

既婚女性の就労を支援する社会的ネットワークについて

—福岡県（北九州市と福岡市）、韓国（忠清南道）の調査から—

いしかわ かつひこ
石川 勝彦*

はじめに—問題

幼児期の子どもをもつ女性にとって、雇用と家庭責任を両立することは多くの困難をもたらすことが予想される。両立を支援する援助資源は制度化されたもののみならず、パーソナルなネットワークから動員可能なものを含む。援助を求めている行為者にとって、求める援助資源にアクセスできることは、生活を維持していく上で重要な問題である。本稿では、幼児期の子どもをもつ女性の就労コース選択に対する、援助ネットワークの影響を明らかにしようとしている。

日本と韓国において、経済成長を境にして、いわゆるM字型就労パターンがより明確になってきた（岩井・真鍋 2000; 朴・山根 2007）。結婚前は常雇職、そして、育児が一段落したら、パートなどの臨時職で仕事に復帰するというパターンの増加が示唆されている。こうした傾向は、日本でも韓国でも若い女性の間で加速してきた。最近の労働参加率を確認してみると、労働参加率の底は平成11年の56.7%から、平成21年の65.5%に上昇している（厚生労働省 2010）。しかし、こうした変動は雇用継続が容易になっているためではなく、晩婚化、非婚化、少産化の効果であるとする知見もある（厚生労働省 2010）。結婚、出産、育児期に正規雇用労働を継続する女性の比率

は、30%未満であるとする分析が多い（田中 1996; 新谷 1998; 永瀬 1999; 大沢・鈴木 2000; 川口 2001）。

韓国の女性の労働参加率は1980年代の32%から2000年の55.9%まで上昇しているが（韓国統計庁 2010）、これは日本と同じく、雇用の連続性が改善されたためというよりは晩婚化の影響が大きいという（朴・山根 2007）。結婚年齢が1960年の21.5歳から2003年の27.3歳へと大幅に晩婚化が進んでいることの影響に注意が促されている。M字型就労パターンについても、日本同様近年その傾向は強まっている。育児により就労中断が促進されることも日本と共通している（裴 2008）。結婚や育児などにより就労を中断後、手が離れたら再就労する比率は、1970年代に19.3%であったものが、1980年代には28.4%に増加しており、結婚後に初めて入職する、あるいは雇用経歴のない女性は近年ほど減っている。1990年から1994年までの既婚女性において再就労比率は22.5%、そして現在育児などで就労を中断している比率が46.4%となっており、これらの女性が潜在的な就労を再開する女性であると考えられる（朴・山根 2007）。

加えて、男性の家庭責任を担う比率は先進国では極めて低く（柏木・永久 1999）、働く母親にかかる負担はいまだ過剰である（八重樫・小河 2002; Santana *et al* 2001; Virtanen *et al* 2007）。そして就労に困難を

*（財）アジア女性交流・研究フォーラム 研究スタッフ

示しているのは一貫して就労している者だけではない。一度就業を中断してから、再度就業を再開するまでのタイムラグが長ければ長いほど、経済的に不利益を被る傾向が見いだされている（仙田 2002）。さらに結婚や育児による就労中断後、フルタイム就業している女性は結婚や出産や育児で退職経験のない女性や中断後パートタイム就業している女性に比べて家族領域での役割過重が高い傾向がある（西村 2005）。一貫して就労を継続することのみならず、大多数を占めている就労を中断して再びフルタイム勤務をするというキャリアステージにおいても困難が存在することがうかがえる。そこで就労継続を支援するネットワークに加えて、就労を再開するにあたり機能的に作用する支援ネットワークの特性を探ることを目的とする。

これまで私的な人間関係からの援助資源については、母親、夫、親族からの資源動員が中心であった。家族という境界をもった集団があらかじめ措定され、その援助機能が検証されてきた（野沢 2009）。女性にとって自分の母親は、育児不安を低減する相談ネットワークとして重要な援助資源となっている（岡本 2003）。また日本では母親と同居することは就業率を引き上げる効果をもっている（小島 1995; 前田 1998）とする知見と、そうでないとする知見が混在している（仙田 2002; 裴 2008）。韓国でも同居の効果は調査によって結果が異なっていることは日本と共通している（裴 2008）。また、夫との情緒的関係の安定、夫からの協力が生活満足度に影響することが繰り返し確認されてきた。夫が子育てにかかわるとき妻の育児不安やストレスは低下する傾向があり（松田 2001; 前田 2004）、生活満足度を引き上げる効果を持っている（佐々木 1998）。

さらに支援を提供するのは親族関係者や世帯内の援助者に限られるわけではないということも重要である。幼児をもつ有職女性の生活満足感には、夫からのサポートと夫以外に自分の話を聞いてくれる人の多さが関連している（中西 2008）。韓国では幼稚園やオリニジブ（保健福祉部管轄の保育施設）に、日本のような就労に関する利用規定がない。そのため利用する母親には専業主婦が含まれている。育児に動員できる資源の不足をうめるような友人ネットワークが存在しており、相対的に多様な援助資源を持っていることが示唆されている（山根・朴 2007）。

またネットワークと心理的安寧との関係は、行為者のライフステージと関連している（House *et al* 1988）。役割転換のない安定したライフステージにおいては、規模が小さく、強い紐帯で結ばれており、密度が高く同質的なネットワークがアイデンティティの安定や心理的安寧を高める。しかし重要な他者との死別や配偶者との離婚などを経験し生活の再編成が生じている役割転換期には、こうした結合度の高い連帯したネットワークよりも、規模が小さく弱い紐帯に結ばれた、密度の低いネットワークが良好な援助を提供しうる（Hirsh 1980; Wilcox 1981）。また、就業状態によって、機能的なネットワーク特性は異なる。就業している女性は、世帯内の関係性だけでなく、職場のネットワークが安定していることが心理的安寧に寄与する。一方、離職した場合、夫婦の情緒的関係の安定や夫からの協力が大きな効果をもっている（高・星・中村 2007）。

このように任意のネットワークは、行為者の活動領域やライフステージが異なれば機能的にも逆機能的にもなりえる。ネットワークが行為者にとって機能的に作用する

条件を探る上でも、行為者が求める援助資源がどのようなネットワークから得やすいのかを検討することには大きな意味がある。本稿では、有子女性の就業を支援するネットワークがどのような特性を有しているのかを検討することを目的として行ったアンケート調査に基づいて、就業継続を選択した女性や就労を再開した女性のネットワーク特性と条件を福岡県北九州市と福岡市と韓国忠清南道の両地域において析出することを第1の目的とする。

女性が就業を継続するにあたり、世帯の内外から援助を受容できる環境が整うことが極めて重要である。では、援助の受容可能性はどのような条件により支えられ、規定されているのだろうか。援助を受容する者を取り巻く援助者同士の織り成すネットワークと援助者との関係が、援助性に影響しうることを示したのがボット (1955, 2006) である。ボットは、ロンドンに居住する有子の夫婦を対象としたインタビュー調査を行い、夫婦の役割分離の程度がなぜ家族によって異なるのかを調査した。その結果、家族を取り巻く親族、友人、近隣などパーソナルなネットワークの構造との関連を見いだしている。世帯外に密度の高い結合したネットワークを保有する場合には、夫婦は分離的な役割構造をとり、逆に分散したネットワークを持つ場合には合同的になるという仮説を定立している。

その理由としてボットは、結合したネットワークを保有する場合、当該ネットワークから援助を動員するという相互作用がすでに確立しており、その結果、夫婦間の援助関係が分離的になると説明している。一方、地理的、職業的に移動を経験している場合、ネットワークは分散しており、ネットワーク内の人同士が知り合うことがない。こうした拡散したネットワークを保有

している場合には、基本的には夫婦が助け合う必要が生じ、援助交換が合同的になっていく。

このような世帯外のネットワークが世帯内の夫婦関係に影響を持っているという仮説を東京近郊都市の朝霧市で検討した研究によれば、夫が保有する職場ネットワークが大きいほど、また妻の保有する近隣ネットワークが大きいほど、夫の家事への参加度は低下していた。夫婦がネットワークを共有せず分離していることが、役割分業体制を自明視することを条件付けていることが見いだされている(野沢 1995)。さらに、夫が居住する地域内に保有するネットワークの比率や親族の比率が高いほど、夫婦の情緒的な紐帯が強化されることが見いだされている(家庭経済研究所 2000)。夫婦の合同性は、妻と夫がそれぞれネットワークを拡大、緊密化することによって損なわれるのではなく、ネットワークが互いに共有されないこと、交際が行われずに分離的になることによっている可能性がある(野沢 2009)。本稿でもこの点に注目し、夫婦の合同性と妻の保有するネットワークの関連を分析することを通して、世帯内と世帯外のネットワークが相互累進的に援助機能を増進させていく条件を探ることを第2の目的としている。

調査の手法としてはネットワーク分析を用いる。家族のメンバーは家族集団の成員でありながら、それぞれ独自のネットワークを持っている。したがって家族の集団性を自明視するのではなく、これを成員の保有するネットワークの「交差」として捉える視点に定位する(野沢 2009)。ネットワーク分析では調査者がネットワークを析出し、回答者のネットワークの構造特性が行為者の行為やその成果に及ぼす影響を明らかにする(安田 1997)。行為の選択や行為

の結果に影響する支援者をあらかじめ特定するのではなく、ネットワーク構成を生み出すところから始めること、加えてネットワークの構成する援助者同士の関係を捉える指標を用い、ネットワークの特性から就労支援機能を評価する。

本稿では、母親を中心に据え、直接接触のある人びとによって形成されたゾーン、つまり母親のエゴセントリック・ネットワークの支援機能に注目する。こうした直接的な環境が第1のパーソナル・ネットワークであると考えられるからである。

1. 方法

(1) 調査日時、調査方法、調査対象

福岡県北九州市と福岡市にて、6歳以下の子どもがいる母親を対象に、2010年10月～11月に郵送法にて行った。

北九州市の調査では、北九州市保育協会に加盟する40カ所の保育所に、当該協会を通じて郵送により各保育所に質問票を配布した。500件を各保育所から保護者へ手渡しで配布し、回収は回答者からの郵送によった。回収数は338件(回収率77.6%)だった。

福岡市の調査では、九州大学が運営する発達心理学的研究への協力者、九州大学赤ちゃん研究員に登録する母親に回答を求めた。電話により調査依頼を行い、協力の承諾が得られた150名に郵送により配布、回収を行った。回収数は150件(回収率100%)だった。

合計488件のうち回答の不備が多数見られた20件を除いた468件を分析対象とした(有効回答率72.0%)。なお、分析では夫が健在かつ同居しており、さらにネットワークに関する質問において支援者を3名以上と回答した398名を対象として分析を行っ

た。支援者が3名未満の回答者を分析から除外した理由は、重要なネットワーク変数を算出する上で、支援者規模が3名以上でなければ厳密な統計量が得られないためである。

韓国忠清南道では2010年11月に学术交流協定を締結している忠清南道女性政策開発院(CWPDI)の協力のもとアンケート調査を行い、334件回収した。(回収率66.8%)。福岡県での調査と同様に、夫が健在かつ同居しており、ネットワークに関する質問の解析条件を満たしている214件(有効回答率42.8%)を分析対象とした。

(2) 分析に用いた変数と質問項目

(a) 分析1 就労コース選択とネットワーク特性

就労コース選択と回答者の保有するネットワーク特性との関連を分析するため、以下の項目を構成した。

(i) 目的変数

就労コースについて、「学校を卒業してから現在までのあなたの働き方について、当てはまる番号にひとつだけ○をつけてください」という質問により把握した。就労コースのカテゴリーは、

- ・一貫就労 「結婚や出産に関係なく、ずっと働いている」
- ・就労再開 「結婚や出産で退職し、子どもの手が離れたら再び働いている」
- ・就労中断 「結婚や出産で退職し、その後はずっと働いていない」
- ・就労経験なし 「学校卒業後ずっと働いていない」
- ・その他

の5つのカテゴリーから選択してもらった。

福岡県北九州市と福岡市では、一貫就労は199名 (50.0%)、就労再開は90名 (22.6%)、就労中断は80名 (20.1%)、就労経験なしは2名 (0.5%)、その他が26名 (6.5%)、無回答が1名 (0.3%) であった。

忠清南道では、一貫就労は109名 (32.6%)、就労再開は80名 (24.0%)、就労中断が85名 (25.4%)、就労経験なしが10名 (3.0%)、その他が16名 (4.8%)、無回答が34名 (10.2%) だった。その他に回答した場合、具体的な就労パターンを自由に回答するよう求めた。自由記述を確認したところ、出産、転居、体調不良、勤務先の都合などの要因から離職と再就職を繰り返したケースが多く見られ、厳密な分類は不可能であり、また少数であったため分析から除外した。

(ii) 説明変数

ネットワークの構成については、規模、密度、支援度、夫婦が共有する紐帯数、関係比率、夫の選択の有無の6つを構成した。

規模は、支援ネットワークは「あなたの生活において何かと助けになってくれる方々を思い浮かべてください」という項目により、上限を5名までに設定した上で特定させた。規模は支援者として挙げられた人数の総数を示している。

密度とは、支援者同士が知り合いである程度を表す指標である。それぞれの人びとが相互に知り合いであるかどうか回答を求めた（「それぞれの方は、お互いに知り合い同士ですか。AさんからEさんまでの各々について、知り合い同志である相手すべてに○を記入してください」とした）。密度は、互いに知り合いである支援者同士の紐帯数を可能な最大の知り合いの紐帯数で除して算出した。0~1の間に分布し、支援者同士の知り合いの紐帯数が多いほど密度は1に近い値をとり、逆に知り合い同士

の紐帯数が少なければ0に近づく。

支援度は、それぞれの人びとからどのような支援を得ているかを、以下の7項目の支援内容について尋ねた。

「病気の時に家事や育児をする」

「人手がいるときに気軽に手伝いをする」

「気晴らしに一緒に出かける」

「個人的な悩み事について相談にのる」

「子どもの教育や受験について相談にのる」

「子どもの教育や受験について相談にのる」

「幼児期の子どもの日常の世話をする」

「仕事の悩み事について相談にのる」

質問は、「それぞれの方からどのようなサポートを受けていますか。あてはまる番号すべてに○をつけてください」とした。支援者1人当たりについて、当該支援を支援者から受けている場合には1点を与え、最大7点が得られるように構成した。各支援者から得ている支援の得点を単純合算して構成した。

関係比率については、支援者として列挙されたそれぞれの人びとについて、「思い浮かんだ方々とあなたはどのような間柄ですか。あてはまる番号にひとつだけ○をつけてください」という質問により回答者との間柄（夫、母親、父親、夫の母親、夫の父親、子ども、あなたのきょうだい、そのほかの親戚、近所の人、職場や仕事を通じて知り合った人、学生時代の友人、趣味のグループの人、子どもを介して知り合った人、そのほかの友人）を回答してもらった。

各支援提供者を次の5つの間柄の関係カテゴリーにまとめた上で、就労コース別にパーソナル・ネットワークにおける構成比率を算出した。

- ① 夫、母親、父親、回答者のきょうだい、子どもを直系親族とし、パーソナル・

ネットワークにおける直系親族者の構成比率を直系親族比率として計算した。該当する問柄の選択数を、回答者の規模の値で除して算出した。

- ② 直系親族にあげられた支援者属性に加えて、夫の母親、夫の父親、夫のきょうだい、そのほかの親戚を含めた人数のパーソナル・ネットワークにおける構成比を集計し、拡大親族比率とした。
- ③ 同様に、近所の人の構成比率を近隣関係比率とした。
- ④ 学生時代の友人、趣味のグループの人、子どもを介して知り合った人の人数をまとめて友人関係比率とした。
- ⑤ 職場や仕事を通じて知り合った人を職場関係比率とした。

夫婦のネットワーク共有については、夫婦がどの程度ネットワークを共有しているかについては、支援者を特定させる質問を前提にして、「あなたの配偶者を交えた付き合いのある方は何名いますか。人数を記入してください」という質問により把握した。

夫の選択の有無、規模を尋ねる項目に、夫が含まれていたかどうかを取り出し変数化した。

(iii) 制御変数

属性項目には年齢、現在の居住地での居住年数、学歴（大学を卒業している／いない）、現在の子どもの数、末子の年齢、今後希望する子ども数、夫との関係（いる／離別／死別／未婚）を尋ねた。

(b) 分析2 世帯内の支援関係と世帯外の支援ネットワークとの関連

世帯外に妻が保有するネットワークおよび夫婦が共有する紐帯数が、夫婦の合同性に及ぼす影響を検討する。

(i) 目的変数

夫婦の合同性の指標として、夫婦の情緒的紐帯を測定した。「以下の項目はあなたの配偶者（内縁を含む）についてどれくらいあてはまりますか。それぞれについて、あてはまる番号にひとつだけ○をつけてください」という質問により把握した。項目は、「配偶者のあなたへの行動」（4項目）と「あなたの配偶者への行動」（2項目）からなっている。

前者は、

「夫は子どもの育児、教育方針について話し合ってくれる」

「夫は将来の生活設計について相談にのってくれる」

「夫はわたしの心配事や悩みを聞いてくれる」

「夫はわたしの能力や努力を評価している」を尋ねた。

後者は、

「わたしは夫の心配事や悩みを聞いてあげる」

「わたしは夫の能力や努力を評価している」を尋ねた。

それぞれ「全く当てはまらない（1点）」から「よく当てはまる（4点）」までの4件法で尋ね、得点が高いほど夫婦の情緒的紐帯が高まるように構成した。

(ii) 説明変数

分析1に準じる。しかし、世帯外のネットワークを定量化するため、規模、密度、支援度に夫が含まれている場合には、これを除外した残りの紐帯数に基づく値を利用した。

(iii) 制御変数

分析1に準じる。

2. 結果

(1) 福岡県北九州市と福岡市

回答者とどのような間柄にある人が支援者に選ばれていたのかを表1に示した。夫を筆頭に母親やきょうだいの選択率が非常に高い。直系親族者が重要な支援提供者であることが確認できる。

回答者の属性および保有するネットワークの特性を、回答者の就労コースごとに集計したものが表2である。年齢については一貫就労がもっとも高く、就労中断に若い回答者が多かった。居住年数は就労中断が短期間であった。大学卒業者は就労再開において少なく、一貫就労者および就労中断者は同程度の頻度だった。現在の子ども数は就労を再開した女性において多く、一貫就労と就労中断の女性の間には差が見られなかった。末子年齢は就労中断者において低く、今後希望する子ども数は就労中断者、一貫就労者、就労再開者の順で多くなって

いた。

ネットワーク特性の中で規模について確認すると、就労コースによって支援者の規模に有意な差異は見られなかった。つまり就労を継続する、就労を中断する、あるいは再開する上で、支援提供者の規模の大小の効果は見られなかった。どの就労コースにおいても平均値は4人を上回っている。就労コースを区別せず、すべての回答者を対象として規模の分布を集計したところ、0人(0%)、1人(3.2%)、2人(7.7%)、3人(12.8%)、4人(16.3%)、5人(70.9%)で、平均4.5人だった。

密度に対しては就労コースの効果が有意であり、就労中断者が有意に低い値を示した。これは後に見るように、一貫就労者のほうが就労中断者よりも、ネットワークに占める親族比率が高いことと強く関連していることに由来していると推察される。直系親族同士は互いに知り合いであろうから、これが密度を高めているのかもしれない。

同様に分布を確認すると、0~0.5(18.1%)、

表1 回答者が選択した援助者の属性と選択率の関連

	北九州市、福岡市		忠清南道	
	度数	%	度数	%
夫	364	77.8%	194	58.1%
母親	381	81.4%	200	59.9%
父親	231	49.4%	110	32.9%
夫の母親	230	49.1%	168	50.3%
夫の父親	102	21.8%	83	24.9%
子ども	23	4.9%	16	4.8%
きょうだい	166	35.5%	122	36.5%
夫のきょうだい	34	7.3%	39	11.7%
その他の親戚	62	13.2%	29	8.7%
近所の人	31	6.6%	36	10.8%
職場や仕事を通じて知り合った人	68	14.5%	30	9.0%
学生時代の友人	57	12.2%	23	6.9%
趣味のグループの人	6	1.3%	3	0.9%
子どもを介して知り合った人	82	17.5%	20	6.0%
その他の友人	26	5.6%	13	3.9%

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

表2 北九州市、福岡市の回答者の属性と分析に用いた変数

	一貫就労			就労再開			就労中断			F-value	
	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N		
[属性変数]											
年齢	35.59	(4.69)	199	34.09	(4.33)	90	32.13	(4.39)	78	16.73	*** a>b>c
居住年数	24.40	(13.98)	197	22.27	(12.83)	90	8.85	(9.18)	79	42.66	*** a,b>c
大卒ダミー	0.39	(0.49)	199	0.13	(0.34)	89	0.46	(0.50)	80	12.86	*** a,c>b
現在子ども数	1.76	(0.72)	199	2.08	(0.77)	90	1.54	(0.73)	80	11.83	*** b>a,c
末子年齢	2.36	(1.87)	199	2.78	(1.76)	90	0.50	(0.68)	80	47.08	*** a,b>c
希望子ども数	1.73	(0.80)	199	1.41	(0.62)	90	2.05	(0.86)	80	14.52	*** c>a>b
[ネットワーク変数]											
規模	4.52	(0.75)	199	4.54	(0.71)	90	4.73	(0.62)	80	2.39	†
密度	0.82	(0.26)	199	0.81	(0.28)	90	0.71	(0.28)	80	5.06	*** a,b>c
支援度	14.21	(6.49)	198	12.60	(6.23)	90	15.31	(6.42)	80	3.91	* c>b
三世同居ダミー	0.09	(0.28)	199	0.06	(0.23)	90	0.05	(0.22)	80	0.73	
夫との紐帯	20.22	(4.09)	199	19.24	(4.78)	90	20.71	(3.58)	80	2.81	†
共有	3.02	(1.23)	199	2.81	(1.32)	90	2.97	(1.28)	80	0.73	
夫選択	0.84	(0.37)	199	0.88	(0.33)	90	0.85	(0.36)	80	0.36	
直系親族比率	0.44	(0.23)	188	0.41	(0.24)	81	0.37	(0.20)	78	3.09	* a>c
拡大親族比率	0.86	(0.21)	199	0.85	(0.25)	90	0.77	(0.25)	80	4.77	** a,b>c
近隣関係比率	0.02	(0.08)	199	0.02	(0.06)	90	0.03	(0.08)	80	0.45	
友人関係比率	0.06	(0.14)	199	0.10	(0.19)	90	0.13	(0.20)	80	4.47	* c>a
職場関係比率	0.05	(0.12)	199	0.02	(0.08)	90	0.04	(0.11)	80	1.82	

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) M=平均、SD=標準偏差、N=標本数、F-value=F値

表中において一貫就労=a、就労再開=b、就労中断=cと表記し、多重比較の結果を記載した。

*** p<.001、**p<.01、* p.05、† p<.10

0.5より大きい～0.75 (18.8%)、0.75より大きい～1.0 (63.1%) だった。支援度は、就労中断者のほうが就労再開者よりも高い値を示した。結合したネットワークを保有することが、必ずしも一貫就労の条件ではない可能性が示唆される。

続いてネットワークの構成について確認する。まず、就労コースを区別せずに直系親族比率を調べたところ0.00～1.00の間に分布しており、平均は0.41だった。ネットワークのおおよそ半分が直系親族者で占められていた。就労コース別の集計では、検定の結果、一貫就労者のほうが就労中断者よりも直系親族の構成比が高い値を示して

いた。就労を継続していく上で、夫や母親など身近な血縁者からのさまざまな支援提供が重要であることがうかがえる。拡大親族比率は0.00～1.00の値をとっており、就労コースを込みにして平均で0.83だった。パーソナル・ネットワークの大部分を構成していることがうかがえる。検定の結果、一貫就労者および就労再開者が、就労中断者よりも拡大親族比率が高い結果となった。続いて友人関係比率を確認してみると、就労中断者のみか0.10を超えており、これは一貫就労者 (0.06) よりも高い値であった。近隣関係比率と職場関係比率には就労コースの有意な効果は示されなかった。

(2) 韓国忠清南道

まず、就労コース選択の記述統計から確認する。単純集計からは、忠清南道の方が一貫就労する傾向が低く、就労中断する傾向が強いようにみえる。

忠清南道におけるパーソナル・ネットワークを構成する支援者の回答者との間柄から確認する(表1)。福岡県北九州市と福岡市(以下、北九州)と同様に、夫および直系親族者の割合が高いことが見て取れる。直系親族では母親への依存度が最も高い。しかし、北九州と異なる点は、北九州では回答者の母親へは8割が依存し、夫の母親への依存は5割まで低下するのに対し、忠清南道では夫の母親への依存度(5割)が回答者自身の母親への依存度(6割)とさほど変わらないことである。続いて文化差が見られたのは、北九州の方が「子どもを介して知り合った人」への依存度が高い結果になっている。

回答者の属性と保有するネットワークの特性を確認しておく(表3)。基本属性を確認すると、就労コースによって回答者の年齢に違いはなかった。子どもの属性については、就労中断者が多く子どもを有し、さらに末子年齢が低かった。末子の年齢が母親の就労再開に影響を与えている点は忠清南道も同様であるとみえる。

続いて、母親のネットワーク特性を確認する。ネットワーク規模に差はなかった。就労コースを区別せずに回答の分布を確認したところ、0人(10.5%)、1人(6.6%)、2人(17.1%)、3人(15.0%)、4人(15.0%)、5人(35.9%)だった。北九州と同様、上限の5人を保有する回答者が多かったが、その比率は北九州の方が多い(70.9%)。また、北九州では支援者が1人もいない回答者がいなかった点も注意をひく。ネットワークの格差が北九州よりも大きいことも特徴で

ある。

密度も就労コースによる差がなかった。分布を確認すると0~0.25(27.2%)、0.25より大きい~0.5(11.6%)、0.5より大きい~0.75(11.2%)、0.75より大きい~1(50.0%)だった。支援度は北九州とは異なり、就労コースとの関連はなかった。さらに北九州は平均して12~15の値をとっていたが、忠清南道では7~9と相対的に支援度が低くなっている点が目をひく。三世同居率も就労女性とは差が無かったが、平均が0.12~0.15となっており、北九州よりも高い(0.05~0.09)。

ネットワークを構成する関係比率では、北九州と同様、直系親族と拡大親族の比率は非常に高い。しかし就労との関係を示したのは、職場関係比率のみだった。北九州のように一貫就労を親族関係者が支援するという傾向や、就労中断中の女性を友人が支援するという傾向は見いだせなかった。

ここまでの概観により、就労コース選択に効果を持つ諸要因が垣間見られたが、これらの要因が就労コースに直接影響しているかどうかを確認するためには、独立変数間の影響をコントロールする必要がある。ここで有意な関連が見られなかった変数も、他の変数の影響により効果が打ち消されている可能性がある。そこで、多変量解析によって要因の効果を精査していく。

表3 忠清南道の回答者の属性と分析に用いた変数

	一貫就労			就労再開			就労中断			F-value
	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N	
[属性変数]										
年齢	35.77	(5.20)	74	35.38	(4.23)	48	34.68	(5.95)	59	0.72
居住年数	32.32	(72.87)	73	46.71	(103.78)	48	28.78	(59.99)	58	0.75
大卒ダミー	0.47	(0.50)	73	0.30	(0.46)	47	0.31	(0.46)	59	2.53 [†]
子ども数	1.84	(0.68)	74	1.94	(0.53)	47	2.14	(0.71)	58	3.45 [*] c>b
末子年齢	4.56	(3.87)	73	4.74	(2.36)	47	3.18	(1.69)	57	4.84 ^{***} a,b>c
希望子ども数	0.08	(0.27)	74	0.04	(0.20)	48	0.05	(0.22)	59	0.47
[ネットワーク変数]										
規模	4.32	(0.85)	74	4.29	(0.82)	48	4.36	(0.78)	59	0.08
密度	0.60	(0.42)	74	0.66	(0.42)	48	0.60	(0.42)	59	0.79
支援度	8.46	(6.72)	74	9.31	(6.20)	48	7.22	(5.27)	59	1.59
三世同居ダミー	0.12	(0.33)	74	0.15	(0.36)	48	0.14	(0.35)	58	0.08
夫との情緒的紐帯	21.36	(2.95)	70	19.91	(3.87)	45	19.88	(3.33)	56	4.00 ^{**} a>c
夫婦共有	4.70	(4.17)	67	3.68	(1.72)	44	4.31	(2.93)	48	1.28
夫選択	0.65	(0.48)	74	0.48	(0.50)	48	0.54	(0.50)	59	1.84
直系親族比率	0.72	(0.26)	74	0.68	(0.27)	48	0.71	(0.24)	59	0.31
拡大親族比率	0.90	(0.18)	74	0.86	(0.21)	48	0.91	(0.17)	59	0.77
近隣関係比率	0.02	(0.08)	74	0.05	(0.11)	48	0.03	(0.08)	59	1.52
友人関係比率	0.03	(0.09)	74	0.04	(0.13)	48	0.04	(0.11)	59	0.31
職場関係比率	0.05	(0.10)	74	0.02	(0.08)	48	0.01	(0.04)	59	4.07 ^{**} a>c

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) M=平均、SD=標準偏差、N=標本数、F-value=F値

表中において一貫就労=a、就労再開=b、就労中断=cと表記し、多重比較の結果を記載した。

*** p<.001、**p<.01、* p.05、[†]p<.10

(3) 分析1 就労コースを規定するネットワーク要因

結婚や育児にかかわらずなく就労を継続している一貫就労を可能にするネットワークの条件を探るため、あるいは一貫就労を選択することによりパーソナル・ネットワークがどのような編成を遂げているかを確認するため、ネットワーク特性を説明変数とし、「一貫就労／離職経験がある」を目的変数とする二項ロジスティック回帰分析を行った。加えて、就労を中断している状態から就労を再開するにあたり効果を持つ特性を確認するため、「就労再開／就労中断」を目的変数とする解析、さらに「就労中断

／その他」を目的変数とするモデルも検討した。独立変数には規模、密度、支援度、三世同居か否か、およびネットワークを構成する支援者の間柄の効果を検討するために、ネットワークに占める直系親族比率を投入した。なお年齢、居住年数、大学卒業か否か、子ども数、末子年齢、希望の子ども数の属性変数は回帰モデルにおいて属性変数の効果をコントロールするための統制変数として投入した。

(a) 福岡県北九州市と福岡市

解析の結果、規模、密度、支援度、三世同居、夫選択、夫婦共有のいずれのネットワーク特性も一貫就労に効果を持たなかった(表4)。構成については、一貫就労者には、ほかの就労コースよりも直系親族比率が高い傾向が見られた。

続いて、就労再開の解析結果を見てみると、支援度はわずかに負の効果が得られた。就労を中断している女性に比べ末子の年齢が高くなり、子育て援助ニーズが下がっていることと関連していると推察される。直系親族比率の効果は有意ではなかった。一度就労を中断した後に再開するにあたって、親族からの支援を支えにしているわけではない可能性がうかがえる。

最後に、就労中断の結果を確認する。属

性変数の効果を見てみると、居住年数が短く、また末子が幼く、希望する子ども数が多い傾向にあった。就労中断と関連の強いネットワーク変数としては密度が有意な効果を示した。影響の方向を確認すると、就労を中断している女性はネットワーク密度が低い傾向が顕著に見られた。さらに、関係比率の効果を確認してみると、直系親族比率がそのほかの就労コースと比較して低い値を示した。すなわち、就労を行う上で、親族からの援助が得られることが重要であり、密度の高いネットワークからの支えが重要であることが再確認されたと言えよう。加えて、夫婦のネットワークの共有度に負の効果が得られた。このことから夫婦がネットワークを共有することは、妻が就労していくために必要なネットワーク環

表4 就労コース選択についての二項ロジスティック回帰分析の結果(北九州市、福岡市)

	一貫就労		就労再開		就労中断	
	β	Exp (β)	β	Exp (β)	β	Exp (β)
[統制変数]						
年齢	0.10	1.11 ***	-0.08	0.92	-0.01	0.99
居住年数	0.04	1.05 ***	0.10	1.11 ***	-0.07	0.93 ***
大卒ダミー	0.59	1.81 **	-0.39	0.68	-0.51	0.60
子ども数	-0.42	0.65 **	0.96	2.60 **	-0.21	0.81
末子年齢	0.07	1.07	1.54	4.68 ***	-1.14	0.32 ***
希望の子ども数	0.02	1.02	-0.92	0.40 †	0.47	1.60 **
[独立変数]						
規模	-0.18	0.83	0.27	1.31	0.46	1.58
密度	0.59	1.80	1.71	5.52	-1.53	0.22 **
支援度	0.01	1.01	-0.10	0.90 †	0.04	1.04
三世同居ダミー	0.22	1.25	-0.13	0.88	0.04	1.04
夫選択	-0.34	0.72	0.36	1.43	1.03	2.81 **
夫婦共有	0.09	1.10	0.14	1.15	-0.30	0.74 †
直系親族比率	1.08	2.95 **	0.74	2.10	-2.08	0.13 ***
constant	-4.26	0.01 **	-2.72	0.07	0.36	1.44
N	365		154		365	
-2 Log Likelihood	433.77		82.44		219.29	

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) β は回帰係数、Exp (β) はオッズ比を表す。

*** p<.001, **p<.01, * p.05, † p<.10

境を作り上げる上で重要な役割を果たしていると考えられる。最後に夫が支援者に選択されるかどうかは、就労中断において正の効果をもった。子育てに付随する道具的、情緒的なニーズを満たす上で、とりわけ夫から援助が不可欠であることがうかがえる。

(b) 韓国忠清南道

一貫就労の解析結果から確認すると（表5）、ネットワーク変数では、夫選択が正の効果を持っていたが、北九州のように親族への依存度が高い傾向は見られなかった。就労を継続する上で、忠清南道では親族の支援ではなく夫から支援を得ることが重要な条件になっている点は注意を引く。

続いて就労再開の解析結果を確認する

と、子どもの要因が効果を持った。就労を再開した女性の方が末子年齢が高く、希望子ども数が少ない傾向が見られる。ネットワーク変数についてはわずかに支援度が高い傾向にあった。関係比率に有意な要因は見られなかった。この点は北九州と同様の結果となった。

最後に就労を中断した女性と、その他の就労コースに属する女性のネットワークの差異を検討した結果を示す。属性の効果については、就労を中断している場合末子が幼い傾向がある。ネットワーク変数については有意な効果は確認できなかった。直系親族比率や夫への依存度も有意な値をもたなかった。

表5 就労コース選択についての二項ロジスティック回帰分析の結果（忠清南道）

	一貫就労		就労再開		就労中断	
	β	Exp (β)	β	Exp (β)	β	Exp (β)
[統制変数]						
年齢	0.05	1.05	0.01	1.01	-0.03	0.97
居住年数	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
大卒ダミー	1.03	2.80 *	-0.97	0.38	-0.54	0.58
子ども数	-0.37	0.69	-1.14	0.32	0.66	1.93
末子年齢	-0.12	0.89	0.48	1.62 *	-0.26	0.77 †
希望の子ども数	0.07	1.07	-3.20	0.04 *	0.73	2.08
[独立変数]						
規模	-0.06	0.95	-0.19	0.83	0.18	1.19
密度	-0.44	0.65	1.24	3.45	-0.28	0.76
支援度	-0.02	0.98	0.13	1.14 †	-0.05	0.95
三世同居ダミー	-0.22	0.80	0.51	1.67	-0.43	0.65
夫選択	1.35	3.86 *	-0.11	0.89	-0.79	0.45
夫婦共有	0.21	1.24	-0.29	0.75	-0.03	0.97
直系親族比率	1.43	4.19	1.05	2.86	-1.04	0.35
constant	-2.84	0.06	-0.09	0.92	0.90	2.45
N	112		65		112	
-2 Log Likelihood	134.93		65.62		115.13	

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) β は回帰係数、Exp (β) はオッズ比を表す。

*** p<.001, **p<.01, * p.05, † p<.10

(4) 分析2 世帯外のネットワークおよび夫婦のネットワーク共有が世帯内の合同性に及ぼす影響

続いて、妻が世帯外に保有するネットワークと世帯内の夫婦の合同性との関連について分析する。分析1によれば、夫との紐帯の強さは就労コース選択と関連していない。しかし、このことは夫からの情緒的資源が不必要であることを意味しない。不要であるならば就労女性よりも就労を中断した女性において紐帯が高くなったはずだ。さらに、忠清南道の回答者では一貫就労者において夫婦の紐帯が高い値を示した。このことから一貫就労する妻は、共働きに伴う世帯内ニーズに対応する夫と紐帯を強めている、あるいは夫との紐帯が一貫就労する上で重要な情緒的資源であり、これを支えに就労を継続している可能性を示している。では夫からの資源動員はどのような要因の影響をうけるのだろうか。

ここでは2つの解析を行う。ひとつは妻が保有する世帯外のネットワークの特性およびネットワークの結合性と、世帯内における夫婦の合同性との関連を検討する。具体的には夫婦の情緒的紐帯を目的変数に、規模、密度、支援度、夫婦のネットワーク共有、直系親族比率を説明変数とする重回帰分析を行った。ふたつめに、支援ネットワークのメンバーの中に夫が選択されるか否かと、世帯外のネットワーク特性との関連を検討するため、「夫を選択した／選択していない」を目的変数とする二項ロジスティック回帰分析を行った。

なお、ここでの規模、密度、支援度は世帯外のネットワーク特性を反映させる必要があるため、回答から夫を抜いた値を再集計したものを用いた。さらに、親族が同居している場合、世帯内、世帯外というネットワーク境界があいまいになってしまうた

め、分析から除外した。解析にあたって三世帯同居と回答した女性を除外したところ、忠清南道の回答者において十分なサンプル数が得られなかったため、就労コースを込みにして分析を行った。

まずは、夫婦の情緒的紐帯についての解析結果を表6に示す。ネットワークの効果を見てみると、北九州でも忠清南道でも、夫が妻の保有するネットワークを共有しているほど、夫婦の情緒的紐帯は高まる傾向が見られる。そのほかの要因とは有意な関連は見られなかったが、有意な負の関連が見られなかったことから、妻が世帯外に保有するネットワークが大きく、密度の高い結合した特性をもっていること、あるいは世帯外の親族と強く結びついていることが、世帯内の合同性を損なうものではない

表6 夫婦の情緒的紐帯の強さについての重回帰分析の結果

	北九州	忠清南道
	β	β
[統制変数]		
年齢	0.05	0.08 *
居住年数	0.02	-0.23 ***
大卒ダミー	0.01	0.33
子ども数	0.01	-0.09
末子年齢	-0.23 ***	0.12
希望の子ども数	0.11 †	-0.03
[独立変数]		
規模	-0.08	0.03
密度	0.06	0.09
支援度	0.01	-0.04
夫婦共有	0.12 *	0.25 *
直系親族比率	0.06	0.07
constant	17.49 ***	14.69 ***
N	169	87
R ²	0.09	0.23

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) β は標準偏回帰係数を表す。

*** p<.001、**p<.01、* p.05、† p<.10

ことが確認された。

続いて、ネットワークに夫が選択されることに関連するネットワーク要因を探索した結果を示す(表7)。北九州では、有意な要因は見られなかった。一方、忠清南道では、直系親族比率の効果が有意な値を得た。影響の方向を確認してみると、親族比率が高いほど、夫が選択されない傾向が見られた。この結果は忠清南道独自の傾向であった。

考察

本稿では、有子配偶女性の就労を可能にしているパーソナル・ネットワークの条件を探ることを目的とした。ネットワークの測定は、母親や夫などの特定の支援者の存在を仮定せず、ネットワークの一般的な構成を調査することから始め、パーソナル・ネットワークの構成と就労との関連を探っ

た。特に、育児期に就労を中断せず継続することの条件、さらに中断していた段階から再開する際の条件に注目した。

支援者の規模は北九州も忠清南道も平均で4人を越えており、規模に大きな差異は見られなかった。密度は若干北九州のほうが高く、緊密に結合されている傾向がうかがえる。ネットワークからどの程度支援を得ているかを確認すると、北九州のほうがネットワークの支援量は高い傾向が見られた。

ネットワーク構成を見てみると、忠清南道においては直系親族の構成比率が平均で7割程度に達しており、北九州の4割よりも高い状態にあった。支援者を想定するときに、まっさきに直系親族が列挙されることが忠清南道の特徴であった。拡大親族や友人関係など、その他の支援者の構成比率に大きな差は見られなかった。

表7 夫を支援者に選択することについての二項ロジスティック回帰分析の結果

	北九州		忠清南道	
	β	Exp (β)	β	Exp (β)
[統制変数]				
年齢	0.00	1.00	-0.11	2.00
居住年数	0.01	1.01	0.00	0.90
大卒ダミー	0.20	1.22	-0.85	2.25
子ども数	-0.03	0.97	-0.45	1.10
末子年齢	0.16	1.17	-0.02	0.98
希望の子ども数	-0.11	0.90	0.69	0.10
[独立変数]				
規模	-0.02	0.98	-0.10	0.90
密度	-0.50	0.61	0.81	2.25
支援度	-0.01	0.99	0.10	1.10
夫婦共有	0.14	1.15	-0.02	0.98
直系親族比率	0.04	1.04	-2.27	0.10 *
constant	1.60	4.96	5.99	401.11 *
N	334		92	
-2 Log Likelihood	287.16		100.99	

(出典) 調査結果にもとづき筆者作成。

(注) β は回帰係数、Exp (β)はオッズ比を表す。

*** p<.001、**p<.01、* p.05、† p<.10

こうした結果は、忠清南道は直系親族の結びつきが非常に強いと言う印象を与えるだろう。たしかに直系親族の結びつきは強いのだが、これは必ずしも北九州よりも親子間の支援が強固、無条件的であることを指示するものではない。2002～03年に釜山、大邱（テグ）で行われたインタビュー調査によれば、就労中に育児を代行する祖母に謝礼が支払われることも少なくないという（山根・朴 2007）。李・金（2002）によれば、忠清南道の女性が最も頻繁に交際する親族者は姉妹34.9%、母20.5%となっており、母親ではなく同性のきょうだいである。さらに最も気楽に関係を維持できる相手は姉妹40.8%、母31.4%と、同性のきょうだいが多い。本稿では「何かと助けになってくれる」者を調査したが、北九州では母親が8割から選択されており、忠清南道では6割であったのに対し、「あなたのきょうだい」については北九州と忠清南道で差がなかった。こうしたことから援助ネットワークという観点からみたとき親子の結びつきが強いのはむしろ北九州であるかもしれない。

一方で直系親族と拡大親族の関係については、2つの地域で差が見られた。北九州では直系親族比率と拡大親族比率が約40%のひらきをもっていることから、妻のネットワークは直系親族と拡大親族が混在したネットワークを構成しているといえる。しかし、忠清南道ではそのような傾向が見られないことから、ネットワークはもっぱら直系親族に占められていることがうかがえる。韓国で2001年に義理の親を家族と認知するかどうかを尋ねた結果によれば、義理の父に対しては18%、義理の母に対しては20%であり、近年低下傾向にあるという（李・金 2002）。本調査の限りでは、夫の両親やきょうだいなど拡大親族と援助を交換しあう関係は北九州のほうが強いようだ。

回帰分析の結果、北九州において結婚、出産、育児によらず就労を継続している女性に固有なことは、ネットワークに占める直系親族の比率が高いことだった。母親による援助は、育児期を通じて就労継続する上で重要な援助源である。また、一貫就労を選択する上で夫選択は有意な効果を持たなかった。夫はいずれのコースにおいても高い被選択率を示しており、重要な援助交換の相手であると推察される。

次に、一度離職し、就労を再開する際に影響するネットワーク特性を検討したところ、就労を中断している女性との間にネットワーク特性に大きな違いは見られなかった。すなわち支援者の規模や密度など、支援をえる上で重要であると想定される変数とも関連がなかった。さらに就労中断中の女性のネットワークは、就労中と答えた女性といくつかの点で異なった傾向を有していた。就労中断中の女性のネットワークは密度が低く、夫依存度が高く、夫婦がネットワークを共有しておらず、親族依存度が低かった。出産、育児の開始というイベントを経験し、役割転換を経験して間もない時期にあることでネットワークの再編成が生じていることがありありと見て取れる結果であると推察される（House *et al* 1988）。

友人や職場の同僚など、親族の外部に位置する支援者の効果について触れておく。分析結果には示さなかったが、直系親族以外の構成比率の効果を確認すると、一貫就労者は、離職経験者に比べて友人関係比率が有意に少ない傾向にあった（Exp (β) = 0.18*）。さらに、育児に専念している就労中断者では、職場関係比率が現在就労中の女性よりも有意に高い傾向にあった（Exp (β) = 12.39*）。一貫就労している女性は子どもが幼い時期から職場に復帰しているわけだが、これらの女性にとって職場

の同僚や上司を支援者と認識することは難しく、すでに確認したが、代わりに親族を援助者と見做している。一方、就労を中断中の女性は、現在は就労を中断しているわけだが、以前所属していた職場の関係者と援助交換を行っている、というコントラストが存在することがうかがえる。職場に勤務している場合には、同僚や上司など職場の関係者を私的な相談資源、援助資源として利用することが困難であるが、就労を中断し職場から距離を置く方が援助の動員可能性を高める可能性があることうかがえる。

一方、忠清南道では夫からの協力が得られることが、一貫就労の重要な条件である可能性が示唆される。直系親族比率については、一貫就労と統計的に有意な関連をもたなかった。結果には示さなかったが、就労コースと友人関係比率、職場関係比率、近隣関係比率との関連を調べるために、同様に二項ロジスティック回帰分析を行ったところ、一貫就労の女性において職場関係比率が有意に高い傾向が見られた ($\text{Exp}(\beta) = 4.64^+$)。

北九州でも職場の関係者をネットワークメンバーに数え上げた回答者は14.5%おり、これは忠清南道よりも高い値だった(9.0%)。すでに示したように北九州では職場の関係者に対し、私的な相談や援助を求めることが困難な状況が存在していると推察されるが、忠清南道では勤務先の関係者がパーソナル・ネットワークになりうることを示唆された。

こうした解析結果から、有子女性が勤務する職場と取り結んでいる関係性には、2つの地域で重要な差異が存在している可能性があるかと推察される。職場から私的な領域に対して援助を動員しうる可能性や、北九州と忠清南道で動員可能性の差異を生む

メカニズムはどのようなものかという点は、非常に興味深い今後の研究課題としたい。

また友人関係比率については効果を持つことが予想されたが(朴・山根 2007)、有意な就労促進作用は持たず、就労を中断している女性において有意に低い結果となった。しかしこれはサンプル数が少ないことによる効果である可能性が高いため、拙速な解釈は避けるべきであろう。

世帯内の夫婦の援助関係の成立条件として、世帯外のネットワークとの関連を検討した。妻が世帯外にどのようなネットワークを保有している場合に競合が生じるのか、あるいは妻と夫が結合したネットワークを維持することが、夫婦の合同性に影響を及ぼすのか否かを検討した。その結果、北九州でも忠清南道でも夫が妻とネットワークを共有し、妻の支援者と交際を維持する紐帯数が多いほど、夫婦の情緒的紐帯が高まる傾向があった。こうした傾向はこれまでにも確かめられている(野沢 1999b)。さらに、夫が支援者にカウントされるかどうかに影響を与えるネットワーク要因を探索したところ、北九州では競合する要因も相互に促進しあう要因も見いだされなかったが、忠清南道では直系親族比率と競合するという結果が得られている。その他の関係比率との関連も確認したところ、北九州、忠清南道ともに関連は見られなかった。北九州では、夫、直系親族、拡大親族が混在するネットワークを編成していることが特徴であり、忠清南道は、とりわけ直系親族が支援者と認知される場合には夫は選択されない、逆に夫への依存度が高い場合には直系親族を選択する比率が低下することが特徴であると言えるだろう。なぜこのような競合が生じるのかは本データの範囲内で探ることは困難だが、支援

ネットワークの編成メカニズムを探る上で興味深い課題である。

最後に本データの限界について触れておきたい。本調査に回答した就労女性の多くは保育施設を利用していただけ、保育施設を利用せずに一貫就労、あるいは就労を再開している女性の回答は少なかった。今後は質問票の配布先を拡張し、より偏りの少ないサンプリングを行った上で検討する必要がある。

また本調査は、夫に対する質問を含んでいない。世帯内の援助関係と世帯外のネットワークとの関連を検討する上で大きな制約であることは否定できない。妻に対する質問票では、夫の保有するネットワークやそこで夫が受容している援助については情報を得ることが困難である。これまでに、夫の保有する職場ネットワークや近隣ネットワークを考慮した分析が行われてきている(野沢 1999a)。今後は、夫に対する調査を伴った多元的な解析を行うことが課題である。

さらに本研究では、ネットワーク構成のみを扱ってきたので、ネットワークのネガティブな側面をとらえていない。例えば、ネットワークは行為者に規範的な影響も与える。大学生のキャリア志向性、性別役割分業意識と、母親の意識との関連を検討した研究では、女性は母親が選択してきたキャリアパターンを肯定する傾向があることが見いだされている(森田 2004)。逆に就労してきた母親(子どもから見た祖母)のキャリアパターンにネガティブな印象を抱いている場合には、就労に対して否定的な価値観を持っている(小阪・柏木 2005)。また周囲から就労を反対されることも影響をもっている(小阪・柏木 2005)。親族からの影響は必ずしも援助的なもの、ポジティブなものに限られるわけ

ではなく、規範的な影響やネガティブな影響もあると考えられる。こうした側面をネットワーク論の手法を用いて解析することも今後の課題である。

謝辞

質問紙への回答を承諾してくださった北九州市保育士会、加盟保育所、保護者の皆さま、そして発達心理学的調査への協力者パネルである九州大学赤ちゃん研究員に登録する保護者の皆さまに記して感謝いたします。

引用・参考文献

- 岩井紀子・稲葉昭英、2000、「家事に参加する夫、しない夫」、盛山和夫編、『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』、東京大学出版、193-215。
- 岩井八郎・真鍋倫子、2000、「M字型就業パターンの定着とその意味—女性のライフコースの日米比較を中心に」、盛山和夫編、『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』、東京大学出版、67-91。
- 大沢真知子・鈴木春子、2000、「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析：出産退職は若い世代で本当に増えているのか」『季刊 家計経済研究』48、45-53。
- 岡本絹子、2003、「親子クラブに属する母親の育児状況と育児不安」『川崎医療福祉学会誌』13 (2)、325-332。
- 柏木恵子・永久ひさ子、1999、「女性における子どもの価値—今、なぜ子を産むか—」『教育心理学研究』、47 (2)、170-179。
- 家庭経済研究所、2000、『新 現代核家族の風景—家族生活の共同性と個性』、大蔵省印刷局。
- 加藤邦子、1998、「幼児期の子どもをもつ母親の生活満足度を規定する要因—育児支援とのかかわりを中心に—」『家庭教育研究所』20、61-81。

- 川口章、2001、「女性のマリッジ・プレミアム：結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』51、63-71。
- 高・星旦二・中村立子、2007、「都市部壮年女性の就業状態における生活満足感の規定要因に関する研究」『社会医学研究』25、29-35。
- 厚生労働省、2010、「平成21年版 働く女性の実情」
<http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujo/09.html> (2010年11月1日アクセス)。
- 小坂千秋・柏木恵子、2005、「育児期フルタイム就労女性の育児への態度・感情」『発達研究』、vol. 19、81-96。
- 小島宏、1995、「結婚、出産、育児および就業」、大淵寛編、『女性のライフサイクルと就業行動』、大蔵省印刷局、81-87。
- 佐々木裕子、1998、「父親の育児行動に関する研究」『小児保健研究』57 (2)、181。
- 新谷由里子、1998、「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因—1980年代以降の出生行動の変化との関連より—」『人口問題研究』54 (4)、46-62。
- 仙田幸子、2002、「既婚女性の就業継続と育児資源の関係—職種と出生コーホートを手がかりにして—」『人口問題研究』58 (2)、2-21。
- 田中恭子、1999、「大都市圏における保育サービスの市区町村格差と女性の就業：東京都及び埼玉県の事例」『社会科学論集』96、37-55。
- 田中重人、1996、「職業構造と女性の労働市場定着性：結婚・出産退職傾向のコーホート分析」『ソシオロジ』126、69-85。
- 谷口利加子、1997、「就労女性と育児不安—就業生活関連要因からの検討—」『生活社会科学研究』4、17-29。
- 韓国統計庁、2010、韓国統計庁ホームページ、
<http://www.kosis.kr/> (2010年12月10日アクセス)。
- 永井暁子、1992、「共働き家族の家事遂行」『家族社会学研究』4、67-77。
- 永瀬伸子、1999、「小児化の要因：就業環境か価値観の変化か：既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』55 (2)、1-18。
- 西村純子、2005、「職業生活の家族生活への影響—育児期後の女性の家庭生活ストレスの規定要因—」『家族社会学研究』17 (1)、25-33。
- 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、『増殖するネットワーク』、勁草書房、175-233。
- 1999a、「夫の援助とネットワーク援助は競合するか？—東京郊外と地方都市における妻たちの援助動員」、石原邦夫編、『妻たちの生活ストレスとサポート関係—家族・職業・ネットワーク』、東京都立大学都市研究所、239-261。
- 1999b、「妻たちの援助動因にみる地域差—夫婦関係と援助ネットワークに対する大都市居住効果」、石原邦夫編、『妻たちの生活ストレスとサポート関係—家庭・職業・ネットワーク』、東京都立大学都市研究所、203-238。
- 2009、『ネットワーク論に何ができるか—「家族・コミュニティ問題」を解く』、勁草書房。
- 朴京淑・山根真理、2007、「韓国の母性と育児支援ネットワーク—日本との比較視点から—」、落合恵美子・山根真理・宮坂靖子編、『アジアの家族とジェンダー』、勁草書房、33-50。
- エリザベス・ポット、2006、野沢慎司訳、「都市家族—夫婦の役割と社会的ネットワーク」、野沢慎司編・監訳、『リーディングス ネットワーク論—家族・コミュニティ・社会関係資本』、勁草書房、35-91。
- 裴智恵、2008、「日本と韓国における既婚女性の就業を規定する要因」『慶應義塾大学大学院社会学研究科紀要』(66)、1-11。
- 廣嶋清志、1997、「世帯構造の変化」、阿藤誠・兼清弘之編、『人口変動と家族』、大明堂、46-69。
- 前田信彦、1998、「家族のライフサイクルと女性の就業—同居親の有無とその年齢効果」『日本労働研究雑誌』459、25-38。
- 前田尚子、2004、「パーソナル・ネットワーク構

- 造がサポートとストレーンに及ぼす効果—育児期女性の場合—」『家族社会学研究』16 (1)、21-31。
- 松田茂樹、2001、「育児ネットワークの構造と母親のWell-Being」『社会学評論』52 (1)、33-49。
- 森田園子、2004、「キャリア計画とワーク・ライフ・バランスの取り方—就業継続に関する女子学生の意識調査から—」『立命館産業社会論集』40 (2)、135-154。
- 中西泰子、2008、「都市郊外の子育て活動—郊外第二世代に注目して」『研究所年報』38、51-60。
- 八重樫牧子・小河孝則、2002、「母親の子育て不安と母親の就労形態との関連性に関する研究」『川崎医療福祉学会誌』12 (2)、219-239。
- 安田雪、1997、『ネットワーク分析』、新曜社。
- 山根真理・朴京淑、2007、「韓国女性のライフコースと仕事・家族役割の意味」、落合恵美子・山根真理・宮坂靖子、『アジアの家族とジェンダー』、勁草書房、51-69。
- 吉田浩・水落正明、2004、「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』51、1-20。
- 李東・金貞任、2002、「韓国の現代家族の変動」『家族社会学研究』13 (2)、49-59。
- Bott, E. (1995). Urban Families: Conjugal Roles and Social Networks. *Human Relations*, 8 (4): 345-384.
- Hirsch, B. J. (1980). Natural Support Systems and Coping with Major Life Changes. *American Journal of Communication*, vol. 8 (2): 159-172.
- House, J. S., Umberson, D., Landis, K. R. (1988). Structures and Processes of Social Support. *Annual Review of Sociology*, vol. 14: 293-318.
- Santana, V. S., Loomis, D. P., Newman, B. (2001). Housework, Paid Work and Psychiatric Symptoms. *Rev Saude Publica*, vol. 35 (1): 16-22.
- Virtanen, M., Kivimaki, M., Ferrie, J. E., Elovainio, M., Honkonen, T., Pentti, J., Klaukka, T., and Vahtera, J. (2007). Temporary Employment and Antidepressant Medication: A Register Linkage Study, *Journal of Psychiatric Research*, 42 (3): 221-229.
- Wilcox, B. (1981). Social Support in Adjusting to Marital Disruption: A Network Analysis. In Gottlieb, B. (ed) *Social Networks and Social Support*. Beverly Hills: Sage.