都市高齢者の福祉サービスにたいする意識の比較分析

――社会的ネットワークの効果を中心に――

岩渕　亜希子

〈要旨〉

高齢者向けフォーマル・サービスの重要性が増すなかで、サービス利用に影響をおよぼすサービス意識の研究が展開されてきた。本稿では、先行研究によってその重要性が指摘されている「サービス認知」「サービスへの態度」に、あらたに「サービスの利用への関心」という次元を加えることを提起したい。そして、社会的ネットワークの観点から態度次元と関心次元との比較を行うことによって、第一に関心次元の存在と独自性を明らかにし、第二に社会的ネットワークのなかでも別居親族（別居子をふくむ）の役割を再考し、その効果が非直線的であることを検証するものである。この2点を2000年8月に北海道千歳市においておこなわれた60-79歳の無作為に抽出された都市高齢者にたいする地域福祉構造調査のデータ（有効標本数402）をもちいて実証的に検討した。サービスへの「関心」と「態度」を従属変数とした重回帰分析を行った結果、次の知見を得た。

(1)サービス意識のうち、「態度」と「関心」は異なる次元であり、前者は階層的要因効果の強い次元であるのにたいして、後者はジェンダー効果の強い次元という特徴をもっていた。

(2)別居親族との交際頻度は、サービスへの「関心」と「態度」という二つの被説明変数にたいして、U字型の非線形効果をもっている。この効果は、強い紐帯と弱い紐帯の境界的存在であるという別居親族（別居子をふくむ）の性質によるものと考えられる。

キーワード

都市高齢者、福祉サービス意識、福祉サービスへの関心、社会的ネットワーク、社会的ネットワーク変数の非線形効果

1　はじめに

高齢者向けフォーマル・ケア・サービス（以下、サービスと表記）の利用や提供についての研究は、人口の高齢化と同時進行している4つの社会的トレンド―(1)「退職者人口に対する労働年齢人口の割合の減少」、(2)「伝統的ケア提供者（女性）の労働力化」、(3)「高齢者カップルにおける離婚の増大」、(4)「家族規模の縮小」―のなかで重要性を増しつつ展開されている(Chapleski 1989)。サービスについて多くの論点があるなかで、人々のサービスに関する意識の問題は古くから議論されてきた。第一のサービスに関する意識は、「サービス認知」である。これは、「サービスについての認知（知識）がサービス利用の重要な予見要因である」(Andersen & Newman 1973; 延原弘章ほか 1999)という、サービス利用研究の知見にもとづいて問題化された(たとえば Ward, Sherman & Lagory 1984; 小林江里香ほか 2000)。サービス認知の研究は、「どのような人々がサービスについてより知っているのか（知らないのか）」という問いをたて、サービスについての知識 (knowledge) や認知 (awareness) のなりたちを追求した。

サービス利用に影響をおよぼすとされた第二の意識要因は、「サービスに対する態度(attitude)」、すなわちサービスの利用に対して否定的であるか肯定的であるかといった次元である。とりわけ日本では、サービス利用に対する態度は、日本特有の要因のひとつであり「モデルにとりこむ必要がある」と指摘されている重要な論点である(山田ゆかりほか 1997)。

本稿では、これらの認知、態度という2つの異なる次元にくわえて、あらたに3つめとして「サービスの利用に対する関心」（以下、サービスへの関心と表記）という次元を提起したい[1]。サービス認知とは、文字どおり「サービスを知っている」という、いわば個人や家族が所有する「資源」の次元であり、サービスへの態度とは、当面もちあわせている知識にもとづいておこなわれるサービス「評価」の次元であると解釈できる。そして、これに照らしていえばサービスへの「関心」は、知識という資源や特定の評価傾向を獲得・動員するために意識化される「動機づけ」の次元であるということができるだろう[2]。

本稿では、これらのサービスに関する意識のうち、態度（肯定的態度）と関心をとりあげ[3]、社会的ネットワークの観点からそれぞれの規定構造を比較し、「関心」が態度とは異なる次元として存在することを明らかにする。また、社会的ネットワークについては、とりわけ別居子・親族の効果に着目する。

2　先行研究と仮説

最初に、本稿でとりあげる「サービスに関する意識」とその位置づけを確認しておかなければならない。まず、サービスに関する意識が「サービスの利用」という「行為」に対してどのように位置づ

けられるかを考えてみよう。サービスに関する意識は、サービスの利用という「行為」に先立ってあらわれる変数ないし様相である。Parsonsを中心とする「行為の総合理論」グループは、行為の「動機的な側面」を次の3つの様相(mode)に分析した(Parsons & Shils 1951)。すなわち、(a)認知的(cognitive：客体の位置づけと特色づけ)、(b)カセクシス的(cathectic：客体に対して、積極的あるいは消極的に反応する傾向)、(c)評価的(evaluative：認知した客体やカセクシス的な関心を、それらが将来どのような結果をもたらすかを条件として、吟味し、比較する)である。前節でサービスに関する意識の3次元としてあげた「認知」「関心」「態度」は、「サービスの利用」という行為に対するこの3つの様相に対応しているとみなすことができる。

この3次元のあいだには、図1のような関係(認知→関心→態度)が想定される。なぜなら、客体を認知しなければ「客体に対して関心を向ける」ことはできないし、「客体に対する態度を決める(評価をくだす)」こともできないからである(4)。

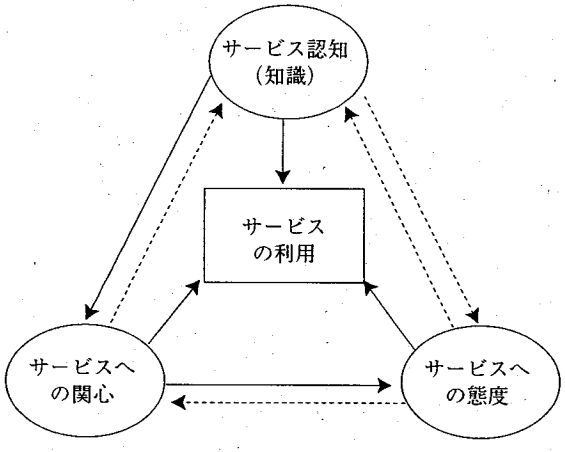

図1　サービス意識の3次元

既にのべたように、本稿では「関心」と「態度」の次元をとりあげる。ここで両者の関係についてもう少しくわしくみておこう。Newcombは、社会的行為にとっての「動機・態度」の役割を社会心理学の立場から研究した。かれによれば動機(motive)とは、「身体のエネルギーが動員され、そして環境の諸部分に選択的に方向づけられる生活体の状態」であり、「動因(drive)」と「目標(goal)」から形成される(Newcomb 1950=1956)。この定義は、主体が「客体が自らの欲求充足とどのような関係にあるのか」を見定めそれに対して反応する傾向である「カセクシス的様相」に通ずるものがある。前節で「関心」が「動機づけ」の次元であるとしたのは、この意味においてである(5)。

さらにNewcombによれば、動機と態度とは、行動の方向に関係しているという点で同じであるが、態度のほうがより持続的で一般的であるという点において異なっている(6)。この相対的に「持続的で一般的」な指向性としての態度の具体例として、しばしばあげられるものに「支持政党の持続的態度」がある。既によく知られているように、支持政党は、性別、居住地、年齢、収入、職業階層といった社会経済的な要因に強く影響をうける(たとえば、小林久高2000)。Newcombものべているように、このような持続性は、かならずしも十分に論証されてはいないが、日常ありふれたことである。このことから、「動機(関心)」と「態度」の特性について、ひとつ

の推測をすることができる。すなわち、より持続的で一般的な行為への指向性をしめす「態度」のほうが、「動機（関心）」よりも、社会経済的な要因によってより影響されるかもしれない、ということである。

以上をふまえて、本稿の課題にもどろう。本稿では、サービスへの「関心」と、サービスへの「態度」次元のうちの「肯定的態度」をとりあげる。後者は、いざというとき「頼りになる」という評価である。[7] これまでの議論から、「関心」と「態度」が異なる次元であることが推察されるだろう。この点を、実際のデータをもちいて検証するのが、本稿の第一の課題となる。また、「態度」と「関心」がどのように異なるのか、という点に関しては、「社会経済的な要因による影響の大きさ」の程度が異なるのではないか、という点を既に指摘した。また、このことは裏を返せば、「関心」の次元において、動機づけの刺激をさまざまに供給する社会的ネットワークの影響力が、より大きいかもしれない、ということも意味する。以上から、第一の仮説およびその下位仮説が導かれる。

仮説1「サービスへの関心」と、「サービスへの態度」は次元の異なる「サービスに関する意識」であり、それを説明する要因の連関構造は異なる。

仮説1-1 社会経済的な変数による説明力は、「サービスへの肯定的態度」においてより大きい。

仮説1-2 社会的ネットワーク変数による説明力は、「サービスへの関心」においてより顕著である。

次に、社会的ネットワークとサービスに関する意識との関連について検討する。先行研究は、サービスに関する意識に対して社会的ネットワークが重要な影響力をもつ要因のひとつであることを明らかにしてきた。高齢者のサービス利用やサービス認知に関連しておもにあつかわれてきたのは、社会的ネットワークのなかでもインフォーマル・ネットワークとよばれる家族や友人、近隣などのネットワークである。本稿では「社会的ネットワーク」という場合、この意味でのインフォーマル・ネットワークに限定して論をすすめる。[8]

社会的ネットワークが重要であるとされてきたのは、それがインフォーマル・サポートを提供するからである。[9] このサポート源としての社会的ネットワークという観点からサービス利用・サービス意識を検討した先行研究では、以下のような2つの知見がえられている。それは①「社会的ネットワークは、介護や看護のサポート源として機能する（あるいは期待される）ためにサービスへの必要性が認識されなくなり、認知や利用を抑制する効果を発揮する」（たとえばWard, Sherman & LaGory 1984）、②「社会的ネットワークは、交際をとおしてサポートについての情報を提供したり、フォーマル・サポートの窓口へと高齢者を媒介することによって、認知や利用を促進する効果をもつ」（たとえばWan 1987）という知見である。

この2つの知見は一見相反しているようにみえるが、そうではない。たとえば、非日常時におけるサポート・ネットワークの動員を

研究したHurlbertらは、弱い紐帯はあたらしい情報や資源へのアクセスを提供し、強い紐帯はより利用しやすい援助（より直接的な援助）を提供する（Granovetter 1983）、つまり、ネットワークの種類や構造によって提供する資源が異なることを主張した（Hurlbert, Haines & Beggs 2000）。上述の文脈でいいかえれば、同居子と別居子とでは提供する資源が異なるのだと解釈できる。小林江里香ら（2000）の「別居子が認知を高める効果をもっているのに対して同居子が認知を高める効果をもたない」という知見はこれを裏づける[10]。この知見のうち前者は①の、後者は②の機能を析出したものと解釈される。

以上をふまえて、本稿では社会的ネットワークのなかでも「別居親族」の役割に注目する。その理由は以下のとおりである。Chapleski（1989）は、社会的ネットワークの区別にさいして、子どもと親戚を強い紐帯に、友人とコミュニティを弱い紐帯に分類し分析をおこなった。しかし同居率が相対的に高く、家族のなかでも同居家族に対して公的サービスに代わるサポート源としての期待が大きく、それ以外の関係とは明確に異なる、という特徴をもつ（小林江里香ほか 2000）日本では、同居家族と別居家族とを一括するのは適切ではない。他方で、サポート源として調査などであげられるのは圧倒的に別居子をふくむ子どもおよび親戚であり、サポートの提供に関しては、別居子・親戚が現在でも非常に強力な担い手である。つまり、「同居家族」を強い紐帯に、「友人や近隣」が弱い紐帯に分類されることに問題はないが、「別居子・親族」はちょうどその間の、微妙な位置づけにあり一考を要する。言い換えれば、「別居子・親族」は、「同居家族」ほどではないが、やや強い紐帯としての性質をもっている可能性がある。

別居子・親族はこれまで、その接触量・サポート量を測度として、サービスの利用や認知を従属変数としたモデルに投入されてきた。つまり、友人や近隣との接触量と同じように、「接触量がふえればふえるほど利用・認知が高まる」といった仮定のもとに検討されてきたといってよい。しかし、別居子・親族のおかれたこの微妙な位置づけを考えるとき、その仮定に疑問が生ずる。別居しているとはいえ、接触頻度が高まれば高まるほど、それは強い紐帯としての位置づけ、すなわちサポート源としての期待を獲得するのではないか。つまり、別居子・親族の接触量による効果は、接触量とともに関心や肯定的態度が強まるが、ある水準を超えると接触量は同居家族と同様に抑制要因として機能し、逆U字型を描くのではないかと想定できるのである。ここから、第二の仮説が導かれる。

仮説2　別居子・親族（以下、別居親族と表記）との接触は、接触がふえるほどサービスへの関心や肯定的態度を高めるが、接触量がある水準をこえると、同居家族と同様の強い紐帯としての性質をおび、むしろサービスへの関心や肯定的態度を抑制する効果をもつ（効果が逆U字型を描く）。

以下では、これらの仮説を実際のデータによって検証する。分析

に入る前にまず、データとサンプルの特性について確認しておこう。

3　方法

3・1　データとサンプルの概要

使用したデータは、2000年8月に北海道千歳市でおこなわれた、都市高齢者を対象とした地域福祉構造調査から得られたものである。60-79歳の中高年齢者を対象とし、層化二段無作為抽出法によりサンプルを決定した（有効回収数402票、有効回収率73.3%）。以下では簡単に、千歳市とサンプルの特性をみておこう[11]。

千歳市について　調査対象地となった北海道千歳市は、人口約9万人の地方都市である。快速電車で30分程度の距離にある大都市札幌のベッドタウンとして拡大し、現在でも人口が増加傾向にある。平成12年度の国勢調査によれば、平成7年度の国勢調査と比較した人口増加率は4.8%であった。また、高齢化率11.6%は北海道でもっとも低く（平成12年10月1日現在）、北の玄関口である新千歳空港、および自衛隊駐屯地を擁する若い都市である。

性別と年齢　対象者は、男性189人（47.0%）、女性213人（53.0%）であり、それぞれの平均年齢は男性67.7歳（標準偏差＝5.0）、女性68.4歳（標準偏差＝5.4）であった。全体では68.1歳（標準偏差＝5.2）である。年齢階級別の分布は、60-64歳が29.4%、65-69歳が34.8%、70-74歳が21.6%、75-79歳が14.2%である。

職業・収入　対象者のうち、フルタイムで就労しているものは27.0%、パート・アルバイトを含めた有職率は38.5%である。収入を世帯単位でたずねたところ、平均値はおよそ400万円（標準偏差＝213.5）であった[12]。構成をみると、40.0%の対象者が200-399万円未満のカテゴリに属し、また399万円未満で全体の60%を占めた。

世帯類型と住居　世帯類型をみると、独居が40人（10.3%）で、そのうち女性が25人である。夫婦のみ世帯は51.5%でもっとも多く、子と同居している者（未婚子をふくむ）は38.1%であった。180万都市札幌まで30分～1時間程度というベッドタウンの特性を反映してか、一戸建て持ち家率は91.0%にのぼり、平均居住年数は24.85年（標準偏差＝16.1）であった。

学歴　平均教育年数は10.7年（標準偏差＝2.0）、中卒および中卒相当学歴者が53.0%と半数以上をしめる[13]。高卒38.5%、短大・高専以上卒が8.5%である。

健康状態　本データでは主観的健康度を測定している。おおいに健康～ふつうと回答した対象者の割合は59.7%であり、およそ6割が健康に不安なく生活していた。通院中・通院入院予定と回答したものは22.6%であった[14]。

3・2 測定・モデル・分析方法

ここでは、分析のためのモデルと概念の定義をおこなう。まず本稿では重回帰分析をもちいるが、そのモデルを大きく2つ設定する。理由は、仮説1-2において推測した「社会的ネットワーク変数の説明力」を検証するためである。すなわち、社会経済的な変数のみから構成されるモデル1と、モデル1に社会的ネットワーク変数をくわえたモデル2を設定する。以下では変数を順に定義していく。

従属変数 本稿の従属変数は2つあり、一つ目は「サービスへの関心」、二つ目は「サービスへの肯定的態度」である。サービスへの関心は、「ホームドクターやヘルパーを派遣する介護サービス」にたいして、「大いに関心がある」から「全く関心がない」までの5段階で回答をもとめた。これにたいして「大いに関心がある」が5点、「全く関心がない」が1点となるように点数をあたえ、量的変数とした。サービスへの肯定的態度は、「公的福祉サービス」について「あなたが病気などで援助が必要になった時に、どれくらい頼りになると思いますか」という問いにたいして、「大変頼りになる」から「全く頼りにならない」までの4段階で回答をもとめた。これにたいして、「大変頼りになる」が4点、「全く頼りにならない」が1点となるように点数をあたえ、量的変数とした。

モデル1 モデル1を構成する社会経済的な変数は、(1)性別、(2)年齢、(3)教育年数、(4)職業の有無、(5)世帯収入、(6)主観的健康度の6変数である。このうち、性別は男性＝1、職業の有無は有職＝1のダミー変数、年齢は実数値である。世帯年収、教育年数については、注(12)と注(13)にしめした。主観的健康度は、「あなたは今、ご自分の健康に自信をお持ちですか」というワーディングでたずね、「大いに健康、まあ健康、ふつう、ちょっと不安、かなり不安、通院中ないし通院・入院予定」の6段階で回答をもとめた。これにたいして、「大いに健康」が6点、「通院中ないし通院・入院予定」が1点となるように点数をあたえ、量的変数とした。

モデル2 モデル2を構成する社会的ネットワーク変数は、(1)同居子の有無、(2)同居家族の有無、(3)別居親族による訪問頻度、(4)親しい友人との接触頻度、(5)参加団体数、(6)相談相手の種類の6変数である。このうち、同居子の有無と同居家族の有無（＝独居か否か）は、有り＝1のダミー変数とした。相談相手は、「家族生活に関して何か悩みや心配事が生じたとき、主に誰に相談されますか」というワーディングの問いにたいして、「なし」「同居家族」「別居家族・親族」「非親族」のどれを選択したかを質的変数として導入し、ダミー変数として投入した[15]。基準カテゴリは強い紐帯と比較しての効果をみるために「同居家族」をえらんだ。別居子・別居親族の訪問頻度および親しい友人との接触頻度は一ヶ月あたりの日数である。参加団体数は、12の団体活動[16]のうち、参加している実数である。別居子・別居親族による訪問頻度の二乗項は、別居子・別居親族変数の非線形効果（直線的でなく、U字型を描くという意味での非線形

効果）を測定するために投入された。この二乗項の回帰係数が、正の値に有意であれば効果がU字型であることを、負の値に有意であれば効果が逆U字型であることを意味する。したがって、後者であるときに仮説2は支持される。

次節では、以上のデータとモデルをもちいておこなった分析結果をしめす。

4　分析結果

統計量と多重共線性のチェック　まず各変数の統計量を確認しておこう。一覧を表1にしめした。平均値からわかるように、従属変数である肯定的態度と関心のいずれにおいても、「肯定的」「関心あり」の割合が多くなっている。別居親族の訪問頻度は、平均が一月あたり約3日とそれほどおおくはない。むしろ親しい友人との接触頻度のほうがおおく、一月あたり5日である。また参加団体数は平均して2.7個であり、町内会・自治会をふくめて、一人当たり2-3団体に所属・活動している様子がうかがえる。なお、カテゴリカル変数である「相談相手」の内訳は、「なし」2.1%、「同居親族」55.3%、「別居家族・親族」26.5%、「非親族」16.2%であった。

表1　各変数の統計量

変　数	最小値	最大値	平　均	標準偏差
サービスへの肯定的態度	1	4	2.86	.99
サービスへの関心	1	5	3.72	1.34
性別（男性＝1）	0	1	.47	.50
年齢（歳）	60	79	68.05	5.18
教育年数（年）	9	16	10.65	1.93
職業（有＝1）	0	1	.40	.49
世帯収入（万円）	200	1000	406.28	213.49
主観的健康度	1	6	3.66	1.75
同居子の有無（有＝1）	0	1	.38	.49
同居家族の有無（有＝1）	0	1	.90	.30
別居親族訪問頻度（日／月）	0	22.5	3.09	4.60
親しい友人接触頻度（日／月）	0	12	5.14	4.58
参加団体数（個）	1	8	2.71	1.14

次に、重回帰分析の結果についてのべる前に、多重共線性について検討した結果をのべる。独立変数間の相関係数を検討したところ、別居親族による訪問頻度の二乗項とその一乗項に高い相関がみられたが、その他の変数間では問題がないことが確認された[17]。

「サービスへの関心」に対する重回帰分析の結果　さて、いよいよ重回帰分析の結果をみていこう。表2に「サービスへの関心」、表3に「サービスへの肯定的態度」についての分析結果をしめした（表中の値は標準化偏回帰係数）。各表の左端は、社会経済的な変数のみから構成されたモデル1の分析結果である。それ以外のモデル2-1～2-7は、モデル1に6つの社会的ネットワーク変数を順次くわえていったものである。個々の社会的ネットワーク変数の効果を検討するため、このような形式で表記した[18]。

まず「サービスへの関心」についての分析結果（表2）から、社会経済的な変数の効果に注目すると、「性別」による影響が一貫して非常に強く、男性であると関心が低くなる傾向がよみとれる。モデル2-7の修正済み決定係数（以下決定係数と表記、.097）とモデルの決定係数(.047)を比較すると、サービスへの関心に対する影響力は、社会

表2　サービスへの関心にたいする重回帰分析の結果[1)]

n=248

独立変数		モデル1	モデル 2-1	モデル 2-2	モデル 2-3	モデル 2-4	モデル 2-5	モデル 2-6	モデル 2-7
性別	男性=1	-.230**	-.239**	-.246**	-.247**	-.249**	-.255**	-.253**	-.259**
年齢		-.095	-.092	-.087	-.080	-.089	-.094	-.102	-.105
教育年数		.105	.099	.099	.099	.077	.069	.057	.057
職業	有職=1	.061	.065	.062	.061	.093	.084	.085	.079
世帯収入		-.034	-.016	-.022	-.020	-.031	-.031	-.033	-.052
主観的健康度		-.084	-.094	-.087	-.087	-.091	-.081	-.090	-.097
同居子	有り＝1		-.121＋	-.130*	-.132*	-.146**	-.140*	-.137*	-.162*
同居家族	有り＝1			.042	.042	.056	.045	.039	.010
別居親族					-.018	-.699**	-.710**	-.714**	-.729**
(別居親族)^2						.713**	.728**	.734**	.760*
親しい友人							-.086	-.093	-.109＋
参加団体数								.065	.069
相談相手	なし								-.044
	別居家族								-.107
	非親族								.030
adjusted R^2		.047	.057	.055	.051	.092	.095	.096	.097
⊿adjusted R^2			.010	-.002	-.004	.041	.003	-.001	.001
F値		3.019**	3.150**	2.800**	2.488*	3.502**	3.364**	3.175**	2.776**

**p<.01 *p<.05 ＋p<.10
1)表中の値は標準化偏回帰係数

表3　サービスへの肯定的態度にたいする重回帰分析の結果[1)]

n=248

独立変数		モデル1	モデル 2-1	モデル 2-2	モデル 2-3	モデル 2-4	モデル 2-5	モデル 2-6	モデル 2-7
性別	男性=1	-.145*	-.147*	-.165*	-.164*	-.166*	-.161*	-.159*	-.154*
年齢		.072	.072	.085	.085	.084	.089	.080	.086
教育年数		-.081	-.083	-.083	-.083	-.095	-.089	-.101	-.116＋
職業	有職=1	-.047	-.046	-.054	-.053	-.035	-.029	-.028	-.040
世帯収入		-.112＋	-.107	-.121＋	-.121＋	-.128＋	-.128＋	-.130＋	-.133*
主観的健康度		.159*	.156*	.171**	.171**	.168**	.160*	.151*	.144*
同居子	有り＝1		-.036	-.056	-.055	-.063	-.068	-.065	-.058
同居家族	有り＝1			.105	.105	.113＋	.122＋	.116＋	.122＋
別居親族					.006	-.385＋	-.376＋	-.381＋	-.370＋
(別居親族)^2						.410＋	.397＋	.404＋	.394＋
親しい友人							.068	.060	.078
参加団体数								.068	.055
相談相手	なし								.059
	別居家族								.007
	非親族								.014*
adjusted R^2		.061	.058	.064	.060	.071	.072	.072	.091
⊿adjusted R^2			-.003	.006	-.004	.011	.001	.000	.019
F値		3.681**	3.192**	3.123**	2.766**	2.893**	2.734**	2.605**	2.624**

**p<.01 *p<.05 ＋p<.10
1)表中の値は標準化偏回帰係数

経済的効果と社会的ネットワーク効果とがほぼ同量であることがわかる。

社会的ネットワーク変数のうち、有意に効果が認められるものは、「同居子の有無」「別居親族の訪問頻度」そして「親しい友人との接触頻度」である。同居子がいると、また親しい友人との接触頻度が多いほど、サービスへの関心は低下する。そして、「別居親族の訪問頻度」については、二乗項が正の強い効果をしめした。すなわち、この変数の効果が有意に非線形であり、かつその効果が「U字型」を描いていることを意味している。明らかに仮説2をくつがえす結果となった。決定係数の推移に着目すると、「同居子の有無」（モデル2-1）と「別居親族の訪問頻度」（モデル2-4）とを投入したときに決定係数の増加が大きいことがわかる。この点は後でものべるように、サービスへの肯定的態度とは異なる重要なポイントである。最終的に、モデル2-7の決定係数は、低いながらも.097まで上昇している。

「サービスへの肯定的態度」に対する重回帰分析の結果　次に、「サービスへの肯定的態度」についての分析結果（表3）をみていこう。社会経済的な変数では、性別の効果はサービスへの関心と同様であるが、「世帯収入」と「主観的健康度」が効果をもっている点が異なっている。男性のほうが、また世帯収入が多いほど肯定的態度は弱くなり、健康であると思っている人ほど肯定的態度が強くなる。また、社会的ネットワーク変数が統制されているモデル2-7では、「教育年数」が相対的に弱いながらもやはり負の効果をしめした。肯定的態度も、モデル2-7の決定係数.091のうち.061が社会経済的な変数で説明されている。この点をサービスへの関心の場合と比較すると、社会経済的変数の「サービスに関する意識」への説明力は、決定係数の絶対値においても、モデル2に対する相対値においても、肯定的態度でより大きいということができる。

他方、社会的ネットワーク変数では、「別居親族の訪問頻度」にサービスへの関心と同様の効果が確認された。また「同居家族がいること」「相談相手が非親族であること」が有意に正の効果をもっていた点で特徴がある。これは、基準カテゴリとした「同居家族を相談相手としているひと」にくらべて、親族以外を相談相手としている人はサービスに対する肯定的な態度がより強いことを意味している。決定係数の推移に着目すると、関心においても効果が大きかった「別居親族の訪問頻度」（モデル2-4）の効果がやはり際立つが、それ以上に「だれに相談するか」（モデル2-7）が強い効果をあたえている。最終的に、肯定的態度のモデル2-7の決定係数も、低いながらも.091まで上昇した。

5　考察

本稿の仮説の第一は、高齢者のサービスに関する意識を比較した場合、「サービスへの関心」と「サービスへの肯定的態度」は異なる次元であり、肯定的態度はより社会経済的な変数によって説明される、というものであった。また、仮説の第二は、別居親族（別居子

をふくむ）との接触量の効果は線形ではなく非線形であり、別居親族の効果は逆U字型を描く、というものであった。ここではまず、後者の仮説から検証していこう。

「別居親族の訪問頻度」の非線形効果　表2・表3にしめされたように、サービスへの関心においても肯定的態度においても、逆U字型の別居親族効果は確認されず、反対にU字型の効果をもっていることが明らかになった。つまり、仮説2は棄却される。なぜこのような結果になったのだろうか。

効果が逆U字型ではなく、U字型であるということは、高い訪問頻度においても別居親族との交際は関心を（そして肯定的認知を）抑制するどころか促進するということである。すなわち、別居親族（別居子をふくむ）との交際は、頻度を増したとしても、同居家族と同様の性質―現実的なサポート提供可能性を有する者として期待されること―を獲得することはない。つまりU字型カーブの右半分は、「弱い紐帯としての別居親族」効果であると考えることができる。

他方、U字型カーブの左半分、とりわけその底部では、なぜ関心と肯定的態度の双方が低下するのだろうか。関心および肯定的態度を縦軸に、訪問頻度を横軸にグラフを描いてみると、関心や肯定的態度がもっとも「底をうつ」訪問頻度は実は「月10日程度」である。この月10日というのは平均値よりもずいぶん多いが、そのような人々がもっとも関心および肯定的態度が低いということになる。この「関心も肯定的態度も低い」人々とはどのような特徴をもっているだろうか。これを確認するために、関心と態度をそれぞれ高・低の2カテゴリにわけて組みあわせ4つのカテゴリを作成し、とりわけ「関心も肯定的態度も弱い」カテゴリに着目して検討したところ、以下の性質がみられた。関心・肯定的態度がともに強い群にくらべて、「男性の割合」「別居親族に相談する割合」「地域の行事に参加しない割合」が有意に多く、他方で「同居子の有無の割合」「同居家族の有無の割合」はほかの群とあまりかわらなかった。ここからは「同居子・同居家族がいるがそれにくわえて、相談などをつうじた別居親族との交際が比較的頻繁であり、その分地域などへの関心がうすい男性」という人物像を描くことができる。そしてこのような別居親族のあり方は、「強い紐帯」としての役割により近いともいえる。したがってこのU字カーブは、仮説とは異なる形ではあったが、やはり強い紐帯と弱い紐帯の性質をあわせもった「別居親族」という性質がうみだしたものであるといえるだろう。

次に、サービスへの関心と肯定的態度の差異について、①社会経済的変数の効果の差異、②社会的ネットワーク変数のうち効果をもっている変数の差異、という2つの視点から検討する。

社会経済的変数による比較　前節でみてきた結果は「関心」と「態度」の次元のどのような違いを意味しているのだろうか。まず「主観的健康度」については、（とくに女性は）自己の健康度と関連なくケア・サービス活動の当事者となる可能性があるために「関心」が

「主観的健康度」の影響をうけにくい、と説明することができる。またこのように考えると、「関心」の動機づけ的性格がより明確に理解できる。肯定的態度において「主観的健康度」が正の効果をみせたのは、ニードが必ずしもサービス意識には結びつかず、逆により健康な高齢者の意欲や行動範囲がサービス意識を促進するという従来の知見をうらづけるものであろう。他方、態度の関連要因で注目すべきは「世帯収入」と「教育年数」の効果である。両変数の効果は負の効果で一貫しており、高収入であるほど、学歴が高いほど態度が否定的であるという結果がえられた。独立変数間の関係にたいしては慎重な解釈が必要であるが、この結果からは「階層的な要因とその効果の一貫性」が推測される[19]。

それではなぜ、「態度」の次元では階層的要因が重要になるのだろうか。前田信彦・目黒依子（1990）は、日本の家族社会学の分野で社会的ネットワーク概念をもちいた分析に階層間比較の視点をもちこむ重要性を説いた先駆的な研究であるが、そのなかでは次のことが指摘されている。社会経済的地位や教育程度の高い層（典型的にはホワイトカラー層）では妻方親族と「強い紐帯」で結ばれ、資源の利用可能性（availability）が高いネットワークを形成している、というものである。つまり、社会経済的地位が高い層においては、ケア・サービスにたいする動機づけはあるが、資源の利用可能性が高いためにフォーマル・サービスは数ある選択肢のなかの一つにすぎず、また「強い紐帯」によるサポートも得られがちであるために評価も低くなる、というメカニズムが推測できるのである[20]。以上の議論をふまえて、それぞれの次元は、ジェンダー効果の強い「関心」次元と階層的要因効果の強い「態度」次元として特徴づけることができるだろう[21]。

社会的ネットワーク変数による比較　ここでは、社会的ネットワーク変数のうちどの変数が効果をもっていたか、という点について比較してみよう。まず、関心と態度の両方でおなじ効果をもっていた変数として「別居親族の訪問頻度」があげられる。「別居親族の訪問頻度」の非線形効果の大きさは、関心の場合であれば「-.729×（別居親族の訪問頻度）＋.760×（別居親族の訪問頻度の二乗）」によってもとめられるから、みかけの係数値ほどインパクトが大きいわけではない。この別居親族との接触頻度が、非線形の効果をもっていることが実証されたことは、本稿の知見のひとつであるといえるだろう。仮説2が棄却されたという点に関しては、既にこの節の冒頭で論じたのでこれ以上深入りはしない。

次に関心と態度とで異なっていた点について検討する。関心の次元において有意な効果をもったのは、「同居子がいること」（-.162）および「親しい友人との交際頻度」（-.109）である。前者の変数は「別居親族」変数とともに、モデルの説明力に寄与した影響力の高い変数であった。態度の次元においては「同居家族がいること」（.122）、「相談相手が非親族であること」（.014）の2変数が影響力をもつ変数であった。強い紐帯である同居子と同居家族とに正反対の効果がみられたことは何を示唆するであろうか。千歳市の5割をこえる

「夫婦世帯」率を考慮すると、「同居子あり」変数と「同居家族あり」変数の大きなちがいは「配偶者がいる」ことであると考えられる。古谷野亘ら（1998）が指摘しているように、日本の高齢者にとっても配偶者の存在は大きく、また子との同別居にもふかく関連している。今後の着眼点としてあらためて配偶者の重要性をここで指摘しておきたい。

最後に、もうすこし総合的にこの知見のインプリケーションについて論じておきたい。一見まとまりなくみえる社会的ネットワーク変数の分析結果ではあるが、実は情報のバラエティの重要性を示唆しているのではないかと考えられる。上述したように、「別居親族」変数においてはその弱い紐帯機能（情報提供等）が関心・肯定的態度に正の効果をおよぼしていた。また、態度次元における「相談相手」変数では、「非親族」への相談窓口を重視していることが正の効果をおよぼしていた。さらに関心次元における「親しい友人」変数の負の効果は、「親しい友人」との接触はうすく広くの友人関係の機能とは異なり、多様な情報提供よりもある種固定化した共通の趣味や話題・活動のやりとりをその内容としているためと解釈することができる。

6　結論と今後の課題

本稿から得られた知見は以下の2点にまとめられる。

(1)サービスに関する意識のうち、「態度（肯定的態度）」と「関心」は異なる次元である。社会経済的変数の効果に着目すると、前者は階層的要因効果の強い次元、後者はジェンダー効果の強い次元という特徴をもっていた。また、社会的ネットワーク変数の影響力の検討からは、肯定的態度と関心の強さに対して、「強い紐帯もふくめた紐帯のバラエティ」によって得られる情報のバラエティが重要であることが示唆された。

(2)別居親族との交際頻度は、「サービスへの関心」「サービスへの肯定的態度」というふたつの被説明変数に対して、U字型の非線形効果をもつ。この効果は、強い紐帯と弱い紐帯の境界的存在であるという別居親族（別居子をふくむ）の性質によるものと考えられる。

今後の課題として大きく残されている点は、第一に、知識と関心も異なる次元であることを確認したうえで、知識・態度・関心という各次元と、利用という行動との関連を統一的に検討することである。とりわけ、本稿であらたにくわえた「関心」という概念についてより理論的な検討をくわえてその特徴を明らかにし、適切な指標づくりを試みる必要がある。そのうえで、「関心」次元がどのように「利用」に関連しているのか、さらには、「ジェンダー」「別居親族」の効果で重なり合った「態度」次元と、どのような差異をもって「利用」を規定しているのかを明らかにする必要があろう。

第二に、社会的ネットワークを「構造」としてとらえることである。多くの研究でもちいられており本稿でももちいた基本的な重回帰分析は、説明変数間の「相互独立」を仮定している。しかし、子

の有無や同別居などの影響がサービス利用について語るとき欠かせないように、社会的ネットワークはそれぞれの部分が複雑に絡みあって利用、知識、態度、関心という各次元に影響力をおよぼしているはずである。たとえばChapleski（1989）がネットワークのクラスタ分析によってkin availabilityを測定したように、「ネットワークの組み合わせ」によって対象とその結果をとらえていく視点が有効であると考えられる。

謝辞　本稿は、1999年度文部省科学研究費による基礎研究(B)(1)「高齢者を支える地域福祉構造の比較研究」（研究代表者・北海道大学大学院文学研究科 金子勇教授、研究課題番号10410040）による成果の一部である。研究代表者である金子勇教授には、本調査への参加、およびデータの使用において多大なご配慮・ご助力をいただきました。記して感謝いたします。

【注】

(1) サービスへの「関心」をあつかった研究はすくない。たとえばLindaら(1998)は、ケアを受けているかどうかを従属変数にした分析で、service use concernsという独立変数を用いているが、具体的内容は「フォーマル・サービス利用にたいする拒否感」のようなものであり、どちらかというと本稿でいうところの「態度」に近い。

(2) ただし、「関心」は志向性や動機づけの表層にすぎない。なぜどの程度関心をもつに至ったかという基底的な意味での志向性・動機づけは場合によって様々である。ここでは単純に、自己評価による「関心の程度」を問題としている。また、関心を被説明変数とした重回帰分析は、基底的動機づけをさぐるものというよりは、関心を差異化する要因を明らかにするものである。

(3) ここで、態度と関心のみをとりあげる理由は以下のとおりである。先行研究によって、認知（知識）と態度が異なる次元であることは既に示されてきた。また、知識という資源の有無としての認知次元と、知識という資源にたいする「姿勢」としての関心とが異なる次元であることは容易に理解されるだろう。他方、「態度」の次元も知識という資源に対する「姿勢」をあらわすものであり、関心という次元が独自に存在することは、態度との差異を示すことによって明らかにされるものと考える。

(4) しかしながら、この方向性を絶対的なものとして想定することはできない。なぜなら、特定の客体を識別するためにはその客体への関心が起こらなくてはいけないし、態度は関心の内容や方向性をさだめる基礎の一部をなすため、いってみれば各要素は相互依存の関係にあるからである。図1の破線矢印はこの側面を意味している。

(5) ここで「動機」ではなく「関心」の用語をもちいるのは、日常の用語で「サービス（の利用）に対する動機」というと「ニード」の側面と紛らわしいことによる。Newcombは著書『社会心理学』のなかでしめした社会的行動の説明図式において、独立変数としての属性と従属変数としての社会的行動をむすぶものとして、「動機・態度等」を媒介変数と位置づけたが、ニードは独立変数の部分に対応し、媒介変数としての「関心（動機）」とは明確に区別されなければならない。

(6) Newcombは動機と態度の相違点について、次のように整理してい

る。①動機が一時的なものであるのに対し、態度は通例持続的なものである、②動機が特定の対象に向けられており、各々の状況に応じて違った形式をとるという意味で特殊的なのに対して、態度は通例より一般的である。

(7) 今回は「肯定的」態度のみをとりあげたが、山田ゆかりら(1997)によれば、ケア・サービスの利用に対する態度にはある種の一貫性があり、あるサービスの利用に対して肯定的な高齢者は他のサービスについてもそうであり、否定的な態度も同様の傾向にあると指摘している。これは態度の「持続性」というNewcombの指摘と一致する知見であるといえるだろう。

(8) したがって社会的ネットワークのなかに、看護や介護を提供する医者、看護婦、ホームヘルパー等の専門家およびその所属専門機関をふくめない。

(9) 直井直子(2001)によれば、サポートの内容にはおおまかに「手段的サポート」と「情緒的サポート」があり、またサポートの3次元として「期待(予期)」「実績」「評価」が存在する。本文でのべている①は、手段的サポートのうちの「身体的サポート」に対する「期待」「実績」の効果をあらわす言明である。②にあたるサポートは直井によっては示されていないが、手段的サポートの一部である情報サポートにあたると考えられ、こちらは期待というよりは「実績」「評価」の次元であろう。

(10) ただし、小林らは健康度を考慮してIADL(手段的日常生活動作)値を基準に自立群、非自立群にわけて分析しており、この別居子の効果がみられたのは非自立群においてである。またこの研究では、別居子との交流頻度を「なし」「低接触」「高接触」にわけ、「なし」カテゴリを基準変数としたダミー変数として投入しており、したがって解釈としては、非自立高齢者においては「なし」群と比較して「高接触」群で有意に認知が高い、となる。

(11) 1994年に60—80歳を対象としておこなわれた北海道札幌調査(三谷鉄夫ほか 1995)のデータと比較してみよう。男女比、年齢構成比、有職者率、同居率を比較すると、ほぼひとしい。ただし札幌調査における世帯収入の高さ(平均573.4万円)、独居比率の高さ(17.6%)、学歴の高さ(中卒以下34.3%、短大・高専以上15.2%)の点で異なっており、北海道の大都市と衛星都市それぞれの特徴をしめしている。

(12) 世帯収入は、200万円未満を200万円、200-399万円未満を300万円、400-499万円未満を400万円、500-999万円未満を700万円、1000万円以上を1000万円とリコードし、その上で平均値をもとめた。また、以下の分析ではこのようにリコードした変数を量的変数としてもちいている。

(13) 教育年数は、中卒および中卒相当学歴=9年、高卒および高卒相当学歴=12年、短大・高専卒および短大・高専卒相当学歴=14年、大卒・大学院卒および大卒・大学院卒相当学歴=16年とリコードし、その上で平均値をもとめた。また、以下の分析ではこのようにリコードした変数を量的変数としてもちいている。

(14) 主観的健康評価は、ADL(日常生活動作)のような客観的尺度によって測定されたものではないが、先行研究によって客観的な健康状態との関連が密接であることがしめされている(たとえば芳賀博ほか 1984)。したがって本稿では、この指標を以下の分析でもちいていく。

(15) 「非親族」としてまとめられた選択肢は、「ホームヘルパー・民生委員」「ボランティア・友人・知人」「市役所などの公的機関」の3つである。

(16) 老人クラブ、企業等OB会、シルバー人材センター、模合・頼母

子講、宗教活動、町内会・自治会、福祉・ボランティア、同業者団体、生協活動、婦人会・女性団体、市民活動、政党・政治団体の12団体。

(17) 説明変数の、従属変数に対する非線形効果を測定する目的で投入された変数Xと、そのk乗項のX^k間の多重共線性の問題は、X^kがXの非線形効果をあらわす項であるため、たとえ相関が高くても多重共線性についての重回帰分析の前提を損なうことはないとされている。この点についての参考として、Gujarati, Damodar N.(1995)をあげておく。また、「関心」「肯定的態度」それぞれを従属変数とし、「別居親族」「別居親族の二乗項」の二変数の二変数のみを説明変数に投入した重回帰分析をおこなったところ、「関心」では修正済み決定係数.029（5%水準で有意）、この時の標準化偏回帰係数が「別居親族」-.626、「別居親族の二乗項」.648であった。また「肯定的態度」では修正済み決定係数.003（非有意）、同様に「別居親族」-.332、「別居親族の二乗項」.360であった。この結果は、表2、3におけるこれらの説明変数の標準化偏回帰係数の高さが、他の変数との多重共線性によってもたらされたものではないことを示唆している。

(18) モデル2でくわえていった社会的ネットワーク変数の順番は、インフォーマル・ネットワークをその同心円状に配置する「サポート・コンヴォイ」論を参考にして決定した。

(19) 階層的要因といいながら、職業の効果がみられないのはおかしいという指摘があるかもしれない。しかし、本稿のデータは60-79歳の都市在宅高齢者を対象とした調査であり、この職業は「現在」の職業である。しかも、職業の有無を問題にしているに過ぎない。高齢者の職業を階層的要因として考慮するためには、現職よりもむしろ定年退職時の職業（まだ退職前であれば、現職でかまわないが）を知る必要がある。この点で、職業的階層の効果を検討できなかったのは本稿のデータの限界であり、今後の課題としたい。

(20) 本データにおいて、関心と肯定評価をそれぞれ高群と低群にわけてクロス表を作成してみたところ、とりわけ「関心は高いが評価は低い」群において高学歴者の割合が高い傾向がみられた。この結果は本文中の解釈の一助となった。また、この群においては有職者の割合も有意に多かった。

(21) 関心における性別の非標準化回帰係数は-.681、態度におけるそれは-.296であり（いずれもモデル2-7）、ここからも関心次元におけるジェンダー効果の強さがわかる。

【参考文献】

Andersen, Ronald & John F. Newman, 1973, "Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States." *The Milbank Memorial Fund Quarterly: Health and Society*, 51(2): 95-124.

Calsyn, Robert J.& Winter, Joel P., 1999, "Predicting specific service awareness dimensions," *Research on Aging*, 21(6): 762-781.

Chapleski, Elizabeth E., 1989, "Determinants of Knowledge of Services to the Elderly:Are Strong Ties Enabling or Inhabiting," *The Gerontological Society of America*, 29(4): 539-545.

Granovetter, M., 1983, "The strength of weak tie:A network theory revisited," In Collins, R.(ed.), Sociological Theory. San Francisco: Jossey Bass.

Gujarati, Damodar N., 1995, *Basic Econometrics* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.

Hurlbert, Jeanne S., Haines, Valerie A. & Beggs, John J., 2000, "Core

Networks and Tie Activation: What Kinds of Routine Networks Allocate Resources in Nonroutine Situations?," *American Sociological Review*,"65(4): 598-618.

芳賀博・七田恵子・永井晴美・須山靖男・竹野下訓子・松崎俊久・古谷野亘・柴田博, 1984,「健康度自己評価と社会・心理・身体的要因」『社会老年学』20: 15-23.

Jeanne S. Hurlbert, Valerie A. Haines & John J. Beggs, 2000, "Core Networks and Tie Activation:What Kinds of Routive Networks Allocate Resources in Nonroutine Situations?," *American Sociological Review*, 65(August): 598-618.

小林江里香・杉澤秀博・深谷太郎・柴田博, 2000,「高齢者の保健福祉サービスの認知への社会的ネットワークの役割—手段的日常生活動作能力による差異の検討—」『老年社会科学』22(3): 357-366.

小林久高, 2000,「政治イデオロギーは政治参加にどう影響するのか—現代日本における参加と平等のイデオロギー」海野道郎『日本の階層システム2公平感と政治意識』東京大学出版会, 173-193.

古谷野亘・安藤孝敏・浅川達人・児玉好信, 1998,「地域老人の社会関係にみられる階層的補完」『老年社会科学』19(2): 140-150.

Linda S. Noelker, Amasa B. Ford, Atwood D. Gaines, Marie R. Haug, Paul K. Jones, Kurt C. Stange, & Zak Mefrouche, 1998, "Attitudinal Influences on the Elderly's Use of Assistance," *Research on Aging*, 20(3): 317-338.

前田信彦・目黒依子,1990,「都市家族のソーシャル・ネットワーク・パターン—社会階層間の比較分析—」『家族社会学研究』2: 81-93.

見田宗介, 1996,『価値意識の理論—欲望と道徳の社会学—』弘文堂.

三谷鉄夫・加藤喜久子・杉岡直人・平賀明子・中田知生, 1995,「都市高齢者の社会的サポートネットワークに関する研究」『高齢者問題研究』11: 61-77.

直井道子,2001,『幸福に老いるために—家族と福祉のサポート—』勁草書房.

Newcomb,T.M., 1950, *Social Psychology, New York*: The Dryden Press.（=1956, 森東吾・萬成博訳『社会心理学』培風館.）

延原弘章・渡辺由美・安西将也, 1999,「高齢者の保健福祉サービスに関する情報の周知がその利用に及ぼす影響」『日本保健福祉学会誌』6(1): 39-47.

Noelker, Linda S., Amasa B. Ford, Atwood D. Gaines, Marie R. Haug, Paul K. Jones, Kurt C. Stange, & Zak Mefrouche, 1998, "Attitudinal Influences on the Elderly's Use of Assistance," *Research on Aging*, 20(3): 317-338.

Parsons, T. & Shils, E.A., 1951, Toward a General Theory of Action. Cambridge: Harvard University Press.

笹谷春美・岸玲子・江口照子・矢口孝行,1993,「大都市高齢者のソーシャルネットワークとソーシャルサポート」『高齢者問題研究』9: 65-78.

杉井潤子,1993,「高齢者が認知する資源利用可能性に関する一研究—家族形態との関連において—」『家族関係学』11: 1-13.

Wan,T.T.H., 1987, "Functionally Disabled Elderly:Health Status, Social Support, and Use of Health Services," *Research on Aging*, 9(1): 61-78.

Ward, R.A., Sherman, S.R. & LaGory, M., 1984, "Infromal networks and knowledge of services for older persons," *Journal of Gerontology*, 39(2):216-223.

山田ゆかり・石橋智昭・西村昌記・堀田陽一・若林健市・古谷野亘,1997,「高齢者在宅ケアサービスの利用に対する態度に関連する要因」『老年社会科学』19(1): 22-28.

The Analysis of Service Consciousness of the Urban Elderly: The Effects of Social Network.

IWABUCHI Akiko

In the trend of aging of society, formal health and welfare services get increasing important roles for elderly and their family. In order to promote services use, some determinants of use have been explored, for example, service consciousness. This article examines the existence of new dimension of service consciousness, interest to services, and compares it with existing attitude dimension from the standpoint of the role of social networks. Analyses are based on personal interviews with a random sample of 402, aged 60 to 79, living in Chitose, Hokkaido.

In this study, for stepwise regression analysis, two models are examined. Model 1 is consisted of socioeconomic variables; gender, age, having job, income and subjective health feeling. Model 2 is consisted of variables of model 1 and social networks variables; coresident members, coresident children, non-coresident children and kin, contact with close friends, and community groups.

Multiple regression analyses reveal the important differences of two dimensions and the existence of interest dimension. Positive attitude is more influenced by socioeconomic variables than interest, and strong interest get more impact from social network variables. And positive attitude has socio-economical characteristics and strong interest is genderd characteristics.

Another important finding is that contact with children and kin living separately made a non-linear (U-shaped) contribution to both service consciousness, strong interest and positive attitude, because non-coresident children and kin have both strong-tie and weak-tie characteristics. Those who have less interest and negative attitude to health and welfare services is more men, have coresident members, having more contact with non-coresident kin, and less commitment to their community.

Key Words

urban elderly, service consciousness, interest to health and welfare services, social network, non-linear effects of social network variables