

都市度、居住移動と社会的ネットワーク

はじめに

1. 親族ネットワーク
2. 近隣ネットワーク
3. 友人ネットワーク

結論

松本 康*

要 約

名古屋調査から引き出された修正フィッシャー仮説を、東京調査のデータによって検証した。都市度が中距離友人数を増加させるという仮説は、仮説どおり首都圏出身者においてのみ支持され、地方出身者にはあてはまらない。都市度と近隣ネットワークの規模との逆相関は、高経済地区においてのみ認められたが、近隣依存度との逆相関はすべての回答者にあてはまる。しかし、親族関係は都市度の影響をまったく受けていない。規模も依存度も、親族資源の近接性、それゆえ、回答者の出身地に圧倒的に規定されている。そのほか居住移動が社会的ネットワークに与える諸影響が示唆される。

はじめに

コミュニティ問題と下位文化理論の彫琢

ここでの問題は、都市が社会的ネットワークに与える効果についての検討である。都市が社会関係に与える効果は、都市社会学の基本問題の1つである。通俗的な理論によれば、都市は、親族・近隣によって構成されるゲマインシャフト（共同社会）を衰退させ、ゲゼルシャフト（利益社会）を発達させる。その結果、個人は共同体から解放され「自由」を獲得すると同時に、孤立と疎外に苦しむことになる、と考えられていた。

しかし、このような見方は、次の2つの点でアン

ビバレンスを含んでいる。第1にゲマインシャフトは、封建的な束縛を意味するだけでなく、感情融合にもとづく本質的な結合を含んでいる。この概念の提唱者であるテンニエスが意図していたのは、ゲマインシャフトの再評価であり、その衰退がはらんでいる問題点であった。テンニエスによれば、「本質意志」にもとづくゲマインシャフトは「あらゆる分離にもかかわらず本質的に結合している」のに対し、選択意志にもとづくゲゼルシャフトは「あらゆる結合にもかかわらず本質的に分離している」という。ゲマインシャフト的結合は、人間に欠かせない結合形態のひとつなのである。(Tönnies, 1882 = 1957)。

もう1つのアンビバレンスは、ゲゼルシャフトが、個人の生から自立した巨大な機構として成立

* 名古屋大学文学部助教授

することによって「客観的な文化」を生み出す一方で、個人に対しこの機構の歯車としての機能を要求することになるという問題である。ウェーバーの「合理化」論が提起しているように、ゲマインシャフトの衰退は「魔術からの解放」を意味すると同時に、合理的な官僚制というゲゼルシャフトの「鉄の檻」への新たな従属をも意味している。ジンメルが大都市に見いだしたのは、都市という巨大な客観的機構に対して、「自己保存」を図ろうとする〈生〉の運動であった。(Simmel, 1957 = 1976)。

近年、この問題は、ウェルマンによって「コミュニティ問題」として、経験的な水準で提起された(Wellman, 1979)。ウェルマンによれば、従来の議論が一哲学的な評価は別として一経験的には「コミュニティ喪失」論を前提としていたのに対し、これとは別に、ゲゼルシャフト化にもかかわらずコミュニティは存続しているという「コミュニティ存続」論、およびコミュニティは空間的・構造的制約から解放され分散的なネットワークに変容したとする「コミュニティ解放」論が考えられるという。いずれも、都市社会におけるコミュニティ(ゲマインシャフト)の変容についての代替的な仮説であり、19世紀以来の「ゲマインシャフト」問題の現代的な定式化である。

フィッシャーの下位文化理論は、この問題をさらに、都市度と社会的ネットワークという経験的な仮説の水準に下ろして特定化したものである。フィッシャーによれば、都市度(人口の集中と定義される)は、他の構造的要因と絡み合って、社会的ネットワークの選択性を増大させ、多様な下位文化を生成させる。この理論の骨子は、都市度が、親族でも近隣でもない友人関係を増大させる効果をもち、これが親族関係や近隣関係の量や質あるいは機能などに間接的な影響を与えるというものである。フィッシャー仮説は、フィッシャー自身の手による北カリフォルニア調査で、基本的には検証されている(Fischer, 1982)。

われわれは、フィッシャー仮説の検討をとおして、下位文化理論を理論的・経験的に彫琢してきた(松本, 1992a; b)。下位文化理論の理論的彫琢

については、すでに何回も論じてきたので、ここでは社会的ネットワークの形成に関するもっとも原理的な仮説について簡単に触れるにとどめよう。

われわれの解釈によれば、下位文化理論の基礎にある社会的ネットワークについての基本仮説は、次の3つである。①社会関係は、一定の機会-制約のもとでの選択の結果である。②社会関係の選択に介入する機会-制約には、個人の社会構造上の位置による機会-制約(構造的な機会-制約)と空間的な位置による生態学的な機会-制約がある。個人の占める地位(社会経済的地位や家族的地位など)による効果は、前者にもとづくものであり、都市度による効果は、後者にもとづくものである。なお、都市度は、接触可能な人口量として再定義される。③特に、関係の選択性が高い場合、選択の基本原理は、何らかの「類似性原理」(同類結合原理)による¹⁾。

下位文化理論の経験的な彫琢については、すでに名古屋調査にもとづく筆者の検討がある(松本, 1992b)。この調査においては、親族・近隣・友人ネットワークの編成に対し、都市度と居住移動が交互作用していることが明らかとなった。すなわち、名古屋を含む東海3県(愛知・岐阜・三重)出身者においてのみ、フィッシャー仮説は支持された。親族・近隣・友人関係についての特定化された知見については、本稿の分析の前提となる仮説として、分析の過程でその都度、言及することにした。

東京調査の特性と本稿の課題 本稿の課題は、名古屋調査の知見を基礎に、さらに、下位文化理論を彫琢し、その意義を考察するところにある。名古屋調査の焦点は、都市度の効果それ自体の検討にあり、そのため、開発時期がほぼ同じである都心と郊外の2つの集合住宅団地の「実験室」的な比較を行った。両者の住民(男女)は、ライフステージ、社会階層などの点で類似しており、その意味で構造的変数の効果は、あらかじめかなり「コントロール」されていた。今回の東京調査の場合、調査対象は、35~49歳の女性に限られているが、文京区、北区、町田市、青梅市の4市区から調査地点を選定している。

都市度の観点からいえば、文京がもっとも都市度が高く、青梅がもっとも都市度が低い。加えて、経済的なばらつきが考慮され、住民の経済的地位は、文京と町田では高く、北と青梅では低くなるように選定された。したがって、調査地域の地域特性としては、「高都市・高経済」（文京）、「高都市・低経済」（北）、「低都市・高経済」（町田）、「低都市・低経済」（青梅）の4類型を含んでいることになる。ただし、同じ「高都市」地区でも、文京が準都心地区にあたるのに対して、北はやや周辺に属するインナー・エリア（都市内部地区）である。また同じ「低都市」地区でも、町田は郊外住宅地区であるのに対し、青梅は衛星都市としての性格が強い。この点は、データの解釈にあたって留意しておく必要がある。

本稿の課題は、このようなサンプル特性をもつ東京調査データにもとづいて、名古屋調査よりもより「自然な」状態において、大都市住民の社会的ネットワークの編成を検討することにある。その際、特に焦点となる問題は、次の3点である。①親族・近隣・友人ネットワークに関して、フィッシャー仮説（北カリフォルニア調査の知見）、あるいは修正フィッシャー仮説（名古屋調査の知見）が支持されるのか。②都市度と居住移動、社会経済的地位、家族的地位などがどのように絡み合っているのか。③大都市ではあるが同時に地方都市としての性格も強い名古屋と、大都市であり首都である東京とでは、都市度の効果にどのような違いがあるのか。以下では、親族、近隣、友人の順に、検討を加えていきたい。

1. 親族ネットワーク

親族関係は、「血のゲマインシャフト」といわれるように、もっとも原初的な社会関係である。通説によれば、近代産業社会における都市化は、親族関係を衰退させる。しかし、近年、単純な親族衰退仮説は、修正されつつある。

フィッシャーは、北カリフォルニア・データの分析にもとづいて、都市生活は他の代替選択肢を用意することで親族関係を減少させる、と認めて

いる。しかし、都市部においても、核親族関係（別居の親子関係）は維持され、危急の際の援助資源として機能していると論じる（Fischer, 1982: 83）。また、ウェルマンは、トロント・データを使って、メトロポリス圏域に広がる親族ネットワークは、近隣ネットワークよりも重要な援助資源になっていることを明らかにし、コミュニティ解放論の根拠としている（Wellman, 1979; 野辺, 1991も参照）。ウェルマンにあっては、コミュニティは援助機能をもつ親密な関係のネットワークという意味で用いられており、コミュニティ解放論とコミュニティ存続論の分岐点は、親密で援助機能をもつネットワークが、地域的な制約を超えているかいないかというところにある。

名古屋調査においては、親族数（親族ネットワークの規模）にかんして、次の3点が明らかとなった。①親族の空間的分布にかんしては、出身地に親族が多い。すなわち、東海3県出身者は2時間以内の場所に親族が多く、新規流入者は2時間以上の遠距離親族が多い。②都市度の効果は、地元出身者にかんしてのみわずかに認められる。すなわち、東海3県出身者の場合、都心居住は、親族関係量をわずかながら減少させる。これは、フィッシャーの仮説を、弱いながらも条件付きで支持している。③新規流入者にとっては、都市度の効果はみられず（逆に、郊外居住が親族数をわずかながら減少させている）、遠距離親族関係を維持している。新規流入者にとっては、都市が切り開く機会を活用できず、そのため、遠距離親族関係を維持せざるを得ないと考えられる（松本, 1992b）。

これらの仮説は、東京調査によって支持されるであろうか^②。

(1) 親族ネットワークの規模

親族ネットワークの規模（親族の総数）にかんして、名古屋データと同様、東京データにおいても、居住地（4地区）、都市度、社会経済的諸変数（学歴、世帯収入、配偶者職業など）、ライフステージなどによる相違は認められなかった^③。しかし、出身地については、名古屋データとは違って、首都圏出身者は地方出身者よりも親族総数が有意に

多い。つまり、「首都圏出身者は、地方出身者より、日頃から親しく頼りにしている親族の数が多い」。このことは、それほど驚くべきことではない。「首都圏出身者は親族が近くににいる」とすれば、関係の維持は地方出身者に比べて容易であるからである。なぜ名古屋データでは、親族総数に出身地の効果がないのかという問題はしばらくおくことにして、まずは、「首都圏出身者は、近傍に親族が多

い」ことを確認しよう。

表1 (A・B) は、親族の空間的分布を、居住地別、出身地別に集計したものである。この表から、「首都圏出身者は近傍に親族が多い」、また一般に「出身地近傍に親族が多い」という仮説が立証される。すなわち、首都圏出身者（東京・神奈川・埼玉・千葉）は地方出身者に比べて2時間以内の親族が多く、逆に、地方出身者は首都圏出身者に比べ

表1 回答者の居住地・出身地と親族の空間分布 (A)

	～30分	30分～1時間	1～2時間	2時間以上	N
文京区					
東京都	1.71	1.60	1.42	0.79	319
隣県3県	0.80	1.32	2.30	1.28	50
8大都市	1.00	0.92	1.46	2.54	48
県庁所在	0.75	0.50	1.23	1.73	44
その他	0.94	1.13	1.43	2.55	122
文京計	1.34 **	1.34 **	1.49 **	1.42 **	583
北区					
東京都	1.82	1.45	1.49	1.02	230
隣県3県	0.71	1.53	1.73	1.10	51
8大都市	0.75	0.78	0.75	2.61	36
県庁所在	0.93	0.79	1.21	1.86	42
その他	0.72	0.72	1.02	2.38	163
北区計	1.22 **	1.13 **	1.30 **	1.63 **	522
町田市					
東京都	1.13	1.35	1.52	0.78	295
隣県3県	1.17	1.23	1.71	1.15	99
8大都市	0.62	0.43	1.07	2.70	60
県庁所在	0.42	1.31	1.02	1.87	45
その他	0.59	0.79	1.10	3.04	135
町田市計	0.92 **	1.12 **	1.38 **	1.58 **	634
青梅市					
東京都	2.80	1.58	0.99	0.66	298
隣県3県	1.89	0.75	1.25	1.83	36
8大都市	0.77	0.38	1.08	2.62	26
県庁所在	1.24	0.90	0.93	3.46	41
その他	0.74	0.54	0.92	2.53	156
青梅市計	1.96 **	1.13 **	0.99ns	1.56 **	557

注) 親族数は、実数平均値。出身地は、中学校の場所。地区計欄の*は、列の分散分析の有意差検定の結果で、対数平均にもとづくもの。** = $P < .01$; * = $P < .05$; ns = $P > .05$ 。

表1 回答者の居住地・出身地と親族の空間分布 (B)

	2時間以内	2時間以上	親族総数	N
文京区				
首都圏出身	4.69	0.86	5.54	369
地方出身	3.27	2.38	5.64	214
	4.16 **	1.42 **	5.58ns	583
北区				
首都圏出身	4.62	1.04	5.65	281
地方出身	2.52	2.33	4.85	240
	3.65 **	1.63 **	5.28 *	521
町田市				
首都圏出身	4.03	0.87	4.90	394
地方出身	2.44	2.74	5.18	240
	3.43 **	1.58 **	5.00ns	634
青梅市				
首都圏出身	5.13	0.79	5.92	333
地方出身	2.37	2.71	5.08	223
	4.02 **	1.56 **	5.58 *	556
全体				
首都圏出身	4.59	0.88	5.47	1377
地方出身	2.64	2.54	5.18	917
	3.81 **	1.54 **	5.35 **	2294

て2時間以上の遠距離親族が多いのである (B表)。さらに、A表にもどって地域別の特性を見ると、特に文京・北・青梅の東京出身者は、近距離に親族 (30分以内) が多いのに対し、町田だけは1~2時間と距離が離れる。一般に、遠距離親族の多いカテゴリーほど、親族総数も低下する傾向がみられる。

都市度の効果はどうであろうか。数値の上では、都市度が親族数を減少させる傾向が見られるが、検定の結果、高都市地区と低都市地区の首都圏出身者の間に親族数の有意差は認められない。つまり、東京調査のデータによれば、「首都圏出身者にとって、都心居住は親族総数を減少させない」のである。フィッシャー仮説は、親族関係にかんするかぎり、そのままでは支持されない⁽⁴⁾。

(2) 親族との接触頻度

では、実際に、人びとはどのくらい親族と接触

しているのだろうか。親族との日頃の交流を接触頻度によって検討しよう。ここでは、親族との接触頻度を、頻度の高い順に「週2~3回以上」に6点、「週1回程度」に5点、「月2~3回程度」に4点、「2~3ヶ月に1回」に3点、「年に1~2回程度」に2点、「全くしなかった」および「親戚はいない」に1点、として得点化した尺度を用いている。

主な個人属性別に得点の平均値を比較した結果、サンプル全体にかんして次の5つの独立効果がみられた (表2)。①出身地にかんして、首都圏出身者は、地方出身者に比べて、接触頻度が有意に多い。「首都圏出身者は近傍に親族が多いから、接触可能性が高い」という上述の憶測がここでも裏づけられている。②ライフステージにかんしては、長子の成長段階を基準とした分類で「小学校入学前」の育児期で接触頻度が多くなっている。最初の子どもが幼児の段階であり、初孫の顔を見せる

表2 親族との接触頻度の多重分類分析

	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
居住地				
文京区	.19	.12	—	569
北区	-.07	.07	—	501
町田市	-.08	-.15	—	627
青梅市	-.05	-.01	—	533
(偏) 相関比	.09 **	.08 **		
都市度				
高都市地区	.07	—	.10	1070
低都市地区	-.06	—	-.09	1160
(偏) 相関比	.05 *		.07 **	
出身地				
首都圏出身	.39	.37	.37	1337
地方出身	-.58	-.56	-.56	893
(偏) 相関比	.36 **	.35 **	.35 **	
住宅階層				
持家一戸建て	.06	.04	.04	1238
分譲マンション	.14	.08	.10	208
借家一戸建て	.07	.11	.11	134
賃貸マンション	-.00	-.06	-.05	235
社宅・官舎	-.44	-.31	-.32	155
都営・市営	-.18	-.06	-.06	196
アパート・間借り	-.15	-.10	-.10	64
(偏) 相関比	.11 **	.08 *	.08 *	
ライフステージ (長子段階)				
子どもなし	-.11	-.18	-.19	174
小学校入学前	.38	.32	.32	103
小学生	.21	.14	.14	396
中学生	-.05	-.06	-.05	317
高校生以上	-.07	-.03	-.03	1240
(偏) 相関比	.10 **	.08 **	.08 **	
学歴				
中学卒	-.32	-.17	-.14	161
高校卒	-.06	-.05	-.04	1162
短大卒	.12	.07	.06	386
大学卒	.14	.11	.10	521
(偏) 相関比	.10 **	.06 *	.06 n.s.	
重相関係数		.390 **	.388 **	2230

注) ** = P < .01 ; * = P < .05 ; 各カテゴリーの数値は全体平均 (3,560) からの偏差を示す。

表3 親族との接触頻度の多重分類分析（地方出身者のみ）

	調整前	調整後	N
居住年数			
2年未満	.10	.17	60
2～5年	.02	.04	111
5～10年	-.12	-.09	203
10～20年	-.08	-.08	359
20年以上	.35	.28	122
（偏）相関比	.13 *	.11 *	
住宅階層			
持家一戸建て	.11	.07	409
分譲マンション	.08	.12	91
借家一戸建て	.24	.24	54
賃貸マンション	-.00	-.02	99
社宅・官舎	-.58	-.43	91
都営・市営	-.05	-.04	84
アパート・間借り	-.32	-.27	27
（偏）相関比	.18 **	.14 **	
配偶者の出身地			
東京都	.32	.26	332
隣県（3県）	-.20	-.22	36
8大都市	-.23	-.21	85
県庁所在地	-.21	-.16	95
その他	-.19	-.15	307
（偏）相関比	.21 **	.18 **	
重相関係数		.278 **	855

注）** = $P < .01$ ；* = $P < .05$ ；各カテゴリーの数値は平均（2.982）からの偏差。

などの親族の交流のほか、実際に子育てに手がかかることから、保育援助などのニーズも反映していると考えられる。この時期以降、接触頻度は遞減するが、前項の親族数の分析においては、この傾向はみられなかった。このことから、親族関係は、潜在的な資源であって、ニーズがない場合にも保持されていると推測することができる。育児期は、潜在的な親族資源がもっとも活性化する時期といってよい。③居住地の都市度にかんしては、フィッシャー仮説に反して、高都市地区のほうが、親族との接触頻度が有意に高い。④居住地別に詳しく検討してみると、文京で特に多く、準

都心地区で親族交流が盛んであることが推測される。⑤住宅階層、学歴などでも強い相関が現れている。住宅階層では、借家一戸建て、分譲マンション、持家一戸建ての居住者、学歴では高学歴者で、親族交流が盛んである。このほか、前住地にかんしても、相関が確認された。

これらの点からみて、ライフステージを除けば、地元性、高階層、都市度がそれぞれ親族交流を促進していると推測される。この点を明らかにするために、親族の空間的分布の異なる首都圏出身者と地方出身者に分けて、分析し直すことにしよう。

表3は地方出身者について、親族との接触頻度に

表4 親族との接触頻度の多重分類分析（首都圏出身者のみ）

	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
居住地				
文京区	.17	.06	—	344
北区	.04	.10	—	257
町田市	-.18	-.15	—	371
青梅市	-.01	.04	—	307
(偏) 相関比	.11 **	.08 (*)		
都市度				
高都市地区	.11	—	.07	601
低都市地区	-.10	—	-.06	678
(偏) 相関比	.09 **		.05 (*)	
出身地				
東京都	.08	.06	.06	1056
隣県 (3 県)	-.37	-.27	-.28	223
(偏) 相関比	.14 **	.10 **	.11 **	
前住地				
同一市区内	.15	.12	.13	416
東京都内	-.06	-.07	-.07	547
隣県 (3 県)	-.23	-.12	-.14	241
その他	.33	.27	.27	75
(偏) 相関比	.13 **	.09 *	.10 **	
世帯収入				
300 万未満	-.80	-.71	-.69	26
300~500 万	-.17	-.16	-.15	109
500~700 万	.06	.07	.09	223
700~900 万	.07	.04	.06	229
900~1000 万	.05	.06	.06	199
1100~1300 万	-.04	-.07	-.09	183
1300~1500 万	.08	.08	.08	106
1500 万以上	.00	.00	-.02	204
(偏) 相関比	.11 *	.10 (*)	.10 (*)	
学歴				
中学卒	-.42	-.34	-.29	74
高校卒	-.07	-.06	-.05	666
短大卒	.12	.11	.09	232
大学卒	.17	.14	.11	307
(偏) 相関比	.12 **	.10 *	.08 (*)	
住宅階層				
持家一戸建て	-.04	-.01	-.01	777
分譲マンション	.28	.11	.13	113
借家一戸建て	-.07	-.02	-.03	77
賃貸マンション	.11	.01	.01	126
社宅・官舎	.19	.06	.06	57
都営・市営	-.23	-.14	-.11	97
アパート・間借り	.08	.14	.13	32
(偏) 相関比	.10 *	.05 n. s.	.04 n. s.	
ライフステージ (長子段階)				
子どもなし	-.21	-.24	-.25	107
小学校入学前	.60	.49	.50	62
小学生	.17	.12	.12	238
中学生	-.01	-.05	-.04	179
高校生以上	-.08	-.04	-.04	693
(偏) 相関比	.14 **	.11 **	.12 **	
重相関係数		.273 **	.269 **	1279

注) ** = P < .01 ; * = P < .05 ; (*) = P < .10 ; n. s. = P > .10. 各カテゴリーの数値は平均 (3.949) からの偏差。

対する主な地位変数の効果を示したものである。全体サンプルで有意であった変数がすべて有意性を失い、その代わりに「居住年数」($P < .05$)「住宅階層」($P < .01$)「配偶者の出身地」($P < .01$)の3変数だけが効果をもつ。居住年数にかんしては、2年未満と20年以上の両極で頻度が高い。2年未満は、おそらく都市への新規流入者を含んでおり、遠距離親族との接触をとりわけ維持していることを示唆している。その後、都市へと適応していく過程で、接触頻度は減退していく。他方、20年以上の居住者は、おそらく次の世代の再生産の段階に入り、第2世代が都市圏内部にいるものと推測される。住宅階層では、借家一戸建て、持家一戸建てが多いが、理由は定かではない⁵⁾。配偶者の出身地では、配偶者が東京出身のもので親族交流が多く、夫方の親族との接触機会が多いことを示唆している。その他の変数の効果に有意性が見られないこと、とりわけライフステージによる有意差が見られないことは、地方出身者にとって、親族は遠くにおり、接触のための生態学的な機会が制約され、子育て期のニーズにも対応できないことを示唆している。もちろん、この場合、都市度が親族交流を促進するという傾向もみられない。

首都圏出身者については、親族交流の変異を有意に説明する変数がかなり確認された(表4)。そのなかから、次の6つの変数についてとりあげよう。

①居住地にかんしては、見かけ上文京の頻度が高い。しかし、他の変数をコントロールすると、文京区に居住することが親族交流を高めているというよりは、文京区居住者が、親族交流を高める条件をより多く持ち合わせていることが明らかとなる。むしろ、居住という点では、町田に居住することは、他の条件が等しい場合、親族交流をわずかに低める結果となる。なぜだろうか。その理由は、首都圏出身者のなかで町田居住者だけが、親族との時間距離が長いことに求められよう。文京および北の居住者は、都市居住の利点を活かして親族との近接性を確保している。また、青梅居住の首都圏出身者の多くは、青梅近傍の地元出身者であると考えられる。したがって、他の条件が等

しい場合、郊外住宅居住は、親族との距離を長くし、接触頻度をわずかながら低めるのである。

②都市度にかんしては、記述的には文京居住者の頻度の高さが影響して、都市度が高いほど、親族交流は多いということが明らかとなった。また他の条件をコントロールすると、今度は、郊外住宅地区・町田の居住者の親族交流の低さが影響して、都市度の高さが親族交流をわずかに高める結果となった。前項の親族総数の分析では、「都市度の高さは、親族総数を減少させない」ことが確認されたが、実際の接触頻度にかんしては、さらに当初の仮説から離れ、わずかとはいえ「首都圏出身者にとって、都市内部居住は、親族接触の頻度を増加させる」可能性が生まれてきたわけである。この理由については、さらに次項で検討を深めることにしよう。

③前住地にかんしては、「同一市区内」および「その他」で高い。同一市区内は、地元出身であることを示唆しており、親族との空間的近接性が接触頻度を高めるという仮説が応用できる。「その他」は、サンプルが首都圏出身者に限られていることを考えると、いわゆる「Uターン」組であり、地元に戻ってきた層であることが推測される。前住地のカテゴリーは「出身地」をより細かく反映している可能性が高い。

④学歴にかんしては、短大卒以上の高学歴層で、親族交流が盛んであることを示している。フィッシャーの北カリフォルニア・データでは高学歴層の親族総数は概して低いことを想起すると、これは注目すべき知見である。この点も次項で考察することにしよう。

⑤ライフステージにかんしては、全体サンプルの分析の際に述べた説明がそのまま当てはまる。子育て期のニーズが、親族交流を活性化させるのである。首都圏出身者においてのみこのことが当てはまる。つまり、親族ネットワークから援助が得られるのは、親族が比較的近傍にいる首都圏出身者に限られている。

要約すると、親族との接触頻度の分析から、次の2点が明らかとなった。①親族との空間的な近接性が接触頻度を高める。これは、すでに、親族

総数の分析でも明らかになっていたことである。ここから、「首都圏出身者は、地方出身者に比べて親族との接触頻度が高い」、また「首都圏出身者でも、出身地から離れた郊外住宅地区への居住は、親族との接触頻度をわずかに低める」「地方出身者でも配偶者が東京出身であれば交際頻度は高まる」などの知見が説明できる。②子育て期のニーズに対応して、親族交流の頻度が高まる。しかし、これは親族の近接性が前提条件となっており、この条件を満たさない地方出身者には当てはまらない。また、子育て期以外においても親族総数に有意な変化がないことから、親族資源は、援助を必要としない場合でもしばしば潜在的な資源として保持されていることが示唆される。

残された論点は、次の2つである。①親族総数の分析では、首都圏出身者にとって「都市居住が親族関係を減らさない」ことが示されたが、頻度の分析ではさらに進んで「都市居住はわずかながら親族接触頻度を高める」ことが示唆された。当初の仮説は、「都市居住は、親族関係を減らす」というものであり、その根拠は、他の代替的な選択肢が都市では豊富に得られるからというものであった。名古屋においては、都心居住の方が親族との近接性が高いにもかかわらず、総数はわずかに低下していた。しかしこの効果は、東京データでは、確認されない。②接触頻度の分析では、首都圏出身者のなかで、とくに高学歴層が頻繁に親族と接触していることが示された。この点を説明するには、この層に何らかのニーズがあると考えるのが理にかなっている。次項で、この2点についてさらに検討をつづけよう。

(3) 親族依存度

今回の調査票では、「留守の際の郵便受け取り」「病人の看病」「教育や進路の相談」「貯蓄や借金についての相談」「気軽なおしゃべり」「生き方の悩み」の6項目についてそれぞれ主にどの関係に頼るか(5種類:親族、近所、職場、友人、専門的なサービス)を択一で尋ねている。最初の2つが「実用的援助」機能、次の2つが「相談」機能、最後の2つが「伴侶性」機能という位置づけである。各項目

とも親族を挙げた回答者が多く、それぞれ、「郵便」27.3% (2位)、「看病」64.4% (1位)、「教育」28.1% (2位)、「借金」36.9% (2位)、「おしゃべり」11.7% (3位)、「生き方」23.9% (2位)である。親族資源はどのような問題にも対応できる汎用性の高い援助資源である。特に病人の看病のような危急の際の援助には親族は欠かすことができない。

親族の援助機能の変異を見るために、各援助項目ごとに回答を「親族」と「それ以外」(無回答を含む)に再コード化し、おもな地位変数とのクロス表を作成してみた(表5)。一貫した特徴が現れたのはここでも回答者の「出身地」との関連であった。6項目のすべてにかんし、首都圏出身の方が地方出身者よりも「親族」を挙げる率が高かった。また、ライフステージとの関連も、実用・相談の4機能でみられ、小学校入学前のステージで親族依存が比較的強く現れている。しかし、とくにここで注目したいのは「郵便」と「看病」について、数多くの興味深い特徴が浮かび上がったことである。

まず「郵便の受け取り」については、居住地(文京)、出身地(首都圏)、学歴(大卒)、住宅階層(賃貸マンション)、ライフステージ(小学校入学前)、就労状態(自営、常勤)で有意な関連がみられた。そこで、「親族」を1点、それ以外を0点とする得点を与え、首都圏出身者についてのみ、居住地、学歴、ライフステージ、就労状態の独立効果を検討したところ、居住地、学歴がそれぞれ1%有意、ライフステージが5%有意の独立効果が確認された。すなわち、「文京区に居住していること」、「短大卒以上であること」、「子どもが小学校入学前であること」は、それぞれ「郵便の受け取り」についての親族依存を高めている。本来、「郵便の受け取り」は近接性を必要とする援助項目で、近隣が果たすことが多い。われわれのデータでも1位は近隣であった。このことから、特に文京区在住の、首都圏出身者で、短大卒以上の子育て期にあるものは、30分以内の近所に親族がおり、交流が頻繁で、近隣機能を代替していることが明らかとなる。このことが、首都圏出身の高都市地区居住者の親族関係を「減退させない」、もしくは接触頻度を「わ

表5 6つの援助項目に対する親族依存度

	居住地	出身地	学歴	収入	住宅階層	ライフステージ	就労状態
郵便の 受け取り	.158 ** (文京) 39.2	.177 ** (首都圏) 33.9	.142 ** (大卒) 35.7	.056 n. s.	.132 ** (賃貸) 32.0	.129 ** (小前) 40.4	.109 ** (自営) 30.7
病人の 看病	.083 ** (青梅) 71.0	.117 ** (首都圏) 68.9	.060 * (高卒) 67.1	.110 ** (500 - 700) 72.5	.056 n. s.	.069 * (小) 69.1	.048 n. s.
教育や進 路の相談	.047 n. s.	.060 ** (首都圏) 30.3	.037 n. s.	.063 n. s.	.062 n. s.	.069 * (小前) 37.6	.071 ** (非就労) 31.7
貯蓄や借 金の相談	.025 n. s.	.059 ** (首都圏) 39.3	.044 n. s.	.131 ** (500 - 700)	.078 * (借家) 43.3	.104 ** (小前) 50.5	.108 ** (パート) 40.8
気軽なお しゃべり	.037 n. s.	.069 ** (首都圏) 13.4	.026 n. s.	.054 n. s.	.050 n. s.	.022 n. s.	.056 n. s.
生き方の 悩み	.042 n. s.	.044 * (首都圏) 25.3	.052 n. s.	.052 n. s.	.065 n. s.	.041 n. s.	.076 ** (自営) 27.0

注) 数値は、クramer係数。カイ自乗検定の結果は、** = $P < .01$; * = $P < .05$; n. s. = $P > .05$ として示す。
括弧内はもっとも比率の高いカテゴリー。その下の数値は親族に頼ると回答したものの比率。

ずかに増加させる」原因になっている。文京区でなくても、これらの条件(学歴・親族の近接性)を満たしていれば、親族が近隣機能を代替できるし、実際にデータはそれを示している。ではなぜ文京区で特に多いのか。その理由は、近隣の衰退に求めるほかはないように思われる。特に、高学歴層を中心に都心部の地元出身者は、近隣関係への期待を低下させているように思われる。

一方、「病人の看病」は、一般に親族に期待される援助機能である。われわれのデータでも、6割を越える回答者が「親族」依存の傾向を示している。特にそのなかでも、居住地(青梅)、出身地(首都圏)、学歴(高卒)、世帯収入(低)、ライフステージ(長子小学生)などで有意な効果が見られ、首都圏出身者に限って各変数を相互にコントロールしてみると、世帯収入とライフステージに独立効果が見られた($P < .05$)。すなわち、一般に、低階

層、子育て期において「看病」にかんして親族依存が特に深く、「郵便」にみられる傾向と対照的である。おそらく、「看病」は、本来の親族依存をもっとも典型的に示す指標であり、親族依存は、この点では低階層・低都市地区の特徴なのである。郊外住宅地町田は、親族の近接性の欠如と社会経済的階層の高さから、低都市地区としての特徴を示さなかったものと推測できる。そうであってみれば、フィッシャーの仮説と知見に照らして逸脱的なのは、準都心地区文京の、とくに高学歴層にみられる近隣機能代替的な親族依存だということになる。

全体を要約しよう。われわれの分析から明らかになったことは次の諸点である。

①首都圏出身者は、近傍に親族が多い。この点で相対的に親族との空間的な距離が大きいのは町田である。②首都圏出身者にかんして、都市度が、

親族関係を減少させるという効果は見られず、親族との接触頻度、親族依存の回答者による変異のかなりなものは、回答者がどこに住もうと、親族との近接性・接触可能性によって説明できる。③他の条件がどうであれ、小学校入学前の段階の子どもをもつ回答者は、親族依存のニーズが高く、近接性が保証されている限り、この段階で接触頻度・依存度は増す傾向にある。④高都市地区に住む高学歴の首都圏出身者は、近接性を必要とする援助に親族資源を活用している。こうした特徴は特に文京区の高学歴者で顕著である。このことが、北カリフォルニア調査、名古屋調査の結果に反して、東京調査で親族関係に都市度の効果がみられなかった理由である。⑤他方、危機に際しての援助として親族資源に依存する傾向は、一般にみられるが、特に低階層・低都市地区で特徴的である。⑥地方出身者は、近傍に親族資源が少ない。よって、親族資源の動員には限界があり、接触頻度・依存度ともに、首都圏出身者と格差がある。ライフステージによる変異も見られず、親族資源はニーズに対応できないことを示している。

2. 近隣ネットワーク

親族関係が「血のゲマインシャフト」であるとするれば、近隣関係は「場所のゲマインシャフト」である。通説は、都市化とともに近隣関係は衰退すると説く。しかしこれについては、近隣コミュニティの存続を主張する報告も少なくない。また、従来の情緒的な近隣関係とは別に、限定的な近隣関係の存続を説く議論もある(Janowitz, 1952; 中村, 1973; Fischer, 1984)。

フィッシャーは、理論的には、都市における社会的ネットワークの選択性の増大は、近隣関係を機能的に特化された最小限のものに抑え、それゆえ近隣関係は都市度とともに減滅すると予想していた。しかし、北カリフォルニア調査データにおいて、都市度と近隣関係量の逆相関を示すことができなかった。記述的には、見かけ上、都心部に近づくほど近隣関係量が減少傾向を示していたにもかかわらず、フィッシャーの分析は、他の条件

を等しくすると、居住地にかかわらず近隣関係量は一定であることを示していた(Fischer, 1982: 101)。一方、名古屋調査データは、新中間層を中心とする二つの集合住宅団地の比較を通じて、次の諸点を明らかにした。①近隣関係量は、男性よりも女性に多い。これは、近隣関係が主婦役割と結びついていることを示唆している。②近隣関係量はライフステージによって規定され、小さい子どもをもつ母親でもっとも多い。③東海3県出身者に比べて、東海3県以外からの流入者は、近隣関係量が多い。④東海3県出身の女性の場合、都市度は、近隣関係量を減少させる効果がある。このことは、近隣の崩壊を意味するものではなく、むしろ、近接性を必要とする援助関係に、近隣関係が特化することを示唆している。⑤東海3県以外の出身者(女性)の場合、都市居住は近隣関係量を減少させない。つまり、流入者にとっては、他の代替選択肢(友人・親族)が都心においても得られないので、近隣依存が強いのである。この修正フィッシャー仮説が東京にも当てはまるのであろうか？

(1) 近隣ネットワークの規模

全体サンプルの単純な比較によれば、東京データの場合、高都市地区(文京・北)と低都市地区(町田・青梅)で、回答者(すべて女性である)の挙げた「頼りにし親しくしている近所の人の数」に有意差は見られなかった。つまり、見かけ上、都市度による差は見られなかったわけである。また、居住地(4地区別)、出身地による有意差も見られなかった。確認された変異は、①居住年数が長くなるほど、近隣関係量は増大する、②ライフステージでは、長子が小学生段階でもっとも近隣関係量が多く、その後減滅する、という2点のみである。ただし、この2つに居住地と出身地を加えた4つの変数を、分散分析によって、相互にコントロールし、その効果を検討してみると(表6)、出身地、居住地についても弱い関連が認められた(ともに $P < .05$)。すなわち、③地方出身者の方が、首都圏出身者よりも近隣関係量が多く、また④町田市居住者に近隣関係量が多く、文京区居住者に少ないこ

とが明らかとなった。つまり、データは傾向的には名古屋調査データと類似していたわけである。

しかし、首都圏出身者のみに限定して、再度、同じ分析を試みた結果、居住地の効果はふたたび有意性を失い、居住年数 ($P < .01$)、世帯収入 ($P < .05$)、就労状態 ($P < .01$)、ライフステージ ($P < .01$) の4変数が近隣関係量の変異の説明に有効であることが判明した (表7)。世帯収入の効果は弱いものの、900万~1100万の中所得層でもっとも多く、両端で少ない。また、就労状態では、自営業従事者がもっとも多く、常勤雇用者がもっとも少ない。都市度の効果が有意でなかったことは、

名古屋データが立証した仮説をくつがえすものである。なお、地方出身者のみに限定した同様の分析では、やはり、居住地の効果は有意ではなく、居住年数 ($P < .01$)、配偶者の職業 ($P < .05$)、ライフステージ ($P < .01$) の3変数が、それぞれ独立の効果をもっていた (表8)。結局、安定した強い説明力をもっているのは、居住年数とライフステージだけという常識的な結果である。

そこで、ひとまず、名古屋調査の仮説は捨て、表6の居住地の効果に注目してみよう。高経済地区である文京と町田の近隣関係量の間には大きな開きがある。そこで、まず高経済地区居住者だけを対

表6 近隣関係量の多重分類分析

	調整前	調整後	N
ライフステージ (長子段階)			
子どもなし	-.14	-.13	178
小学校入学前	-.03	.01	108
小学生	.03	.05	402
中学生	.01	.02	324
高校生以上	.01	-.00	1273
(偏) 相関比	.15 **	.15 **	
居住年数			
2年未満	-.11	-.12	145
2~5年	-.04	-.04	270
5~10年	-.01	-.01	512
10~20年	.03	.03	927
20年以上	.01	.02	431
(偏) 相関比	.13 **	.14 **	
出身地			
首都圏出身	-.01	-.01	1370
地方出身	.01	.02	915
(偏) 相関比	.04 (*)	.04 *	
居住地			
文京区	-.03	-.03	581
北区	.01	.01	516
町田市	.01	.02	634
青梅市	.00	-.00	554
(偏) 相関比	.05 (*)	.06 *	
重相関係数		.212 **	2285

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は対数平均 (.513) からの偏差。

表7 近隣関係量の多重分類分析(首都圏出身者のみ)

居住地	調整前	調整後(1)	調整後(2)	調整後(3)	N
文京区	-.01	-.01	—	—	338
北区	.00	.01	—	—	253
町田市	.02	.02	—	—	356
青梅市	-.01	-.02	—	—	300
(偏)相関比	.05 n. s.	.06 n. s.			
都市度					
高都市地区	-.01	—	-.00	—	591
低都市地区	.01	—	.00	—	656
(偏)相関比	.03 n. s.		.01 n. s.		
居住年数					
2年未満	-.12	-.12	-.12	-.11	76
2~5年	-.04	-.04	-.04	-.04	130
5~10年	-.02	-.02	-.02	-.02	272
10~20年	.04	.03	.03	.03	498
20年以上	.01	.02	.02	.02	271
(偏)相関比	.14 **	.14 **	.14 **	.14 **	
世帯収入					
300万未満	-.12	-.12	-.12	-.12	25
300~500万	-.02	-.01	-.02	-.02	106
500~700万	-.00	.01	.00	.00	216
700~900万	-.00	-.00	-.01	-.01	226
900~1100万	.05	.04	.04	.04	196
1100~1300万	.01	.01	.02	.02	176
1300~1500万	-.01	-.00	-.00	-.00	101
1500万以上	-.03	-.04	-.03	-.03	201
(偏)相関比	.11 *	.10 (*)	.10 (*)	.10 (*)	
就労状態					
自営	.03	.03	.03	.03	190
常勤	-.05	-.04	-.04	-.04	311
パート	.02	.01	.01	.01	228
非就労	.01	.01	.01	.01	518
(偏)相関比	.10 **	.09 *	.09 *	.09 *	
ライフステージ(長子段階)					
子どもなし	-.14	-.13	-.13	-.13	101
小学校入学前	-.07	-.02	-.02	-.03	61
小学生	.03	.04	.04	.04	235
中学生	.01	.01	.00	.00	177
高校生以上	.01	.00	.00	.00	673
(偏)相関比	.17 **	.15 **	.15 **	.15 **	
重相関係数		.259 **	.252 **	.252 **	1247

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は対数平均(.506)からの偏差

表8 近隣関係量の多重分類分析（地方出身者のみ）

居住地	調整前	調整後	N
文京区	-.03	-.04	195
北区	.01	.01	208
町田市	.00	-.00	230
青梅市	.02	.02	208
(偏) 相関比	.07 (*)	.08 n. s.	
居住年数			
2年未満	-.11	-.11	58
2~5年	-.04	-.06	109
5~10年	-.00	-.02	206
10~20年	.02	.03	350
20年以上	.03	.06	118
(偏) 相関比	.13 **	.17 **	
配偶者の職業			
自営業	-.01	-.02	165
管理職	.02	.03	368
専門職	-.06	-.07	54
事務職	.04	.02	86
販売サービス業	-.08	-.07	54
現業職	.03	.01	79
自由業	-.06	-.05	26
パート	-.07	-.10	9
(偏) 相関比	.13 *	.14 *	
ライフステージ(長子段階)			
子どもなし	-.14	-.11	48
小学校入学前	.02	.06	39
小学生	.04	.09	141
中学生	.00	.01	123
高校生以上	-.00	-.02	490
(偏) 相関比	.14 **	.18 **	
重相関係数		.257 **	841

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリの数値は対数平均 (.530) からの偏差。

象として、同様の分析を繰り返してみると(表9)、居住年数 ($P < .01$)、ライフステージ ($P < .01$)に加えて、居住地(都市度)も近隣関係量と弱い関連 ($P < .05$)があることが確認できた。文京区における近隣関係量の少なさも数値的に明白であり、前節での仮定(文京区における近隣の衰退)は立証されたと考えてよい。他方、低経済地区に居住

する回答者について、比較可能な分析を試みた結果(表10)、低経済地区にかんしては、居住地(都市度)の効果はないものの、居住年数 ($P < .01$)・ライフステージ ($P < .01$)に加えて、出身地も近隣関係量と有意な関連 ($P < .01$)があることが判明した。この場合、名古屋と同様、地方出身の方が近隣関係量が多い。

表9 近隣関係量の多重分類分析（高経済地区のみ）

	調整前	調整後	N
ライフステージ（長子段階）			
子どもなし	-.13	-.12	86
小学校入学前	-.05	-.00	52
小学生	.03	.06	222
中学生	-.00	.00	178
高校生以上	.01	-.00	677
（偏）相関比	.14 **	.14 **	
居住年数			
2年未満	-.11	-.13	94
2～5年	-.05	-.05	165
5～10年	.01	.00	261
10～20年	.04	.03	467
20年以上	.00	.01	228
（偏）相関比	.15 **	.16 **	
出身地			
首都圏出身	-.00	-.00	762
地方出身	.00	.00	453
（偏）相関比	.01 n. s.	.01 n. s.	
都市度			
高都市地区	-.02	-.02	581
低都市地区	.02	.02	634
（偏）相関比	.07 *	.07 *	
重相関係数		.217 **	1215

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は、対数平均 (.507) からの偏差。

以上を踏まえ、ここでは次のような修正仮説を提起したい。東京調査データから明らかになったことは、地域の社会経済的地位が、都市度の効果と交互作用していることである。すなわち、「高経済地区においては、都市度が近隣関係を減少させるが、低経済地区においては都市度は近隣関係を減少させない」。なぜであろうか？高都市・低経済地区においては、歴史的に近隣依存を必要とする流入者が多く、近隣関係を援助関係として重視する気風が、地域文化として形成されてきたからである。ここで地域文化を持ち出すのはいささか恣意的に思われるかも知れない。しかし、学歴・配偶者の職業・世帯収入などの個人属性は、近隣関

係の変異に有意な影響を与えていない。すなわち、個人水準で社会経済的な地位が低いことは、近隣関係量の豊富さの説明にはならない。したがって、それを根拠に高都市・低経済地区の近隣関係の豊富さを説明することはできない。さしあたり個人水準で手がかりとなるのは、流入者に近隣関係が多いということだけである。しかし、これも高経済地区では、実現していない。一般に流入者に近隣関係が多いということもいえないのである。結局、低経済地区であるという集合的な特性だけが、この地区の近隣関係の豊富さを説明する。それが、地域文化を仮定する理由である。

ここでもう一つの疑問が生じる。なぜ名古屋で

表10 近隣関係量の多重分類分析（低経済地区のみ）

	調整前	調整後	N
ライフステージ（長子段階）			
子どもなし	-.15	-.14	92
小学校入学前	-.02	.02	56
小学生	.04	.06	180
中学生	.04	.04	146
高校生以上	.00	-.01	596
（偏）相関比	.17 **	.17 **	
居住年数			
2年未満	-.10	-.10	51
2～5年	-.02	-.03	105
5～10年	-.03	-.04	251
10～20年	.03	.02	460
20年以上	.01	.03	203
（偏）相関比	.11 **	.13 **	
出身地			
首都圏出身	-.02	-.02	608
地方出身	.02	.03	462
（偏）相関比	.07 *	.08 **	
都市度			
高都市地区	.00	.01	516
低都市地区	-.00	-.01	554
（偏）相関比	.01 n. s.	.02 n. s.	
重相関係数		.221 **	1070

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は、対数平均 (.520) からの偏差。

は、このような関係がみられなかったのか。それは、調査対象地が、開発後の歴史の浅い住宅都市整備公団の分譲・賃貸住宅であり、高経済地区に類似した特性をもち、少なくともインナーエリアの地域文化からはほど遠い対象であったからである。したがって、この修正仮説は、名古屋調査の結果と矛盾するものではなく、それを特殊場合としてふくむものである。とはいえ、名古屋の場合、都市度の効果は、東海3県出身者にのみ、見られるものであった。東京の場合、高経済地区の近隣関係の都市度による相違は、首都圏出身者にとくにみられるというものではない。出身地にかかわらず、都市度の効果は弱いのである。

(2) 近隣依存度

次に、近隣関係の質を検討するために、親族依存度と同様に、「郵便の受け取り」など6項目の援助機能について、「近所の人」と「それ以外」にわけて、基本属性とのクロス分析を試みよう。全体として、近隣依存度のもっとも高い項目は、「郵便の受け取り」であるが、これは、この項目が近接性を要件とする援助項目であるからである。しかも、この項目は、居住地、都市度、出身地、居住年数、世帯収入、住宅階層、ライフステージ、就労状態、学歴などとの関連が高い(表11)。すなわち、「郵便の受け取り」にかんし、町田・青梅の居

表11 6つの援助項目に対する近隣依存度

	居住地	都市度	出身地	居住年数	世帯収入	住宅階層	ライフステージ	就労状態	学歴
郵便の 受け取り	.205 ** (青梅) 67.8	.144 ** (低) 63.7	.144 ** (地方) 65.5	.083 ** (10-20) 61.6	0.95 ** (300-500) 65.8	.136 ** (社宅官舎) 69.2	.125 ** (高) 61.2	.108 ** (パート) 67.4	.131 ** (中卒) 74.3
病人の 看病	.072 ** (町田) 7.7	.027n.s.	.067 ** (地方) 7.5	.072 * (20-) 8.5	.043n.s.	.073n.s.	.058n.s.	.017n.s.	.044n.s.
教育や進 路の相談	.074 ** (北) 5.9	.026n.s.	.026n.s.	.045n.s.	.065n.s.	.068n.s.	.056n.s.	.043n.s.	.082 ** (中卒) 7.8
貯蓄や借 金の相談	—	—	—	—	—	—	—	—	—
気軽なお しゃべり	.101 ** (青梅) 17.1	.049 * (低) 15.1	.038n.s.	.064 * (5-/-20) 15.0	.080n.s.	.049n.s.	.106 ** (小) 18.8	.105 ** (非就労) 17.4	.066 * (中卒) 18.0
生き方の 悩み	.037n.s.	.024n.s.	.031n.s.	.066 * (10-20) 4.3	.067n.s.	.034n.s.	.064n.s.	.050n.s. (パート) 5.0	.077 ** (中卒) 7.2

注) 数値は、クラマーのV係数。カイ自乗検定の結果は、** = $P < .01$; * = $P < .05$; n.s. = $P > .05$ 。関連に有意性がある場合に、比率のもっとも高いカテゴリと近隣に頼るとした回答者の比率を示した。なお「貯蓄や借金の相談」は近所の人を相手にすると答えたものが全体で9ケース(0.4%)であったため、表からは除いた。

住者は、文京・北の居住者よりも近隣依存が高く、したがって、高都市地区よりも低都市地区において近隣依存が高い。さらに、地方出身者、居住年数が長いもの、世帯収入が低いもの、社宅・官舎に住むもの、子どもが高校生以上のもの、パートで働いているもの、学歴の低いものほど、それぞれ近隣依存度が高い。要約すれば、①都市度は近隣依存度を低める、②地方出身者は近隣依存度が高い、③社会経済的階層の低いものは近隣依存度が高い。

「病人の看病」では、北・町田、地方出身者、居住年数の長さの3つが近隣依存を高め、また「教育や進路についての相談」でも北区の居住者の近隣依存は高い。「病人の看病」は本来、親族の機能だが、北区・地方出身者では、一部近隣にも依存している。これらのことから、特に、北区で、近隣依存の地域文化が見られることが示唆される。

最後に、これら6つの項目について、それぞれ近隣を選択している場合に1点、それ以外(無回答をふくむ)を0点として、足し上げた「近隣依存度指標」を使って、近隣依存度の構造的・生態的変異を検討してみよう(表12)。この場合、近隣依存度指標は0点~6点のスコアが与えられるが、近隣依存度が高いということは、それだけ多くの項目で近隣依存しているということ、つまり近隣ネットワークの機能が多重的であることを示している。

この指標によれば、①青梅市と北区で近隣依存度が高く、特に文京区で低い、②都市度が低い地域の方が近隣依存度が高く、③地方出身者の方が近隣依存度が高い。加えて、配偶者職業(専門職・事務職)、就労形態(非就労)、住宅階層(社宅・官舎)、学歴(低)、ライフステージ(小学生)などで有意な独立した効果がみられた。これらのことから、すでに指摘した憶測がほぼ裏づけられた。

表 12 近隣依存度の多重分類分析

居住地	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
文京区	-.27	-.22	—	485
北区	.08	.03	—	400
町田市	.04	.05	—	542
青梅市	.17	.15	—	454
(偏) 相関比	.18 **	.14 **		
都市度				
高都市地区	-.11	—	-.11	885
低都市地区	.10	—	.10	996
(偏) 相関比	.12 **		.12 **	
出身地				
首都圏出身	-.09	-.08	-.08	1124
地方出身	.14	.11	.12	757
(偏) 相関比	.13 **	.10 **	.11 **	
居住年数				
2年未満	-.15	-.18	-.19	121
2~5年	.01	-.03	-.05	214
5~10年	-.05	-.05	-.04	442
10~20年	.06	.05	.05	774
20年以上	-.01	.04	.04	330
(偏) 相関比	.07 **	.07n.s.	.07 (*)	
世帯収入				
300万未満	.11	.06	.08	20
300~500万	.15	.09	.10	139
500~700万	-.00	.03	-.02	308
700~900万	.07	.03	.05	338
900~1100万	.01	-.01	-.01	328
1100~1300万	.01	.03	.02	279
1300~1500万	-.01	.04	.03	170
1500万以上	-.17	-.08	-.11	299
(偏) 相関比	.09 **	.05n.s.	.06n.s.	
配偶者職業				
自営業	-.14	-.16	-.16	387
管理職	.01	.06	.05	863
専門職	.10	.18	.17	108
事務職	.20	.12	.15	206
販売サービス業	.09	-.01	.00	88
現業職	-.01	-.15	-.13	162
自由業	-.36	-.16	-.17	52
パート	.16	-.04	-.05	15
(偏) 相関比	.13 **	.13 **	.12 **	

就労状態	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
自营	-.09	.04	.04	254
常勤	-.13	-.13	-.12	482
パート	.14	.02	.03	374
非就労	.04	.06	.05	771
(偏) 相関比	.11 **	.09 **	.08 **	
住宅階層				
持家一戸建て	-.02	-.03	-.05	1042
分譲マンション	-.14	-.08	-.07	188
借家一戸建て	.09	.09	.06	113
賃貸マンション	-.13	-.01	-.00	203
社宅・官舎	.23	.23	.26	138
都営・市営	.17	.05	.11	150
アパート・間借り	.08	.08	.07	47
(偏) 相関比	.11 **	.09 (*)	.10 *	
学歴				
中学卒	.34	.26	.30	112
高校卒	.05	.02	.04	978
短大卒	-.11	-.07	-.09	335
大学卒	-.12	-.07	-.09	456
(偏) 相関比	.13 **	.09 *	.11 **	
ライフステージ (長子段階)				
子どもなし	-.36	-.33	-.32	120
小学校入学前	-.13	-.06	-.04	89
小学生	.05	.11	.11	350
中学生	-.02	-.01	-.01	275
高校生以上	.04	.01	.01	1047
(偏) 相関比	.11 **	.11 **	.11 **	
重相関係数		.314 **	.302 **	1956

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は平均 (.839) からの偏差。

すなわち、①近隣依存度は、都市度とともに減少し、近隣関係は、近接性を要件とする援助に限定されてくる傾向がある。②しかし、高都市・低経済地区である北区では、近隣依存は、高い。③親族資源を近傍にもたない地方出身者は、近隣に依存することが多い（このことは特に北区でいえる）。④経済的制約の多い低階層のものは近隣依存度が高い、⑤近隣との接触機会の多い非就労の主

婦や小さい子どもをもつ母親は近隣依存度が高い、などである。

要約しよう。都市度が近隣関係に与える効果は、否定されなかったものの、かなり複雑なものであった。高経済地区では、近隣関係量は都市度とともに低下する。また、近隣依存度は、低経済地区も含めて都市度とともに低下する。また、多くの回答者は近接性を要する援助を近隣に求めている。

この点で仮説は基本的に正しかった。しかし、大都市・低経済地区では、近隣の援助機能を高めるような地域文化が見られる。このため、低経済地区では都市度とともに近隣関係量が低下することはない。この点で仮説は修正される必要がある。

ライフステージの効果は、ほぼ仮説どおりであった。近隣関係量は、時間的空間的制約の大きい「小学校入学前」の段階から高まり、近隣依存度は、子どもが小学校入学後、近隣との接触機会が増大するにともなって、増加する。その後、近隣関係量は減少するが、依存度はそれほど低減しない。おそらく、一定の依存関係が選択されて定着するものと思われる。

出身地の効果についても、仮説どおりであった。すなわち、地方出身者の方が、近隣関係量が多く、近隣依存度が高い。おそらく、近傍に親族を欠いていることが、近隣依存を高めるのであろう。地方出身者の場合、「病人の看病」など、本来、親族の機能であるものも、一部で代替されている。

居住年数も近隣関係量を規定する。他の条件がどうであれ、接触機会の長期化とともに、近隣関係量は増える傾向にある。また、学歴・世帯収入などの点からみて、低階層で近隣依存度が高い。資源的制約から友人関係、あるいは専門サービス依存がしにくいため、近隣に向かうのであろう。近隣関係量に階層的な有意差がないことから、同一規模の近隣ネットワークにより多く依存していると考えられる。

以上から、近隣関係は量的には、都市度によって著しく低下することはないが、大都市・高経済地区に居住する首都圏出身者の場合、近隣の機能の一部が近傍の親族によって代替され、この地域での近隣関係は衰退傾向にある。これに対し、大都市・低経済地区では、近隣関係は存続する傾向にあり、特に地方出身者の親族資源の不足分が、近隣資源によって補われるなど、制約の多い層にとって一定の援助機能を果たしている。

3. 友人ネットワーク

都市と友人関係との結びつきは強い。テンニエ

スが友人関係を「精神のゲマインシャフト」として特徴づけた際に念頭におかれていたのは、西欧中世の自治都市であった。現代の友人関係がいかにも私化されたものであれ、都市を友人のネットワークとしてとらえることの原型は、共同善の実現のために盟約を結んだ自治都市にある。

フィッシャーは現代都市の特徴を、友人関係の下位文化的結合の増殖に求めた。その根拠は、都市度、すなわち接触可能な人口量の増大が、社会的ネットワークの選択性を高め、文化的マイノリティの自由な相互結合に有利な条件を作り出すからである。下位文化それ自体の生成過程については、フィッシャー自身、十分な証拠を挙げているとはいえないが、その前提となる友人関係の選択性の増大については、条件付きの証拠がある。すなわち、北カリフォルニア調査による知見は、高所得階層など構造的な制約の少ないグループにおいてのみ、都市度は友人総数を増大させるというものであった (Fischer, 1982 : 116)。

これに対し、名古屋調査では、友人総数にかんして都市度の効果は認められなかった。その代わりに、30分から2時間以内の友人数 (中距離友人数) にかんして、この効果が認められた。さらに詳細に検討すると、都市度の効果は東海3県出身者のみ認められることが判明した。ここから、次のような結論が導かれた。

①地域友人数 (30分以内の友人数) は、居住地近傍の状況に依存する。名古屋調査では、郊外の住宅団地の居住者の方が地域友人数がわずかに多く、これは郊外住宅団地が、高蔵寺ニュータウンの一部であり、ニュータウン内の居住移動もふくめ、周囲との関係が密接であることを反映しているためと解釈された。

②遠距離友人数 (2時間以上の友人数) は、出身地に依存し、都市度の効果と無関係である。都市度、すなわち日常的に接触可能な人口量は、遠距離友人とは無関係であり、そもそも、都市度が遠距離友人数を増大させるという理論的根拠はない。むしろ、履歴上、遠隔地で友人接触機会をもっていた回答者が、その関係を維持している点が注目される。

③東海3県以外の出身者は、履歴上、学校など地元(名古屋)での接触機会を欠いている。そのため、都心に居住しても、中距離友人数を増大させるという生態学的な有利さを活用できない。その点、前住地が東海3県であるものは、履歴上、接触機会に恵まれているため、中距離友人数をいくぶん増加させている。

④これらの理由により、地元において豊富な友人資源をもつ東海3県出身者の場合にのみ、都市居住は都市のもつ接触機会可能性を活性化させることができ、中距離友人数を増やす効果をもつ。

こうしてフィッシャー仮説は、地元出身者へのみ当てはまることが明らかになった。この限定が、名古屋、あるいは他の地元性の強い地方都市に特有のものであるのか、地方から人口を吸収している首都東京にも同様に当てはまるものであるのか。これがここでの主要な関心の焦点である。いずれにしても、都市度が友人関係に与える効果は、下位文化理論にとっての要諦である。親族・近隣がどうであれ、友人関係に都市度の効果が認められれば、下位文化理論の基本線は支持されることになる。

(1) 地域友人ネットワークの規模

ここでの仮説は、地域友人数(30分以内の友人数)は居住地近傍に状況に依存し、都市度とは無関係であるというものである。東京調査の場合、調査地域は、文京、北、町田、青梅の4地域であるが、厳密には各地域とも、そのエリアから複数の調査地点が選ばれている。そのため、名古屋調査と違って、調査地点近傍の状況は、各居住地域単位で平均化されてしまうことに留意しなければならない。

地域友人数を居住地別に検討すると、危険率1%水準の有意差があり、青梅市の回答者で多い(表13第1列)。これは、青梅市が、比較的自立性のある衛星都市であり、友人ネットワークの点でも地元性が強いことを示唆している。居住地を高都市地区と低都市地区に分類すると、有意差はみられない。これは、郊外住宅地区、町田の地域友人数の低さに起因している。そのほか、前住地、居住

年数、学歴、就労状態、住宅階層、ライフステージなどでも有意差がある。前住地が同じ市区内のもの、居住年数が5年以上のもの、学歴が中卒または高卒のもの、パート就労のもの、持家一戸建て居住のもの、長子が小学生のものに、それぞれ地域友人数が多い。

多重分類分析によって、これらの変数を相互にコントロールしてみると、居住地による独立効果はみられないことが明らかとなった(表13第2列)。独立効果をもつのは、前住地、居住年数、就労状態、ライフステージの4つである。

前住地が同じ市区内の回答者は、地域友人数が多い。これは、元の近隣など前住地における接触機会が、地域友人数を増加させているものと考えられる。居住年数が5年以上のものは、地域友人数が多い。近隣を越えた友人関係の形成機会が十全に得られるのは、一定の居住年数を経過した後であると考えられる。その後、取捨選択され、友人数はやや低減する。学歴については、独立効果がみられない。これは、中卒が学歴そのものの効果を示すのではなく、むしろ地元性を疑似的に示すものであったことを示唆している。就労状態については、パート就労者で地域友人が多い。パートの職場は居住地近傍にあることが多く、このことが地域友人の形成機会を増すものと思われる。ライフステージについては、長子が小学校段階で地域友人が多い。子どもが小学校に通うことが、学区の母親どうしの接触機会を増大させるためである。

これらのことから、どこに住もうと、近隣を越えて地元との接触機会を多くもつもの(前住地、居住年数、パート、小学生の子ども)は、地域友人数が多いといえる。青梅の地元性は、個人水準の特性によってほとんど説明された。つまり、青梅市の回答者は、地域友人を増大させる条件を満たすものが多かったのである。

名古屋調査では、これらの関連は見いだされなかった。しかし、その代わりに、男性よりも女性の方が地域友人数が多いことが確認されている。東京調査の対象は女性に限定されており、このことから、これらの知見は既婚女性において特に現

表 13 地域友人数の多重分類分析

居住地	調整前	調整後	N
文京区	-.02	-.01	552
北区	-.00	-.00	483
町田市	-.01	-.00	605
青梅市	.04	.02	526
(偏) 相関比	.07 **	.04n.s.	
前住地			
同一市区内	.04	.04	610
東京都内	-.02	-.02	869
隣県3県内	-.01	-.01	397
その他	-.03	-.02	290
(偏) 相関比	.09 **	.08 **	
居住年数			
2年未満	-.08	-.07	143
2~5年	-.07	-.06	260
5~10年	.02	.03	484
10~20年	.01	.01	871
20年以上	.02	.02	408
(偏) 相関比	.12 **	.10 **	
学歴			
中学卒	.02	-.00	159
高校卒	.02	.01	1131
短大卒	.01	.01	379
大学卒	-.05	-.04	497
(偏) 相関比	.08 **	.06 (*)	
就労状態			
自営	.01	-.01	291
常勤	-.04	-.03	557
パート	.05	.04	429
非就労	-.00	.00	889
(偏) 相関比	.09 **	.07 **	
住宅階層			
持家一戸建て	.02	.01	1198
分譲マンション	-.01	-.01	205
借家一戸建て	-.02	-.01	128
賃貸マンション	-.04	-.02	228
社宅・官舎	-.06	-.04	153
都営・市営	.01	-.01	191
アパート・間借り	.02	.01	63
(偏) 相関比	.08 *	.05n.s.	
ライフステージ(長子段階)			
子どもなし	-.08	-.06	164
小学校入学前	-.04	-.01	100
小学生	.02	.04	386
中学生	.01	.01	306
高校生以上	.00	-.01	1207
(偏) 相関比	.09 **	.07 *	
重相関係数		.201 **	2166

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリの数値は、対数平均 (.325) からの偏差。

れやすい、と推測される。この知見の背後には、既婚女性は空間的な移動性（空間的な行動範囲）に制約があるという前提が隠されている。そのため、地域友人選択に敏感なのである。女性の空間的移動性が高まれば、接触機会をより遠方へと広げることできるし、また、逆に男性にも地域での接触機会が生まれることが考えられよう。近隣関係の場合もそうであるが、女性が家族内で再生産にかかわる役割を担当していることが、社会的ネットワークの編成にも影響していることに注意したい。

(2) 中距離友人ネットワークの規模

30分から2時間以内の中距離友人数は、都市圏大に広がる友人ネットワークの規模を示すものであり、下位文化仮説をもっとも直接的に検証する指標である。東京調査データでは、中距離友人数にかんし、「学歴」「世帯収入」「ライフステージ（ここでは末子の成長段階を基準とする指標を採用した）」「出身地」「前住地」「居住年数」および「都市度」の7変数が、有意な関連をもっている。多重分類分析によって、これらの変数を相互にコントロールしたところ、これらの変数は、都市度をふくめてすべて有意な独立効果をもっていることが判明した（表14）。

次に、名古屋調査で得られた仮説をもとに、首都圏出身者と地方出身者にわけて同じ分析を行った結果、首都圏出身者にのみ、上記の変数は独立効果があり（表15）、地方出身者については、前住地（ $P < .01$ ）、学歴（ $P < .05$ ）、ライフステージ（ $P < .05$ ）のみ独立効果があった（表16）。つまり、地方出身者にとっては、居住年数と都市度の効果は認められなかったのである。この知見は、名古屋調査の仮説が、基本的には首都東京でも同じように当てはまることを意味している。

個々の知見を検討しよう。①首都圏出身者の方が、中距離友人数が多い。これは、名古屋調査で明らかにされたと平行である。首都圏出身者の方が、履歴上、首都圏内に友人を形成する機会に恵まれていたことを意味している。

②学歴が高ければ高いほど、中距離友人関係量

は多い。このことは、首都圏出身者にとってだけでなく、地方出身者にとっても同様に当てはまる。この点について、地方出身の大学卒のほとんどが首都圏の大学を出ているためではないかと考えられたが、大学の出身地をコントロールしても、学歴の効果は変わらなかった。このことから、高学歴であることそれ自体が、友人関係の形成に有利な資源となり、中距離友人数を増加させると結論づけることができる。このことの具体的なメカニズムが、単に、学校における友人接触機会の増加によるものなのか（素朴機会仮説）、教育そのものが友人形成に有利に働く資質を養成するためであるのか（人的資源制約仮説）は、わからない。

③ライフステージでは、子どもがいない場合にもっとも中距離友人数が多く、末子が小学校入学前でもっとも少ない。これは、小さな子どもがいるほど、友人交際に制約が大きいことを示している。より一般的には、友人数は家族によって制約されるということであり、特に女性の場合、子育て役割を担当させられることで、子どもによる制約が大きくなっていることが示唆される⁹⁾。

④世帯収入が多ければ多いほど、中距離友人数は多い。世帯収入は、交際資源となるから、世帯収入が多ければ多いほど、友人関係維持の制約は少ないと考えられる。ただし、この傾向は首都圏出身者にのみ強くあらわれた。地方出身者にとっても、世帯収入の交際資源としての効果は変わらないはずであるから（事実、わずかな効果がみられる）、問題はその前提条件となる接触機会にあるといえよう。

⑤前住地が「都内」「近県」の回答者の方が、「同一市区内」「その他」よりも中距離友人が多い。前住地が同一市区内であるもののなかには、地元性の強い（居住移動の空間的範囲が狭い）回答者がふくまれており、これらの人びとは、首都圏大の友人関係の形成にはかえって不利である。首都圏内で一定の移動経験をもつものが、この圏域での接触機会を増やし、中距離友人を増やすものと考えられる。この効果は、特に地方出身者で顕著であり、首都圏内での接触機会が、中距離友人数の増加に寄与している。なお、首都圏での生活経験

表 14 中距離人数の多重分類分析

学歴	調整前	調整後	N
中学卒	-.13	-.10	158
高校卒	-.03	-.03	1135
短大卒	.04	.03	365
大学卒	.08	.07	509
(偏) 相関比	.19 **	.15 **	
世帯収入			
300万未満	-.12	-.08	41
300~500万	-.09	-.06	193
500~700万	-.04	-.02	367
700~900万	-.03	-.02	390
900~1100万	.01	.01	365
1100~1300万	.04	.03	305
1300~1500万	.06	.04	183
1500万以上	.07	.03	323
(偏) 相関比	.16 **	.10 *	
ライフステージ (末子段階)			
子どもなし	.06	.05	166
小学校入学前	-.01	-.05	281
小学生	-.02	-.03	600
中学生	-.02	-.01	397
高校生以上	.02	.04	723
(偏) 相関比	.07 **	.11 **	
出身地			
首都圏出身	.02	.02	1301
地方出身	-.03	-.03	866
(偏) 相関比	.08 **	.09 **	
前住地			
同一市区内	-.05	-.05	613
東京都内	.03	.03	877
隣県3県内	.04	.03	391
その他	-.03	-.03	286
(偏) 相関比	.13 **	.10 **	
居住年数			
2年未満	.07	.08	137
2~5年	.02	.03	250
5~10年	.02	.02	493
10~20年	-.01	-.01	893
20年以上	-.04	-.05	394
(偏) 相関比	.08 **	.10 **	
都市度			
高都市地区	.02	.03	1037
低都市地区	-.02	-.02	1130
(偏) 相関比	.06 **	.08 **	
重相関係数		.287 **	2167

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$. 各カテゴリーの数値は、対数平均 (.365) からの偏差。

表15 中距離人数の多重分類分析（首都圏出身者のみ）

学歴	調整前	調整後	N
中学卒	-.18	-.14	77
高校卒	-.04	-.03	682
短大卒	.05	.03	232
大学卒	.10	.08	310
(偏)相関比	.23 **	.18 **	
世帯収入			
300万未満	-.16	-.11	27
300~500万	-.13	-.09	112
500~700万	-.04	-.02	226
700~900万	-.02	-.01	235
900~1100万	.04	.04	201
1100~1300万	.02	.00	185
1300~1500万	.04	.02	108
1500万以上	.08	.03	207
(偏)相関比	.19 **	.12 *	
ライフステージ(末子段階)			
子どもなし	.06	.06	109
小学校入学前	.01	-.03	172
小学生	-.03	-.03	379
中学生	-.01	-.01	233
高校生以上	.01	.03	408
(偏)相関比	.07 *	.10 **	
前住地			
同一市区内	-.06	-.04	430
東京都内	.02	.02	553
隣県3県内	.04	.03	243
その他	.08	.03	75
(偏)相関比	.14 **	.10 **	
居住年数			
2年未満	.08	.08	78
2~5年	.02	.02	135
5~10年	.03	.02	286
10~20年	-.01	.00	524
20年以上	-.05	-.05	278
(偏)相関比	.10 *	.10 *	
都市度			
高都市地区	.04	.04	612
低都市地区	-.03	-.04	689
(偏)相関比	.11 **	.13 **	
重相関係数		.327 **	1301

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$. 各カテゴリーの数値は、対数平均 (.386) からの偏差。

表 16 中距離人数の多重分類分析（地方出身者のみ）

学歴	調整前	調整後	N
中学卒	-.08	-.07	81
高校卒	-.02	-.01	453
短大卒	.02	.00	133
大学卒	.06	.06	199
(偏) 相関比	.12 **	.11 *	
世帯収入			
300万未満	-.05	-.01	14
300~500万	-.04	-.01	81
500~700万	-.04	-.03	141
700~900万	-.04	-.03	155
900~1100万	-.03	-.03	164
1100~1300万	.07	.07	120
1300~1500万	.10	.07	75
1500万以上	.05	.01	116
(偏) 相関比	.16 **	.12 (*)	
ライフステージ (末子段階)			
子どもなし	.05	.03	57
小学校入学前	-.04	-.07	109
小学生	-.01	-.02	221
中学生	-.03	-.02	164
高校生以上	.03	.05	315
(偏) 相関比	.09 (*)	.13 *	
前住地			
同一市区内	-.06	-.05	183
東京都内	.04	.04	324
隣県3県内	.04	.02	148
その他	-.04	-.04	211
(偏) 相関比	.14 **	.13 **	
居住年数			
2年未満	.06	.07	59
2~5年	.01	.03	115
5~10年	.01	.02	207
10~20年	-.00	-.01	369
20年以上	-.05	-.06	116
(偏) 相関比	.08 n. s.	.10 n. s.	
都市度			
高都市地区	-.01	.00	425
低都市地区	.01	-.00	441
(偏) 相関比	.03 n. s.	.01 n. s.	
重相関係数		.262 **	866

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は、対数平均 (.332) からの偏差。

の長さが中距離友人数を増大させるかどうかは、今回の調査では直接検証する手だてがなく、どちらともいえない。

⑥現住地の居住年数が短ければ短いほど、中距離友人数は多い。これは、現住地近傍の近隣・友人関係が十分に形成されていない場合に、前住地近傍の近隣・友人関係が維持されることを意味している。したがって、この効果が、首都圏出身者においてのみ現れるのは当然である。地方出身者にとっては、維持される関係の相手は、遠距離友人であると推測される(後述)。

⑦最後に、これらの要因をコントロールしても、首都圏出身者にとっては、居住地の都市度が高ければ高いほど、中距離友人数が多い。このことは、生態学的な接触機会が、友人形成に寄与していることの証拠でもある。この効果が、首都圏出身者にもみ当てはまるのは、履歴上、首都圏内部での接触機会が多かったためである。地方出身者にとっては、そもそも履歴上、首都圏内での接触機会が限られており、友人資源(候補者)の蓄積に限界があるため、都市度が中距離友人関係の増大に寄与しないのである。この点で、東京と名古屋は、基本的に同じパターンに従っており、特に名古屋が流入者にとって不利な環境にあるとはいえない。調査設計上、既婚女性に限られているとはいえ、大量で多様なサンプルをふくむ東京データで、このことが確認されたことは、修正版下位文化理論に強い証拠を与えるものである。

(3) 遠距離友人数

遠距離友人数にかんしては、見かけ上、非常に多くの変数が寄与していた。しかし、他の変数を相互にコントロールしてみると、遠距離友人数を高めるのに独立した効果をもつのは、出身地、前住地、居住年数の3つのみである(表17)。すなわち、①地方出身者の方が首都圏出身者よりも遠距離友人数が多く、②前住地が「その他」のものが、首都圏内を前住地とするものよりも遠距離友人数が多く、③居住年数が2年未満のものが、それ以上のものよりも遠距離友人数が多い。これらの知見は、いずれも、中距離友人数にかんする仮説と理

論的に一貫しており、首都圏外に生態学的な接触機会を有する回答者に遠距離友人が多いことを示している。また、名古屋調査から得られた仮説どおり、都市度は遠距離友人数には無関係であった。

次に、遠距離友人数の多い地方出身者について検討し直すと、都市度($P < .05$)、前住地($P < .01$)、居住年数($P < .01$)の3変数で、それぞれ独立効果があることが半明した(表18)。すなわち、①居住地の都市度が低ければ低いほど、遠距離友人が多く、②前住地が首都圏以外のものの方が、前住地が首都圏のものよりも、遠距離友人が多く、③居住年数が短ければ短いほど、遠距離友人が多い。

なぜ都市度の低い地域に居住することが、遠距離友人数を増加させるのかは不明である。都市度それ自体の効果とは到底考えられない。しかし、低都市地区であることと相関する別の説明要因も発見できなかった。また、地方出身者の低都市地区居住が、近隣・地域友人の形成にとって、特に不利であるという証拠もない。

前住地の効果は、中距離友人数の変異とちょうど逆転した関係にあり、前住地が首都圏のものは、それだけ首都圏内での接触機会が多く、遠距離友人が中距離友人に置き換えられる傾向があることを示している。これに反し、居住年数の効果は、確かに、居住年数が長くなるにつれて、遠距離友人との関係の維持が困難になることを示しているが、しかし、中距離友人に置き換えられるという証拠はない。現住地における居住年数は、中距離友人を増大させない。居住年数とともに増大するのは、隣人および地域友人である。従って、遠距離友人関係の減少が、何か別の関係によって補われるとすれば、近隣および地域友人以外にはない。この解釈は、「前住地」の効果が、実は、前住地における近隣・地域友人関係の存続を意味するという解釈を補強するものでもある。つまり、移動のたびに、居住地近傍に友人を見つけ、その一部を友人として維持していくのである。

一方、首都圏出身者にとって、遠距離友人数を高める要因は、見かけ上、数多くあるが独立した効果をもつのは、前住地のみであった(表19)。前

表 17 遠距離友人数の多重分類分析

居住地	調整前	調整後	N
文京区	-.00	-.00	497
北区	-.02	-.01	412
町田市	.02	.01	559
青梅市	-.01	.01	461
(偏) 相関比	.06 *	.03 n. s.	
出身地			
首都圏出身	-.03	-.02	1152
地方出身	.04	.03	777
(偏) 相関比	.14 **	.10 **	
前住地			
同一市区内	-.03	-.02	529
東京都内	-.01	-.00	776
隣県3県内	-.01	-.02	361
その他	.09	.06	263
(偏) 相関比	.15 **	.10 **	
居住年数			
2年未満	.07	.05	121
2~5年	.05	.03	217
5~10年	.01	.01	453
10~20年	-.01	-.01	801
20年以上	-.04	-.03	337
(偏) 相関比	.13 **	.09 *	
世帯収入			
300万未満	-.06	-.04	23
300~500万	.01	.04	147
500~700万	-.02	-.01	309
700~900万	-.02	-.02	346
900~1100万	.01	-.00	332
1100~1300万	.01	.00	287
1300~1500万	-.00	-.00	176
1500万以上	.03	.02	309
(偏) 相関比	.08 *	.07 n. s.	
学歴			
中学卒	-.03	-.01	118
高校卒	-.01	.00	1002
短大卒	.00	-.00	334
大学卒	.02	.00	475
(偏) 相関比	.06 **	.01 n. s.	
配偶者の職業			
自営業	-.04	-.02	406
管理職	.02	.01	879
専門職	.04	.03	109
事務職	-.00	.00	210
販売サービス業	.02	.01	88
現業職	-.04	-.04	167
自由業	.02	.02	55
パート	-.04	-.03	15
(偏) 相関比	.11 **	.08 n. s.	

配偶者の従業先の規模	調整前	調整後	N
個人	-.01	.01	178
家族のみ	-.04	-.00	143
100人未満	-.03	-.02	474
100~1000人	.01	.01	312
1000~5000人	.04	.03	230
5000人以上	.03	.01	378
官公庁	-.00	-.01	214
(偏)相関比	.12 **	.07 n. s.	
住宅階層			
持家一戸建て	-.01	-.01	1078
分譲マンション	.01	.01	191
借家一戸建て	.06	.04	116
賃貸マンション	.03	.02	201
社宅・官舎	.04	.01	141
都営・市営	-.04	-.02	153
アパート・間借り	-.03	-.03	49
(偏)相関比	.11 **	.07 n. s.	
重相関係数		.259 **	1929

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$.
各カテゴリーの数値は、対数平均 (.129) からの偏差。

表 18 遠距離友人数の多重分類分析 (地方出身者のみ)

都市度	調整前	調整後	N
高都市地区	-.02	-.02	455
低都市地区	.02	.02	463
(偏)相関比	.07 *	.07 *	
前住地			
首都圏内	-.01	-.01	692
首都圏外	.04	.04	226
(偏)相関比	.09 **	.09 **	
居住年数			
2年未満	.07	.07	65
2~5年	.04	.03	123
5~10年	.03	.03	217
10~20年	-.02	-.02	382
20年以上	-.05	-.05	131
(偏)相関比	.13 **	.13 **	
重相関係数		.169 **	918

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$.
各カテゴリーの数値は、対数平均 (.168) からの偏差。

表 19 遠距離友人数の多重分類分析（首都圏出身者のみ）

居住地	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
文京区	.02	.02	.02	310
北区	-.03	-.03	-.02	213
町田市	.03	.01	.01	326
青梅市	-.03	-.01	-.02	257
(偏) 相関比	.13 **	.08 n. s.	.08 n. s.	
前住地				
同一市区内	-.02	-.01	-.01	348
東京都内	.00	.00	.00	473
隣県3県内	-.01	-.02	-.02	216
その他	.13	.09	.10	69
(偏) 相関比	.16 **	.11 **	.13 **	
居住年数				
2年未満	.08	.05	—	66
2～5年	.04	.03	—	116
5～10年	-.00	-.00	—	248
10～20年	-.00	.00	—	447
20年以上	-.03	-.02	—	229
(偏) 相関比	.13 **	.08 n. s.		
世帯収入				
300万未満	-.08	-.04	-.05	13
300～500万	-.00	.03	.03	78
500～700万	-.02	-.01	-.00	185
700～900万	-.03	-.02	-.02	200
900～1100万	.02	.02	.02	179
1100～1300万	.02	-.00	.00	166
1300～1500万	-.03	-.03	-.04	97
1500万以上	.04	.02	.02	188
(偏) 相関比	.13 **	.09 n. s.	.10 n. s.	
学歴				
中学卒	-.03	.02	—	54
高校卒	-.02	.00	—	572
短大卒	.01	.00	—	205
大学卒	.03	-.01	—	275
(偏) 相関比	.09 **	.02 n. s.		
配偶者職業				
自営業	-.04	-.03	—	243
管理職	.02	.01	—	515
専門職	.04	.04	—	57
事務職	-.00	.01	—	125
販売サービス業	-.02	-.01	—	37
現業職	-.04	-.02	—	91
自由業	.03	.01	—	31
パート	-.10	-.07	—	7
(偏) 相関比	.14 **	.10 n. s.		

配偶者の従業先の規模	調整前	調整後 (1)	調整後 (2)	N
個人	-.01	.02	-.00	96
家族のみ	-.04	-.01	-.02	86
100人未満	-.03	-.02	-.02	297
100~1000人	.00	-.01	-.01	182
1000~5000人	.04	.02	.02	135
5000人以上	.04	.03	.03	200
官公庁	-.01	-.01	.01	110
(偏) 相関比	.13 **	.09 n. s.	.10 n. s.	
配偶者の学歴				
中学卒	-.04	.01	-.00	66
高校卒	-.03	-.01	-.02	362
短大卒	-.00	.04	.03	13
大学卒	.02	.00	.01	665
(偏) 相関比	.11 **	.04 n. s.	.06 n. s.	
就労状態				
自営	-.01	.02	—	166
常勤	.02	.02	—	275
パート	-.03	-.02	—	202
非就労	.00	-.01	—	463
(偏) 相関比	.09 *	.08 (*)		
住宅階層				
持家一戸建て	-.01	-.01	—	677
分譲マンション	.02	.02	—	98
借家一戸建て	.04	.03	—	62
賃貸マンション	.01	.01	—	109
社宅・官舎	.06	.04	—	54
都営・市営	-.04	.00	—	80
アパート・間借り	-.01	.01	—	26
(偏) 相関比	.10 *	.07 n. s.		
重相関係数		.286 **	.243 **	1106

注) ** = $P < .01$; * = $P < .05$; (*) = $P < .10$; n. s. = $P > .10$. 各カテゴリーの数値は対数平均 (.103) からの偏差。ただし、調整後 (2) は、欠損値をふくむサンプル数が (1) よりも少なかったため対数平均値は一致せず、.102からの偏差。N欄のサンプル数は、調整後 (1) に含まれた数である。煩雑さを避けるため、調整後 (2) の分析に含まれたサンプル数は表示していない。

住地が首都圏以外であることが、遠距離友人数を高めるのである。その他の要因はすべて、前住地が首都圏以外であることと関連する要因であると推測される。特に、世帯収入が多いこと、本人および配偶者の学歴が高いこと、社宅・官舎住まいであること、配偶者が専門職であることは、おそ

らく転勤などにもなる居住移動の可能性を高めることによって、前住地と関連するのであろう。前住地が首都圏以外であることが遠距離友人数を高める直接の要因であることは疑いが無い。

(4) 友人関係の質

友人関係とは一体どのような内容をもつ関係なのだろうか。6つの援助項目からなる関係依存についてのデータは、「気軽なおしゃべり」「生き方についての悩み」など伴侶性にかんする項目で、友人が他の関係よりも圧倒的に多く選択されていることを示している。この二つの項目は特に、高経済地区の居住者、高学歴の居住者でより友人に特化し、また「気軽なおしゃべり」については高都市地区の居住者でも、より友人に特化している(表20)。友人関係が豊富な高学歴者・高都市居住者は、とくに伴侶性を友人に求める傾向が強い。

他方、実用的な機能である「郵便の受け取り」「病人の看病」や相談機能である「教育や進路についての相談」や「貯蓄・借金についての相談」(同時に金融機能でもある)では、地方出身者が首都圏出身者よりも友人に依存することが多い。伴侶性については首都圏出身者と違いがないことを考えると、地方出身者にとって友人は、伴侶性以外の機能も一部合わせもつものと考えられる。特に実用的機能は、絶対数としては少ないが、遠距離友人では果たせないから、少数の近距離友人に依存しているものと思われる。親族が近くにいない地方出身者の一部が、信頼できる友人に実用的援助を期待することになるのであろう。

表20 6つの援助項目に対する友人依存度

	居住地	都市度	出身地	学歴
郵便の 受け取り	.053 n. s.	.015 n. s.	.045 * (地方) 8.0	.029 n. s.
病人の 看病	.047 n. s.	.027 n. s.	.091 ** (地方) 9.0	.045 n. s.
教育や進 路の相談	.052 n. s.	.021 n. s.	.061 ** (地方) 46.3	.030 n. s.
貯蓄や借 金の相談	.054 n. s.	.021 n. s.	.059 ** (地方) 9.9	.061 * (高卒) 9.3
気軽なお しゃべり	.114 ** (文京) 72.9	.048 * (高)	.021 n. s.	.102 ** (短大卒) 72.6
生き方の 悩み	.086 ** (町田) 66.9	.029 n. s.	.010 n. s.	.113 ** (大卒) 70.9

注) 数値は、クramer係数。カイ自乗検定の結果は、** = $P < .01$; * = $P < .05$; n. s. = $P > .05$ として示す。
有意な場合は括弧内にもっとも比率の高いカテゴリーを示し、その比率を付した。

結論

全体をとおして得られたわれわれの知見を、再度、要約しておこう。

親族関係にかんしては、都市度の効果はみられなかった。むしろ、高都市・高経済地区に居住する首都圏出身者の場合、近隣機能の一部が親族に代替されていた。一般に親族は出身地近傍にあり、したがって、地方出身者にとっては、親族資源に十分依存できないことが明らかになった。

近隣関係にかんしては、都市度の効果は、地域の社会経済的な地位と相互作用していた。高経済地区では、都市度とともに近隣関係量の減少がみられた。また、低経済地区も含めて、都市度が高くなれば、近隣依存度が低くなっていくことが確認された。しかし、低経済地区の近隣依存度は概して高く、そのため、低経済地区では、都市度による近隣関係量の低減効果はみられなかった。またとくに、制約の多い人びと一地方出身者、小さい子どものいるもの、階層的地位の低いものなど一の場合、近隣依存度は高まる傾向にある。友人関係にかんしては、仮説どおり、首都圏出身者においてのみ、都市度は中距離友人関係量を増加させる効果がある。また、首都圏出身者の場合、制約の少ない人びと一高学歴、高収入、小さい子どものいないもの一に、中距離友人数が多い。地方出身者は、首都圏出身者に比べて、中距離友人数が少なく、都市度の効果もみられなかった。地域友人数は、近隣を越えて地元との接触機会の多い人びと一前住地が同一市区内のもの、パート就労者、居住年数の長いもの、小学生の子どものいるもの一に多いことが確認された。また遠距離友人数は、地方出身者に多く、特に、近隣、地域友人、中距離友人の形成機会を欠く人びと一前住地が首都圏以外、居住年数が短い一でより多く維持されていることが明らかとなった。

以上から、都市度の効果についての修正フィッシャー仮説は、友人関係についてはほぼ仮説どおり、また近隣関係については高経済地区においてのみ支持され、親族関係については支持されな

った。また、遠距離の居住移動がネットワーク選択に与える効果については、名古屋と同様の傾向が東京でもみられた。出身地に親族を残してきていること、生態学的な接触機会に履歴上、変動が生じていることが、きわめて大きな効果をもっていたのである。この点、東京においても、流入者は、名古屋と同様に不利な位置を占めている。

しかし、流入者が特に孤立しているという証拠はない。首都圏出身者が親族・友人関係により多く依存しているとすれば、地方出身者は近隣関係により多く依存している。ゲマインシャフトはネットワーク状に拡散しつつ、なお条件に応じて都市生活者を支え、都市生活者によって再生産されているのである。

注

(1) ただし、なぜ類似性原理が作用するかは検討の余地がある。本稿では、暫定的に次のように考えておきたい。類似性原理が作用する根本的な理由は、生活課題（ニーズ）の共有によって相互援助の互酬性が成立しやすいことである。例えば、近隣関係における実用的援助は、醤油の貸借であれ保育の交換であれ、援助のニーズが同等であるもの同士でもっとも成立しやすい。また、友人関係における精神的援助は、相互に境遇が類似しており、悩みが容易に理解し合えるもの同士でもっとも有効である。特に、個人の社会的アイデンティティの類似は、実用的にも精神的にも、社会的アイデンティティに結びついた生活課題の共有をみちびくので、互酬性が成り立ちやすいといえる。この対等・平等な結合原理を、「互酬性原理」と呼ぶことにしよう。類似性原理を互酬性原理を基礎に再構成することは、本稿の直接の課題ではない。むしろ、本稿では、社会関係の選択を理論的に説明する際に、互酬性原理を暗黙の前提として考え、これを根拠に生活課題（ニーズ）による説明を行うことがある。類似性原理と互酬性原理の関連については、別稿を期したい。

(2) フィッシャーの北カリフォルニア調査では、回答者に一連の援助項目を示して、それぞれの援助を求めることのできる人の名前を挙げてもらい、それらの人びとについて、属性・関係などを尋ねるとい

方式をとっている。東京調査においては、郵送調査法であることを考慮して、ネットワークに規模については「日頃から何かと頼りにし、親しくしている」親族数（場所別）、近隣関係量、仕事仲間の数、その他の友人数（場所別）をそれぞれ尋ねる方式をとった。これは、場所別のカテゴリーを一部変えたほかは、名古屋調査で用いたものと全く同じである。

- (3) ネットワークの規模についての分析では、フィッシャーにならって、各回答者の回答した人数に1を加えて、10を底とする対数に変換した値を使用した。これは、極端に高い値による影響を抑えるためである。なお、フィッシャーは、表や記述のなかでは、対数平均値をあらためて実数に変換しなおした値を使用しているが、本稿では、対数値をそのまま用いることにする。
- (4) 地方出身者の間では都市度の効果がみられたが ($P < .05$)、その理由は不明である。
- (5) 他の変数をコントロールしても有意であり疑似相関の可能性は低い。一戸建てであることが遠距離親族との交流を促進するとすれば、親族を泊めるなど、この家が親族ネットワークの東京における活動拠点になっていることが考えられる。
- (6) 名古屋調査ではサンプル数の制約もあり、この点を明らかにすることはできなかった。しかし、未婚者で中距離友人数が多いことは傾向的に明らかであった。

参 考 文 献

- Fischer, Claude S. 1982
To Dwell among Friends : Personal Networks in Town and City, The University of Chicago Press.
- Fischer, Claude S. 1984
The Urban Experience, 2nd Edition, Harcourt Brace and Jovanovich.
- Janowitz, Morris 1952
The Community Press in an Urban Setting : The Social Elements of Urbanism, The University of Chicago Press.
- 松本康 1992a
「都市は何を生み出すか—アーバニズム理論の革新」森岡清志・松本康編著『都市社会学のフロンティア 2 生活・関係・文化』日本評論社。
- 松本康 1992b
「アーバニ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」『名古屋大学文学部論集』114 哲学38 : 161-185.
- 中村八朗 1973
『都市コミュニティの社会学』有斐閣。
- 野辺政雄 1991
「コミュニティ・クエスチョン—キャンベラにおける検証」『社会学評論』166
- Simmel, Georg 1957
Die Grossstädte und das Geistesleben. = 1976 居安正訳「大都市と精神生活」『橋と扉』（ジメメル著作集12）、白水社。
- Tönnies, Ferdinand 1882
Gemeinschaft und Gesellschaft : Grundbegriffe der reinen Soziologie. = 1957 杉之原寿一訳『ゲマインシャフトとゲゼルシャフト—純粹社会学の基本概念』（上・下）、岩波書店。
- Wellman, Barry 1979
The Community Question *A. J. S.* 84 : 1202-31.

Key Words (キー・ワード)

urbanism (都市度), residential mobility (居住移動),
social network (社会的ネットワーク), kinship (親族), neighboring (近隣),
friendship (友人)

Urbanism, Residential Mobility and Social Networks

Yasushi Matsumoto

School of Letters, University of Nagoya

Comprehensive Urban Studies, No.52, 1994 pp. 43-78

Summary

The modified Fischer's hypotheses derived from the analysis of Nagoya Survey data are tested on the basis of Tokyo Survey data.

The assumed positive effect of urbanism on the size of middle-distance friendship networks is supported among the respondents who grew up in the Metropolitan area, but not among migrants.

Urbanism negatively correlates with the size of neighboring networks only among those people who live in the high economic status areas, and it is negatively related to the score of neighbor-supportedness among all respondents. However, kinship relations are not affected by urbanism at all. The size of kinship relations and the degree of kin-supportedness overwhelmingly depend on the proximity of kin resources, and therefore depend on the place where respondents grew up. Some effects of residential mobility on social networks are suggested.