総合都市研究　第56号　1995

都市家族の夫婦関係とパーソナル・コミュニティ
― 妻の援助ネットワークと夫婦の絆 ―

1．研究の目的
2．夫婦関係とコミュニティ
3．東京・調布調査－方法と主要変数－
4．夫婦間援助とネットワーク援助の関連
5．夫からの援助を規定する要因
6．世帯外ネットワーク・援助を規定する要因
7．現代日本の都市家族とコミュニティ－要約と結論－

野　沢　慎　司*

要　　約

これまで都市家族の研究のなかで比較的等閑視されてきた、家族とコミュニティの相互関連をめぐる問題（家族・コミュニティ問題）へのアプローチとして、とくに夫婦間の援助関係と世帯外援助ネットワークとの関連に焦点を据えた分析を試みる。北米都市での調査知見に基づく仮説は、パーソナル・ネットワークとしてのコミュニティが居住地域や連帯性から解放されることによって、夫婦関係を分離的にするような世帯外ネットワークからの影響（競合説）が消失し、世帯内のニーズに従って（ニーズ説）、夫婦間の援助関係を前提として世帯外のネットワークから援助が動員される（両立説）状況が生み出されたと主張している。現代日本の都市家族にもこのモデルが妥当するのかどうかが検討される。東京都調布市に居住する比較的若年の既婚女性を対象とした調査票調査のデータ分析から、基本的にはニーズ説、両立説が支持される結果が得られたが、部分的には競合説を支持する結果やニーズ説に包摂しきれない結果が得られた。とくに育児期の妻の近隣ネットワークと夫からの家事援助との間には、競合的な状況が現れやすい。この点は、最近の他の調査知見と照らし合わせてみると、ネットワークの一部が世帯外から夫婦関係を規定する力を失っていないことを示唆している。こうした知見は、多角的なネットワーク測度を使った家族・コミュニティ研究によって、比較社会学的な文脈から、さらに検討される必要がある。

＊静岡大学人文学部社会学科

1．研究の目的

日本における現代家族研究の中で、夫婦関係の研究は、戦後の家族変動の一側面という意味でもひとつの重要な焦点となってきた。しかし、夫婦関係は、家族内の要因との関連の中で、とりわけ夫婦間の役割分業や勢力関係という限られた側面について検討される傾向が強かった。現代において家族がそれをとりまくコミュニティとの関連でどのような特性を際立たせていくのかという問題意識は、これまでの日本の家族(夫婦)関係研究においては相対的に希薄であったといえるだろう。このような問題意識をめぐって立てられる問い、すなわち「家族・コミュニティ問題」へのアプローチは、現代家族変動を捉えるうえでも重要であるというのが本稿の基本的立場である(野沢、近刊)。

社会的ネットワーク論の観点に立った近年のコミュニティ研究の理論的発展と経験的知見の蓄積は、家族研究がコミュニティ研究との接点をもつことによって新たな展開可能性を広げることを示唆している。本稿では、個人が取り結ぶ援助的な個人間の紐帯の総体としてのパーソナル・ネットワークを「パーソナル・コミュニティ」とみる立場に依拠し、家族とコミュニティとの関連を探る。東京都調布市に居住する既婚女性を対象とした調査データの分析を通して、現代日本の都市家族における夫婦の絆が、コミュニティ・ネットワークとどのようなインターフェイスを織りなしているのかを考察することが、この研究の目的である[1)]。

2．夫婦関係とコミュニティ

夫婦関係と家族をとりまく社会的環境（コミュニティ）との関連を扱った研究は、社会的ネットワークという概念の有用性を指摘し、夫婦関係とネットワークの密度との関連を命題化したイギリスの社会人類学者ボットによる1950年代のロンドンでの調査研究にまでさかのぼることができる（Bott、1971［1957］)。彼女は、夫婦関係の多様性は、社会階級、家族周期段階などの家族特性や居住地域の特性といった要因からの説明には還元できないと考え、家族のもつ社会的ネットワークが直接的に夫婦関係に影響を与えると主張した。そして、(ネットワーク密度の高い)緊密なネットワークをもつ家族では夫婦関係が分離的になり、（密度の低い）緩やかなネットワークをもつ家族では夫婦関係は合同的になる、という仮説を導出した。その後、この仮説は他の研究者による一群の追試調査研究を生み出したが、緊密なネットワークが夫婦関係を分離的にするという規定関係は必ずしも確かめられたことにはならなかった。

近年になってウェルマン夫妻は、社会変動にともなうコミュニティの変容に関する研究の文脈のなかに位置づけなおしてボット仮説を再検討し、1970年代後半の北米トロントでの調査データをもとに批判を加えた（Wellman and Wellman、1992)。彼らにしたがえば、ボットの見いだした夫婦関係と社会的ネットワークとの間の規定関係は、強固な連帯性をもち援助源として強力な(親族中心の)ネットワークが、夫婦間の援助関係を弱め、配偶者から引き離すと考えている点で、配偶者とコミュニティ(ネットワーク)との競合仮説であると言える。しかし、1970年代以降の（とくに北米）都市社会は、地域に限定的で親族中心的な社会から職業階層と居住地の両面における社会移動の顕著な社会へと変動し、その結果、パーソナル・ネットワークとしてのコミュニティが、居住地域および単一の連帯性から解放される傾向を強めた。つまり、地理的に分散し、友人など親族以外のネットワークメンバーの比率が高まった緩やかで分岐的なネットワークのなかの多様なメンバーからそれぞれ異なった援助を手に入れる傾向が一般化したというのである。このような「コミュニティ解放論」(Wellman、1979)の立場に立つウェルマンらは、ボット流の配偶者－コミュニティ間の競合仮説を成り立たせていたようなコミュニティ状況が失われてしまっていると主張している。さらに、北米の都市的状況では、コミュニティは公的な場所から引き離され、家庭を中心として私的に形成・維持される傾向（コミュニティの家庭中心化）が強まっていると指摘する。

コミュニティ解放化・家庭中心化に着目しながらトロントの調査結果を分析したウェルマンらは、ボット説に対しておもに2つの修正点を加えている。第一に、配偶者とコミュニティ・ネットワークとの間の影響関係は、世帯の内部からその外にあるネットワークに向けて働くのであって、その逆ではない。すなわち、ライフステージや妻の就業状態によって変化する世帯内の援助ニーズに応じて、世帯が操作的に世帯外のネットワークを維持・動員するということである。第二に、最も援助的なネットワークは、最も援助的な夫婦関係と両立するのであって、競合するのではない。つまり、そうした世帯内のニーズを満たす際に、まず配偶者が最も重要な援助源として頼られ、さらに必要に応じて（夫婦関係と競合しないかたちで）選択的に世帯外のネットワークからの援助が動員されるというのである（Wellman and Wellman、1992：404-405）。

こうした近年の北米都市での家族・コミュニティ状況がそのまま現代日本の家族・コミュニティ状況と重なるものかどうかは、注意深く検討する余地がある。そもそもウェルマンらのトロントでの調査結果も、ボットの調査同様、比較的少数の事例インタビューに基づくものであり、導かれた結論がどの程度の一般性を保証されるのか疑問が残る。また、ボットの研究が、世帯内ニーズを大きく規定するとみられるライフステージの要因をコントロールしたサンプルを対象とした調査であったのに対し、ウェルマンらのトロント調査では多様なライフステージにある家族を対象としたデータから世帯内の援助ニーズに着目して上記のような結論を導いていた。こうした調査設計上の差異が、両者の結論の乖離を生み出していた可能性も否定できない。しかし、コミュニティの変容への着目が重要であり、それとの関連で夫婦関係を捉えることは、家族変動論の文脈からも意義があることであると思われる。したがって本稿では、ボットからウェルマンへと展開した仮説群をひとつの準拠点として、現代日本の都市家族・コミュニティ状況を評価してみることにする。全体として現代北米の都市居住者とパラレルな状況がどの程度見られるかというのが本稿の分析のひとつの焦点になる。

北米との比較の観点を含んだこれまでの日本の夫婦関係に関する研究が導き出した日本の都市家族の夫婦関係に関するイメージは、性別役割分業が厳密な、ボットのいう分離的な夫婦関係によって特徴づけられるものであった。夫と妻がそれぞれ職場と近隣という相互に隔絶した連帯性の強い小集団世界に属し（ボーゲル、1968［1963］）、夫婦それぞれが異なった生活領域に自律的な決定権をもち（増田、1965）、余暇や知らせ合いの夫婦伴侶性が低い（ブラッド、1978［1967］）と指摘されてきた[2]。

一方、北米でのコミュニティ研究の展開から直接の刺激を受けて着手され始めた日本の都市における最近のネットワーク調査研究からは、既婚女性のパーソナル・ネットワークに関してコミュニティ解放論がほぼあてはまるとする知見[3]（前田、1993；野辺・田中、1995）や、より都市的な地域に居住するほど一般的にコミュニティ解放化が強まる（おもに親族関係が減り、友人関係が増える）という知見（大谷、1992；松本、1995）が導かれている。ウェルマンらの理論的前提にしたがえば、解放化が進行したコミュニティは、夫婦関係と競合するような影響力を世帯外からもたらすほどの存在ではなくなることになる。しかし、日本の都市家族において、世帯外援助ネットワークの特徴と夫婦間の援助関係とがどのようなインターフェイスを織りなしているのかという問いは、追究され始めたばかりである。

野沢は、地方都市（山形市）と大都市郊外（朝霞市）における夫婦を対象とした都市間比較調査データの分析から、基本的に両立仮説が支持されることを見いだしている。しかし、とくに、(1)地方都市における（夫の）地縁的な親族ネットワークの大きさと強さが夫婦間の情緒的援助依存を増大させ、(2)大都市郊外の夫の職場ネットワークと夫婦の近隣ネットワークの大きさが夫の実用的援助（家事参加）を減少させる、という知見の解釈に関しては、事例夫婦インタビュー調査の結果をもとに検討が加えられた。そこでは、（ウェルマンら

の主張とは逆に）世帯外のネットワークが夫婦関係に対して（ボットの主張とは異なりつねに分離的な力であるとは限らないが）影響を及ぼす側面も無視し得ないことが強く示唆されていた(野沢、近刊；ニッセイ基礎研究所、1994も参照)。

以下では、このような知見との比較・検証という意味も込めて、より都市的な地域に居住し、結婚している比較的若年層の女性を対象とした調布調査データを用いた分析を行う。

3．東京・調布調査 ―方法と主要変数―

この調査は、1993年12月に、東京都調布市に居住する25歳以上44歳以下の有配偶女性1643名を対象として行われたものである[4]。対象者のサンプルは、調布市の選挙人名簿をもとに無作為抽出され、質問紙が郵送法によって配布・回収された。有効回収票は822票（回収率は50.0%）であった。ただし、以下では、対象者および夫の職業や子どもに関する回答が不備なケースを除いた808ケースを分析の対象とする。

データ分析上の焦点は、以下の3点である。

(1) 妻が夫から得る援助の程度は、世帯外のネットワーク規模およびそこからの援助の程度と競合的な関係にあるのか、両立的な関係にあるのか。[競合・両立仮説の検討]

(2) 妻が夫から得る援助の程度、および世帯外ネットワークの規模とそこからの援助の程度は、世帯内のニーズや資源に関するどのような要因によって多様性をみせるのか。[世帯内ニーズ仮説の検討]

(3) さらに、夫からの援助と世帯外ネットワーク・援助との間には、個人・世帯に関する要因の効果を統制した場合でも、何らかの直接の関連が見いだされるのかどうか。

すでに触れたように、理論的には、夫婦間の援助関係が世帯外のネットワークから規定されるモデルと、逆に夫婦関係が世帯外ネットワークの維持や動員を規定するモデルの両方が考えられる。本稿では、妻と夫の個人特性および世帯の特性に関する要因が夫婦関係および世帯外援助ネットワークをどのように規定しているかを検討したうえで、夫婦間援助を従属変数としたモデルと、個人・世帯特性と世帯外援助ネットワークを従属変数としたモデルの両方について、多重分類分析を試みて結果を検討する。ただし、この調査では、夫は調査対象にしておらず、妻のパーソナル・ネットワークおよび妻の認知している援助交換に関するデータしか得られていないという点で分析結果は限界をもっている。

夫婦間の援助関係については、妻が夫からどの程度援助を得ているかを、情緒的援助と実用的援助の2つのレベルで測定している。夫からの情緒的援助については、夫の援助性評価5項目（①心配ごとや悩みを聞いてくれる、②能力や努力を高く評価してくれる、③助言やアドバイスをしてくれる、④気持ちや考えを理解してくれる、⑤一緒にいるととても楽しい）にあてはまる程度を4件法で回答してもらい、各回答の得点（1－4点）を加算して尺度を構成した（信頼性係数 $\alpha=.89$）。一方、実用的援助に関しては、夫の家事参加の頻度を家事6項目（①料理や後かたづけ、②風呂の準備・掃除、③洗濯、④掃除、⑤ふとんのあげおろし、⑥ゴミだし）を4件法で回答してもらった。これも各項目の得点（0－3点）を加算して尺度を構成した（信頼性係数 $\alpha=.76$）[5]。

世帯外のネットワークおよびネットワークからの援助に関しては、2種類の変数を用意した。ひとつは関係の種類別の世帯外援助ネットワーク規模である。①別居している夫方の親族、②別居している妻方の親族、③自分の仕事関係の人、④近所の人、⑤その他の友人、という5つのカテゴリー別に「あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている方」のおよその人数について回答を得た。もうひとつは、5つの関係カテゴリー（①別居の親きょうだい〔核親族〕、②それ以外の親族〔拡大親族〕、③職場の人、④近所の人、⑤その他の友人）ごとに、援助に関する8項目（①心配ごと悩みごとを聞いてくれる、②気持ちや考えを理解してくれる、③能力や努力を評価してくれる、④一緒に

とても楽しく過ごせる、⑤助言やアドバイスをしてくれる、⑥病気の時など看病や家事を頼める、⑦人手がいるとき気軽に手伝いを頼める、⑧気軽に子どもの世話を頼める）にあてはまる人がいるかどうかを尋ねた。それぞれの関係カテゴリー別にあてはまる人がいる項目数を算出し、それぞれを関係種類別の援助依存度を表す変数とみなした。これらの援助依存度変数は、各関係カテゴリー（ネットワーク）が、どの程度多様な援助源となっているかを示しているが、それは同時に各関係（間柄）カテゴリー別ネットワークが提供する援助量をほぼ表していると想定している。

各世帯外関係援助依存度および世帯外のネットワークの関係カテゴリー別規模の平均値等を表1に示した。親族ネットワーク（とくに親子・きょうだい間の紐帯）は最も多様な援助の提供源になっており、妻方・夫方を合わせた親族ネットワークがパーソナル・ネットワーク全体の規模に占める比率も最も大きい。しかし、親族ネットワークが数の面でも、援助源としての重要性の面でも、対象者たちのコミュニティを覆い尽くしている状態からはほど遠い。友人ネットワークは、規模の面でも、援助源としての重要性の面でも、親族ネットワークに迫っている。また、近隣や職場にも一定のネットワークが存在し、何らかの援助源となっている。調布市の既婚女性たちは、比較的分離した社会的文脈において形成された多岐的なネットワークから比較的豊富な援助を手に入れているという意味では、ある程度コミュニティ解放論が想定しているネットワークに近いコミュニティのなかに暮らしていると言えるようだ。

4．夫婦間援助とネットワーク援助の関連

では、こうした変数として測定される夫からの援助と世帯外ネットワーク援助は、相互にどのような関連をもっているだろうか。表2では、夫からの情緒的援助と実用的援助が世帯外ネットワークのカテゴリー別規模や援助依存度とどのように関連しているかを見るために、ピアソンの積率相関係数の値を示した。

夫からの情緒的援助と世帯外援助依存度の総数とは比較的高い有意な正の相関を示している。しかし、関係のカテゴリー別でみると、核親族援助依存度のみが統計的に有意な正の相関をもつことがわかる。一方、世帯外ネットワークの規模（総数）も夫からの情緒的援助の程度と正の相関を示している。関係カテゴリー別のネットワーク規模を見ると、いずれも正の相関をもつことがわかるが、とくに夫方・妻方双方の親族ネットワーク、友人ネットワークと比較的大きな正の相関を示しており、近隣ネットワーク規模との相関のみが統

表1　世帯外関係援助依存度および世帯外ネットワーク規模

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	N
核親族援助依存度	4.94	2.65	.00	8.00	808
拡大親族援助依存度	.63	1.46	.00	8.00	808
職場援助依存度	.99	1.76	.00	8.00	808
近隣援助依存度	1.90	2.50	.00	8.00	808
友人援助依存度	4.68	2.36	.00	8.00	808
世帯外援助全体量	13.15	5.36	.00	31.00	808
親しい夫方親族関係数	2.26	2.37	0	20	797
親しい妻方親族関係数	3.70	2.70	0	20	801
親しい仕事関係数	1.67	4.58	0	98	753
親しい近隣関係数	2.29	2.56	0	30	792
親しい友人関係数	4.35	5.88	0	98	796
ネットワーク全体規模	14.09	12.01	.00	211.00	741

表2　夫からの情緒的・実用的援助と世帯外援助依存度・ネットワーク規模の相関

	情緒的援助	実用的援助
核親族援助依存度	.21**	.02
拡大親族援助依存度	.08	−.02
職場援助依存度	.07	.26**
近隣援助依存度	.02	−.14**
友人援助依存度	.07	−.05
世帯外援助依存度（総数）	.19**	.00
夫方親族関係数	.16**	−.05
妻方親族関係数	.12**	−.03
職場関係数	.09*	.19**
近隣関係数	.07	−.12**
友人関係数	.12**	.10*
ネットワーク規模（総数）	.15**	.09*

数字はピアソンの積率相関係数 r の値
片側検定　*p＜.01、**p＜.001

計的には有意ではない。言い換えると、親きょうだいなど直接の親族から多様な援助を得られ、より大きな親族、友人、職場ネットワークをもつ妻は、夫から多くの情緒的な援助を得ていることになる。

夫の家事参加という観点から見た実用的援助との関連はどうであろうか。世帯外援助依存度の総得点との相関はまったくない。また、世帯外ネットワーク全体との相関も、プラスではあるが相対的に小さいという点で情緒的援助の場合と異なる。しかし、夫からの実用的援助の場合、関係カテゴリーによって関連の仕方が大きく異なる点に顕著な特徴がある。職場援助依存度、職場ネットワーク規模、友人ネットワーク規模とは有意な正の相関があるが、他方で近隣への援助依存度や近隣ネットワーク規模とは有意な負の相関が存在する。職場に比較的大きなネットワークをもち、そこから多様な援助を得ている妻の夫は多くの家事をする傾向がある。多くの友人をもつ妻にも同様のことが言える。しかし、近隣に頼りになる大きなネットワークをもっている妻の場合は、逆に夫からの家事援助が少なくなるのである。

単純な相関を見る限り、ウェルマンらの言い方にならえば、夫からの援助のうち情緒的な側面に関しては、世帯外ネットワーク、とりわけ親族ネットワークの大きさやそれへの援助依存性と両立・並行していることになる。しかし、実用的な側面に関しては、おもに妻の職場のネットワークとは両立的・並行的であるが、近隣ネットワークやそれへの援助依存度は、夫との絆と競合することになる。これは、北米トロントでの調査知見とも1950年代ロンドンでのボットの知見とも一致せず、両者の混在した結果を示すように見える。ウェルマンらは、夫婦間の援助にせよ、世帯外ネットワークからの援助にせよ、世帯内に生じる援助ニーズに関わる世帯内の特性によって規定されており、世帯内外の援助間の(正の)相関はこの世帯内ニーズにほぼ還元できるのではないかと主張していた。そこで、夫からの援助や世帯外の援助ネットワークが世帯内の特性にどのように規定されているかを検討し、さらに規定力をもつ世帯内要因をコントロールした場合、両者の関連が残るかどうかを確認しよう。

5．夫からの援助を規定する要因

ここでは、世帯内の特性として、12の変数を取り上げる[6]。表3は、これらの変数を独立変数とし、夫からの情緒的援助の程度および実用的援助（家事参加）の程度を従属変数とした一元配置の分散分析の結果を示している。夫からの情緒的援助の程度に関しては、ライフステージ(末子基準)、夫および本人の年齢、夫および本人の学歴、本人および夫の職種、さらに本人の就業形態が統計的に有意な関連をもっていることがわかる[7]。全体を要約すれば、家族がライフステージの早期段階にあり[8]、夫婦の学歴が高く、夫婦とも専門・管理的職業に就いているほど、妻は夫からより多くの情緒的援助を得るという傾向がある。ライフステージや妻の職業へのコミットメントの大きさは、世帯内援助ニーズの大きさを規定する要因と考えられ、妻は世帯内のニーズに応じて夫から情緒的援助を手に入れている点でニーズ説をある程度裏付けているとみられる。しかし、夫の学歴が情緒的な援助をかなり強く規定している点は、必

表3　夫からの情緒的援助と実用的援助を従属変数とした一元配置の分散分析結果

		情緒的援助の程度			実用的援助（家事）の程度		
独立変数	DF	N	Eta	F	N	Eta	F
ライフステージ	4	802	.25	13.27***	782	.31	19.95***
世帯年収	3	790	.07	1.26	770	.06	1.07
本人の年収	3	798	.08	1.59	778	.27	19.61***
本人の学歴	2	801	.15	9.79***	781	.18	12.71***
夫の学歴	1	801	.20	32.03***	781	.01	.08
本人の職種	3	791	.15	5.83***	771	.23	14.55***
夫の職種	2	796	.14	7.67***	777	.04	.64
本人の就業形態	3	797	.12	3.85**	777	.34	34.14***
夫の就業形態	1	785	.04	1.32	766	.11	8.77**
本人の年齢	3	802	.19	10.21***	782	.23	14.87***
夫の年齢	4	802	.20	8.12***	782	.21	9.21***
親との同居	1	802	.01	.07	782	.08	6.02*

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05

ずしもニーズ説に包摂しきれないだろう。

同様に表3からは、夫からの実用的援助の程度が、やはり世帯内の援助ニーズに関わる要因によって規定されていることがわかる。ただし情緒的援助の場合とは異なり、夫の家事参加の程度は、夫の学歴や職種との関連がほとんどなく、ライフステージ（および夫婦の年齢）や妻自身の就業に関わる要因（本人の就業状態、職種、年収など）[9]との関連がとくに強くなっている。また、夫の就業形態および親との同別居状況が、やや弱いが有意な関連をもっていることも情緒的援助と異なる点である。具体的には、ライフステージが若いほど[10]、そして妻が（高学歴であり）、専門・管理的な高収入の仕事にフルタイムで従事しているほど、夫から妻への実用的援助が多くなる傾向がある。これは、夫からの援助動員に関するニーズ説をほぼ支持しているとみてよいだろう。また、夫の就業形態が自営業であること、および夫婦いずれかの親が同居していることは、夫の家事参加を低める傾向が（さほど強くはないが）ある。自営業の夫がなぜ家事参加が少なくなるか、今回のデータからさらに検討することはむずかしい。しかし、少なくとも親との同居については、世帯内のニーズばかりでなく、世帯内に夫婦以外に家事を分担できる成人がいるという意味での世帯内関係資源の差異も夫からの援助を規定する要因のひとつである可能性を示唆している。

次に、こうした世帯内要因をコントロールした場合、先に見たような夫からの援助と世帯外のネットワーク・援助との関連は独立の効果をもつかどうかを検討したい。そこでまず、夫からの援助の程度との間に統計的に有意な関連のあるいくつかの世帯内要因および世帯外ネットワーク・援助変数を独立変数とし、夫からの情緒的・実用的援助を従属変数として多重分類分析を行った。ただし、世帯内要因変数と世帯外ネットワーク・援助変数のそれぞれについて、相互に強い関連をもっている複数の変数があるので、それらを同時に独立変数とすることを避けるために、相関比（Eta）あるいは相関係数（r）による従属変数との関連の強さを基準にして独立変数を選択した[11]。

夫からの情緒的援助を従属変数とした分析では、ライフステージ、最終学歴、自分の職種、核親族援助依存度、夫方親族関係数、友人関係数を独立変数として同時に多重分類分析（および多元配置の分散分析）にかけた[12]。表4は、その結果を示している。世帯内要因では、ライフステージと夫の最終学歴が独立の効果を有している。夫からの情緒的援助は、子どものいない時期に最大に、末子が小学生の時期に最小になる傾向があり、ま

た高学歴の夫のほうが多い傾向がある。しかし、こうした世帯内要因や他の援助・ネットワーク変数の効果を統制した場合、友人関係数は独立の効果をもたないが、核親族援助依存度と夫方親族関係数は他の要因から独立の効果をもっていることがわかる。他の要因の効果が等しいとしても、親きょうだいからの援助が多いほど、また妻が夫方の多くの親族と親しい関係を維持しているほど夫からの情緒的援助も増大する傾向は統計的に有意である[13]。

次に、夫からの実用的な援助に関する多重分類分析では、ライフステージ、本人の最終学歴、本人の就業形態、夫の就業形態、親との同居、職場援助依存度、近隣援助依存度、友人関係数の8変

表4　夫からの情緒的援助の多重分類分析

総平均　11.77 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
ライフステージ					
1　子供なし	152	1.26		1.05	
2　末子0－2歳	199	.47		.22	
3　末子3－6歳	152	－.58		－.47	
4　末子7－12歳	175	－.83		－.72	
5　末子13歳以上	112	－.46		－.07	
			.25		.20***
夫の最終学歴					
1　中・高・短大・高専卒	295	－.78		－.60	
2　大学卒	495	.47		.36	
			.19		.15***
本人の職種					
1　専門・管理職	122	.76		.41	
2　販売・事務職	234	－.41		－.30	
3　現業職	21	－1.53		－.75	
4　無職	413	.09		.09	
			.14		.09
核親族援助依存度					
1　少ない（3以下）	228	－.95		－.58	
2　中程度（4－5）	171	.14		.01	
3　多い（6以上）	391	.49		.34	
			.20		.13**
親しい夫方親族関係数					
1　少ない（1人以下）	308	－.56		－.34	
2　中程度（2－3人）	291	.11		.01	
3　多い（4人以上）	191	.74		.53	
			.16		.11**
親しい友人関係数					
1　少ない（2人以下）	272	－.53		－.22	
2　中程度（3－4人）	200	.18		.11	
3　多い（5人以上）	318	.34		.12	
			.12		.05
重相関係数（R）					.372***

*** $p < .001$、** $p < .01$、* $p < .05$

数を独立変数とした。表5にその結果を示した。世帯内要因では、ライフステージ、本人の学歴と就業形態の3要因が、有意な独立の効果をもつことがわかった。他の要因を統制した場合でも、夫の家事参加の程度は、子どもの誕生・成長につれて漸減し、妻の学歴が高く、とくにフルタイムで雇用されている場合に多くなるという傾向が有意である。世帯外ネットワーク・援助変数では、職場援助依存度のみが独立の効果を示している。職場に何らかの援助的紐帯を有している場合のほう

表5　夫からの実用的援助（家事）の多重分類分析

総平均　4.88 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
ライフステージ					
1　子供なし	140	2.25		1.30	
2　末子0－2歳	192	.18		.49	
3　末子3－6歳	146	－.46		－.21	
4　末子7－12歳	173	－.88		－.66	
5　末子13歳以上	109	－1.18		－1.20	
			.29		.21***
本人の最終学歴					
1　中学・高校卒	345	－.69		－.46	
2　短大・高専卒	203	.10		.07	
3　大学卒	212	1.03		.69	
			.18		.12**
本人の就業形態					
1　フルタイム	126	3.12		2.17	
2　パートタイム	133	－.21		－.09	
3　自営業など	102	－1.02		－.70	
4　無職	399	－.65		－.48	
			.35		.25***
夫の就業形態					
1　常雇	622	.21		.07	
2　自営業	138	－.93		－.31	
			.11		.04
親との同居					
1　同居している	90	－.94		－.48	
2　同居していない	670	.13		.06	
			.09		.04
職場援助依存度					
1　ない（0）	516	－.70		－.28	
2　ある（1以上）	244	1.48		.58	
			.25		.10*
近隣援助依存度					
1　ない（0）	379	.41		.00	
2　少ない（1－2）	140	－.06		.12	
3　多い（3以上）	241	－.61		－.07	
			.11		.02
親しい友人関係数					
1　少ない（2人以下）	261	－.03		.02	
2　中程度（3－4人）	198	－.06		－.03	
3　多い（5人以上）	301	.07		.00	
			.01		.01
重相関係数（R）					.444***

***p＜.001、**p＜.01、*p＜.05

が、そうでない場合よりも夫の家事参加が多い。夫の実用的援助との間で唯一負の相関を示していた近隣関係・援助要因は、他の要因の影響をコントロールしてしまうと独立の効果は非常に小さくなってしまう。

要約すると、夫からの情緒的援助に対しては、ライフステージと夫の学歴という世帯内要因が独立の効果をもつが、同時にこれらの要因の効果が等しいとしても、親きょうだいからの援助が多く、援助的な夫方の親族ネットワークが大きいと夫からの情緒的援助は高まるのである。同様に、実用的な援助に関しても、ライフステージ、妻の学歴、妻の就業の状態など世帯内の状況に関する要因によって規定されているが、それらとは独立に同時に職場での紐帯からの援助があることが夫の家事参加を高める効果がある。これらの知見は、世帯内ニーズ説を一定程度支持するとみられるが、同時にその限界をも示している。

夫の家事参加が妻の職業的コミットメントの大きさによって増えるという点は、ほぼニーズ説に沿った結果となっている。しかし、ライフステージの効果は、一般に世帯内ニーズが高まると考えられる育児期に夫の援助が増大する傾向を示しているわけでは必ずしもない。学歴の効果についても、ニーズ説とは別に家族の階層性や個人の援助能力など何らかの説明が必要になる。さらに、世帯外ネットワーク・援助変数のいくつかが世帯内要因とは独立の効果をもつ点は、少なくとも世帯外の援助ネットワークの維持・動員の程度というものが、世帯内の要因に還元できないかたちで、直接に夫婦関係と関連をもっていることを示している。ここで取り上げた世帯内要因には反映しきれないような個別的な世帯内ニーズの多寡が、こうした夫婦間と世帯外ネットワークからの援助との間に関連を生み出している可能性がある。しかし、同時に世帯内ニーズとは独立に、世帯外ネットワークが夫婦関係に影響を与えている可能性も無視できない。この点を明らかにすることには必ずしもならないが、次に、夫からの援助と関連をもっている世帯外ネットワーク・援助を従属変数とした分析を試み、世帯がネットワークを動員するという仮説を検討してみよう。

6．世帯外ネットワーク・援助を規定する要因

以下では、世帯外ネットワーク・援助変数のうち、前節での多重分類分析で独立変数として取り上げた5つの変数（核親族援助依存度、職場援助依存度、近隣援助依存度、夫方親族関係数、友人関係数）を従属変数とした分析を行った。まず、これらのネットワーク・援助変数を従属変数とし、12の世帯内特性変数を独立変数とした一元配置の分散分析の結果を示したのが表6である。核親族援助依存度は、ライフステージや夫婦の年齢、妻と夫の学歴や職場に関わる変数と有意な関連をもっている。職場援助依存度は、同様にライフステージや夫の年齢・学歴と関連するが、当然ながらとりわけ妻の就業に関わる変数群と強い関連をもっている。近隣援助依存度に対しては、ライフステージがとくに強い規定力をもっているほか、やはり妻の年収・職種・就業形態という一群の変数が関連している。夫方親族関係数と有意な関連を示すのは、夫の職種のみである。友人関係数は、ライフステージや夫の年齢、夫婦の学歴、夫の就業形態と有意な関連をもつ。

これら5つの従属変数ごとに多重分類分析・多元配置の分散分析を行った。また、ここでは2要因の交互作用を織り込んだ分析をも試みた。

このうち、友人関係数を従属変数とした分析では、世帯内要因としてライフステージ、妻の学歴、夫の就業形態を選び、これに夫からの情緒的援助あるいは実用的援助を加えて独立変数とした2通りの分析を行ったが、いずれの場合もライフステージ変数のみが有意な独立の効果を示す。友人関係数は、子どものない時期に最大となり、末子が小学生の時期に最小になる。他の要因を統制した場合、夫からの情緒的および実用的援助変数はいずれも独立の効果をもたない（それぞれ、Beta＝.07、NS；Beta＝.01、NS）。また、ライフステージと夫からの情緒的あるいは実用的援助との交互作用の効果も有意なものではない。

表6　世帯外関係援助依存度および世帯外関係数を従属変数とした一元配置の分散分析結果

		核親族援助依存度			職場援助依存度			近隣援助依存度			夫方親族関係数			友人関係数		
独立変数	DF	N	Eta	F	N	Eta	F	N	Eta	F	N	Eta	F	N	Eta	F
ライフステージ	4	808	.20	8.51***	808	.27	15.86***	808	.31	21.53***	797	.10	2.00	796	.16	4.93***
世帯収入	3	796	.03	.21	796	.16	7.17***	796	.03	.30	786	.05	.57	784	.04	.43
本人の年収	3	804	.07	1.17	804	.49	84.13***	804	.25	17.19***	793	.07	1.25	792	.08	1.63
本人の学歴	2	807	.11	5.23**	807	.03	.40	807	.05	1.04	796	.02	.20	795	.09	3.36*
夫の学歴	1	807	.10	8.18**	807	.07	4.22*	807	.01	.05	796	.04	1.30	795	.08	5.36*
本人の職種	3	797	.12	3.66*	797	.55	113.26***	797	.24	15.52***	786	.02	.13	785	.08	1.78
夫の職種	2	802	.08	2.50	802	.06	1.61	802	.01	.04	791	.10	4.38*	790	.07	1.72
本人の就業形態	3	803	.06	.90	803	.69	236.39***	803	.24	16.12***	792	.08	1.67	791	.08	1.51
夫の就業形態	1	791	.08	5.61*	791	.05	2.24	791	.00	.00	780	.05	2.00	779	.07	3.92*
本人の年齢	3	808	.19	9.66***	808	.06	.94	808	.08	1.79	797	.05	.57	796	.08	1.59
夫の年齢	4	808	.20	8.71***	808	.14	4.12**	808	.10	2.12	797	.04	.25	796	.12	3.13*
親との同居	1	808	.05	2.36	808	.03	.70	808	.04	1.21	797	.06	2.71	796	.01	.15

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05

表7　核親族援助依存度の多重分類分析

総平均　4.99 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
ライフステージ					
1　子供なし	146	.22		−.03	
2　末子0－2歳	194	.77		.72	
3　末子3－6歳	150	−.26		−.12	
4　末子7－12歳	173	−.31		−.20	
5　末子13歳以上	110	−.82		−.75	
			.21		.18***
本人の最終学歴					
1　中学・高校卒	345	−.30		−.13	
2　短大・高専卒	209	.14		.06	
3　大学卒	219	.33		.15	
			.11		.05
本人の職種					
1　専門・管理職	119	.09		−.00	
2　販売・事務職	229	−.02		.30	
3　現業職	20	−1.74		−1.25	
4　無職	405	.07		−.11	
			.11		.10*
夫の就業形態					
1　常雇	629	.10		.09	
2　自営業	144	−.45		−.40	
			.08		.07*
夫からの情緒的援助					
1　少ない（10以下）	227	−.72		−.56	
2　中程度（11−13）	288	.27		.20	
3　多い（14以上）	258	.32		.27	
			.18		.14**
重相関係数（R）					.280***

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05

核親族援助依存度に関しては、ライフステージ、本人の学歴と職種、夫の就業形態、夫からの情緒的援助の5変数を独立変数とした[14]。表7に多重分類分析の結果を示した。妻の学歴以外の独立変数は、いずれも従属変数に対して他の要因からは独立の効果をもつことがわかる。世帯内要因では、乳幼児を抱えるライフステージで核親族援助が最大になる傾向がとくに顕著である。そして、世帯内要因をコントロールしても、夫からの情緒的援助が多いほど世帯外の核親族からの援助が高まる傾向がある。夫からの情緒的援助変数とライフステージ、妻の職種、夫の就業形態の3変数との間の交互作用があるかどうかを個別に確かめたが、いずれも交互作用の効果は認められなかった。

次に夫方の親族関係数を従属変数とした分析では、夫の職種と夫からの情緒的援助の2変数を独立変数とした。表8に示されるように、2つの独立変数はいずれも統計的に有意な効果をもっている。夫の職種が専門・管理職で夫方親族ネットワークが大きくなり、現業職で小さくなるという傾向が有意であるが、この要因を統制しても、夫からの情緒的援助がとくに少ない妻の場合に夫方親族ネットワークが小さくなるという独立の効果が確認された。なお、この2変数の交互作用を独立変数に加えて同様に多次元配置の分散分析をおこなってみたが、交互作用の効果は認められなかった（DF＝4、F＝.27、NS）。

職場援助依存度を従属変数とした分析については、本人の就業形態、ライフステージ、夫からの実用的援助の3変数を独立変数とした。表9に示したように、本人の就業形態と夫からの実用的援助の2要因が独立の効果をもち、これらをコントロールした場合、ライフステージの効果は統計的に有意なものではないことが明らかになった。就業形態別では、フルタイムの雇用の妻でとくに職場援助依存度が高まり、ついでパートタイム、自営などの順となり、無職では当然ながら職場での援助関係はほとんどなくなる、という傾向が顕著である。それに比べるとさほど大きな差ではないが、夫からの実用的援助がもっとも多いカテゴリーで職場援助依存が高くなる傾向がある。

職場援助依存度に関しては、交互作用の効果も存在することが確かめられた（表10）。他の要因の効果をコントロールしても、妻の就業形態と夫からの実用的援助の2変数間の交互作用は統計的に有意な独立の効果をもたらしている。この交互作用の意味を確認するために、職場援助依存度と妻の就業形態と夫からの実用的な援助の3変数間の関係をグラフ化したのが図1である。また、図中には就業形態カテゴリー別の一元配置の分散分析による検定結果を付した。それによると、パートタイム雇用の妻の場合のみ、有意であることがわかった。さらに、このパートタイム雇用層に関して平均値の多重比較（Tukey法、α＝.05）を行う

表8　親しい夫方親族関係数の多重分類分析

総平均　2.27 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
夫の職種					
1　専門・管理職	417	.20		.19	
2　販売・事務職	269	−.12		−.13	
3　現業職	99	−.53		−.44	
			.10		.09*
夫からの情緒的援助					
1　少ない（10以下）	233	−.58		−.55	
2　中程度（11−13）	291	.26		.26	
3　多い（14以上）	261	.23		.20	
			.16		.15***
重相関係数（R）					.184***

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05

表9　職場援助依存度の多重分類分析

総平均　.97 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
ライフステージ					
1　子供なし	146	.82		.07	
2　末子0－2歳	196	－.53		－.03	
3　末子3－6歳	148	－.31		－.04	
4　末子7－12歳	175	－.02		.02	
5　末子13歳以上	112	.29		－.03	
			.28		.02
本人の就業形態					
1　フルタイム	130	2.27		2.17	
2　パートタイム	137	.74		.73	
3　自営業など	103	－.33		－.29	
4　無職	407	－.89		－.87	
			.68		.66***
夫からの実用的援助（家事）					
1　少ない（2以下）	260	－.36		－.09	
2　中程度（3－5）	227	－.26		－.11	
3　多い（6以上）	290	.53		.17	
			.24		.07*
重相関係数（R）					.685***

***p＜.001、**p＜.01、*p＜.05

表10　職場援助依存度の分散分析

独立変数	平方和	DF	平均平方	F
ライフステージ(A)	1.298	4	.325	.204
本人の就業形態(B)	812.666	3	270.889	170.451***
夫からの実用的援助(C)	11.446	2	5.723	3.601*
(A)×(B)	22.141	12	1.845	1.161
(A)×(C)	9.373	8	1.172	.737
(B)×(C)	25.347	6	4.224	2.658*
残　差	1177.630	741	1.589	

***p＜.001、**p＜.01、*p＜.05

と、夫からの実用的援助が少ないグループと中程度のグループのいずれと比較しても、多いグループのほうが職場援助依存度が有意に高い（少ないグループと中程度のグループの平均値の差は有意ではない）。つまり、パートタイム就労層においてのみ、夫からの実用的援助がとくに多くなると妻が職場での紐帯から援助を多く得るという傾向があることが確かめられた。パートタイム就労層の妻たちにとっとは、職場が比較的多様な援助のやりとりをするほどのネットワーク形成の場になるためには、一定程度以上の夫の家事協力が必要であることが示唆されている。

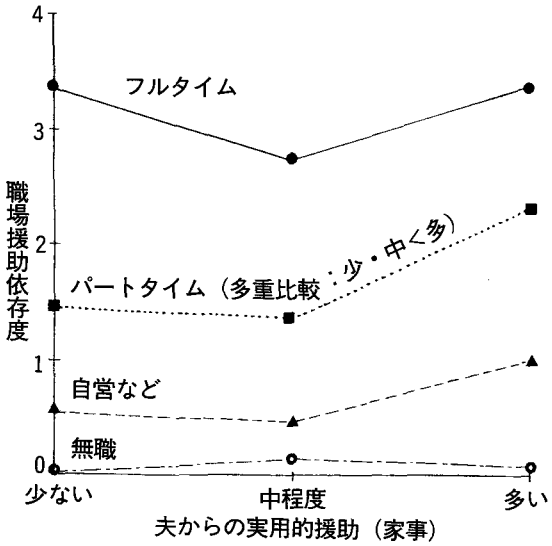
最後に、近隣援助依存独立変数を従属変数とした分析の結果を示そう。独立変数としては、ライフステージ、本人の年収および夫からの実用的援助の3変数を投入した。表11に示したように、ライフステージと妻の年収のみが独立の効果を有している。ライフステージでは、子どものいない時期において近隣からの援助は最小となっており、末子が3歳から6歳の時期に最大となってのち漸減する傾向を示している。また、妻の年収に関しては、比較的高額の年収を得ている層で近隣援助が少なく、無収入（無職）層で顕著に多くなっている。

夫からの実用的援助要因は、これら2要因の効果から独立のものではない。しかし、2変数間の交互作用を織り込んだ分散分析をおこなったところ、ライフステージと夫からの実用的援助の交互作用は統計的に有意なものであることがわかった（表12）。3変数間の関係をグラフ化してみると、図2のようになる。図1と同様に、一元配置の分散分析をおこなってみると、末子が0歳から2歳（乳幼児期）および3歳から6歳（幼児後期）の

表11　近隣援助依存度の多重分類分析

総平均　1.90 独立変数（カテゴリー）	N	調整前 偏　差	相関比 (Eta)	調整後 偏　差	偏相関比 (Beta)
ライフステージ					
1　子供なし	148	−1.51		−1.25	
2　末子0−2歳	195	.38		.24	
3　末子3−6歳	149	.85		.71	
4　末子7−12歳	175	.31		.27	
5　末子13歳以上	111	−.29		−.14	
			.32		.26***
本人の年収					
1　なし	303	.65		.39	
2　120万円未満	213	−.02		−.07	
3　120−499万円	188	−.91		−.45	
4　500万円以上	74	−.30		−.28	
			.25		.14**
夫からの実用的援助（家事）					
1　少ない（2以下）	256	.20		.01	
2　中程度（3−5）	228	.23		.13	
3　多い（6以上）	294	−.35		−.11	
			.11		.04
重相関係数（R）					.348

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05



注）一元配置の分散分布　* p＜.05

図1　就業形態・夫の家事援助別の職場援助依存度

ステージにおいてのみ有意な結果が出ている。この2つのカテゴリーに関して多重比較をおこなってみると、乳幼児期については夫からの実用的援助の程度3カテゴリー間のいずれの比較においても近隣援助依存度に有意な差はなかった。しかし、幼児後期に関しては、夫からの家事援助が少ない

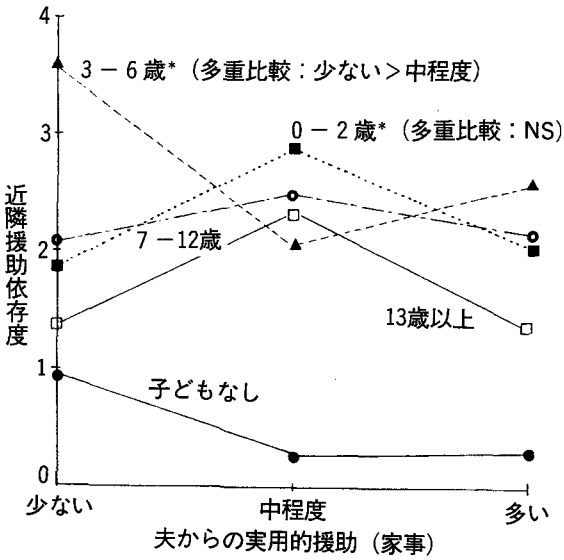
表12　近隣援助依存度の分散分析

独立変数	平方和	DF	平均平方	F
ライフステージ(A)	271.257	4	67.814	12.409***
本人の年収(B)	72.261	3	24.087	4.407**
夫からの実用的援助(C)	7.145	2	3.573	.654
(A)×(B)	85.428	12	7.119	1.303
(A)×(C)	112.903	8	14.113	2.582**
(B)×(C)	20.922	6	3.487	.638
残差	4055.134	742	5.465	

*** p＜.001、** p＜.01、* p＜.05

グループと中程度のグループの間にのみ有意な差異が存在することが確かめられた。

そもそも末子幼児期は、妻の近隣援助依存がもっとも増大する時期であるが、夫からの実用的援助との関連という点でも特異な傾向を示すステージであることを図2は示唆している。この時期においてのみ、夫からの家事援助がとくに少ない妻が近隣から多くの援助を得るという顕著な傾向を示すのである。夫からの援助変数とネットワーク・援助変数群との単純相関でみた場合、唯一負の相関を示していたのが、夫の実用的援助と近隣援助関係であった。こうした、いわば夫婦関



注）一元配置の分散分布　*p＜.05

図2　ライフステージ・夫の家事援助別の近隣援助依存度

係とネットワークの競合関係にあたる状況は、とりわけ幼児を媒介とした近隣交際の拡大期にあたるライフステージにおいて、しかも夫の家事援助との関連において出現することが明らかになった。

7．現代日本の都市家族とコミュニティ
― 要約と結論 ―

以上、夫からの援助を従属変数とした場合およびネットワーク・援助を従属変数とした場合の両面から、両者の間の関連を検討してきた。冒頭で示した世帯内ニーズ仮説および競合・両立仮説と関連づけて、分析結果を要約し、考察を加えてみよう。

まず第一に、世帯内ニーズ説について。夫からの情緒的援助に関しては、ライフステージと夫の学歴が独立の効果をもつ。子どものいない時期にあったり、高学歴の夫をもつ妻の場合に、夫から情緒的援助を多く得ている。実用的援助に関しては、ライフステージ、妻の学歴、妻の就業形態が、独立の効果をもっていた。夫からの家事援助は、子どもの誕生・成長にともなって減少し、妻の学歴が高く、妻自身の職業的コミットメントが大きいほど多くなる。ライフステージや妻の就業の状態によって夫からの援助が規定されるという点では、世帯内ニーズ説が一定程度支持されるようにみえる。しかし、その効果の具体的内容にまで踏み入ると、これらの変数が世帯内のニーズのみを直接に反映していると考えることには疑問が残る。とくに夫や妻の学歴が規定力をもつ点を考慮すれば、夫婦の価値観や個人的資質に関わる階層的・世代的な差異が存在すると考えられる。

世帯外のネットワーク・援助に関しては、夫からの援助と関連をもったいくつかの変数についてのみ検討した。とくに世帯のニーズに関わるのは、核親族援助依存度、近隣援助依存度、職場援助依存度である。乳幼児期において核家族および近隣からの援助が増大するという傾向は、おおむね世帯内の育児を巡る援助ニーズの増大を反映したものと考えてよいだろう。また、ライフステージの効果をコントロールしても、フルタイムの就業をしている妻の場合にとくに職場での紐帯から援助を多く得ており、逆に就業していない妻では近隣からの援助を多く得ているという傾向が確かめられた。これらの分析結果は、世帯内の（とくに育児）ニーズに合わせて、親やきょうだいが頼られ、さらに妻の就業の状況によって、近隣や職場から必要な援助を動員するという側面を反映していると思われる。友人関係は、育児ニーズの高まる時期に減少する傾向をみせており、妻が世帯内ニーズに応えるために動員する関係とは別に、家庭生活に余裕のある状況において個人的に繰り広げる交際関係となっているようだ。これらの点は、ウェルマンらのトロントでの調査結果をほぼ支持していると同時に、東京郊外でのイマムラの調査の知見とも符合する（Wellman and Wellman、1992；Imamura、1987）。

第二に、夫婦関係とコミュニティの競合・両立仮説をめぐる問題について。夫婦間の援助関係と世帯外ネットワーク援助との関連を単純相関でみると、夫からの情緒的援助は核親族援助依存度、夫方および妻方の親族関係数、友人関係数などと正の相関を示している。さらに、世帯内要因をコントロールしても、親きょうだいからの援助が多

いほど、そして維持している夫方の親族関係が多いほど、夫からの情緒的援助が多くなる傾向がある。また逆に、世帯内要因をコントロールしても、夫からの情緒的援助が多くなると、核親族援助、夫方親族関係数が増大する傾向も確認された。これらの点は、世帯外ネットワークが夫との情緒的絆と競合するものではなく、基本的に両立的なものであることを示している。しかし、両者の関連は世帯内のニーズを反映すると考えられる要因に還元されるものではなく、それとは独立に（とくに夫方の）親族との援助関係が増大するほど夫婦間の情緒的援助関係が増強されることを意味している。この点は、取り上げた変数に十分反映されていない世帯内ニーズの差異によって生じている可能性がある。だがもう一方では、親族ネットワークが夫婦の絆を（ボットの仮説のように分離させるのではなく）強める力をもっているとも解釈できる。

夫からの実用的な援助に関しては、単純相関で職場ネットワークの援助性と正の相関がみられ、近隣ネットワークの援助性とは負の相関があることがわかった。職場援助依存度が高いことは、世帯内要因をコントロールしても夫の家事参加を高くする傾向があり、また世帯内要因の効果とは独立に、夫の家事参加が職場援助依存度を高める効果があることも確認された。さらに、とくに妻がパートタイムの就業をしている状況において、夫の家事参加が職場援助依存度を高めるという交互作用効果があることも明らかになった。これは、妻の職業的コミットメントが夫の家事援助によって支えられる側面があり、妻の職場が援助的な関係形成の場になるかどうかは、家庭と職場における妻の二重負担が夫の援助によって軽減される程度に依存する部分が大きいことを意味している。妻がパートタイム就労をしている家族は、家庭内役割と職業的役割のバランスの問題がもっとも顕在化しやすい状況にあるといえるのではないだろうか。分析結果は、妻の職場での援助関係が、夫からの家事援助と相補的な関係にあることを示唆している。

世帯外のネットワークのなかでも妻の近隣ネットワークのみが、夫の実用的援助と負の相関をもっている。ここには、妻が近隣ネットワークから援助を動員することと、夫から家事援助を動員することとの間に、ある種の競合関係が存在することになる。しかし、他の要因をコントロールした場合、このような両者の関連は有意なものではない。すでにみたように、夫の家事参加も近隣からの援助も、妻の就業の状況や家族のライフステージによって大きく規定されており、職業的コミットメントの大きな妻は夫から家事援助を動員し、とくに育児期にある無職の妻は近隣との援助関係を拡大させるために、2つの変数の間の見かけ上の負の相関が生み出されている部分が大きい。ただし、近隣援助依存度に対しては、ライフステージ要因と夫の家事援助要因の交互作用が独立の効果をもっている。一般的に、育児をめぐる世帯内援助ニーズが増大し、近隣関係が拡大しやすいライフステージにある妻においては、夫からの家事援助が少ないことがとりわけ近隣からの援助を増大させる傾向がある。このように間接的な効果として確認できるものではあるが、夫婦間の家事分業に関わる援助関係と妻の近隣ネットワークが競合的関係をもつ点に、現代日本の都市家族の特性の一側面をみることができる。

主要変数の尺度構成や夫からの情報を欠いている点などにおいて調査設計が異なるため直接の比較には注意が必要だが、以上のような本調査の知見は、筆者自身が関わった朝霞市と山形市の比較調査における朝霞の対象者夫婦に関する分析結果をほぼ支持している(野沢、近刊)。その意味でも、この調査知見は、日本の大都市郊外住宅地の家族の特性として一般化できると思われる。朝霞・山形調査では、夫のもつネットワークをも分析に含めたうえで、朝霞の夫婦に関してのみ、夫の職場ネットワークが大きいほど夫の家事参加が減少する傾向が見いだされた。さらに事例インタビューの事例分析をもとに、夫の職場ネットワークおよび妻の近隣ネットワークが世帯の外側から構造的に夫婦間の性別役割分業を規定する傾向が強い点に、地方都市の家族とは異なる大都市の家族の特性があるとの結論が導かれた。いわばボット仮説

型の解釈である。本稿における分析からは、夫婦関係と世帯外ネットワークとの間の規定関係の方向性について決定的な結論を出すことはできないが、少なくとも同様の解釈を許す余地は大いにある。日本社会の中でもきわめて都市的な環境に暮らし、コミュニティ解放化が進行していると考えられる調布市の若い世代の家族においても、おそらく世帯外ネットワークが夫婦関係を規定する力をまったく失ってしまったようにはみえない。この点は、とくに職場ネットワークなど夫のパーソナル・ネットワークをも対象とした調査研究によって、さらに追究され、検討される必要がある。

本研究の知見は、北米におけるウェルマン型の「家族・コミュニティ」モデルを基本的には支持しながらも、いくつかの重要な点で微妙なズレをみせている。それは、「家族・コミュニティ問題」に関する北米モデルの再検討を迫るものであると同時に、さらに日本の状況について比較社会学的に追究されるべき課題を提示している。日本の現代都市家族をとりまくパーソナル・コミュニティの研究は、たとえば北米ですでに展開されているネットワーク調査研究と比べるとまだ萌芽的段階にあるといえる[15]。日本におけるさらに多面的な家族・コミュニティ研究の展開が期待される。

注

1)　都市家族に関する既存研究のレビューをおこない、パーソナル・ネットワーク論の視点による研究の重要性を指摘している野沢（1992）を参照。

2)　ブラッドのデトロイトと東京の夫婦の比較調査における意外な結果として彼自身が注目している点のひとつは、デトロイトの妻に比べて東京の妻たちの方が、悩みごとを夫に話す頻度が高いということであった（ブラッド、1968：160-164）。

3)　パーソナル・ネットワーク論の視角からの研究ではないが、1970年代後半に東京郊外で主婦のコミュニティ活動について調査を行ったイマムラも、日本の都市の主婦たちは（ウェルマン流にいえば）解放型のネットワークといえるようなパーソナル・コミュニティのなかで暮らしているという結論に到達している（Imamura、1987）。

4)　この調査は、東京都立大学都市研究センターの研究プロジェクト「大都市の地域経済構造の変化に対応した環境保全創造に関する総合的研究」の一環として、現代女性の生活ストレスとネットワーク研究班（研究代表者、石原邦雄）によって実施された。共同研究の過程で、このグループのメンバーである石原邦雄、藤崎宏子、稲葉昭英、永井暁子の各氏から数多くの有益な示唆と支援をいただいたことを記して感謝したい。

5)　夫からの実用的援助の項目としては、調査票の中に「子育て（遊ぶ・世話をする・勉強をみるなど）」をする頻度も含まれていた。しかし、この項目は他の家事項目との相関が極めて小さいかむしろ負の相関を示す傾向があり、これを含めて尺度を構成すると信頼性係数の値もかなり低くなる（$\alpha=.68$）。そこで以下ではほぼ一貫して家事6項目によって構成される尺度を「実用的援助の程度」として使用することにした。

6)　これらの変数のカテゴリー区分と度数分布は以下の通りである。ライフステージ：子どもなし（N＝152、18.8%）／末子0-2歳（N＝201、24.9%）／末子3-6歳（N＝156、19.3%）／末子7-12歳（N＝181、22.4%）／末子13歳以上（N＝118、14.6%）。世帯年収：600万円未満（N＝187、23.5%）／600-799万円（N＝232、29.1%）／800-999万円（N＝163、20.5%）／1000万円以上（N＝214、26.9%）。本人の年収：なし（N＝312、38.8%）／120万円未満（N＝217、27.0%）／120-499万円（N＝195、24.3%）／500万円以上（N＝80、10.0%）。本人の学歴：中学・高校卒（N＝368、45.6%）／短大・高専卒（N＝216、26.8%）／大学卒（N＝223、27.6%）。夫の学歴：中学・高校・短大・高専卒（N＝300、37.2%）／大学卒（N＝507、62.8%）。本人の職種：専門・管理職（N＝123、15.4%）／販売・事務職（N＝235、29.5%）／現業職（N＝21、2.6%）／無職（N＝418、52.4%）。夫の職種：専門・管理職（N＝426、53.1%）／販売・事務職（N＝273、34.0%）／現業職（N＝103、12.8%）。本人の就業形態：フルタイム（N＝139、17.3%）／パートタイム（N＝139、17.3%）／自営業など（N＝107、13.2%）／無職（N＝418、52.1%）。夫の就業形態：

常雇(N＝643、81.3%)／自営業(N＝148、18.7%)。本人の年齢：25-29歳（N＝133、16.5%)／30-34歳（N＝219、27.1%)／35-39歳(N＝207、25.6%)／40-44歳（N＝249、30.8%)。夫の年齢：29歳未満（N＝71、8.8%)／30-34歳（N＝188、23.3%)／35-39歳（N＝183、22.6%)／40-44歳（N＝197、24.4%)／45歳以上（N＝169、20.9%)。親との同居：同居している(N＝94、11.6%)／同居していない（N＝714、88.4%)。

7)　これらの独立変数のうち、ライフステージと夫・妻それぞれの年齢との間（γ＝.65、γ＝.71)、夫婦の年齢相互（γ＝.89)、夫婦の学歴相互（γ＝.65)、夫の学歴と職種との間(Cramer's　V＝.36)には極めて強い関連がみられる。

8)　厳密には、夫からの情緒的援助は、子どものない（多くは新婚期にあたる）夫婦で最大となり(13.03)、末子が小学生にあたる段階で最小(10.88)となるが、末子が中学生以上にあたるその後の段階ではやや増加する（11.44)。

9)　妻自身の就業に関わる変数間には、相互に強い関連がある。本人の就業形態および職種と本人の年収との関連をCramer'sV係数でみると、それぞれV＝.50、V＝.41である。本人の就業形態と職種という変数は、いずれも「無職」というカテゴリーを含んでいる点で問題があるが、両者の関連を同じ係数でみると、V＝.59という値を示す。

10)　実際には、世帯内の実用的な援助ニーズは、育児に関わる課題が生じる育児期に顕著に増大すると考えられる。夫が子育てをする頻度項目を含めて再構成した、夫からの実用的援助尺度を使用した場合、ライフステージとの関連はやはり統計的に有意であるが(DF＝4、F＝10.31、p＜.001)、末子が0歳から2歳の段階にある家族で夫からの実用的援助は最大（7.36）になり、子どもなしの段階の平均値（7.27）をわずかながら越える。

11)　世帯内の要因に関しては、注の7および9を参照。表2に示されている、夫からの援助変数と統計的に有意な相関のみられた関係カテゴリー別ネットワーク・援助変数のうち、夫方と妻方の親族関係数(ピアソンの積率相関係数　r＝.55)、近隣援助依存度と近隣関係数(r＝.51)、職場援助依存度と職場関係数(r＝.39)は、相互にとくに強い相関を示す。

12)　世帯外ネットワーク・援助変数に関しては、変数の値の分布に基づき3段階（少ない／中程度／多い）の変数として再コードしたものを使用した。

13)　夫方親族関係数と妻方親族関係数は、強い正の相関があるため夫方の親族関係数のみを独立変数としたが、夫方の代わりに妻方の親しい親族数を独立変数に加えて同様の多重分類分析および多元配置の分散分析を行うと、この変数は他の要因から独立の効果をもたないことがわかった（偏相関比Beta＝.04、NS)。これは、同時に独立変数に投入した核親族援助依存度との相関では、妻方親族関係数の方が夫方親族関係数よりもやや高い（それぞれr＝.28、r＝.22)ためかもしれないが、この2つの変数が夫からの情緒的援助に与える影響の点で異質である可能性は残る。

14)　夫からの情緒的援助変数の尺度を再コードし、3カテゴリーの変数（少ない［10点以下］／中程度［11-13点］／多い［14点以上］）として投入した。

15)　たとえば、フィッシャーとシャビットは、パーソナル・ネットワークに関する北米とイスラエルの調査結果の比較分析から、イスラエルの都市居住者のパーソナル・ネットワークは米国人のそれとほぼ同様の特性を示すが、ネットワーク密度が高い点においては顕著な差異がある、という興味深い知見を導き出している（Fischer and Shavit、1995)。ネットワークの密度は、ボット仮説に直接関わるネットワーク測度であり、朝霞・山形調査の知見の解釈をめぐって私が使用したネットワークの生み出す「磁場」という概念とも大いに関わると思われるが（野沢、近刊)、これまでの日本における研究からネットワーク密度に関する知見はほとんど得られていない。

参　考　文　献

Blood, R.（1967）*Love Match and Arranged Marriage: A Tokyo-Detroit Comparison,* New York: Free Press［R．ブラッド(1978)田村健二監訳『現代の結婚－日米の比較』培風館］

Bott, E.（1971［1957］）*Family and Social Network: Roles, Norms, and External Relationships in Ordinary*

Urban Families, 2nd edn., New York: Free Press

Fischer, C. and Shavit Y. (1995) "National differences in network density: Israel and the United States", *Social Newworks* 17, 129-145.

Imamura, A. (1987) *Urban Japanese Housewives: At Home and in the Community,* Honolulu: University of Hawaii Press

前田信彦 (1993)「都市におけるパーソナル・コミュニティの形成－ソーシャル・ネットワーク論からの分析」、『日本労働研究機構研究紀要』 6 、35-49.

増田光吉(1965)「現代都市家族における夫婦及び姑の勢力構造－神戸市の場合」、『甲南大学文学会論集』27、49-65.

松本康(1995)「現代大都市におけるパーソナルネットワークの変容－コミュニティ解放化仮説の検証」、『名古屋大学文学部研究論集』123 (哲学41)、143-168.

ニッセイ基礎研究所 (1994)『都市の家族とパーソナル・ネットワーク』(現代社会と家族の変容に関する研究３) ニッセイ基礎研究所

野辺政雄・田中宏二 (1995)「地方都市における既婚女性の社会的ネットワークの構造」、『社会心理学研究』10、217-227.

野沢慎司(1992)「都市家族研究における新たなパースペクティブ－パーソナルネットワーク論からの再検討」、『静岡大学人文学部人文論集』42、53-76.

野沢慎司 (近刊)「パーソナル・ネットワークのなかの夫婦関係－家族・コミュニティ問題の都市間比較分析」、松本康(編)『増殖するネットワーク』(21世紀の都市社会学１) 勁草書房

大谷信介(1992)「都市化とパーソナルネットワーク」、鈴木広 (編)『現代都市を解読する』ミネルヴァ書房

Vogel, E. (1963) *Japan's New Middle Class*, Berkeley: University of California Press [E. ボーゲル (1968) 佐々木徹郎訳編『日本の新中間階級－サラリーマンとその家族』誠信書房]

Wellman, B. (1979) "The community question: the intimate networks of East Yorkers", *American Journal of Sociology* 84, 1201-1231.

Wellman, B., and Wellman. B. (1992) "Domestic affairs and network relations", *Journal of Social and Personal Relationships* 9, 385-409.

Key Words (キー・ワード)

Urban Family (都市家族), Marital Relationship (夫婦関係), Personal Network (パーソナルネットワーク), Community (コミュニティ)

Urban Families and Personal Communities : How Wives Get Support from Their Husbands and Networks ?

Shinji Nozawa*

*Faculty of Humanities and Social Sciences, Shizuoka University

Comprehensive Urban Studies, No.56, 1995, pp.73-92

This study is an attempt toward the answer to the Family-Community Question; how contemporary urban societies change the family and community as well as the interface between them? This paper focuses upon the relations between marital relationships and supportive ties with personal network members. Bott-ian hypothesis and counter-hypotheses based upon Wellman's Community-Liberated argument are examined. Our survey data from a random sample of 808 younger married women living in Chofu-city, Tokyo are analyzed. Our findings basically support the Wellmans' argument that the social support from spouses (husbands) and that from network ties are parallel and compatible, and that wives manage to get support from both husbands and networks according to their family needs. However, some of our findings suggest partial modifications of this argument. The most important is that urban Japanese mothers of preschool children with less support from their husbands concerning household chores tend to develop stronger and larger networks among neighbors. It implies that spouses and networks can be competitive. In this respect, Bott-ian tendency for networks to keep wives and husbands away from each other seems plausible, particularly when combined with other research findings on married couples living in another suburban city of Tokyo. At any rate, our findings need to be explored and examined through further family-community studies with more elaborated network measures and in cross-cultural contexts.