居住地の都市度と親族関係

——下位文化仮説、修正下位文化仮説および少子化仮説の検討——

松 本 康

要 約

本研究では居住地の都市度と親族関係に関する3つの仮説を検討する。下位文化仮説は、都市度の増大がネットワークの選択性を増大させることによって、親族関係を減少させると予測する。修正下位文化仮説は、この効果は当該都市圏出身者にのみ当てはまると主張する。少子化仮説では、それは、都市では子ども数やきょうだい数が少ないためであると主張する。名古屋都市圏調査のデータを分析した結果、婚姻状態と学歴の効果を調整しても居住地の都市度が増すにつれて親しい親族数が減少するが、この効果は地元都市圏出身者にのみ当てはまり、また、少子化によっては説明しきれないことが明らかになった。よって、修正下位文化仮説がデータによって支持されたが、さらなる吟味をとおして、この条件付きの都市度効果は、ネットワーク全体の選択性の増大によるものではなく、むしろ親族の地理的拡散による拡大親族集団からの解放を意味することが示唆された。

キーワード：都市度、親族関係、下位文化仮説

2005, 家族社会学研究, 16(2): 61-69

Urbanism and Kinship

——Examining the Subcultural, Modified Subcultural, and
'Decreasing Number of Children' Hypotheses——

Yasushi Matsumoto

Abstract

This study examines three hypotheses on urbanism and kinship. The subcultural hypothesis predicts that the increasing selectivity of the overall social networks accompanied by urbanism reduces the size of kinship. The modified subcultural hypothesis claims that the urban effect holds true only for those who grew up in the same metropolitan area. The 'decreasing number of children' hypothesis implies that the effect is spurious simply because urbanites have a smaller number of children and siblings. Results of this study's analysis of Nagoya Metropolitan Survey data indicate that the number of intimate kin decreases with urbanism, even after adjusting for marital status and education. However, this holds true only for those who grew up in the metropolitan area considered, and it is not fully explained by the decreasing number of children and siblings they have. Therefore, the modified subcultural hypothesis is supported by the data. Additional analysis, however, suggests that the contingent effect of urbanism is due to the emancipation from extended kinship groups as the result of geographical diffusion of relatives, instead of the increasing selectivity of the overall networks.

Key words: urbanism, kinship, subcultural hypothesis

2005, Japanese Journal of Family Sociology, 16(2): 61-69

まつもと やすし：東京都立大学
Tokyo Metropolitan University

I. 問題の所在

都市化は親族関係を衰退させると広く信じられている。また、居住地の都市度が親族関係を衰退させると主張する社会学者もいた (Wirth, 1938)。しかし、都市度の異なる場所に住む人びとの親族関係を体系的に比較して、この主張を検討した研究は少ない。本稿では、2000年に名古屋都市圏において実施したネットワーク調査（以下、名古屋都市圏調査）のデータを用いて、居住地の都市度が親族ネットワークの規模を減少させるかどうか、またそれはなぜかを検討するものである。

本研究を導く主要な仮説として、これまでの研究から、Fischer (1982) の下位文化仮説、松本 (1992) の修正下位文化仮説、安河内 (2000) の少子化仮説の3つを採り上げる。いまや古典となった Fischer (1982) の北カリフォルニア調査においては、親族ネットワークの規模を測度として、居住地の都市度が親族関係、とりわけ拡大親族関係を減少させることを示した。しかし、このことは、都市居住が親族関係を「崩壊」させることを意味するものではない。彼の下位文化仮説によれば、都市度は、親族以外の選択肢を豊富に供給することによって、社会的ネットワークの選択性を増大させ、その結果、親族関係のサポート機能は、危機の際の援助などに特化され、その相手は核親族に限定されがちになるというのである。このように、下位文化理論からひきだされた仮説は、居住地の都市度が、ネットワーク全体の選択性を増大させる結果、親族関係を減少させるというものである。

この Fischer の調査結果をうけ、日本では、この仮説が日本でも妥当するかどうかをめぐる、調査研究が展開されてきた⁽¹⁾。大谷 (1995) は、中国・四国地方にある人口規模の異なる5都市（広島、岡山、松山、宇和島、西条）の比較から、日本においても、都市規模が大きくなるにつれて、親しい親族の数、およびパーソナル・ネットワークに占める親族比率が減少することを示し、下位

文化仮説が妥当することを示唆した。

一方、松本 (1992) は、名古屋都市圏における都心（名古屋市熱田区）と郊外（春日井市高蔵寺ニュータウン）から類似した住宅団地をひとつずつ選び、住民のパーソナル・ネットワークを比較する研究を行い、下位文化仮説が地元都市圏出身者にも当てはまるという修正仮説を提起した。親族関係についていえば、東海3県出身者においてのみ、都市居住は親しい親族数をわずかに減少させるというのである。その理由は、地元都市圏出身者は、地元で長年居住することによって、地元で親族、友人などの関係資源を蓄積しており、そのような蓄積を前提としてはじめて、都市居住はネットワークの選択性を増大させるというものであった。遠距離移動者にとっては、そのような関係資源を出身地においてきてしまっているために、大都市に移動したからといってただちにネットワークの選択性が増大するわけではない。つまり、遠距離移動者には、下位文化仮説が想定する都市度の効果が現れないというのが、修正下位文化仮説の要点である。ただし、東京において4地区（文京区、北区、町田市、青梅市）を比較した調査では、首都圏出身者にも都市度と親族数との関連は現れず、親族のサポート機能に変化を認めただけであった（松本、1995）。

これに対して、安河内 (2000) は、5都市の7地域（東京都文京区、調布市、福岡市中央区、西区、新潟市、富士市）を対象とした調査において、居住地の都市規模が増大するにつれて、親しい親族数（「親しい拡大親族数」と「別居の親子・きょうだい数」の和）が減少していることを確認した。安河内は、その理由を、都市度の高い居住地では少子化が進んでいるために、親族保有量（「別居の子ども数」と「夫婦双方の別居のきょうだい数」の和）が少ないからであるという点に求めている。しかし、この主張の根拠となる分析は、都市度とともに親しい親族数と親族保有量がともに減少しているというだけであり、親族保有量を一定とした場合に、都市度と親しい親族数との負の関

連がなくなること示したわけではない。また、別居の親子・きょうだい数を無条件に「親しい親族数」に含めていることにも疑問が残る。じっさい、立山(1998)は、全国家庭動向調査のデータにもとづき、「親しいきょうだい数」は、少子化によるきょうだい数の減少を考慮しても、なお都市と非都市(郡部)とのあいだに違いがあることを示していた。また、Fischer自身も、北カリフォルニアにおける上記の知見を得るにあたって、近所にいる親族数の推定値も考慮に入れた分析をしていた。このように今のところ、安河内が主張するような少子化仮説を支持するたしかな裏づけはない。

こうした研究状況を踏まえ、本稿では、2000年に実施した名古屋都市圏調査のデータにもとづき、まずは、これら3つの仮説を検討し、修正下位文化仮説が最もデータに適合していることを示す。さらに、データの吟味をとおして、地元都市圏出身者の場合に、都市部におけるネットワーク全体の選択性の増大を仮定する松本(1992)の解釈よりも、むしろ、都市部における親族資源の地理的拡散が、親族集団の拘束力を弱体化させ、親族ネットワークに対する選択性を増大させているという代替的解釈を示唆したい。

II. 測定尺度と分析方法

本稿で用いるデータを収集した名古屋都市圏調査は、2000年9月、郵送配布・郵送回収法によって実施された⁽²⁾。調査標本は、岐阜県瑞浪市、多治見市、愛知県日進市、名古屋市昭和区、北区の各地域に居住する20歳以上70歳未満の男女、それぞれ600人、5地域合計3000人である。有効回答数は、総計で1284、回答率42.8%であった。ただし、個々の分析においてはDK/NAによる欠損値を除外するために、それより若干少なくなる。本稿では、この調査データをもとに、親しい親族数、別居のきょうだい数、配偶者の別居のきょうだい数、別居の子ども数、核親族数、婚姻状態、学歴、居住地の都市度の8つの測度を用い

ることにする。

従属変数である「親しい親族数」の測定については、「あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている別居の家族・親族の方(親・子どもを含む)は、何人くらいでしょうか。お住まいの場所別(自動車、電車、バスなどの交通機関を利用するか、徒歩のみにかかわらず、通常の交通手段による所要時間別)に人数をご記入下さい」という問いにもとづいている。この問いに対して、(a)30分未満、(b)30分～1時間未満、(c)1～2時間未満、(d)2時間以上の4つの回答欄を用意した。この4つの回答欄に記入された数値の合計が未加工の親しい親族数である。しかし、この数値の分布は歪みが大きく外れ値が75ケースに及んだため、1を加えて常用対数に変換した⁽³⁾。しかし、それでも外れ値が24ケース存在したので、外れ値をなくすために対数変換値1.39を上限とし、それ以上の値はすべて1.39に置き換えた⁽⁴⁾。以下では、この変数を「親しい親族数」と呼ぶことにする。

独立変数のなかで最も重要で、かつ測定が難しいのは居住地の都市度である。居住地の都市度は、理論的には「日常的に接触可能な人口量」であり、ある居住地において日常的に接触可能な人口量が多ければ多いほど、その場所の都市度は高いと傾向的に定義される。Fischer自身は、50の調査地点ごとに自治体人口と人口ポテンシャルを組み合わせた独自の都市度得点を開発した上で、この得点を4つのカテゴリーに分類して、順序尺度として扱っている。わが国の研究では、自治体人口規模を基準とすることが多いが、その場合、大都市郊外の小規模自治体の扱いが問題となる。したがって、実際には、直感に頼った順序尺度を構成せざるをえない。名古屋都市圏調査では、名古屋市から中央本線に沿って北東方向に行くにつれて自治体規模が減少し、名古屋市への通勤・通学率が低下することに注目して、岐阜県瑞浪市と同多治見市を選択し、名古屋市内では、中央本線の玄関口にあたる北区を選択した。しかしこれだ

けでは、ブルーカラー率が相対的に高い地域のみが選ばれてしまうため、市内で最も上級ホワイトカラー率の高い昭和区と、名古屋市東部の郊外住宅地である日進市の2地域を加えた。このうち、北区と昭和区は、どちらも中心都市の一部であるという意味で、最も都市度が高く、ついで名古屋市に隣接する小規模自治体である日進市、そして多治見市、瑞浪市の順となる。2000年の名古屋市の人口は217万（北区は17万、昭和区は10万）、日進市は20km圏で6万、多治見市は30km圏で10万、瑞浪市は40km圏で4万であった。この都市度順序は十分に操作化されたものではないため、本稿では、「居住地」を質的変数として扱い、妥当性の吟味ができるように配慮した。

親しい親族数を説明する個人特性として、婚姻状態と学歴を使用した。婚姻状態は「未婚」「既婚（既婚有配偶）」「離別」「死別」の4分類とした。また、学歴は「中学卒（義務教育修了）」「高校卒」「短大・高専卒」「大学卒以上」の4分類とした⁽⁵⁾。このほか、修正下位文化仮説を検討するために、統制変数として出身地を使用した。出身地は、15歳時の居住地とし、調査地域全体を「地元都市圏」として包括しうるように「東海3県（愛知・岐阜・三重）出身者」と「それ以外」に再分類した。

少子化仮説を検討するために、別居のきょうだい数、配偶者の別居のきょうだい数、別居の子ども数、核親族数を次のように構成した。別居のきょうだい数は、「同じ市内（同じ敷地内の別棟を含む）」「愛知・岐阜・三重県内」「その他」に住む（生存している）きょうだい数の合計に1を加え、常用対数に変換した。対数変換前の最小値は0、最大値は9、外れ値が73ケースあったが、対数変換すると外れ値はなくなった。

配偶者の別居きょうだい数も同様に、「同じ市内」「愛知・岐阜・三重県内」「その他」の配偶者きょうだい数の和に1を加え、常用対数に変換し、さらに最大値を1.04に抑えた。対数変換前の最小値は0、最大値は22、外れ値は6以上で75ケース、対数変換後の最小値は0、最大値は

1.36、外れ値は1.08以上で2ケース存在したが、この2ケースの値を1.04に置き換えたのである。なお、未婚者、離別者については、配偶者きょうだい数を0として扱った。

別居の子ども数も同様に、1を加え常用対数に変換した値を用いた。変換前の最小値は0、最大値は6、外れ値は3以上で6ケース。対数変換後の外れ値は0.78以上で2ケースとなったが、不自然な値ではないので、ここでは外れ値のまま分析に含めることにした。

核親族とは、回答者からみて核家族の成員である世帯外の親族である。核親族数は、対数変換前の別居のきょうだい数と別居の子ども数の和に1を加えて常用対数に変換した値を用いた。対数変換前の外れ値は20ケース、変換後、外れ値はなくなった。また、少子化仮説の検討が目的であるため、核親族数に両親は含まれていない。

分析方法は、親しい親族数を従属変数とする多元配置の分散・共分散分析および多重分類分析を用い、下位文化仮説および修正下位文化仮説の検討にあたっては、居住地、婚姻状態、学歴を独立要因として同時に投入したモデルを、全サンプル、東海3県出身者、東海3県以外の出身者について、それぞれ検討した。少子化仮説の検討にあたっては、上記の3変数に加えて、別居のきょうだい数、配偶者のきょうだい数、別居の子ども数の3変数を共変量として同時に投入したモデル、および共変量として3変数に代えて、核親族数を同時に投入したモデルを、全サンプル、東海3県出身者、東海3県以外の出身者について、それぞれ検討した。

III. 分析結果

1. 下位文化仮説および修正下位文化仮説の検討

居住地の都市度が増すにつれて、親しい親族数は減少するのだろうか。親しい親族数と居住地との相関比は、 $\eta = .104$ ($p < .01$, $N = 1275$) で、対数平均値を真数に再変換して1を引いた値は、瑞浪市3.94人、多治見市3.65人、日進市3.20人、

昭和区 3.33 人、北区 3.14 人であった。昭和区がやや高い値を示しているものの、概して、都市度が高くなるにつれて、親しい親族数が低下している。下位文化仮説によれば、この居住地による親族ネットワーク規模の違いは、居住地の都市度が、ネットワーク全体の選択性を高めることによる直接効果であると考ええる。また、修正下位文化仮説によれば、その効果は、遠距離移動者には現れず、地元都市圏出身者にのみ現れるとする。いずれにしても、この効果は他の要因を調整した居住地の純粋効果でなければならない。

親しい親族数と婚姻状態との相関比は、 $\eta = .099$ ($p < .01$, $N = 1274$) であった。すなわち、既婚有配偶者で親しい親族数の平均値が最も高く、死別者、未婚者、離別者の順に低下していた。学歴には有意な関連が認められなかったが、Fischer (1982) では有意な関連が認められていたので、これもモデルに含めた。そこで、居住地、婚姻状態、学歴を独立変数として同時に投入し、親しい親族数を従属変数とする多元配置の分散分析および多重分類分析を、全サンプル、東海 3 県出身者、東海 3 県以外の出身者のそれぞれについて行った。

表 1 のモデル 1 は、全サンプルについての分析結果である。婚姻状態と学歴を調整してもなお、居住地の効果は有意であり、瑞浪市で親しい親族数が最も多く、北区で最も少なかった。このかぎりでは、下位文化仮説は支持されている。

モデル 2 は、同じ分析を東海 3 県出身者につい

て行ったものである。結果は同様であるが、居住地と婚姻状態の純粋効果を示す偏相関比 β と、モデルの説明力を示す重相関係数 R がそれぞれ高まっており、修正下位文化仮説のほうが説明力が高いことがわかる。この場合、各地域の親しい親族数の平均値（真数に再変換した値）は、調整後で、瑞浪市 3.89 人、多治見市 3.74 人、日進市 3.24 人、昭和区 3.46 人、北区 3.09 人であった。また、モデル 3 で、東海 3 県以外の出身者についてみると、学歴が有意確率 10% 未満の傾向差を示したものの、居住地と婚姻状態の効果は有意でなく、モデル全体の説明力も有意とならなかった。したがって、修正下位文化仮説のほうがデータに適合していることになる。

2. 少子化仮説の検討

少子化仮説は、上記のような都市度による親族関係の減少が、少子化による親族規模そのものの減少によるものであると主張する。つまり、都市度の高い地域では、そもそも少子化のために利用可能な親族資源が少なく、もっぱらそのために親しい親族数が減少するのであって、ネットワークの選択性が高まったためではないというのである。親族規模は回答者の認知によるほかはなく、どの範囲を親族とするかも必ずしも一定ではない。また、認知範囲の縮小自体が、選択性の増大による親族関係の減少を意味するものとみることできる。しかし、きょうだいや、子どもなどの核親族については、ほぼ正確に測定できるであろう。そこで Fischer (1982)、立山 (1998)、安河内

表 1 親しい親族数に対する居住地、婚姻状態、学歴の効果

	モデル 1 (全体) N = 1245		モデル 2 (東海 3 県出身者のみ) N = 1000		モデル 3 (東海 3 県以外出身) N = 212	
	η	β	η	β	η	β
居住地	.099**	.093*	.116**	.107*	.113 n.s.	.125 n.s.
婚姻状態	.093**	.090*	.107**	.097*	.051 n.s.	.069 n.s.
学歴	.066 n.s.	.061 n.s.	.059 n.s.	.048 n.s.	.177#	.186#
R	—	.147**	—	.160**	—	.224#

分散分析の F 検定結果は、*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, # $p < .10$

表 2 居住地と配偶者のきょうだい数、核親族数との関連（再変換値）

	別居きょうだい数	配偶者の別居きょうだい数	別居子ども数	核親族数
全サンプル				
瑞浪市	2.09	1.78	0.50	2.64
多治見市	2.02	1.66	0.58	2.62
日進市	1.88	1.65	0.40	2.29
昭和区	1.79	1.33	0.41	2.19
北区	1.84	1.53	0.48	2.31
相関比 η	.076 n.s.	.097*	.093*	.092*
N	1251	1242	1263	1248
東海 3 県出身者のみ				
瑞浪市	2.09	1.82	0.53	2.66
多治見市	2.02	1.63	0.62	2.66
日進市	1.67	1.45	0.38	2.07
昭和区	1.79	1.28	0.41	2.17
北区	1.74	1.44	0.43	2.18
相関比 η	.111*	.121**	.124**	.132**
N	1000	989	1009	997

分散分析の F 検定結果は, *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, # $p < .10$, n.s. $p \geq .10$

表 3 共分散分析モデルにおける因子の偏相関比 β と F 検定結果

	モデル 4 (全体) N=1192	モデル 5 (東海 3 県 出身者) N=953	モデル 6 (東海 3 県以外) N=207	モデル 7 (全体) N=1213	モデル 8 (東海 3 県 出身者) N=973	モデル 9 (東海 3 県以外) N=208
因子			偏相関比 β			
居住地	.090*	.104*	.128 n.s.	.086#	.100*	.127 n.s.
婚姻状態	.064 n.s.	.056 n.s.	.100 n.s.	.073#	.077 n.s.	.059 n.s.
学歴	.073#	.044 n.s.	.208*	.073#	.045 n.s.	.218*
共変量						
別居きょうだい数	**	**	#	—	—	—
配偶者別居きょうだい数	n.s.	n.s.	n.s.	—	—	—
別居子ども数	n.s.	n.s.	n.s.	—	—	—
核親族数	—	—	—	***	**	#
重相関係数 R	.183***	.195***	.276 n.s.	.179***	.185**	.264 n.s.

分散分析の F 検定結果は, *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, # $p < .10$, n.s. $p \geq .10$

(2000) などの分析を念頭において、別居のきょうだい数、配偶者の別居のきょうだい数、別居の子ども数を共変量として加えたモデルと、核親族数を共変量としたモデルを検討することにしたい。

ここで検討に入るまえに、そもそも別居のきょうだい数、配偶者の別居きょうだい数、別居子ども数、そして核親族数が、それぞれ居住地の都市度とどのように関連しているかを見ておこう（表

2)。全サンプルについては、意外にも、居住地との関連は弱く、別居きょうだい数にいたっては有意な関連が見られない。しかし、東海 3 県出身者については、4 つの変数はいずれも居住地と有意な負の関連を示していた。

それでは、居住地の都市度による親しい親族数の減少は、これら核親族の減少によって説明できるのであろうか。表 3 は、全サンプル、東海 3 県

調整後の数値は、婚姻状態、学歴、核親族数を調整した予測平均値。

図1 居住地別にみた親しい親族数（東海3県出身者のみ）

出身者、東海3県以外の出身者のそれぞれについて、親しい親族数を従属変数として、居住地、婚姻状態、学歴の3つの独立要因に、別居きょうだい数、配偶者別居きょうだい数、別居子ども数の3つの共変量を加えたモデル、および3つの共変量に代えて核親族数を共変量としたモデルの分析結果を要約したものである。

モデル4は、全サンプルについてみた場合で、居住地による親しい親族数の違いは、他の要因および共変量を調整しても有意であることがわかる。また、モデル5から、東海3県出身者だけをみた場合のほうが、親しい親族数と居住地との関連がいくらか強まり、モデルの説明力も上がっていることが確認できる。モデル6で東海3県以外の出身者についてみると、居住地の効果(β)も、モデル自体の説明力(R)も有意でなかった。

同様に、核親族数を共変量として同時に投入したモデル7、モデル8、モデル9から、東海3県出身者においては、核親族数を調整してもなお、居住地の都市度が親しい親族数を有意に低下させていることがわかる。核親族数の効果も有意であるから、きょうだいや子どもの数が少ないことが、都市部における親しい親族数の低下に寄与しているとはいえ、それでも、都市居住は親族ネットワークの規模を縮小させているのである。モデル8の場合、調整後の居住地別親しい親族数の予

測値（再変換値）は、瑞浪市3.88人、多治見市3.68人、日進市3.24人、昭和区3.39人、北区3.15人であった（図1参照）。ここでも、東海3県以外の出身者の場合には、居住地の効果もモデル自体の説明力も有意にならなかった。したがって、親族関係に対する居住地の効果を少子化によって説明するのは不十分であり、少子化効果を考慮してもなお、地元都市圏出身者においてのみ、居住地の都市度は親しい親族数を減少させていたのである。修正下位文化仮説の予測は、ここでも支持されていた。

IV. 考察と結論

本稿では、居住地の都市度と親族関係との関連に関する3つの仮説を導きの糸として、2000年に実施した名古屋都市圏調査データを分析してきた。分析の結果、(1) 居住地の都市度が増すにつれて親しい親族数が減少すること、(2) このことは、婚姻状態と学歴の効果を調整してもなお妥当すること、(3) この効果は、地元都市圏出身者においてのみ現れること、そして(4) この効果は、少子化によるきょうだい数や子ども数の減少だけでは、説明しきれないことが明らかとなった。つまり、都市度の高い地域に住む地元都市圏出身者は、親族資源が少ないために親族関係を減らしているのではなく、利用可能な親族資源に対してより選択的に関与するようになっている、ということである。東海3県以外の出身者、つまり遠距離移動者については、このような都市度の効果は見られなかった。

それゆえ、分析結果は、下位文化仮説が地元都市圏出身者についてのみ当てはまるという修正下位文化仮説を、親族ネットワークに関して、これまで以上に強く支持するものであった。この場合、理論的解釈は次のようなものである。そもそも、都市度が親族ネットワークの選択性を増大させるという下位文化仮説には、都市的状況のもとでは、親族以外の選択肢が豊富に供給されているという前提があった。しかし、修正下位文化仮説

によれば、この前提が満たされるのは、成育過程で地元都市圏に豊富な関係資源（とくに友人）を蓄積することのできた人びとについてのみである。この蓄積があつてはじめて、大都市居住者は、親族関係に対して選択的になることができる、というのである。しかし、この解釈にも難点がある。都市の友人関係は、村落の親族関係の一部を代替しているのだろうか。ここで詳しく示すことはできないが、本調査データでは、東海3県出身者の場合、都市度とともに親しい友人数（とくに地域友人数）も減少しており、友人資源の増大を理由に親族に対する選択性の増大を主張することは難しい。

もうひとつの解釈は、むしろ村落の特質に注意を向けることである。村落的な地域に住み続けることは、地元集中している多くの親族に囲まれることを意味しており、それだけ人びとは親族集団に関与せざるをえなくなる。何世代にもわたる親族資源の地域的蓄積が構造的拘束効果をもたらし、親しい親族数が多くなると考えるのである。この解釈は、瑞浪市が、事実上いくつかの村落の集合体である地場産業都市であることから、とりわけリアリティがあるように思われる。実際、親しい親族数を距離別に分析してみると、東海3県出身者の場合にのみ、居住地の都市度は30分未満の親族数を減少させていた⁽⁶⁾。そして、それ以外の距離帯の親しい親族数に都市度による有意な違いは見いだされなかった。つまり、村落的地域に住む地元出身者は地域親族数が多く、それが親しい親族数の多さとなって現れていたのである。

一方、遠距離移住者は、親しい親族数に移動先の都市度による違いがなかった。それは、親族資源を出身地においてきてしまっているために、拡大親族を含めた親族集団に関与する条件を一様に欠いているからであろう。しかし、彼らは親族から孤立しているわけではなく、遠距離核親族（とくに親）やたまたま近くにいる親族との関係を維持し続けている。

また、分析結果は、少子化仮説に対して疑念を

投げかけるものであった。少子化仮説によれば、都市度による親族関係の減少とみえるものは、じつは少子化による親族保有量のものの減少によるものであると主張される。たしかに、核親族数は親しい親族数を部分的に説明するものであったが、核親族数の効果を調整しても、都市居住は親族関係を減少させていた。このことは、都市においては、相対的に少ない親族資源さえ使い切っていないことを意味している。また、村落において親族関係が多いのは、より多くの拡大親族に取り囲まれているからであろう。ここでもまた、このような考察が地元都市圏出身者についてのみ成り立つことに注意すべきである。地元都市圏出身者とは、大都市では典型的には都市化の局面で周辺村落から流入した世代かその子世代であるのに対して、村落部では典型的には何世代も地元に住んでいる地付きの人びとである。村落では、何世代も同じコミュニティに暮らすことによって拡大親族が地理的に集中し、地縁・血縁のしがらみが構造的拘束をつくり出す。これが村落における親族関係の多さを説明する最大の理由であろう。1970年代後半から始まった少子化よりも、それ以前からの何世代にもわたる親族関係の地域的累積にこそ目を向けるべきである。

このように、都市における親族関係の減少は、親族の地理的集中によって生じる構造的拘束からの解放を意味する、と考えるのが最も理にかなっている。したがってそれは親族集団の崩壊を意味するものかもしれないが、親族ネットワークの崩壊を意味するものではないように思われる。しかし、この解釈を確証するためには、親族の空間分布やサポート機能、友人ネットワークの様態など多角的な分析による補強が必要となるであろう。

【注】

- (1) Fischer (1982)を除き、英米の研究は、都市度が親族紐帯を弱めるという仮説に否定的である(Kasarda and Janowitz, 1974; White and Guest, 2003; Wilson, 1993 参照)。
- (2) 本調査は、日本学術振興会平成12～15年度科

学研究費補助金(基盤研究(B)(2))(研究代表者松本 康)により、名古屋大学文学研究科社会学研究室(丹辺宣彦助教授、田淵六郎講師)と東京都立大学大学院都市科学研究科都市住民・コミュニティ研究室(松本 康教授)が共同で実施したものである(肩書きは調査時)。

- (3) これは Fischer (1982) で採用されている方式で、わが国でも松本 (1992) などで多用されている。
- (4) 外れ値の分布は、居住地の都市度と関連があったので、これを捨てることはためらわれた。外れ値は、測定誤差ではなく、回答者の親族に対する態度を反映しているように思われる。
- (5) 予備分析の結果、親しい親族数に統計的に有意な 0 次の関連がある個人特性は、婚姻状態と家族周期段階だけであった(年齢には有意な効果はなかった)。このうち家族周期段階は、婚姻状態を含んでおり、未婚者と既婚者とのあいだで違いが大きいことが判明したため、本稿においては婚姻状態のみを分析に用いることにした。また学歴との関連は見いだされなかったが、Fischer (1982) では学歴が親しい親族数に有意に関連していたことから、社会経済的変数を代表するものとして分析に残すことにした。職業、従業上の地位、世帯収入など、他の社会経済的変数および出身地に有意な 0 次の関連は見られなかった。
- (6) 東海 3 県出身者の 30 分未満親族数に対する居住地の効果は、調整前 $\eta = .218$ ($p < .001$)、市内居住年数、婚姻状態、学歴を調整したのちは $\beta = .208$ ($p < .001$)、調整後の予測平均値は、真数ベースで、瑞浪市 1.65 人、多治見市 1.35 人、日進市 0.96 人、昭和区 0.93 人、北区 0.78 人で

あった。

【文 献】

- Fischer C. S., 1982, *To dwell among friends: Personal networks in town and city*, University of Chicago Press.
- Kasarda J. D., Janowitz M., 1974, "Community attachment in mass society," *American Sociological Review*, 39: 328-339.
- 松本 康, 1992, 「アーバンイズムと社会的ネットワーク—名古屋調査による『下位文化理論』の検証」『名古屋大学文学部研究論集』114 (哲学 38): 161-185.
- 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』勁草書房, 1-90.
- 大谷信介, 1995, 『現代都市住民のパーソナル・ネットワーク—北米都市理論の日本的解説』ミネルヴァ書房.
- 立山徳子, 1998, 「都市度と有配偶女性のパーソナル・ネットワーク」『人口問題研究』54(3): 20-38.
- White K. J. C., Guest A. M., 2003, "Community lost or transformed? :Urbanization and social ties," *City and Community*, 2(3): 239-259.
- Wilson T. C., 1993, "Urbanism and kinship bonds: A test of four generalizations," *Social Forces*, 71(3): 703-712.
- Wirth L., 1938, "Urbanism as a way of life," *American Journal of Sociology*, 44: 1-24.
- 安河内恵子, 2000, 「都市度と親族ネットワーク—親しい親族数と近親保有量を中心として」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, 71-85.