

論文

大都市における育児期女性の家族観とネットワーク

The Family Consciousness and Personal Network of child-rearing Women in a Metropolis

キーワード：『家族意識』『家族観』『ネットワーク』

三田 泰雅

MITA, Yasumasa

(東京都立大学大学院)

1. 問題の設定

我々は日々さまざまな人とかかわって暮らしている。そのかかりわりは、我々自身のものの見方や考え方にも影響を与えることが予想されよう。人々がとりむすぶ人とのかかわりは、それぞれの家族観にどのような影響をおよぼすだろうか。本稿では、育児期にある有配偶女性の家族観について、ネットワークによる影響を明らかにしようとしている。

家族のあり方と深くかかわる少子化と高齢化の急激な進展は社会保障や経済の不安定化に直結するものとして、現代の日本が直面する問題のうち小さくない部分をしめている。特に人口減を確実に招く少子化は、重要な課題となっているといえよう。

人口動態統計によれば、2005 年には出生数（1,062,530 人）が死亡数（1,083,796 人）を 21,266 人ほど下回り、1899 年の調査開始以降、統計の得られていない 1944 年から 1946 年を除いて初めて人口の自然減となった。2006 年には漸増となったものの 2007 年には再び減少に転じ、日本は本格的な人口減少社会にはいったとされる。

この少子化の原因は、大きく分けて非婚化・晩婚化と少産化との 2 つにもとめることができる。結婚をともなわない出産という形態が一般的でない日本では、結婚しない男女が増加することは自動的に出産数も減少することを意味する。また一方で、結婚した男女の間にもうける子どもの数が減れば、同様に子どもの出生数は減ることになるだろう。

また合計特殊出生率は 2004 年の 1.26 から 2005 年に 1.34 となり上昇を見せたものの、依然として低い水準が続いている。第 13 回出生動向基本調査によると、夫婦間での最終的な子ども数に相当する完結出生児数（結婚持続期間 15～19 年夫婦の平均出生子ども数）も、2005 年には 2.09 と低下を見せている。夫婦の理想とする子ども数と、予定する子ども数を示す平均理想子ども数・平均予定子ども数も、それぞれ 2.48、2.11 と低い数値を示している。こうして、未婚化・晩婚化に加えて少産化の傾向がはっきりしてきた現在にあっては、人々の家族観そのものも変化していると考えられる。その変化をとらえることには意味があるだろう。また一方ミクロな視点からも、特に育児期の女性にとっては、自らが参加しあはぐくみつつある家族という存在は個人の中で大きな位置を占めるであろう。

こうした関心から、本稿では育児期にある有配偶女性の家族観とその規定要因を、昨年実施された「少子化と就業女性のパーソナルネットワークに関する調査」の個票データをもとに探ってゆきたい。

2. 先行研究と仮説

2.1 家族の変容と家族規範

1980年代以降の日本では、女性の主婦化と再生産平等化（適齢期に結婚し、2人ないし3人の子どもをもうける）という特徴をもつ「家族の戦後体制」（落合 1994）が大きくゆらぎ、「家族の個人化」（目黒 1987）が進んだといわれる。この流れは集団に定位した家族から個々人のネットワークへという、家族のとらえかたに対する構造的変容をもたらしたということができるだろう。目黒依子は「家族の現代的特性は、個人の選択によって創られた、個人と個人の結びつき自体に意味のある生活体であることに見出される」（目黒 1987: 80）と述べ、「家族の個人化」を通しての選択性の高まりが家族員相互の関係にも及んでいることを指摘している。同様に、野沢慎司は「家族の個人化」について、「アイデンティティ構造の多元化とそれに対応したネットワーク構造の多元化によってもたらされる（伝統的）家族役割規範からの個人の自立性の増大」（野沢 2001: 288）ととらえている。

こうした家族の変容にともなって家族役割規範が相対的に衰退していった過程を現代の少子化の背景に見出すこともできよう（安河内 2008: 152-3）。規範が衰退した結果、家族やそれにまつわる様々な家族的行動に対し、ひとびとが選択的に向き合うようになってきたということである。このような流れのなかで、松本康は、「近代の家族制度は、性、生殖、経済、教育の4つの機能を結合させ、一組の男女を永続的に拘束することを前提としていた。しかし今日の家族意識の変化は、性も生殖も経済も教育も、家族制度の外部に押し出しつつあるかのようであり、近代家族が理念的に包摂していた親密なパートナーシップは、時として家族制度による拘束から解き放たれつつあるようである」（松本 2002: 6）といい、こうした変化を許容する意識を「脱近代家族」意識と呼んだ。そして「脱近代家族」意識についての都市間比較をおこなった結果、脱近代家族意識は都市部においてより普及していることが明らかとなったとする。

このような家族の変容のさなかにあっては、「伝統的家族観」といった概念でひとつの家族観をくくることが難しくなっていることが想定される。したがって本稿では、「家族の戦後体制」に表明されている、「性別役割分業の肯定」と「子どもをもつ」ことへの支持をもってひとまずは「通念的家族観」とよび、この家族観からの乖離を示す意識を「非通念的家族観」と呼んで、以下の分析につなげることにしたい。

2.2 パーソナルネットワークの「磁場」

都市社会学では古くから都市が人間関係におよぼす影響について関心がはらわれてきた。

とりわけ、シカゴ学派の知見から L. Wirth が定式化した、「第一次的接触の第二次的接触への交替」というテーゼ (Wirth 1938=1965: 143) をめぐり研究の蓄積がなされてきた。Wirth は同時に「家族の社会的意義の減少」という主張も打ち出している。「都市の人間関係に関する議論は、その多くが、第一次的関係・接触の衰退と第二次的関係の優位というワースの仮説的命題をめぐって展開してきた」(森岡 2000: 20)といわれる。

この議論を「コミュニティ問題」と名づけ、「大規模な社会システム上の分業は、第一次的紐帶ひとつひとつの性質や全体の組織のされ方にどのような影響を与えるのか」(Wellman 1979=2006: 160) という問い合わせ立てて分析を行ったのが B. Wellman である。Wellman は、Wirth に代表される立場を「コミュニティ喪失論」とよび、一方で都市の内部でも第一次的紐帶の存続が認められるとする立場を「コミュニティ存続論」と呼んで整理した。この二つに対して彼は「第一次的紐帶がいたるところに存在しており、その重要性を失っていないことは認めるが、いまやそうした紐帶のほとんどは、密に編まれ、しっかりと境界づけられた連帶というかたちで組織されることはなくなっている」(Wellman 1979=2006: 165) と主張する「コミュニティ解放論」の立場にたち、カナダのトロントで行った調査からコミュニティ解放論が支持されたと主張した。

一方、ネットワークという研究分野を切り拓いた一人である E. Bott はロンドンの夫婦調査を通して、高度に結合したネットワークをもつ夫婦は夫婦役割関係における分離度が大きく、分散したネットワークをもつ夫婦は合同的な役割関係をもつことを見出し、「夫と妻の役割関係における分離度は、家族の社会的ネットワークの結合度にともなって直接的に変化する」(Bott 1955=2006: 87) とする仮説を提出した。

このように、ネットワークには「特定の価値や規範をもたらしそれと同一化する方向で意識を変化させる効果と、日常生活の規範的世界を別のところから離れてみることができる立脚点としての効果」(伊藤 2000: 154) があるとされる。特に本稿の課題である家族観への効果について野沢は、「大都市郊外では、夫の職場ネットワークと妻の近隣ネットワークが、自明性を帯びた規範的『磁場』となり、性別役割分業的な夫婦関係のあり方を世帯の外側から支え強化する状況がかなり一般的にみられるのではないだろうか」(野沢 2004: 125) と述べ、近隣ネットワークが妻の性別役割分業意識を強めるはたらきの可能性を指摘している。この「磁場」の概念については、「連帶性の強いネットワークが個人を（とくに他のネットワークの維持に関して）一定の行動に向かわせるような規範的な力を帶びている状況」(野沢 1995: 223) と定義されている。一方松本は都市における分散的なネットワークのはたらきに注目し、親密な中・遠距離関係が「日常の文脈に拘束されないく磁場のがれ>のネットワーク」(松本 1995: 77) として機能する可能性を指摘している。

本稿では、このネットワークの「磁場」とく<磁場のがれ>のネットワークのはたらきが家族観におよぼす影響を確認することが主な目的となる。

また大都市においては夫婦の年齢差が小さいほど性別役割分業に否定的であるとされる

(廣嶋 2004)。さらに非通念的な家族観は、女性にとっては出身地が効果をもつこと、空間的に分散した遠距離友人が多いものほど許容度が高いことが指摘されている(原田 2004)。

これらをふまえ、本稿では次のような仮説を設定したい。

- ①近隣ネットワークの保有は通念的家族観を強める効果をもつ(磁場仮説)
- ②空間的に分散したネットワークは非通念的家族観を強める効果をもつ(磁場のがれ仮説)

以下ではこの二つの仮説をデータをもとに検証してゆく。

3. データ

3.1 データと変数

本稿に使用するデータは、2007年11月に世田谷区で実施された「少子化と就業女性の支援ネットワークに関する調査」によるものである。世田谷区内に在住する、小学生以下の子をもつ女性3,000人がサンプルとして抽出され、有効回収数は1,862、有効回収率は62.1%であった¹⁾。本稿ではこのうちの有配偶女性1,774人に対象を限定して分析を行う。

調査票に用意された家族規範に関する質問のうち、「夫は外で働き妻は家庭を守る方がよい」(以下「性別役割分業」)、「夫も家事や育児を平等に分担する方がよい」(以下「平等分担」)、「結婚しても、必ずしも子どもをもつ必要はない」(以下「子なし夫婦」)、「夫婦別姓が法的に認められる方が良い」(以下「夫婦別姓」)の4問を使用する。それぞれの質問に対し、「そう思う」「ややそう思う」「あまりそうは思わない」「そうは思わない」の4段階で得られた回答について、「そう思う」と答えた場合は4点、「ややそう思う」と答えた場合は3点というように1~4点までの得点を与えて点数化し、従属変数として分析を行った。

独立変数には、属性要因として社会経済的変数と家族変数を、また加えてネットワーク変数をもちいる。各独立変数については次のように操作化した。

社会経済的変数：本人の年齢・学歴・職業、配偶者の学歴・職業、世帯収入

年齢については実数値を、学歴は中学卒=9年、高校卒=12年、短大・高専卒=14年、大学・院卒=16年とする連続変数として使用する。また職業については、自営業・会社経営者・役員を「自営」、フルタイムの被雇用者を「常雇」、パート・アルバイトを「パート」、無職の場合は「無職」の4カテゴリーとするカテゴリー変数を作成した²⁾。基準カテゴリーは本人職業が「無職」、配偶者の職業は「常雇」とした。世帯収入は本人と配偶者の各カテゴリーの中央値を合計し、1を加えて常用対数に変換したものを使用している。

家族変数：世帯構成、本人中学卒業時の居住地、夫婦年齢差

世帯構成については、夫婦と子どもの世帯と3世代世帯の2カテゴリーとした³⁾。基準カテゴリーは「夫婦と子どもの世帯」である。本人中学卒業時の居住地については、今回の調査では時間距離による質問であったため、現住所から30分以内までと回答したものと「近

距離」、30 分から 120 分までと回答したものを「中距離」、120 分以上と回答したものを「遠距離」とし、3 カテゴリーの変数を作成した。基準カテゴリーは「遠距離」である。

また、配偶者の年齢から本人の年齢を引いたものを夫婦年齢差とし、連続変数として使用する。

ネットワーク変数：親族数、友人数、近距離親族数、近距離ネットワーク数、中・遠距離友人数

親族数は本人の両親ときょうだい、配偶者の両親ときょうだい、親しくしている親せきについての距離別回答数をすべて足し合わせたものである。友人数も同様に距離別回答数をすべて加算した。近距離親族数については、同居を含む 30 分以内に居住する、本人の両親・配偶者の両親・親しくしている親せきの数を、近距離ネットワーク数はそれに 30 分以内に居住する友人数を足したものである。本調査では非親族のネットワークがすべて「友人」としてカウントされるため、いわゆる「純粹な友人」とはならない。近距離の友人には“向こう三軒両隣り”的な「近隣」のネットワークが含まれている可能性がある。また、分散的なネットワークとして 30 分以上の時間距離に居住する友人数を合計し中・遠距離友人数とした。ネットワーク変数はすべて、1 を加えて常用対数に変換したものを使用する。なお、平均値を比較する際には独立変数のうちの年齢・学歴・世帯収入および夫婦年齢差の連続変数についてはカテゴリー化したうえで分析を行った。学歴については中学卒と高校卒をまとめて 1 つのカテゴリーとしている。

3.2 対象者の特性

分析に入る前に、対象者の属性についてふれておきたい。本人の年齢でもっとも多いのは 30 代であり、40 代がこれに続く。30~49 歳まで全体の 93% を占めている。夫婦の年齢差の平均は 2.32 歳となっている。

学歴では、大学・院卒 44.4% がもっとも多く、短大・高専卒が 39.1%、中学・高校卒が 16.5% であった。一方、配偶者では大学・院卒が 75% を超えており、高学歴者が非常に多いといえる。本人の職業について従業上の地位をみてみると、無職が最も多く 54.2%、続いてパート・アルバイト 19.6%、フルタイム 17.2%、自営業 9.1% の順となっている。配偶者ではフルタイム労働者が 70.2% をしめ、自営業の 27.5% とあわせて全体の 97.7% となる。本人と配偶者の昨年の年収への回答を合計した世帯年収は、平均で 969.2 万円であった。世帯構成では夫婦と子どもの世帯が全体の 90.7% に達し、3 世代世帯が 9.2% となっている。中学卒業時の居住地についてみてみると、現住所にそのまま居住している人は全体の 5% にすぎない。他方、120 分以上の時間距離のところに住んでいた人は 38.1% となっている。

4. 分析

4.1 基礎集計

まずは各従属変数の傾向について、単純集計と記述統計をもとに確認してみよう（表1、表2）。4つの変数のうち、平均点が最も高いのは「子なし夫婦」への支持であり、以下「平等分担」「夫婦別姓」「性別役割分業」の順に続いてゆく。非通念的と考えられる項目が高い支持を集める一方、性別役割分業への支持が最も低い。少なくとも家族規範の水準においては、通念的家族観がかなりの程度まで相対化されていることがうかがえる。

表1 単純集計

	そう思う		まあそう思う		あまりそうは思わない		そうは思わない		合計	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
問21(a) 性別役割分業	167	9.5	676	38.3	604	34.2	319	18.1	1766	100.0
問21(b) 平等分担	245	13.9	571	32.4	812	46.1	133	7.6	1761	100.0
問21(e) 子なし夫婦	388	22.0	565	32.0	511	28.9	302	17.1	1766	100.0
問21(f) 夫婦別姓	296	16.8	427	24.3	748	42.5	289	16.4	1760	100.0

表2 記述統計

	n	平均値	標準偏差	歪度	尖度
性別役割分業得点	1766	2.39	.888	-.038	-.795
平等分担得点	1761	2.53	.824	.255	-.572
子なし夫婦得点	1766	2.59	1.012	-.100	-1.086
夫婦別姓得点	1760	2.41	.953	.258	-.861

統いて各従属変数同士の相関をみたものが表3である。一見して明らかのように、「性別役割分業」への支持は他の三つの変数に対し負の相関を示している。特に質問文から予想される通り「平等分担」との負の相関が比較的強い。通念的な家族観をもっとも反映しているといえる。次に「平等分担」の相関をみてみると、先に述べた通り「性別役割分業」との間に負の相関がみられると同時に、「夫婦別姓」との間に弱いながらも正の相関がみられる。他方、「子なし夫婦」との間にはほとんど相関がみられなかった。このことから、「平等分担」への支持は「子どもをもつ／もたない」という選択からは相対的に独立した志向であることがわかる。通念的な家族観への全般的な反対を示しているというよりは、男女間の社会的な平等に特化した関心をもつ志向性をあらわしているとみることができるかもしれない。「子なし夫婦」に関しては、「性別役割分業」との間に弱い負の相関をみせたほか、「夫婦別姓」との間に正の相関がみられる。「夫婦別姓」をみてみると、「性別役割分業」との間に負の相関がみられ、「平等分担」「子なし夫婦」との間に正の相関がみられた。

表3 各項目間の相関

	性別役割分業得点	平等分担得点	子なし夫婦得点	夫婦別姓得点
性別役割分業得点	1	-.332***	-.121***	-.251***
平等分担得点	-.332***	1	.044*	.198***
子なし夫婦得点	-.121***	.044*	1	.302***
夫婦別姓得点	-.251***	.198***	.302***	1

*** p<0.001, * p<0.05

次に、社会経済的変数や家族的変数といった属性項目と従属変数との関係をみてゆこう。表4に、各変数ごとの得点の平均値を示した。「性別役割分業」の得点についてみてみると、本人および配偶者の学歴と職業、そして世帯収入といった変数の影響が確認された。先行研究で指摘されていた、夫婦の年齢差による影響は確認できなかった。本人・配偶者とともに、中・高卒と短大・高専卒の間ではほとんど差はみられないが、大学・院卒において得点が低下している。

また、本人の従業上の地位では、本人が無職である場合に最も支持が高い。自営とパート・アルバイトの間にはほとんど差がないのに対し、フルタイム労働についている場合は得点が低下している。主婦は性別役割分業に肯定的、フルタイム労働者は否定的という形で、規範意識と実際の行動が一定の結びつきをもってあらわれていることがわかる。配偶者の従業上の地位については、パート・アルバイトと無職については度数が少ないために判断が難しいが、無職で得点が上昇している。自営とフルタイムに限った比較では、配偶者が自営業の場合に性別役割分業への支持が高く、フルタイム労働者の場合で低くなる。カテゴリ別にみた世帯収入では、800~1100万円の場合に若干の低下がみられるものの、全体的な傾向としてはおおむね収入の上昇にしたがって得点が低下してゆく。これは、夫婦ともにフルタイム労働者の家庭で世帯収入が高い傾向があることとも関係しているだろう。このように、学歴・職業・世帯収入など、社会経済的な要因に性別役割分業への支持との関係がみとめられる。

続いては「平等分担」の得点をみてみよう。職業と世帯収入という、やはり社会経済的な変数の影響が確認できるが、学歴との間に有意な関連がみられない。本人がフルタイムの労働者である場合にもっとも高く、ついで自営業で高い得点を示している。続いてパート・アルバイト、無職という順に得点が低下していた。世帯収入では、500~800万円から1100~1400万円の層にかけて低下を見せたのち、収入の上昇にともない得点も上昇する。

次に「子なし夫婦」の得点をみてみると、世帯構成の影響が確認された。3世代世帯にくらべ、夫婦と子どものみの世帯において有意に得点が高い。また年齢による効果はみられ

ず、学歴や中学卒業時の居住地の効果もみられなかった。今回の調査には1950年以前に生まれた対象者がほとんど含まれていないため、「人口学的第3世代」以降では一貫して子どもをもたないことに対する許容度が変化していないということが確認できるだろう。

表4 各属性変数と従属変数の平均値比較

年齢	性別役割分業得点	n	平等分担得点	n	子なし夫婦得点	n	夫婦別姓得点	n
20代	2.40	99	2.71	99	2.74	99	2.18	99
30代	2.41	965	2.52	961	2.56	965	2.37	962
40代	2.38	665	2.52	664	2.61	665	2.51	663
50歳以上	2.04	26	2.62	26	2.58	26	2.44	25
F値	1.473n.s.		1.763n.s.		1.088n.s.		4.878***	
本人最終学歴								
中・高卒	2.47	290	2.56	290	2.51	290	2.30	289
短大・高専卒	2.48	685	2.48	682	2.58	685	2.29	683
大学・院卒	2.29	780	2.56	778	2.63	780	2.57	778
F値	9.852***		1.796n.s.		1.487n.s.		17.485***	
本人從業上の地位								
自営業	2.32	158	2.62	157	2.56	158	2.34	157
常雇	1.76	304	2.98	304	2.64	304	2.60	303
パート・アルバイト	2.31	345	2.54	343	2.46	345	2.35	343
無職	2.63	953	2.37	951	2.62	953	2.39	951
F値	87.261***		46.027***		2.577n.s.		4.842**	
夫最終学歴								
中・高卒	2.45	273	2.62	273	2.61	273	2.29	272
短大・高専卒	2.43	155	2.53	155	2.62	155	2.27	154
大学・院卒	2.38	1323	2.51	1318	2.58	1323	2.46	1321
F値	0.873n.s.		2.071n.s.		0.162n.s.		5.823**	
夫從業上の地位								
自営業	2.53	483	2.48	482	2.54	483	2.32	481
常雇	2.34	1238	2.53	1236	2.61	1238	2.45	1235
パート・アルバイト	2.00	28	3.27	26	2.46	28	2.39	28
無職	2.73	11	2.27	11	2.36	11	2.18	11
F値	7.373***		8.030***		0.994n.s.		2.490n.s.	
世帯収入								
200万未満	2.64	11	2.55	11	2.64	11	2.18	11
200~500万未満	2.44	151	2.70	150	2.42	151	2.23	149
500~800万未満	2.47	527	2.52	527	2.59	529	2.35	527
800~1100万未満	2.37	348	2.49	346	2.56	347	2.40	347
1100~1400万未満	2.45	355	2.41	354	2.65	355	2.46	354
1400~1700万未満	2.33	245	2.57	244	2.60	244	2.48	244
1700~2000万未満	2.07	30	2.67	30	2.67	30	2.63	30
2000万以上	1.82	51	2.92	51	2.65	51	2.96	51
F値	4.729***		3.994***		0.856n.s.		4.254***	
世帯構成								
夫婦と子どもの世帯	2.38	1597	2.54	1591	2.61	1596	2.41	1590
3世代世帯	2.50	161	2.45	162	2.44	162	2.46	162
F値	2.749n.s.		1.562n.s.		3.725n.s.		0.353n.s.	
本人中学卒業時居住地								
~30分	2.37	382	2.61	380	2.54	382	2.47	381
30~120分	2.37	705	2.52	705	2.64	705	2.40	703
120分~	2.43	668	2.50	665	2.56	668	2.40	665
F値	0.784n.s.		2.143n.s.		1.750n.s.		0.883n.s.	

※1. 連続変数(年齢・学歴・世帯収入)はカテゴリー化した平均値

※2. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

「夫婦別姓」については、本人の年齢・職業、本人と配偶者の学歴に加え世帯年収が有意な効果をもっていた。高学歴層やフルタイム雇用者層で、また世帯年収が高いほど夫婦別姓に対して高い支持をみせている。一方で年齢の効果は解釈が難しい。本人が40代である場合にもっとも支持が高く、50歳以上で若干支持をさげるものの20代や30代の回答者と比べてなお高い支持を得ていた。これについては4.2以降でふたたび検討する。

4.2 多変量解析

これまでの検討をふまえつつ、それぞれの従属変数について重回帰分析による多変量解析を行ってゆこう。分析にあたって、遠距離友人数は友人総数の一部を形成しており、また親族数・友人総数のいずれも近距離ネットワーク保有数を形成する一部となっていることから、全てのネットワーク変数を同時に投入すると多重共線性の問題を生じる危険性がある。これを避けるため、属性要因を投入した model1 にくわえ、保有数のみを投入した model2 とネットワークの空間的なひろがりを投入した model3 の計3つのモデルによって検討することとした。

性別役割分業に対する支持（表5）では、属性要因では本人および配偶者の職業が影響を示している。世帯収入の効果はみられない。本人が有職であり、ことに常雇の場合にもっとも得点が高くなるのに対し、配偶者の職業では常雇に比べて自営・その他のほうが若干

表5 重回帰分析結果（性別役割分業・平等分担）

	性別役割分業			平等分担		
	model1 β	model2 β	model3 β	model1 β	model2 β	model3 β
年齢	-0.016	-0.016	-0.019	0.005	0.005	0.008
本人教育年数	-0.049	-0.051 *	-0.045	0.012	0.013	0.007
職業（ref=無職）						
本人自営ダメー	-0.130 ***	-0.126 ***	-0.124 ***	0.094 ***	0.092 ***	0.089 ***
本人常雇ダメー	-0.371 ***	-0.356 ***	-0.354 ***	0.292 ***	0.283 ***	0.279 ***
本人パートダメー	-0.153 ***	-0.149 ***	-0.152 ***	0.086 **	0.084 **	0.087 ***
夫教育年数	-0.027	-0.029	-0.026	-0.016	-0.014	-0.018
夫職業（ref=常雇）						
自営その他	0.071 **	0.072 **	0.068 **	-0.013	-0.014	-0.011
夫婦年齢差	0.023	0.026	0.024	0.019	0.018	0.019
世帯年収	0.015	0.007	0.007	-0.075 **	-0.071 **	-0.071 **
世帯構成						
（ref=夫婦のみ世帯）						
三世代世帯	0.031	0.029	0.024	-0.033	-0.032	-0.029
中学卒業時居住地						
（ref=遠距離）						
近距離	-0.009	-0.008	-0.027	0.029	0.029	0.044
中距離	-0.028	-0.027	-0.030	0.009	0.009	0.012
親族総数			-0.003		0.000	
友人総数		0.083 ***			-0.048	
近距離ネットワーク数			0.081 ***			-0.063 *
中・遠距離友人人数			0.005			0.024
決定係数	0.140	0.145	0.144	0.074	0.075	0.077
n	1,691	1,691	1,693	1,686	1,686	1,688

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

ながらも高い支持をしめしている。ネットワーク変数を投入した model2 では友人数が多いほど性別役割分業に肯定的という傾向がみられたが、ネットワークの空間的側面を反映した model3 では、遠距離友人数の効果がみられない一方で近距離ネットワークの規模が性別役割分業への支持を押し上げる効果をもっていた。このことから、近距離に友人を含む規模の大きなネットワークを保有するほど性別役割分業に肯定的になると考えることができるものだろう。近距離ネットワークの「磁場」が存在していることをうかがわせる。

続いて家事や育児の平等な分担に対する意識をみてゆこう。本人の職業および世帯年収の効果が認められた。特に本人がフルタイムの労働者である場合に平等な分担を志向する傾向がみられる。世帯年収については、先にみたように中間の収入層に比べて低所得層や高所得層で分担の平等が志向されるという U 字型のカーブをえがくため、線形の関係とはなっていない。全体の傾向としては相対的に所得の低い層で平等な分担への支持が高いとの影響がでていると考えられる。ネットワーク変数を投入した分析では、わずかながらも近距離ネットワークの規模が大きいほど支持が低くなっている。

「必ずしも子どもをもつ必要はない」とする意識（表 6）については、本人の職業がパート・アルバイトである場合に有意に得点が低くなっているほか、model1 と 2 で夫の学歴の影響がみられる。夫の学歴が高いほうが、子どもをもたないことへの寛容度が低いという傾向がみられた。Model2 では友人数の効果が表れている。友人総数が多いほど、非通念的な意識に対して不寛容な傾向がみられる。ここでネットワークの空間的な側面を投入した

表 6 重回帰分析結果（子なし夫婦・夫婦別姓）

	子なし夫婦			夫婦別姓		
	model1 β	model2 β	model3 β	model1 β	model2 β	model3 β
年齢	-0.008	-0.008	-0.004	0.097 ***	0.097 ***	0.101 ***
本人教育年数	0.041	0.043	0.036	0.076 **	0.077 **	0.072 **
職業（ref=無職）						
本人自営ダミー	-0.013	-0.015	-0.017	-0.019	-0.022	-0.024
本人常雇ダミー	-0.012	-0.023	-0.028	0.059 **	0.049	0.044
本人パートダミー	-0.065 **	-0.068 **	-0.066 *	-0.024	-0.027	-0.024
夫教育年数	-0.048 *	-0.046 **	-0.048	0.020	0.020	0.019
夫職業（ref=常雇）						
自営その他	-0.027	-0.028	-0.026	-0.041	-0.042	-0.040
夫婦年齢差	-0.037	-0.039	-0.040	-0.030	-0.032	-0.032
世帯年収	0.030	0.036	0.037	0.036	0.040	0.042
世帯構成						
（ref=夫婦のみ世帯）						
三世代世帯	-0.030	-0.028	-0.024	0.022	0.029	0.028
中学卒業時居住地（ref=遠距離）						
近距離	-0.016	-0.017	0.000	0.026	0.033	0.042
中距離	0.039	0.038	0.041	0.004	0.003	0.007
親族総数			0.002		-0.033	
友人総数		-0.062 **			-0.055 *	
近距離ネットワーク数			-0.073 **			-0.069 **
中・遠距離友人数			0.003			0.003
決定係数	0.006	0.011	0.010	0.028	0.032	0.032
n	1,691	1,691	1,693	1,687	1,687	1,689

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

model3 をみてみると、近距離ネットワークの規模が大きいほど非通念的な意識への寛容性を下げる傾向があらわれた。このことから、model2 で友人としてあげられたネットワークの中に近距離関係が含まれていたと考えられる。「磁場」の効果をうかがうことができる。

続いて夫婦別姓についてみてみよう。やはり年齢が効果をしめしており、年齢が高くなるほど夫婦別姓への寛容度が高まっている。若年層ほど保守的な様相を示しているという言い方もできる。また本人の学歴が高いほど、夫婦別姓の得点が上昇する傾向がみられた。属性では本人がフルタイム労働者の場合に寛容度が高くなっている。ネットワーク変数では、やはり友人数の効果がみられる。またここでも近距離ネットワークの規模が有意に得点を低下させていた。

この夫婦別姓への支持における年齢の効果をどう考えるべきだろうか。表 7 に示したように、年齢と得点の平均値をグラフにしてみると、30代の後半から40代後半にかけて少しずつ得点が上昇している。しかし純粋な加齢の効果として夫婦別姓への支持が高まるとは考えにくい。何らかのライフコース上の経験によって、夫婦別姓への支持を高めていくと考えたほうが自然のように思われる。

そこで対象者のライフコースに注目して、夫婦別姓の得点についての再分析を行ってみよう。周知のとおり、日本では女性が結婚や出産を機に退職し、育児が一段落ついてから再び就労するという M 字型就労パターンがひろくみられる。特に退職にともなって仕事関係のネットワークが失われると、ネットワークに占める親族の比重が相対的に高まるであろう。この時期の経験が何らかの影響を与えているのかもしれない。夫と同じ姓を名乗る

表 7 年齢別夫婦別姓得点の平均値

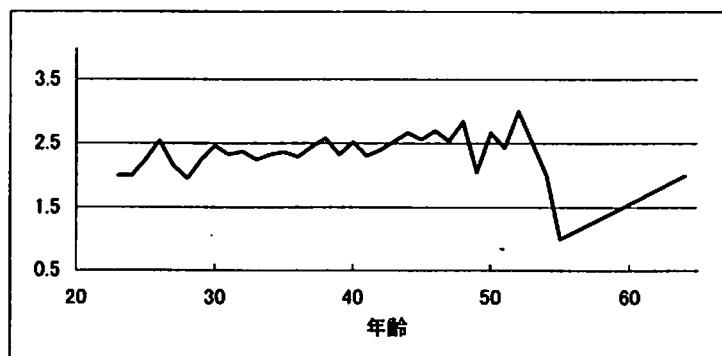


表 8 ライフコース別平均値

	平均値	n
一貫無職	2.41	345
退職後無職	2.38	587
再就労	2.35	385
一貫就労	2.53	403
F値	3.041 *	

* p<0.05

表 9 ライフコース別職業の内訳

	再就労 %(n)	一貫就労 %(n)
自営業	16.8 (65)	23.1 (94)
常雇	13.7 (53)	58.7 (239)
パート・アルバイト	69.6 (270)	18.2 (74)
合計	100.0 (388)	100.0 (407)

表 10 夫婦別姓得点のライフコース別重回帰分析結果

	一貫無職			退職後無職		
	model1 β	model2 β	model3 β	model1 β	model2 β	model3 β
年齢	0.009	0.009	0.019	0.039	0.040	0.039
本人教育年数	0.094	0.095	0.075	0.145 **	0.146 **	0.145 **
夫教育年数	-0.016	-0.017	-0.010	0.002	0.003	0.003
夫職業(ref=常雇)						
自営その他	-0.016	-0.015	-0.005	-0.052	-0.053	-0.051
夫婦年齢差	-0.048	-0.045	-0.062	-0.014	-0.016	-0.015
世帯年収	0.051	0.047	0.062	0.027	0.028	0.028
世帯構成						
(ref=夫婦のみ世帯)						
三世代世帯	0.057	0.062	0.059	-0.010	-0.012	-0.009
中学卒業時居住地						
(ref=遠距離)						
近距離	-0.080	-0.074	-0.057	0.042	0.033	0.043
中距離	0.005	0.008	0.009	-0.006	-0.006	-0.006
夫との関係満足度	-0.215 **	-0.212 **	-0.203 **	-0.155 **	-0.157 ***	-0.155 **
夫親関係満足度	0.035	0.033	0.030	-0.059	-0.059	-0.059
本人親関係満足度	0.018	0.017	0.017	-0.076	-0.075	-0.075
親族総数					0.025	
友人総数			0.001		-0.017	
近距離ネットワーク数				-0.103		-0.005
中・遠距離友人人数				0.085		-0.009
決定係数	0.023	0.017	0.031	0.062	0.059	0.059
n	302	302	303	521	521	522

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

	再就労			一貫就労		
	model1 β	model2 β	model3 β	model1 β	model2 β	model3 β
年齢	0.093	0.096	0.096	0.132 *	0.135 *	0.137 *
本人教育年数	0.103	0.103	0.097	0.052	0.052	0.053
職業(ref=自営)						
本人常雇ダミー	0.138	0.138	0.136	-0.012	-0.017	-0.019
本人パートダミー	0.010	0.012	0.016	-0.073	-0.069	-0.071
夫教育年数	0.022	0.024	0.018	0.084	0.088	0.082
夫職業(ref=常雇)						
自営その他	-0.083	-0.082	-0.085	-0.104	-0.106	-0.104
夫婦年齢差	-0.022	-0.022	-0.019	-0.073	-0.072	-0.069
世帯年収	0.059	0.061	0.060	0.037	0.032	0.036
世帯構成						
(ref=夫婦のみ世帯)						
三世代世帯	-0.024	-0.023	-0.021	0.034	0.044	0.041
中学卒業時居住地						
(ref=遠距離)						
近距離	-0.054	-0.057	-0.049	0.086	0.103	0.101
中距離	0.016	0.015	0.016	0.083	0.077	0.086
夫との関係満足度	-0.206 ***	-0.203 ***	-0.205 ***	-0.081	-0.074	-0.079
夫親関係満足度	-0.010	-0.011	-0.011	-0.014	-0.010	-0.013
本人親関係満足度	0.011	0.012	0.013	-0.002	-0.003	-0.000
親族総数					-0.081	
友人総数			-0.030		-0.040	
近距離ネットワーク数				-0.036		-0.050
中・遠距離友人人数				0.029		-0.007
決定係数	0.080	0.074	0.075	0.054	0.058	0.051
n	325	325	325	355	355	355

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

ことは、単に戸籍上の夫婦であることを法的に証明するだけでなく、そのイエの成員であることを示すという象徴的な意味をもつていて。本人の死後、そのイエの他の成員と同じ墓に入ることもありえる。個人と個人の結びつきとしての家族の側面だけでなく、制度としての家族がたちあらわれてくる問題であるといえよう。ここでもし夫との間に心理的距離があった場合⁴⁾、別姓への支持を高めるようになるのかもしれない。また夫方の姓を名乗っている場合は、夫方親族との心理的距離も反映される可能性があるだろう。

対象者のライフコースについて、本調査では現在の仕事のほか、結婚前・結婚直後・第一子出産の一年後のそれぞれの時点で仕事をしていたかどうかを対象者にたずねている。この質問への回答を利用し、結婚直後・第一子出産の一年後と現在を比較して、いずれも無職と回答した場合を「一貫無職」、結婚または第一子出産の後に仕事をやめ、現在は無職である場合を「退職後無職」、出産後無職であったがその後仕事についたと回答したケースを「再就労」、三時点のいずれも仕事についている場合を「一貫就労」とし、四種類に分類してそれぞれのライフコース別に分析を試みた。夫や夫の親族との心理的距離については、本調査の項目にある夫および夫の親との関係についての満足度に対する回答を利用して操作化⁵⁾し独立変数に加えた。

ライフコース別にみた平均値（表8）では、一貫して就労している場合が最も高く、継続して無職・退職後無職とつづく。再就労のケースが最も平均値が低く、夫婦別姓に否定的であった。ライフコースごとの従業上の地位（表9）については、再就労の場合はパート・アルバイトが69.6%とほぼ七割を占めるのに対し、一貫して就労している場合は常雇58.7%、自営業が23.1%となり、パート・アルバイトは18.2%となっている。

再分析の結果を表10に示した。年齢の効果は一貫就労を除いて失われている。かわりに、夫との関係満足度が高いほど有意に夫婦別姓への支持を押し下げている。また退職後無職のケースでは本人の教育年数の効果があらわれている。教育年数が長いほど夫婦別姓を支持する傾向がある。まとめると、年齢にともなう支持の上昇がみられたのは結婚前から一貫して就労している場合に限られ、それ以外の場合では夫との関係満足度が影響していることが明らかとなった。このことから、夫婦別姓への支持は非通念的家族観への支持を測るのみならず、家族内の関係性を反映していることができるだろう。

5. まとめ

本稿では、家族観の質問項目への回答をもとに、通念的家族観と非通念的家族観を規定する要因を属性および個人がとりむすぶネットワークの側面から検討してきた。おもな知見をまとめると、①性別役割分業については、本人と配偶者の職業の影響がみられた。ネットワーク要因では友人数と近距離ネットワークの効果が確認された。②家事・育児の平等な分担については、本人の職業および世帯収入の影響がみられた。ネットワーク要因からは友人数と近距離ネットワークの効果が確認された。③子どもをもたないことに対して

は、本人の職業がパートである場合、配偶者の学歴が高い場合に否定的となる結果がえられた。ネットワーク要因では友人数と近距離ネットワークの効果が確認された。また本調査のデータでは4つの変数のなかでもっとも支持が高い。この傾向が都市度の効果であるのかどうかは今回の調査ではわからないが、今後この項目をそのまま「非通念的」な家族観の指標とすることには注意を要すると思われる。④夫婦別姓が法的に認められることについては、全体を対象とした分析では、本人の年齢があがるほど、また学歴が高いほど賛成する傾向があった。ネットワーク要因では、友人数と近距離ネットワークの効果がみられる。続いて行ったライフコース別の分析から、年齢の効果は一貫して就労を継続している人に限られ、一貫して無職または退職後再就労の場合には夫との関係満足度が高いほど夫婦別姓に否定的となる傾向が確認された。

統いて本稿で設定した仮説の検証について再検討してみよう。①の近距離ネットワークの磁場に関する仮説はおおむね支持された。ただしすべての変数において標準偏回帰係数の値は高くなく、個人の家族観に与えるネットワークの影響は部分的にとどまるといえる。②の空間的に分散したネットワークと非通念的家族観との関係については、「磁場のがれ仮説」を支持する効果は確認できなかった。世田谷区という東京23区でも最大の人口をもち、都心にもほど近い都市度の高い調査地での知見であるため本稿の分析結果を一般化することには注意しなければならないが、近距離ネットワークの「磁場」の影響が大都市の育児期女性の家族観に対しても一定の影響力をもっていることが確認されたといえる。今後は実際の出生行動や育児状況など、現実の行動にネットワークが及ぼしている影響に関するこれまでの実証的研究をさらに蓄積してゆくことが求められるだろう。

[注]

- (1) 世田谷区において住民基本台帳を用いて、平成7年4月2日以降を出生日とする子どもをもつ母親3,000人を等間隔抽出した。この調査研究は、「せたがや自治政策研究所」と科学研究費補助金調査研究（研究代表者：九州工業大学・安河内恵子）との共同で実施されたものである。
- (2) ここでは配偶者の従業上の地位を自営、常雇、パート・アルバイト、無職として4カテゴリーに示したが、パート・アルバイトと無職は度数が少ないので自営業とあわせて「自営その他」とし、多変量解析では「常雇」を基準カテゴリーとしたダミー変数を作成した。
- (3) 本調査では、世帯構成について「夫婦と子どもの世帯」「母子世帯」「三世代世帯」「その他」の4つの項目から1つを選択してもらう方法で世帯構成を調べた。このうち今回の対象者で「母子世帯」と回答したケースが2件、「その他」と回答したケースが9件あった。「母子世帯」と回答したケースは配偶者の単身赴任が予想されたため「夫婦と子どもの世帯」に、「その他」と回答したケースのうち本人や配偶者のきょうだいが同居している世帯も「夫婦と子どもの世帯」に、祖父母世代を含む4世代にわたる世帯は「三世代世帯」にリコードし

て分析を行っている。

- (4) 本調査では結婚継続年数についてたずねていないため経過年数の影響はわからないが、本人の年齢と夫婦関係満足度との相関をみてみると、相関係数-.160 (0.1%水準で有意) となり年齢が高いほど満足度が低い傾向がみられた。
- (5) 夫や夫の親との関係についてはそれぞれ「非常に満足」「まあまあ満足」「やや不満」「非常に不満」の四段階でたずねている。「非常に満足」と答えた場合を4点、「非常に不満」が1点となるように得点を与え関係満足度についての変数を作成した。

[文献リスト]

- 厚生労働省, 2008, 「人口動態統計（確定数）の概況」 厚生労働省ホームページ (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei07/index.html>) .
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2006, 「第13回出生動向基本調査 結果の概要」, 国立社会保障・人口問題研究所ホームページ (<http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou13/doukou13.pdf>) .
- Bott, Elizabeth, 1955 , "Urban Families: Conjugal Roles and Social Networks", *Human Relations*, vol.8:345-384. (=2006 野沢慎司訳「都市の家族－夫婦役割と社会的ネットワーク－野沢慎司監訳『リーディングス・ネットワーク論』勁草書房: 35-91) .
- 原田謙, 2004, 「非通念的な結婚観とネットワーク－非婚化・少子化の現在－」松本康編『東京で暮らす』 東京都立大学出版会:113-130.
- 廣島清志, 2004 ,「夫妻年齢差の変化」 渡辺ほか編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会: 59-76.
- 伊藤泰郎, 2000, 「社会意識とパーソナルネットワーク」 森岡清志編『都市社会のパーソナルネットワーク』東京大学出版会: 141-159.
- 松本康, 2002, 「都市の非通念性としての『脱近代家族』意識」『JILI FORUM』11号, 生命保険文化センター: 5-13.
- ,1995, 「現代都市の変容とコミュニティ、ネットワーク」松本康編『増殖するネットワーク』 効草書房: 1-90.
- 目黒依子, 1987, 『個人化する家族』 効草書房.
- 森岡清志, 2000, 「都市集落・都市生活の特質と人間関係」 森岡清志編『都市社会の人間関係』 放送大学教育振興会: 1-21.
- 野沢慎司, 1995, 「パーソナル・ネットワークのなかの夫婦関係」松本康編『増殖するネットワーク』 効草書房: 175-234.
- , 2001, 「ネットワーク論的アプローチ－家族社会学のパラダイム転換再考－」 野々山久也・清水浩昭編『家族社会学の分析視角』ミネルヴァ書房: 281-302.
- , 2004, 「大都市郊外と地方都市にみる家族とネットワーク」, 森岡清志編『改訂版

- 都市社会の人間関係』放送大学教育振興会 :114-127.
- 落合恵美子, 1994, 『21世紀家族へ』有斐閣.
- Wellman, Barry, 1979, "The Community Question: The Intimate Networks of East Yorkers." *American Journal of Sociology* vol.84:1201-31 (=2006 野沢慎司・立山徳子訳「コミュニティ問題—イースト・ヨーク住民の緊密なネットワーク—野沢慎司監訳『リーディングス・ネットワーク論』勁草書房: 159-200).
- Wirth, Louis, 1938, "Urbanism as a Way of Life", *American Journal of Sociology* vol.44 : 1-24(=1965 高橋勇悦訳「生活様式としてのアーバニズム」鈴木広編『都市化の社会学』誠信書房 : 127-147.
- 安河内恵子, 2008, 「子育てと地域社会」森岡清志編『地域の社会学』有斐閣 :142-169.