

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

都市度と有配偶女性のパーソナル・ネットワーク

立山 徳子*

I 問題関心

本稿の問題関心はパーソナル・ネットワークの数が、いかに都市度によって規定されるかを検証することにある。こうした問題関心の成立は、近年、都市社会学に新たな分析視角を提示している C.S. フィッシャーならびに松本康によるネオ・アーバニズム論、またその構成理論である下位文化理論に依拠している。そこでまず、下位文化理論の中でのパーソナル・ネットワークの位置づけを概観した上で、都市のパーソナル・ネットワークに関する命題群を確認することにより、本稿の分析課題を提示しよう。

フィッシャーの下位文化論は、「なぜ都市は常に新しいもの（非通念性—逸脱や発明など）を生み出すのか」という疑問に対する都市効果論としての分析視角を提示する際に、パーソナル・ネットワーク論を援用するところに最大の特徴がある。その内容は、日常的に接触可能な人口量が増大すればするほど、つまり都市度が増すほど、社会的分業の発達と社会的ネットワークの選択性が増大し、その結果、都市には非通念的な文化（下位文化）が生成するというものである（Fischer 1975, 1982, 松本 1992a, 1992b）。つまり、独立変数としての「都市」と従属変数としての「下位文化」の間をつなぐ媒介変数として社会的ネットワークが注目されるのである。

社会的ネットワークの概念には、「個人」対「個人」関係、「個人」対「制度」関係および「制度」対「制度」関係が含まれるが、下位文化理論における当面の分析課題は「個人」対「個人」関係であるパーソナル・ネットワークに焦点があてられる。日常的に接触可能な人口量が多いという生態学的特徴を持つ都市的環境は、多様な個人間での接触機会を増幅させ、人々に関係形成のための豊富な選択肢の中からパーソナル・ネットワークを形成することを可能にする。その結果、都市では親族・近隣関係という血縁・地縁にもとづいた選択不可能な関係を減少させ、そこに培われる伝統的価値観を脱色してゆく一方、個人の選好に従って選択される友人関係を〈同類結合の原理〉に則して形成・増大させ、共通の関心・趣味・嗜好・政治的意識を共有する「社会的世界」を生み出すことにより、都市には下位文化が生成する。つまり都市的環境が人々の保有する親族・近隣・同僚・友人等のパーソナル・ネットワーク間のバランスを変えることによって、伝統的価値規範からの

* 明治学院大学社会学部付属研究所

解放と非通念性や下位文化生成の可能性が説明されるのである。

しかしパーソナル・ネットワークは年齢や民族性、教育程度など個人の社会構造上の位置によっても強く規定されることが知られている¹⁾。そこで都市効果論として下位文化理論を検証するためには、パーソナル・ネットワークへのこうした社会構造的要因を調整したうえで、都市的環境という生態学的要因がどれだけパーソナル・ネットワークを規定し、選択的関係形成を可能とするのかが問われるべき課題として浮上するのである²⁾。

以上の理論的枠組みに沿い、本稿では社会構造的要因をコントロールし、都市度による3つの仮説群〈親族衰退命題〉〈近隣衰退命題〉〈友人興隆命題〉を検証してゆく。

ところで、本稿の分析は全国規模サンプルを使用するところに特徴がある。これまでの研究の多くは、ひとつの地域内における都市度の差の規定力を検証するものであり、パーソナル・ネットワークにおける地域的特徴の反映が排除しきれない可能性が残されていた。本稿は全国規模サンプルを使用することにより、この問題を払拭する利点を持つと思われる。都市は何をもたらすのか、パーソナル・ネットワークの分析を介して、都市の効果を検証する。

II 分析手順

本稿で分析に用いるデータは厚生省人口問題研究所（調査時点当時、現在は国立社会保障・人口問題研究所）が1993年に実施した「第1回全国家庭動向調査」のデータである。この調査は全国の有配偶女性を調査対象とし、2段階無作為抽出された238国勢調査区を調査対象地区としている。調査方法は配票自記式、密封回収法による。調査票配布数は11,480票、回収票は10,691票で回収率は93.1%だった。このうち記入状況の悪いものを除いた有効回収票数は9,252票で、有効回収率は80.6%である。本稿ではこの有効回収票9,252票のうち、有配偶女性が回答した6,083票を分析に用いる。

では具体的にどのような諸変数を分析に用いるか検討しよう。松本によれば、パーソナル・ネットワークの関係数を規定するのは、居住移動要因、ライフステージ要因、社会経済的要因の3つに整理できる（松本 1995）。本稿でもこの整理にそって変数を設定しよう。ただし居住移動要因に関する情報は調査票設計上、得られない。そこでこれまでの諸研究においても分析されることの多かったライフステージと学歴、従業上地位、夫の収入、これに都市度を加えた5変数を独立変数とする。特にライフステージについては、とかく既婚女性の行動を大きく規定する末子年齢の影響を考慮することが妥当と思われるため、本稿の分析でも末子年齢により設定した。また都市度の設定については対象者居住地域の人口規模により設定した。具体的には人口集中地区のうちでも人口規模100万以上の都市

1) フィッシャーは、パーソナル・ネットワークが各人の持つ社会構造上の制約内で選択されているという「選択-拘束モデル」を提示している（Jackson and Fischer 1977）。

2) こうした理論枠組みに沿い、都市度とパーソナル・ネットワーク間の関連を検証した研究は日本でもいくつか発表されている（松本 1992c, 1994, 大谷 1990）。だが一方で、こうした調査研究間のネットワーク種類の限定方法やワーディングの不統一が調査間での比較に限界を与えているという指摘もされている（大谷 1995）。

(東京23区や横浜市, 名古屋市, 大阪市などの政令指定都市がこれに該当する)を「大都市」, 20~100万未満の都市(青森市, 水戸氏, 宇都宮市など多くの県庁所在都市がこれに該当する)を「中都市」, 人口規模20万未満の都市を「小都市」, そして非人口集中地区を「郡部」とした。

次に従属変数となるパーソナル・ネットワーク関係数は, 親しいきょうだい数(夫方・妻方), 親しい近隣数, 親しい同僚数, 親しい友人数の4変数が挙げられる³⁾。これらはいずれも「あなたが気軽に相談できる人は何人ぐらいいますか」という質問に対し, 「いない(0人)」「1人」「2人」「3人」「4人以上」の選択肢による回答を数値化し用いた。

次に分析手順だが, 第1に一元配置の分散分析により, 都市度も含めた各独立変数がネットワーク関係数を規定する効果を持つか確認し, 有効な独立変数を選別する。第2に, 選択された独立変数を変数一括投入型の多元配置分散分析ならびに多重分類分析にかける。これにより相互に変数の規定力をコントロールした上でもなお, 都市度の効果が存在するか判断できるだろう。以上の分析手順により, きょうだい, 近隣, 友人の別に親しい関係数に対する都市度の規定力を検討してゆこう。

III 分析

1. きょうだい

下位文化理論では, 都市的環境はその生態学的要因によって親族以外の豊富な社会関係を可能とするため, 人々は親族関係に対して選択的になり親しい親族数が減少すると予測している。フィッシャーの研究でも都市度が増すほど親しい親族数が減少し, 都市度と負の相関関係にあることから, この仮説は支持されている。

本稿では親しい親族数に替わり, 調査票設計上の理由により分析対象は親しいきょうだい数に絞られている。従来のパーソナル・ネットワーク研究が親しい親族全体を分析対象としてきた点から見れば, 本稿のデータには既存研究との比較において制約があることは否めない。だが, 分析対象をきょうだいに限定した場合, 関係範囲を確定しにくい親族全体に比べ, 保有する関係数の確定は容易である。これにより同じ親しいきょうだい数でもその数がきょうだい全体何人のうちの親しい数なのかにかに配慮することが可能となる。(例えば, 2人きょうだいと6人きょうだいでは親しいきょうだい数が1人という時の数値の意味が違おうだろう)では具体的な分析の検討に入ろう。

夫方・妻方双方からの親しいきょうだい総数に対して, 一元配置分散分析結果から都市度($\eta^2=0.088, 0.1\%$ 有意), ライフステージ($\eta^2=0.355, 0.1\%$ 有意), 学歴($\eta^2=0.198, 0.1\%$ 有意), 従業上地位($\eta^2=0.131, 0.1\%$ 有意), 夫の収入($\eta^2=0.076, 0.1\%$ 有意)の全ての変数がそれぞれ有意に規定力をもつことが確認された。そこでこれら5変数を多元配置

3) パーソナル・ネットワークの分析対象は, 従来「親しい関係数」に止められてきた。近年では全体関係数を把握する意義が主張され, その手法が開発されつつある(森岡 1995, 1997)が, 本稿では先行研究との比較を意図するため, 従来どおり「親しい関係数」によりパーソナル・ネットワークの分析を試みる。

分散分析および多重分類分析にかけたところ、全ての変数を調整した場合、夫の収入には有意な規定力は見られなくなった。一方のこる4変数はいずれも高い有意水準で親しいきょうだい総数に対する規定力を維持している。そして都市度については、都市度が高いほど親しいきょうだい数が少ないという負の相関関係が見られ、他の属性要因を調整しても尚、この規定力が確認できる⁴⁾。ここまでのところ、本稿のデータは、都市度と親しいきょうだい数との負の相関関係が認められ、フィッシャーの仮説は支持されているように見える。

ではこの仮説は（保有される関係数のうちの）親しい関係比率についても同様のことが言えるのだろうか。都市的環境が親族関係の選択を可能にするならば、都市度の増加とともに保有する親族関係中の親しい関係数（比率）の減少が確認されるべきだろう。そこで次に、①保有するきょうだい総数を分母とした親しいきょうだい比率（以下、きょうだい比率）、②保有する夫方きょうだい総数を分母とした親しい夫方きょうだい比率（以下、夫方きょうだい比率）、③保有する妻方きょうだい総数を分母とした親しい妻方きょうだい比率（以下、妻方きょうだい比率）以上3つを検討してゆこう。

ここでは先のきょうだい総数への諸変数の規定力と比較をするため、あらかじめ一元配置分散分析による変数の取捨選択はせず、すべての変数を検討対象として一括投入型の多元配置分散分析・多重分類分析を行なった。まず表1を見てゆこう。きょうだい比率に対しても有意な規定力を示すのは、先の親しいきょうだい総数への規定変数と同様に都市度、ライフステージ、学歴、従業上地位の4つであった。

まずライフステージについては、末子が未就学児の時と中・高校生の時の2度の段階できょうだい比率が下がっている。これは夫方きょうだい比率が未就学児の時に最も低くなるのに対して、妻方きょうだい比率では中・高生の段階で最も低くなることによるだろう。有配偶女性がライフサイクルの各段階において夫方・妻方のきょうだいとの関係に微妙なバランスをとっていることが推察できる。とりわけ夫方きょうだい比率に対するライフステージの規定力が大きいことに注目したい。有配偶女性が乳幼児を抱え、最も制約の強い段階で夫方きょうだいとの関係を制限する（せざるを得ない）のは、「母親役割」がいかにかに女性の社会関係形成に大きな影響を与えるかを物語る。その一方で同じライフステージ段階で妻方きょうだい比率の落ち込みは大きいものではない。ライフステージ上の制約は妻方つまり実きょうだいではなく、より関係形成・維持にコストのかかる夫方、義理きょうだい関係の取捨選択というかたちによってあらわれている。

学歴の規定力は非常に興味深い結果を示している。先のきょうだい総数の分析では高学歴者ほど、親しいきょうだい数の関係数が少なくなる傾向にあったが、ここで比率について見た場合、学歴は全く逆の効果を示す。つまり、高学歴者ほど保有するきょうだい総数中の親しいきょうだい数は増えているのである。この傾向は夫方・妻方きょうだい比率についても同様である（ただし夫方きょうだい比率は有意ではない）。本稿のデータはあく

4) それぞれ偏相関比は、都市度 ($\eta^2=0.063, 0.1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.316, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.066, 1\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.066, 0.1\%$ 有意)。重相関係数は0.371で0.1%有意を示した。

表1 親しいきょうだい比率の多重分類分析

独立変数	きょうだい比率		夫方きょうだい比率		妻方きょうだい比率	
	偏差	N	偏差	N	偏差	N
都市度 (偏相関比)	0.075***		0.043(*)		0.044***	
郡部	0.04	1302	0.03	1330	0.05	1465
小都市	-0.02	928	-0.03	945	-0.02	1035
中都市	-0.02	768	-0.02	780	-0.03	840
大都市	-0.03	857	-0.01	852	-0.03	925
ライフステージ (偏相関比)	0.052(*)		0.083***		0.066(*)	
子供なし	0.00	355	-0.02	353	0.05	363
未就学児	-0.02	891	-0.06	911	0.02	955
小学生	-0.01	593	-0.02	598	-0.01	635
中・高校生	-0.02	655	-0.02	671	-0.03	714
大学生以上	0.03	1361	0.06	1374	-0.01	1598
学歴 (偏相関比)	0.075***		0.027 n.s.		0.091***	
中卒	-0.06	651	-0.02	657	-0.08	746
高卒	0.00	1832	0.00	1854	0.00	2051
高専・短大	0.03	1042	0.00	1069	0.04	1129
大卒	0.04	330	0.04	327	0.03	339
従業上地位 (偏相関比)	0.045(*)		0.059**		0.023 n.s.	
フルタイム	0.00	732	0.00	746	0.00	787
パートタイム	-0.01	760	-0.01	761	-0.01	828
自営・家族従業員	0.05	480	0.08	500	0.01	549
専業主婦	-0.01	1883	-0.02	1900	0.00	2101
夫の収入 (偏相関比)	0.016 n.s.		0.028 n.s.		0.047(*)	
400万未満	0.00	1273	0.02	1298	-0.02	1448
400~600万未満	0.01	1193	-0.01	1210	0.00	1320
600~800万未満	0.00	667	-0.01	671	0.04	722
800万以上	-0.01	722	-0.02	728	0.01	775
重相関係数	0.108***		0.119***		0.123***	

注) 数値はいずれも調整後のもの。

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

までもきょうだい関係に限られているものの、保有関係中の比率という観点から検討すると、低学歴者よりも高学歴者のほうがきょうだいを親しい関係として位置づける傾向が強いと言える。実数と比率による結果の逆転は、きょうだいの出生数を考慮せず単純に親しいきょうだい関係数をとらえることが、いかにデータの解釈を歪めるかを示唆している。

さて都市度の規定力を表1から確認してゆこう。きょうだい比率の傾向は都市度が増すほど比率が減少する傾向と言える。つまり親しいきょうだいの比率という点からもフィッシャーの仮説どおり、都市はきょうだい関係を減少させるという事が確認できるのである。しかし夫方・妻方比率のそれぞれについて詳しく検討すると、必ずしも<都市度→きょうだい比率減少>の関係は一樣なものでない⁵⁾。読み取れる結果を列挙しよう。

5) 調整後平均値(郡部から順に)は以下のとおり。きょうだい比率の場合は0.65, 0.59, 0.59, 0.58。夫方きょうだい比率の場合は0.53, 0.47, 0.48, 0.49。妻方きょうだい比率の場合は0.88, 0.81, 0.81, 0.81。

まず第一に、妻方きょうだい比率は一貫して減少傾向にあるものの、夫方きょうだい比率は郡部－小都市では減少し、小都市－中都市－大都市間では仮説に反して漸増傾向に転じている（ただし夫方きょうだい比率の有意水準は低い）。この点を検討する前に第二の知見に触れておきたい。調整後偏差の数値に注目すると、きょうだい比率、夫方きょうだい比率、妻方きょうだい比率のいずれにおいても、数値は郡部－小都市間には大きな開きがあるが、小都市－中都市－大都市間の都市間では微量な差しか認められない。つまり実際には＜都市か非都市か＞ということが、人々のきょうだい関係を大きく規定し、都市間にある都市度は大きな差異を生みにくいと言える。

フィッシャーの仮説に従えば、都市度の増加にともないきょうだい比率が減少することになるが、本稿の分析結果は都市度増加にともなうきょうだい比率の減少は都市間（小都市－中都市－大都市）よりも、非都市－都市間で顕著である。都市的環境がきょうだい関係を減少させるというフィッシャーの仮説は、都市効果が認められるという点では支持されながらも、あくまでも非都市との比較に止められるという見方が妥当と言えよう。

2. 近隣

フィッシャーの仮説では都市的環境の及ぼす近隣関係への効果は親族関係と同様に、都市の生態学的要因が人々に近隣以外の社会関係形成を可能とすることから、都市生活者は近隣関係に対して選択的となり、結果的に都市の近隣関係は減少するとされていた。すなわち、都市度の増加は近隣数の減少を生むという負の相関関係がここで検証されるべき点となる。では本稿のデータに基づき、結果を見て行こう。

親しい近隣数に対する一元配置分散分析の結果は、都市度 ($\eta^2=0.051, 1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.160, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.043, 5\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.135, 0.1\%$ 有意)、夫の収入 ($\eta^2=0.079, 0.1\%$ 有意) で全ての変数に関して有意な規定力が確認された。そこでこれら5つの変数を全て一括投入して多元配置分散分析ならびに多重分類分析にかけた結果が表2・図1である。

表2から相互に変数間を調整すると学歴変数の規定力には有意差が見られなくなる（調整後1）。一方、残る4変数はいずれも高い有意水準を保ち、特に都市度と夫の収入に関してはそれぞれ偏相関比が高くなっている。親しい近隣数に対する各変数の規定力を調整後偏差1で検討してゆこう。まずライフステージについては子供のいない段階で最も低く、末子年齢が小学生や大学生以上という子育てにややゆとりの生まれた時期に親しい近隣数が増えている。末子年齢が中・高校生の時期に一旦近隣数が減少するのは、従業上の地位とも関連するだろう。女性の雇用のあり方がM字型雇用曲線を描き、子育て後の女性の多くがパートタイム労働者として労働市場に組み込み直されるのはライフステージのこの段階である。それを裏付ける形で従業上地位による偏差ではフルタイム、パートタイムの偏差が低い。労働市場に組み込まれ、また地域社会との接触をとりたてて持たない労働形態を持つ女性には親しい近隣数は概して少ない。その逆に自営・家族従業員や特に“全日市民”と言われる専業主婦に近隣数が多いのはしごく当然の結果であろう。夫の収入につ

表2 親しい近隣数の多重分類分析

独立変数	N	調整前偏差	調整後偏差 1	調整後偏差 2
都市度 (偏相関比)		0.051	0.068***	0.075***
郡部	1405	0.06	0.10	0.11
小都市	1006	0.02	0.02	0.02
中都市	807	-0.14	-0.16	-0.17
大都市	900	0.00	-0.03	-0.04
ライフステージ (偏相関比)		0.160	0.142***	0.142***
子供なし	372	-0.66	-0.57	-0.57
未就学児	988	-0.02	-0.05	-0.04
小学生	637	0.06	0.06	0.06
中・高校生	690	0.00	0.00	0.00
大学生以上	1431	0.16	0.15	0.15
学歴 (偏相関比)		0.046	0.032 n.s.	0.034 n.s.
中卒	691	0.10	0.06	0.06
高卒	1943	0.02	0.02	0.02
高専・短大	1128	-0.05	-0.03	-0.03
大卒	356	-0.14	-0.11	-0.11
従業上地位 (偏相関比)		0.138	0.133***	0.129***
フルタイム	771	-0.39	-0.36	-0.35
パートタイム	788	0.02	0.00	-0.01
自営・家族従業員	509	0.07	0.03	0.04
専業主婦	2050	0.12	0.13	0.13
夫の収入 (偏相関比)		0.088	0.093***	0.090***
400万未満	1367	-0.16	-0.17	-0.17
400~600万未満	1287	0.02	0.06	0.06
600~800万未満	698	0.17	0.17	0.16
800万以上	766	0.10	0.06	0.05
30分圏内親族 (偏相関比)				0.041**
無し	1417			0.08
有り	2701			-0.04
重相関係数			0.231***	0.235***

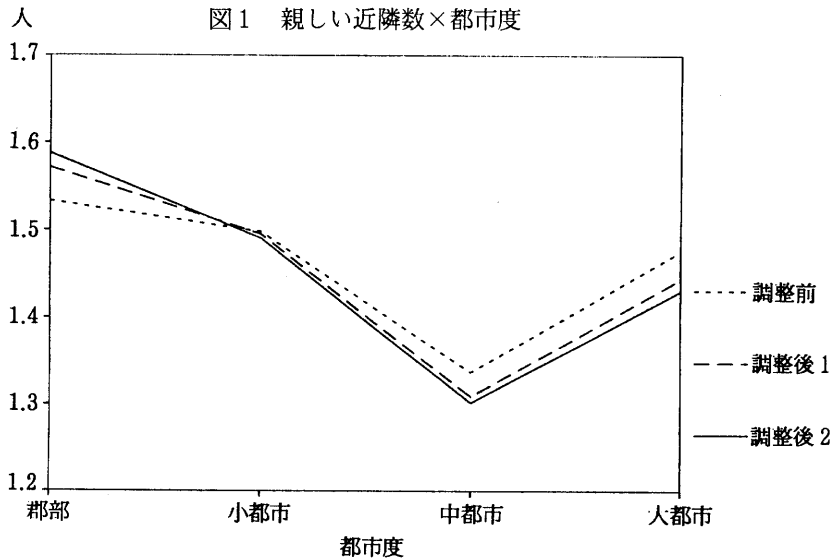
注) 調整後偏差 1 は30分圏内親族の有無を投入前, 調整後偏差 2 は投入後.

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す.

いては低所得層より中所得層ほど近隣数が多くなる傾向にある。

さて都市度の規定力だが, 各変数の規定力を調整した場合, 郡部, 小都市, 中都市まで一様に都市度の増加とともに親しい近隣数は減少しているが, 大都市においてはその偏差が増加に転じている。「都市度の増加は親しい近隣数を減少させる」というフィッシャーの仮説はどうやら郡部-小都市-中都市までは妥当なものであるが, 大都市に至っては逆の結果を生み出していることになる。この大都市における親しい近隣数の増加は何によるのだろうか。ここでフィッシャーの仮説に修正を加えている松本の修正仮説を確認しよう。

松本はフィッシャーの下位文化理論を検証する作業の中で, 出身地が人々の社会関係形成に重要な影響を与えている事を示した(松本 1992c)。つまり地元出身者と流入者との



注) 調整後1は「30分圏内親族の有無」の変数投入前の予測平均値。
調整後2は「30分圏内親族の有無」の変数投入後の予測平均値。

間には、居住移動という履歴要因から近隣関係の代替選択肢を形成する機会に差異があり、地元出身者の場合、近隣関係の代替選択肢を形成する機会に恵まれるという関係形成の前提条件を満たし、その上で都市の生態的要因が近隣関係を代替する社会関係形成を容易にするため、地元出身者は都市度の増加とともに近隣関係を減少させる。しかし流入者の場合、近隣関係の代替選択肢を形成する機会に乏しいため、必ずも都市的環境が近隣関係を代替する社会関係形成を提供することにはつながらない。それ故に流入者は都市度の増加にともなって近隣関係を減少させることにならない。松本の修正仮説を要約するとこのように整理できるだろう⁶⁾。松本の修正仮説は、都市度の増加が親しい近隣数を減少させるというフィッシャーの仮説を、出身地別という条件付きで修正補完するものであった⁷⁾。

ここで松本の修正仮説に沿って本稿の分析結果を振り返るならば、大都市で親しい近隣数が増加に転じる理由として、大都市には地方からの流入人口が多く、近隣関係の代替選択肢を用意する条件が整いにくいいため、近隣関係が取捨選択されずに維持・保有されているという解釈が成り立つ。松本の修正仮説を忠実に検証するならば、サンプルを出身地によりコントロールした上で都市度と親しい近隣数との関連を検討すべきであるが、残念ながら本稿のデータは出身地変数を扱っていない。そこで出身地に替わる変数として「30分圏内親族の有無」によりサンプルをコントロールして分析を試みることにしよう⁸⁾。

6) 松本による修正仮説は、親族関係についても出身地別に都市度の効果が異なるという同様の図式で展開されている。本稿の分析では調査票設計上、出身地変数を得られないことから、親族関係を対象とした松本の修正仮説の直接的な検討は不可能であった。しかし、本稿の分析結果は出身地によるコントロールを試みる以前に、都市度と親しいきょうだい関係との関連がフィッシャーの仮説を支持するものである。

7) フィッシャー自身の調査では、都市度は近隣数に対して有意な規定力を示さなかったが、保有するネットワーク全体中の近隣比率が都市度の増加とともに減少することを報告している。

8) ここでいう親族は夫方・妻方の両親かきょうだい、または成人した子どものいずれかを指している。

ここで「30分圏内親族の有無」を取り上げる理由としては、第一に出身地には一般的に親族が居住している傾向があるというやや消極的理由が挙げられる。だが仮に「30分圏内親族の有無」が出身地の代理変数として妥当でないとしても、近傍居住の親族関係は、とかく近隣関係に要求される近接性ニーズを代替する可能性を十分に持つだろう。松本の修正仮説における出身地の位置づけが、履歴効果による近隣関係の代替選択肢の有無であったことを考えれば、「30分圏内親族の有無」は出身地以上に直接、近隣関係の代替選択肢の有無をコントロールする事から、これによって分析を進めることに遜色ないであろう。

以下、「30分圏内親族の有無」を導入し松本の修正仮説図式に従うならば、次のことが予測されるだろう。①30分圏内親族のいない者よりもいる者の方が、近傍親族が近隣関係に替わる代替選択肢となるために、親しい近隣数は少ない。②30分圏内親族のいる者については、親族が近隣関係の代替選択肢となる可能性があるという条件に加えて、都市度の増加にともなう生態学的要因が近隣関係以外の社会関係形成の機会を与えることから、結果的に親しい近隣数を減少させる。また③30分圏内に親族のいない者については近隣関係の代替選択肢を得にくい状況にあるため、都市度の増加にともなう生態学的要因にも関わらず都市でも近隣関係は維持され、結果的に都市度による親しい近隣数の差は見いだせない。ではこの仮説群を検証する前に、「30分圏内親族の有無」を投入した多元配置分散分析および多重分類分析結果を表2（調整後偏差2）で見てゆこう⁹⁾。

これによると、30分圏内親族の有無の変数を導入する前後で、規定力に有意差のある変数に変化はない。また30分圏内親族の有無の変数自体は微量な規定力を示すのみだが、この投入後、都市度の偏相関比は上がっている。全体としては重相関係数は若干上がるに止まっている。また30分圏内親族の有無について調整後偏差2を確認すると、30分圏内に親族のある者よりも無い者の方が、親しい近隣数を多く保有している（1%有意）。やはり近傍親族の存在は親しい近隣数を減少させる代替選択肢としての効果を持つと言えそうだ。併せて図1から各変数調整後の都市度と親しい近隣数の関係を確認してみよう。これを見ると、調整後1と調整後2とではほとんど親しい近隣数の推移に変化が見られない。では「30分圏内親族の有無」別にサンプルをコントロールすると、都市度と親しい近隣数との関係には変化が見られるのだろうか。次に表3及び図2で確認しよう。

結果は予測に反したものと言わざるを得なかった。都市度の規定力自体は30分圏内親族がいる場合で0.1%有意、いない場合で5%有意といずれも有意差が確認できる。しかしそれぞれの偏差に注目すると、30分圏内親族の有無に関わらず、都市度の増加は郡部—小都市—中都市までは近隣数を減少させるが、大都市に至ってはやはり増加に転じるのである。30分圏内親族の有無をコントロールしても、なお大都市における近隣数の増加は説明できない。一方、図2から30分圏内親族のいる者の方が、いない者に比べて親しい近隣数を一貫して少なく保有している事も明らかとなった。この結果から、松本の修正仮説に従った仮説群のうち、第1の仮説は支持されたと言える。しかし第2、第3の仮説については棄

9) 親しい近隣数に対する「30分圏内親族の有無」の一元配置分散分析の結果は、 $\eta^2 = 0.036$ で1%有意であった。

表3 親しい近隣数の多重分類分析（30圏内親族の有無別）

独立変数	親族有りの場合		親族無しの場合	
	偏差	N	偏差	N
都市度 (偏相関比)	0.076***		0.083*	
郡部	0.10	1162	0.16	243
小都市	-0.04	611	0.09	395
中都市	-0.19	468	-0.14	339
大都市	0.01	460	-0.07	440
ライフステージ (偏相関比)	0.157***		0.171***	
子供なし	-0.55	214	-0.62	158
未就学児	-0.11	693	0.13	295
小学生	-0.01	444	0.23	193
中・高校生	-0.04	449	0.08	241
大学生以上	0.24	901	0.00	530
学歴 (偏相関比)	0.042 n.s.		0.032 n.s.	
中卒	0.05	502	0.05	189
高卒	0.04	1285	0.00	658
高専・短大	-0.06	714	0.02	414
大卒	-0.13	200	-0.11	156
従業上地位 (偏相関比)	0.137***		0.095**	
フルタイム	-0.35	602	-0.26	169
パートタイム	0.06	485	-0.12	303
自営・家族従業員	0.06	402	0.00	107
専業主婦	0.13	1212	0.10	838
夫の収入 (偏相関比)	0.089***		0.082*	
400万未満	-0.15	1009	-0.19	358
400～600万未満	0.08	884	0.04	403
600～800万未満	0.17	412	0.12	286
800万以上	0.03	396	0.04	370
重相関係数	0.250***		0.240***	

注) 数値はいずれも調整後のもの。

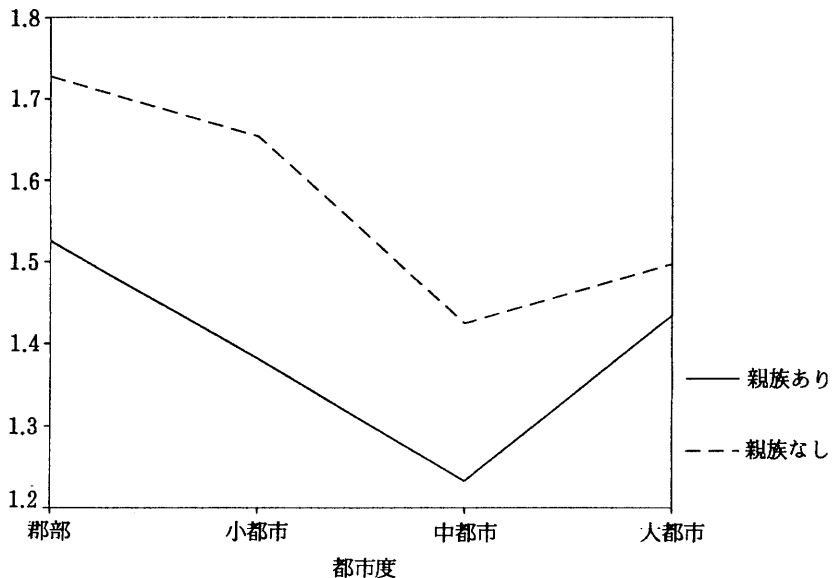
記号は****=p<.001, ***=p<.01, **=p<.05を示す。

却の検討が必要だろう¹⁰⁾。むしろ本稿の分析結果が示したのは、30分圏内親族という近隣関係の代替選択肢の有無をコントロールしても、なお親しい近隣数は郡部—小都市—中都市間で減少し、中都市—大都市間で増加するという事である。

ではなぜ大都市において親しい近隣数が増加に転じるのだろうか。フィッシャーは都市における親しい近隣数の減少が意味するのは、単なる数の減少よりむしろ都市における近隣関係のもつ役割の相対的減少であると解釈している。その証左として、都市部居住者ほど近隣に対する親密性が増す事を示している。すなわち、都市居住者は、都市的環境が近隣関係の代替選択肢を用意することによって、従来の儀礼的・拘束的近隣関係を維持する必要がなく、つき合いたい近隣とだけつき合うという親密で選択的近隣関係が可能で、そ

10) 松本自身、後の調査結果から出身地による都市度の効果の違いに疑問を示している（松本 1994）。本稿の分析からも出身地別都市度効果説の棄却は妥当と考えられる。

人 図2 親しい近隣数×都市度（30分圏内親族の有無別）



注) グラフはいずれも調節後の予測平均値。

の結果、都市は親しい近隣数を減少させ、同時に近隣関係の質的变化を生むとされる。

フィッシャーのこの仮説は必ずしも本稿のデータにおける大都市部での近隣数の増加を全て説明しきれものではないだろう。だが仮説どおり、都市度の差によって近隣関係の質的差異が認められるとすれば、近隣関係が大都市部で増加に転じる遠因となる可能性が見い出せよう。そこで以下、複数の問題処理に際する近隣活用と都市度の関連を確認する事により、都市度による近隣関係の質的变化を確認してみよう。

表4は生活問題処理の際の近隣活用と都市度との関連をあらわしたものである¹¹⁾。ここでは生活問題を実践・相談・同伴サポート別に整理して検討しよう。まずサンプル全体を対象に見た場合、同伴サポートには有意な関連は認められなかったが、実践・相談サポートには都市度と近隣活用の有意な関連が認められた。これらのうち5%有意以上のものに着目すると(冠婚葬祭の手伝い、教育相談、人生相談)、各種の専門機関が集積する都市的環境が整うことによって、かつて村落共同体の住人によって相互扶助的になされていた「冠婚葬祭の手伝い」はもはや近隣関係には期待されず、専門業者によって処理される都市的生活様式の浸透が読みとれる(倉沢 1987)。その一方でこうした都市的環境においても相談ごとのようにパーソナルかつ個別的な事柄については、近隣関係という日常的に身近な関係資源の活用が期待されており、しかも都市度の増加とともにその期待が高まって

11) 近隣活用とは「あなたが成人してから、何かで困ったり人手が必要だった時に、誰を頼りにしましたか(現在進行中も含む)」という問に対する近隣選択を取り上げている。各生活問題に近隣関係を活用する場合に1点、しない場合に0点を、都市度については郡部から大都市の順に1点から4点を与えてある。二つの変数間関連は順序づけ可能な離散変数のための連関測度、ケンドールのタウCにより検討した。係数が正の値の場合、都市度の増加とともに近隣活用がなされることを意味する。

表4 近隣活用×都市度

	全体		親族あり		親族なし	
	実践サポート					
病気時の看病	0.006	n.s.	0.009	n.s.	-0.022	*
食事などの手伝い	0.007	(*)	0.006	n.s.	-0.005	n.s.
冠婚葬祭の手伝い	-0.101	***	-0.107	***	-0.044	*
	相談サポート					
就職相談	-0.010	(*)	-0.014	*	-0.009	n.s.
教育相談	0.022	**	0.032	***	-0.017	n.s.
夫婦問題の相談	0.012	(*)	0.018	*	-0.011	n.s.
人生相談	0.017	*	0.018	*	0.000	n.s.
	同伴サポート					
趣味仲間	-0.002	n.s.	0.005	n.s.	-0.047	*

注) 数値と記号はケンドールのタウCの結果。

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

いる。都市度の増加は、拘束的・儀礼的な近隣関係から、より親密でパーソナルな近隣関係へと質的变化を促していると言える。言い換えれば都市度の増加は<拘束的近隣関係から選択的近隣関係へ>とその関係内容を変容させると言えよう。この結果は単に「近隣」とカテゴライズされる中に、実は質的に異なる関係が含まれていることを意味し、今後の調査に慎重を要することが指摘できる。

さて先の分析では30分圏内親族は近隣関係の代替選択肢となることから、近隣数を減少させることが確認されていた。では30分圏内親族の存在は近隣関係の性質にも影響を与えるのだろうか。サンプルを30分圏内親族のある者となない者とに分けて、同様の分析をおこなった。その結果先の全体サンプルと同様の傾向を残しているのは30分圏内親族のある者で、30分圏内親族のいない者は都市度と近隣活用の関連の多くは認められない。つまり、近隣関係の代替選択肢を持たない彼女たちにとっては、近隣関係への役割期待は居住地が都市であろうとなかろうと変化しないのである。逆に都市度の増加による近隣関係の質的变化は、近隣関係の代替選択肢が用意されて初めて可能であると言えよう。

上記の結果から、代替選択肢を保有しているという条件つきながらも、都市度の増加にともなう近隣関係の質的变化が認められたことによって、大都市における近隣数増加を説明する可能性が残されたと言えよう。つまり大都市には親密でパーソナルな近隣関係、いわば<友人化した近隣関係>が生まれており、そうした質的に異なる近隣関係が大都市部での近隣数増加の要因のひとつだと仮説化することができるだろう。これはあくまでも大都市における近隣数増加を説明する仮説的解釈に止まるものであるが、都市の、とりわけ大都市部における近隣関係の質的変容の解明が新たな課題として示唆されている。

3. 友人

フィッシャーの仮説では都市的環境の及ぼす友人関係への効果は、日常的に接触可能な

人口量の大きさという都市の生態学的要因が友人関係形成を促進し、都市の友人関係は増加するとされていた。すなわち、都市度と親しい友人数との正の相関関係がここで検証されるべき点となる。フィッシャー自身の調査結果からは、見かけ上、都市度は親しい友人数を増加させるかのようだが有意差は確認されなかった。しかしサンプルをコントロールした場合、高所得層、子供のいない層、男性、自家用車を持つ層などに有意差が確認された。ここからフィッシャーは社会的制約の少ない人々に限られるという条件付きで、都市度の増加は親しい友人数を増加させるとしている。

日本での研究結果には松本の調査（名古屋調査、東京調査）からの知見がある。それによれば、やはり都市度の増加は直接的には親しい友人数増加に結びつかない。しかし友人を居住地別に地域友人・中距離友人・遠距離友人に分けた場合、地元出身者に限って中距離友人の増加が都市度の増加とともに確認された（松本 1992c, 1994）。松本はこの結果から地元出身者という地域移動の履歴的特徴（移動が少ない）が友人関係形成により多くの機会を与える上で、都市度増加が親しい友人数増加に効果的に作用するとしている。

いずれにしても、都市度の増加は単純には親しい友人数増加につながらない。むしろ何らかの条件下においてのみ、都市度と親しい友人数との正の相関関係が見られる傾向が確認できる。では本稿の分析から都市度と親しい友人数の間にはどのような関係が見られるのだろうか。結果を見て行こう。

まず親しい友人数に対する一元配置分散分析の結果は、都市度 ($\eta^2=0.061, 0.1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.186, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.182, 0.1\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.062, 0.1\%$ 有意)、夫の収入 ($\eta^2=0.115, 0.1\%$ 有意) で、いずれの変数とも高い有意水準で規定力が確認できた。そこでこれら全ての変数を一括投入型の多元配置分散分析および多重分類分析にかけた結果が表5および図3である。

5つの変数とも相互に調整後なお、親しい友人数に対する有意な規定力を維持し、また高い有意水準を示している。それぞれ調整後偏差の傾向を変数別に確認しよう。まずライフステージだが、子供がいないか末子が未就学児段階で親しい友人数が多く、ライフステージの後半ほどその数は少ない。ここではライフステージよりも年齢による解釈が妥当であろう。つまり若年層ほど多くの親しい友人を持ち、高年層ほど少ないという負の相関関係が表れている。このことは有配偶女性の友人関係の構成が、多くは学生時代などの若い頃に形成された友人関係を基盤としながら、加齢とともにそれらの友人が維持されずに取捨選択され減少してゆく事が考えられる。学歴では、大卒者でやや減少するものの、傾向としては高学歴者であるほど多くの親しい友人数を持つ。次に従業上地位では、パートタイム・フルタイムに親しい友人数が多く、自営・家族従業員、そして専業主婦には少ない。特に専業主婦の友人数が少ないところをみると、逆に職業生活を通じた友人形成の機会があると考えられ、その意味では専業主婦という「女性役割」が友人関係形成にとって極めて制約的なものと言えよう。夫の収入では、最も収入の多い層でやや減少に転じるが、ここでも所得階層の高い者の方が多くの親しい友人数を持つという傾向が読みとれる。ここまですべてを整理するならば、親しい友人数は学歴・夫の収入とは正の相関、そして年齢（ライ

表5 親しい友人数の多重分類分析

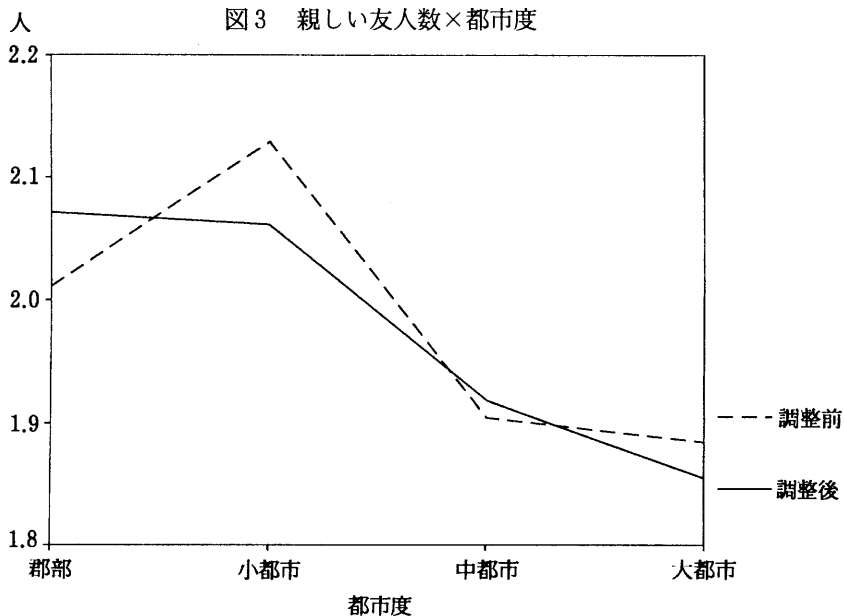
独立変数	N	調整前偏差	調節後偏差
都市度 (偏相関比)		0.063	0.062**
郡部	1278	0.02	0.08
小都市	932	0.14	0.07
中都市	762	-0.09	-0.07
大都市	838	-0.11	-0.14
ライフステージ (偏相関比)		0.199	0.189***
子供なし	372	0.39	0.39
未就学児	969	0.38	0.38
小学生	590	-0.05	-0.14
中・高校生	656	-0.14	-0.25
大学生以上	1223	-0.32	-0.22
学歴 (偏相関比)		0.178	0.108***
中卒	604	-0.47	-0.27
高卒	1789	-0.08	-0.06
高専・短大	1073	0.31	0.20
大卒	344	0.26	0.13
従業上地位 (偏相関比)		0.066	0.103***
フルタイム	779	0.16	0.15
パートタイム	794	0.06	0.18
自営・家族従業員	469	-0.09	0.04
専業主婦	1768	-0.07	-0.16
夫の収入 (偏相関比)		0.115	0.110***
400万未満	1259	-0.23	-0.21
400~600万未満	1215	0.09	0.02
600~800万未満	648	0.23	0.24
800万以上	688	0.03	0.12
重相関係数			0.276***

注) 記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

フステージ)とは負の相関関係にある。つまり若年、高学歴、高収入、そして有職者に親しい友人が多いのである。この一連の傾向はフィッシャーの言葉を借りるなら、「相対的に制約的関与が少なく、多くの資源を持つという両方の条件を兼ね備えた人々が友人を多く持つ傾向にある」(Fischer 1982)と言えるだろう。

では最後に都市度の規定力を確認しよう。調整後偏相関比に注目すると、都市度の規定力は他の変数に比べて小さいものの、1%水準で有意である。さらに調整後偏差を確認すると、本稿の分析結果では都市度が増加するほど親しい友人数が減少するという一貫した負の相関関係が見られた。これは先行研究とは全く逆の傾向である。

しかしこの段階で都市度と友人数との間に負の相関関係が存在すると結論づけるのはやや早計だろう。フィッシャーや松本の先行研究が示すように、都市度の効果は条件付きで親しい友人数を増加させる方向に作用していた。そこで本稿のデータでもいくつかの条件下で関連を検討する必要があるだろう。そこでライフステージ、学歴、従業上地位、夫の



注) グラフはいずれも予測平均値。

収入のカテゴリ別にサンプルをコントロールして都市度と親しい友人数の関係を確認してみたところ、多くの場合、都市度の規定力には有意差は確認できなくなり、有意な規定力の確認される場合にも都市度は親しい友人数と負の相関関係を持つ事が確認された¹²⁾。

ここまでの考察で、これらの条件付けの有無に関わらず、都市度の増加は親しい友人数を減少させる傾向が一様に確認された。ここから、やはり日本社会の有配偶女性の場合、都市度の増加は彼女らの親しい友人数を減少させると考えざるを得ないだろう。

では何故、本稿の分析結果が先行研究と全く反対の結果を示したのだろうか。特に松本の研究とは同じ日本社会における調査研究であるにもかかわらず異なる結果を示している。この点を仮説的解釈するならば、ひとつには各調査のサンプル抽出地域の範囲の違いが考えられよう。松本による調査地域(名古屋・東京)はいずれも本稿の都市度変数で言えば、いずれも「大都市」にカテゴライズされる地域である。従って松本が示した都市度と親しい友人数との関連も、実は大都市社会内部における都心・郊外地区間での特殊関係という仮説も成り立ち、その可能性は現段階では棄却できない。本稿の扱った全国規模サンプルの傾向は、ある当該地区内部での都市度を問題にしない点で、少なくとも特定地域の特殊性を取り込んではいないのである。

しかし一方で、松本は都市度と正の関連が見られるのは友人のうちでも中距離友人であり、しかも地元出身者に限られていると述べている。極めて示唆的と言えるこの仮説に対

12) 有意差が確認できたのは、子供なし期、中・高校生期、高卒、パートタイム、専業主婦、収入400~600万という条件の場合であった。こうした社会的制約の多い人々にとって都市的環境は友人を減少させる方向に作用すると言えるだろう。

して、残念ながら本稿のデータでは居住地別友人数を設定できないという調査票設計上の理由から検証は不可能である。松本が指摘するように居住地距離別友人を設定できれば、本稿のデータからも中距離友人数は都市度と正の相関関係を示すのかもしれない¹³⁾。だが仮にそうした関連が確認されとしても、親しい友人数の全体数そのものがすでに都市度と負の相関関係にあるという、本稿の分析結果を解釈してゆく必要性が残されているだろう。最後にこの点について若干の確認作業と考察を行なってみよう。

都市はなぜ有配偶女性らの親しい友人数を減少させるのか。とりあえずこの疑問に対して設定できる仮説として、都市度増加が友人関係の質的变化をもたらすことが考えられる。先の近隣関係の活用期待と都市度との関連でも確認されたように、友人関係についても都市度の増加にともなって質的变化が考えられるとすれば、限定された役割期待に収斂する事が、友人関係を選別し結果的に親しい友人数を減少させるという仮説が成り立つだろう。

この点を確認すべく、先の近隣関係の分析と同様、複数の生活問題に際して友人活用と都市度との関連を検討してみた。だが12の生活問題項目のうち有意差を示した項目はわずかしかなく、しかも一部有意水準も低い。従って都市度と友人の活用期待との間に関連があるとは言にくい¹⁴⁾。むしろ友人関係の性質は居住地の都市度に左右されにくいと解釈するのが妥当だろう。

いまひとつ考えられる仮説としては、友人関係維持に対する居住移動の影響によるものである。移動による友人との空間的距離が関係維持上の制約となり、結果的に空間移動を経験している者ほど友人数を減少させてゆく事が考えられる。この仮説自体は、松本が地元出身者に限って都市度と中距離友人数の（正の）相関を確認した事と同様のロジックにより導ける¹⁵⁾。またこの仮説は、ライフステージ（年齢）変数と友人数とが負の相関関係にあったことから補足されそう。なぜなら、年齢を重ねるごとに親しい友人数を減少させてゆく事実は、有配偶性女性にとって友人関係が新たに開拓・形成されにくいことを示している。ここから一般的に居住移動が多いとされる都市居住者ほど保有していた友人の維持が困難になり、結果的に親しい友人数を減少させるという仮説的解釈が可能だろう。

本稿の分析は有配偶女性に限られるとしても、親しい友人数に対する都市度の規定力はフィッシャーらの先行研究結果とは大きく隔たるものであった。下位文化理論の要とも言える、都市度と友人関係に関する知見に一定した結論を見出すには、いまだかなりの課題を抱えていると言えよう。

13) 出身地の代理変数として先の分析同様、「30分圏内親族の有無」を投入し検討した。だが、「30分～」の偏相関比に有意差は認められず、都市度と親しい友人数との関係にも変化はなかった。

14) 有意差の認められたのは「結婚資金の援助」（関連係数0.003,10%有意）「病気時の世話」（関連係数0.011,1%有意）「夫婦問題の相談」（関連係数-0.023,5%有意）であった。

15) ただし松本の報告では移動経験者の場合、都市度と友人数との間に負の相関関係が確認されたわけではなく、有意差が認められなかったに止まっている。

IV 結びにかえて

ここまで社会構造的要因をコントロールしながら、きょうだい、近隣、友人の関係量に対する都市度の規定力を確認してきた。以上の分析結果は一見したところ、＜都市的環境は人々の社会関係を縮小させる＞というワース以来のアーバニズム論を、都市度と親しい関係数との関係において支持するよう見える。とりわけ、ワースとフィッシャーとの最大の相違点である、都市度と親しい友人数との関連が逆相関している点は、フィッシャーへの反証材料として決定的なものに見える。

ではフィッシャーの下位文化理論はこの段階で棄却されるべきなのだろうか。本稿では、この判断はむしろ先送りされるべきだろうとの立場をとりたい。なぜなら、上記に示された知見相互の関連から、この判断のために確認されなければならない幾つかの課題の存在が示唆されるからである。以下、今後検討が必要と思われる課題を提示したい。

まず第一に、これまで都市度にともなう各関係数の傾向をそれぞれ別個に検討してきたが、エゴにとってのパーソナル・コミュニティというトータルな視点を導入する必要があるだろう。特にその必要性は「近隣」と「友人」との間に見いだされる。本稿の分析から有配偶女性の友人関係は、新たに開拓・形成されにくいという性質（年齢と友人数の逆相関）の上で、居住移動の多い都市生活者には保有していた友人関係維持が困難なため、結果的に都市度が増加するほど友人数を減少させるという仮説的解釈が提示された。一方、近隣関係に目を向けると、都市度の増加は親密でパーソナルな近隣関係を促進させていた（表4）ことから、都市的環境は有配偶女性にとっての近隣関係を友人化させるという解釈が示された。これらはいずれも仮説的解釈に止まるものだが、都市度増加にともなう＜友人数の減少＞と＜近隣の友人化＞からは、新たな友人獲得が困難である有配偶女性が近隣と友人的つき合いをする事によって、結果的に欠落してゆく友人を（友人的な）近隣が補完しているのだという仮説も構成可能だろう。近隣が友人化しているとすれば、特に大都市部での近隣数の増加（表2. 3, 図1. 2）は友人化した近隣数の増加と読み替える事もできる。つまりフィッシャーの下位文化理論検証に必要な都市度と親しい友人数との相関は、＜近隣の友人化＞の補完をもって支持される可能性を残しているのである（近隣の友人補完説）。この新たな仮説は特に親しい近隣数の増加が確認された大都市部において顕著に見いだされる可能性がありそうだ。この点は有配偶女性にとっての「近隣」、「友人」カテゴリーの質的検討をもって確認される必要があるだろう。

上記の課題に付随して考えられる二点目として、パーソナル・ネットワーク分析におけるジェンダーの視角を加味した議論とその仮説検証の必要性が挙げられる。女性、特に有配偶女性にとっては、性別役割規範の浸透する「家族」を越えた交際圏拡大に、男性とは異質な社会的制約があると考えられる。そしてその制約ゆえに、女性は独自の交際圏を構成してゆく可能性があるだろう（上野 1988）。都市システムが男女に異なる役割期待をもたらすという議論（矢澤 1993）と並行させたパーソナル・ネットワーク研究を蓄積する

事により、制約の違いによる「場所に根ざしたネットワーク」と「場所を越えたネットワーク」といったネットワークの分解、そしてそれぞれのネットワークに根ざして生成される二つの下位文化の可能性が指摘できる（松本 1995）。下位文化のヴァリエーションを捉える意味からも、ジェンダーとパーソナル・ネットワークの関連が確認される必要があるだろう。

三点目に日本都市社会の特殊性に触れたい。分析結果のうち、きょうだい比率における非都市部—都市部との落差や、親しい近隣数における大都市部での増加方向への転換は、都市間の異質な構造の存在を示唆すると同時に、都市度という一元軸により都市効果を説明する事への警鐘とも読みとれる。日本の都市類型論が示してきた、質的に異なる都市社会の存在を強調することは、都市度による単線的な都市効果論を展開するフィッシャーの下位文化理論に複線を提供しつつ、修正を迫る事になるだろう。このことは都市度という変数の持つ可能性により、都市一般に共通した都市効果を明らかにすると同時に、その限界性により日本都市社会の多様性に接近することにつながる。その意味では〈都市度〉という変数のもつ意義は大きいのである。

最後に、都市的環境において人々がどのような人的資源を保有・維持するかを明らかにする本研究の課題は、保育や介護といった人的資源を投入する今日の政策に生かされる視点を含有している。その意味で、今後一層パーソナル・ネットワーク研究の必要性を感じるとともに、貴重なデータを利用させていただいた国立社会保障・人口問題研究所にあらためて感謝の意をあらわしたい。

参考文献

- Fischer.C.S. (1975) "Toward a Subcultural Theory of Urbanism", *American Journal of Sociology*, No.80, pp.1319-1341.
- Fischer.C.S. (1982) *To Dwell Among Friends,-Personal Networks in Town and City-*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Jackson R.M.and Fischer.C.F. et al.(1977) "The Dimentions of Social Networks", Fischer.C.S. ed. *Networks and Places-Social Relations in the Urban Setting-*, New York, The Free Press, pp.39-40.
- 西岡一郎 (1996) 「親子関係以外のソーシャル・ネットワーク資源」厚生省人口問題研究所編『現代日本の家族に関する意識と実態—第1回全国家庭動向調査(1993年)—』(実地調査報告資料) pp.8-10.
- 倉沢進 (1987) 「都市的生活様式論序説」, 鈴木広等編『都市化の社会学理論』ミネルヴァ書房, pp.293-308.
- 松本康 (1992a) 「都市はなにを生みだすか—アーバニズム理論の革新—」, 森岡清志等編『生活・関係・文化』(都市社会学のフロンティア2) 日本評論社, pp.33-68.
- 松本康 (1992b) 「新しいアーバニズム理論」, 鈴木広編『現代都市を解説する』ミネルヴァ書房,

pp.133-157.

- 松本康 (1992c) 「アーバンイズムと社会的ネットワークー名古屋調査による<下位文化>理論の検証ー」『名古屋大学文学部研究論集』第114号, pp.161-185.
- 松本康 (1994) 「都市度, 居住移動と社会的ネットワーク」『総合都市研究』第52号, pp.43-78.
- 松本康 (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』(21世紀の都市社会学1) 劉草書房, pp.1-90.
- 森岡清志 (1995) 「都市社会とパーソナルネットワーク」『都市問題』第86巻第9号, pp.3-15.
- 森岡清志等 (1997) 「都市度とパーソナルネットワーク」『総合都市研究』第64号, pp.5-15.
- 大谷信介 (1990) 「現代都市におけるパーソナル・ネットワークー北米社会との比較を中心としてー」『松山大学論集』第1巻第5-6号, pp.69-86.
- 大谷信介 (1995) 『現代都市住民のパーソナル・ネットワークー北米都市理論の日本的解釈ー』(都市社会学研究叢書④) ミネルヴァ書房, pp.71-95.
- 上野千鶴子等 (1988) 『「女縁」が世の中を変える』日本経済新聞社.
- 矢澤澄子 (1993) 「都市に生きる女性」, 矢澤澄子編『都市と女性の社会学』(女性社会学者による新社会学叢書3) サイエンス社, pp.19-68.