効果の推計結果を示している⁹⁾。単純回帰の結果を掲載したのは、PS 推定法によるバイアス調整機能の有効性を簡単に検証するためである。また、第Ⅲ節で抽出した全サンプル (602 件) に加えて、男性を分析に含むことによる過小推計を調整するため、本人が女性のみの家計を抽出したサンプル (112 件)、さらに、家計所得による施策効果の違いを検証するため、児童手当受給の可能性の有る家計 (417 件) と無い家計 (185 件) について、同様の推計を行った¹⁰⁾。トリートメント効果が有意に正であれば、当該施策群が出生確率を引き上げていることを意味する。LS と ATT^{Kernel} の結果を比較すると、おおむね、トリートメント効果が小さく、標準誤差が大きくなっていることから、PS 推定法によるバイアス調整が機能しているといえる。児童手当の受給資格有りのサンプル以外で、若干の統計的有意性が確認されたのは〈施策群Ⅳ〉で、いずれも出生確率

を有意に引き上げている。サンプルを女性のみに限定した場合、予測どおり、男性を含めた全サンプルよりもトリートメント効果が大きくなり、〈施策群Ⅳ〉だけではなく、〈施策群Ⅰ〉も出生確率を引き上げているという結果が得られた。しかしながら、サンプル数が 112 件と限られているため、いずれも、LS と比べ ATT^{Kernel} が過大に推計されており、robust な結果とはいえない。また、夫婦の所得による施策効果の違いを見ると、夫婦のいずれもが児童手当所得限度額 (収入の目安) 以上で、相当程度所得の高い家計において、〈施策群Ⅳ〉が出生確率を有意に引き上げているという結果であった。したがって、〈施策群Ⅳ〉については、比較的富裕層の出生行動に対する効果が期待される。

VI 結語

本稿では、2つの労働組合を対象に実施された『職場環境と少子化の関連性に関する調査』の個票データを用いて、「仕事と家庭の両立を支援する」諸制度を多次元尺度法によって4つの施策群に類型化し、内生性を考慮したPS推定法によって、各施策群が家計の出生行動に与えるトリートメント効果を推計した。結果、調査対象者が勤務する職場において相対的に整備が遅れており、「在宅勤務制度」以外はファミフレよりの、「会社による託児所利用の支援」、「勤務地限定制度」、「結婚・出産退職者のための再雇用制度」を含む〈施策群Ⅳ〉が、出生率を有意に引き上げていることがわかった。とりわけ、〈施策群Ⅳ〉は、夫婦の勤労所得に限ってみた場合、相対的に富裕層に対する効果が有意であると予測される。また、サンプルを本人が女性である場合に限定すると、〈施策群Ⅳ〉に加え、制度整備が進んでいるフレックスよりの〈施策群Ⅰ〉も出生確率を引き上げている。本稿では、12項目の制度ごとにPS推定法によるトリートメント効果の推計を試みたが、どの制度も単独では出生確率に有意に作用しなかった。以上の結果から、仕事と家庭の両立支援には各世帯の経済状況に応じた多角的・包括的なアプローチが必要であるといえよう。

表7 職場における「仕事と家庭の両立支援策」が「子供がいる確率」に与える効果 (Propensity Score 推定法)

	夫婦のうち少なくとも一方の所得が											
	全サンプル (N=602)				本人女性のみ (N=112)				児童手当所得限度額 (収入の目安) 未満 (N=417)			
	トリートメント 効果 (標準誤差)	90%信頼 区間下限	90%信頼 区間上限	t-検定値	トリートメント 効果 (標準誤差)	90%信頼 区間下限	90%信頼 区間上限	t-検定値	トリートメント 効果 (標準誤差)	90%信頼 区間下限	90%信頼 区間上限	t-検定値
<施設群I>												
LS	0.058 (0.062)	-0.064	0.181	0.940	0.347 (0.242)	-0.138	0.832	1.430	-0.041 (0.078)	-0.194	0.112	-0.530
ATT ^{kernel}	-0.008 (0.111)	-0.195	0.182	-0.071	0.859 (0.423)	0.000	0.960	2.029	-0.017 (0.130)	-0.210	0.299	-0.130
PS 平均値	0.846 (0.164)				0.907 (0.182)				0.853 (0.145)			
<施設群II>												
LS	-0.075 (0.050)	-0.174	0.023	-1.510	0.043 (0.120)	-0.197	0.282	0.360	-0.079 (0.062)	-0.201	0.043	-1.270
ATT ^{kernel}	-0.083 (0.058)	-0.186	0.038	-1.436	-0.065 (0.245)	-0.605	0.319	-0.263	-0.074 (0.015)	-0.207	0.109	-0.944
PS 平均値	0.279 (0.172)				0.397 (0.242)				0.275 (0.143)			
<施設群III>												
LS	0.028 (0.050)	-0.070	0.126	0.560	0.102 (0.110)	-0.119	0.323	0.920	-0.015 (0.059)	-0.130	0.101	-0.250
ATT ^{kernel}	0.007 (0.063)	-0.104	0.132	0.120	0.170 (0.105)	-0.182	0.652	0.797	-0.008 (0.073)	-0.151	0.118	-0.115
PS 平均値	0.351 (0.221)				0.426 (0.224)				0.330 (0.151)			
<施設群IV>												
LS	0.422 (0.167)	0.093	0.751	2.520	0.553 (0.276)	0.001	1.104	2.000	0.228 (0.270)	-0.304	0.760	0.840
ATT ^{kernel}	0.360 (0.215)	0.012	0.765	1.671	0.667 (0.253)	0.099	1.000	2.637	0.092 (0.245)	0.000	1.000	0.375
PS 平均値	0.096 (0.075)				0.173 (0.104)				0.145 (0.095)			

注) 1) 各施設群の定義については表5の注) 参照。

2) LS (Least-Square Method) は単純回帰分析の結果を、ATT^{kernel} (Average Treatment Effects on Treated) は Kernel matching 法を用いた結果をそれぞれ示しており、Propensity Score 推定法の信頼区間と標準誤差の推定については、bootstrapping 法を用いた。PS 平均値は各推計における Propensity Score の平均値を示す。表7の全ての結果は、表5で示した職場環境と就労者属性により調整済みである。

3) *** 1%水準で有意。** 5%水準で有意。* 10%水準で有意。

出所) (株) サーベイリサーチセンター「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年) を基に筆者が集計。

しかしながら、第Ⅲ節で述べた制約により、本稿が分析の対象としたのは、少なくとも「本人」に関しては、労働組合の存在する職場で所得や制度の点で全国平均よりも相当程度良好な環境の下で、長期間にわたり継続して就労している者である¹⁾。とりわけ、本人が女性である場合は、阿部(2005)が指摘しているように、家族と仕事の両立の条件が比較的整った環境で就労を続けることができている「幸運な女性」あるいは「幸運な家族」であるといえる。換言すれば、本稿で得られた結論は、現行の制度では、こうした恵まれた女性や家族の出生行動を促すことがもはや限界にきており、さらに踏み込んだファミフレ・フレックス施策が必要であることを示唆している。

今後の研究課題は、ファミフレ・フレックス施策の出生行動に与える影響についての理論的考察を行うこと、制度整備に伴う企業のコストを理論的・実証的に明らかにすること(脇坂(1999 a, 1999 b)や川口(2002)など)、また、『消費生活に関するパネル調査』に代表されるように、多様な価値観やライフ・スタイルを持つ人々がライフ・ステージに応じて仕事と生活との調和を図ろうとする際、どういった阻害要因(ワーク・ライフ・コンフリクト)があるかについて、定量的な分析が可能となるようなパネル・ベースでの情報収集・整備を行うことである。

注

- 1) 日本における出生率低下の要因を経済学的視点から実証的に分析した文献研究については、伊達・清水谷[2004]に詳しい。
- 2) 日本の少子化対策のこれまでの経緯については、阿藤[2000]、および、厚生労働省ホームページを参照のこと。
- 3) 具体的には、「育児休業法」の施行(1992年)、「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律の制定(1995年)」、「雇用の分野における男女の均等な機会および待遇の確保等に関する法律」の改正(1999年、2007年)や「男女共同参画社会基本法」の成立(1999年)、「少子化社会対策基本法」と「次世代育成

支援対策推進法」の制定(2002年)などである。

- 4) 就労者票では、本人や家族の性別・年齢等の個人属性はもとより、現在・過去の就業状況(就業形態・職種・業種・労働時間および日数・所得など)、職場の制度や職場環境、子育てについての考え方など、また、企業票では、従業員構成、各種両立支援制度の導入状況、賃金・人事・福利制度など、多岐にわたる質問項目が含まれている。
- 5) 企業票は欠損値が多く、企業票と完全に結合可能なサンプルのみを用いた場合、分析対象となるサンプル数が198まで減少し、推定に支障をきたす。したがって、企業票の「一部」としたのは、女性就労者比率、週60時間を超える長時間労働者比率、企業当たりの平均時給等の企業情報が欠損であった404サンプルについて、同じ企業に所属する就労者の個票データから、これらの推計に必要な企業別データを集計したからである。なお、配偶者調査票に関しては、企業別の情報は存在しない。
- 6) 各施策の有無について、『平成17年度女性雇用管理基本調査』(厚生労働省)が収集したデータから、30人以上の事業所規模での全国平均値をあげると、「育児等のための短時間勤務制度」、「所定外労働の免除」、「法定を上回る育児休業制度」、「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、「再雇用制度」(平成8年度同調査)、「子どもの看護休暇制度」有りがそれぞれ、50.1%、36.3%、21.3%、27.3%、20.7%、52.7%である。本稿で用いる『職場環境と少子化の関連性に関する調査』では、企業ごとの整備状況が調査されているため、事業所ベースの調査である『女性雇用管理基本調査』と比較することは一概にはできないが、本稿の分析対象者は、おおむね全国平均よりも良好な両立支援策の下で就労しているといえるだろう。
- 7) 多次元尺度法と同様、多変量解析法であるクラスター分析からも同様の結果が得られた。
- 8) 以下同様の分析を制度の「使いやすさ」についても行った。各施策群中に分類された施策のうち、1つでも3点(「どちらともいえない」)以

下の施策がある場合を「コントロール群(=0)」, 全施策について3点を超える点数であった場合を「トリートメント群(=1)」とする二項変数を作成し同様の分析を行ったところ, 結果はほぼ同じであった。

- 9) アウトカム指標として, 子どもの数, 今後の出生意欲, 今後欲しい子どもの数を用いた推計も行ったが, いずれも有意性が認められなかった。
- 10) 本人が女性である場合と男性である場合の「子どもがいる」確率はそれぞれ約72%と約77%, また, 児童手当受給の可能性の有る家計と無い家計では約72%と約70%で, いずれも統計学的に有意な差は認められなかった。
- 11) 所得に関しては, 例えば, 『平成18年国民生活基礎調査』(厚生労働省大臣官房統計情報部)における全国1世帯当たりの平均所得金額約564万円と比較すると, 本調査では, 夫婦のみの所得合計での平均値が約890万円(標準偏差が約271万円)と, 全国平均をはるかに上回って高所得であることがわかる。

参考文献

- 阿藤 誠 (2000)『現代人口学—少子高齢化の基礎知識』日本評論社。
- 阿部正浩 (2005)「誰が育児休業を取得するのか—育児休業制度普及の問題点—」『子育て世帯の社会保障』第9章所収, 東京大学出版会, pp. 243-264。
- 大日康史 (2001)「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』第43巻第12号, pp.22-32。
- 川口 章 (2002)「ファミリー・フレンドリー施策と男女均等施策」『日本労働研究雑誌』第44巻第6号, pp.15-28。
- 「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議 (2007)『「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議各分科会における「議論の整理」およびこれを踏まえた「重点戦略策定に向けての基本的考え方」について(中間報告)』(<http://www.8.cao.go.jp/shoushi/kaigi/ouen/pdf/th.pdf>)
- 齋藤堯幸・宿久 洋 (2006)『関連性データの解析法—多次元尺度構成法とクラスター分析法』共立出版。
- 滋野由紀子・大日康史 (2001)「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』第1章所収, 東洋経済新報社, pp.17-50。
- 滋野由紀子・松浦克己 (2003)「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に—」『季刊社会保障研究』第39巻第1号, pp. 43-54。
- 滋野由紀子 (2006)「就労と出産・育児の両立—企業の育児支援と保育所の出生率回復への効果」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会』第3章所収, 日本評論社, pp.81-114。
- 駿河輝和 (1999)「育児休業や育児支援制度の出生行動に及ぼす影響について」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業(H10-政策-032)平成11年度報告書『家族政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』, pp. 474-484。
- (2002)「女性の出産と就業継続の両立支援について」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業(H11-政策-009)平成13年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』第2章, pp. 125-141。
- 駿河輝和・張 建華 (2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について」『季刊家計経済研究』第59号, pp.56-63。
- 駿河輝和・西本真弓 (2002)「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』第37巻第4号, pp.371-379。
- 伊達雄高・清水谷論 (2004)「日本の出生率低下の要因分析: 実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI (Economic and Social Research Institute) Discussion Paper Series No. 94, 内閣府経済社会総合研究所。

- 塚原康博 (1995) 「育児支援政策が出生行動に与える効果について」『日本経済研究』第 28 号, pp.148-161。
- 津谷典子 (1999) 「出生率低下と子育て支援政策」『季刊社会保障研究』第 34 号第 4 号, pp. 348-360。
- 西本真弓・駿河輝和 (2002) 「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」『日本統計学会誌』第 32 巻第 3 号, pp. 315-326。
- 樋口美雄 (2000) 「女性労働と出生力」厚生科学研究政策科学推進研究事業 (H 11-政策-009) 平成 11 年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』第 2 章, pp.35-108。
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』第 459 号, pp.50-62。
- 山口一男 (2005) 「少子化の決定要因と対策について—一夫の役割, 職場の役割, 政府の役割, 社会の役割—」『季刊家計経済研究』第 66 号, pp. 57-67。
- 山下俊彦 (1999) 「出産・育児と女子就業の両立可能性について」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 1 号, pp.52-64。
- 労働政策研究・研修機構 (2006) 「仕事と育児の両立支援—企業・家庭・地域の連携を—」『労働政策研究報告書』No.50。
- 脇坂 明 (1999 a) 「育児休業利用に関する企業・事業所の違い」『岡山大学経済学会雑誌』第 30 巻第 4 号, pp.185-211。
- (1999 b) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析—『女子雇用管理基本調査』を用いて」『「家庭にやさしい企業」研究会報告書』女性労働協会, pp.16-42。
- (2001) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析—『女子雇用管理基本調査』を用いて」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp.195-222。
- (2002) 「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』第 44 巻第 6 号, pp 4-14。
- Bekcer, S. O. and Ichino, A. (2002) “Estimation of average treatment effects based on propensity scores,” *The Stata Journal*, 2(4): pp. 358-377.
- Deheijia, R.H. and Wahba, S. (2002) “Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies,” *The Review of Economics and Statistics*, 84(1): pp. 151-161.
- Ginther, D.K. (2000) “Alternative Estimates of the Effect of Schooling on Earning,” *Review of Economics and Statistics* 82, pp. 103-116.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., and Todd, P. (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program,” *Review of Economic Studies* 64: pp. 605-654.
- Noguchi, H., Shimizutani, S., and Masuda Y. (2007) “Regional Variations in Medical Expenditure and Hospitalization Days for Heart Attack Patients in Japan: Evidence from the Tokai Acute Myocardial Study (TAMIS)” *PIE/CIS Discussion Paper No. 341*.
- Rausenbaum, P. and Rubin, D. (1984) “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score,” *Journal of the American Statistical Association* 79: pp. 516-524.
- Suzuki, T. (2006) “Fertility Decline and Policy Development in Japan,” *The Japanese Journal of Population*, Vol.4, No.1: pp. 1-32.
- Todd, P., Behrman, J., and Cheng, Y. (2004) “Evaluating Preschool Program When Length of Exposure to the Program Varies: A Nonparametric Approach,” *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): pp. 108-132.
- (のぐち・はるこ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部第 2 室長)