

高齢者の転居の精神的健康への影響に関する研究

齋藤 民* スズサワ 秀博^{2*} スズハラ 陽子^{2*}
 オカバヤシ 秀樹^{3*} シバタ 博^{4*}

目的 全国60歳以上の高齢者に対する3年間の縦断調査のデータを用いて、転居が高齢者の精神的健康におよぼす直接影響および社会的接触の変化を介しての間接影響を検討した。

方法 1987年に行われた初回調査および3年後の1990年に行われた追跡調査に回答した1,474人を分析対象とした。精神的健康を測定する指標として、Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale (CES-D) および Life Satisfaction Index A (LSIA) を使用した。社会的接触については、親戚・友人・近隣との接触頻度および社会参加の頻度を使用した。

成績 転居の直接効果については、CES-Dを低下させ、LSIAを高めていた。しかし間接効果については、社会的接触頻度の減少を介して転居がCES-Dを高め、LSIAを低下させていた。

結論 転居は社会的接触の低下を介して間接的に精神的健康を低下させる可能性があるが、直接的にはむしろ良好な影響をもつ可能性が示唆された。

Key words : 転居, 全国代表標本, 直接および間接影響, 精神的健康, 3年間の追跡研究

I 緒 言

転居は、ストレスの多い生活出来事のひとつであるとされ、その危険性が指摘されてきた¹⁾。近年、高齢人口における移動率が上昇傾向にあることが指摘されている²⁾。坂井³⁾は高齢者の転居に関する研究課題を整理し、転居動機、転居先、転居者特性、転居後の生活適応の4つのキーワードをあげている。そのなかでも、転居後の生活適応、すなわち転居が高齢者にとってストレスの多い生活出来事であるか否かに関しては、重要な研究課題であると指摘しているが、わが国ではこうした視点から行われた研究は少ない。

欧米では1960年代後半から、総人口にしめる移動人口の総数で示した高齢者の移動率の上昇が注目されるようになり²⁾、転居の健康影響に関する

研究も少なくない。Schulzら⁴⁾は、これまでの転居の健康影響に関する研究をレビューし、転居の形態を「在宅から施設への入所」、「施設から他の施設への移動」、「在宅から在宅への移住」に区分し、いずれの転居形態においても、転居が自発的なものであるか、強制的なものであるかによって、高齢者の健康に与える影響が異なるとまとめている。またどのような特性を持つ高齢者にとって、転居がストレスの多い生活出来事であるか、すなわち健康影響を左右するいくつかの交絡要因についても、実証的に検討が加えられている。そのなかで健康状態の低下した者⁵⁾や、社会的関係の少ない者⁶⁾では転居後の適応が良好でないことが明らかにされている。

しかし、これまでのところ「在宅から施設へ」、「施設から施設へ」が中心であり、「在宅から在宅」への転居の影響を実証的に解明した研究は少ない。在宅から在宅への転居の健康影響についても、負の健康影響があるという知見^{5,7)}、正の健康影響があるという知見^{8~10)}、健康影響はないという知見¹¹⁾が報告されており、一致した見解が得られていない。見解の不一致について、これまでの研究では研究方法論上検討すべき課題があり、

* 東京大学大学院医学系研究科

^{2*} 東京都老人総合研究所

^{3*} 明星大学

^{4*} 桜美林大学

連絡先：〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1

東京大学大学院医学系研究科健康科学・看護学専攻甲斐研究室 齋藤 民

このことが共通した知見が得られない原因の一つと考えられる。

第1に対象者が特殊な状況におかれており、研究結果を転居一般に普遍化することが困難であるという問題である。これまでの研究では都市再開発に伴う強制退去^{5~8)}というように転居背景が限定されていたり、高齢者向け住宅といった年齢構成の特殊な地域への転居^{9~11)}のように転居場所が限定されている。転居という事象が高齢者の健康に影響を及ぼすのかどうかを検討するためには、代表的なサンプルを用い、多様な転居形態を含む転居群と転居しない群を設定し、転居前後の縦断的調査計画を用いた方法によってその影響を実証することが必要となる。

第2に転居の影響を評価する分析枠組みについて、転居の直接的な影響の検討に限定され、転居に伴い生じる生活上の変化によって転居の健康影響を説明する、すなわち転居の間接影響を検討した研究が少ない問題である。転居に伴い生じる生活変化の1つに社会関係の縮小が挙げられる。Baglioni¹²⁾は社会関係の崩壊の有無がストレスによる影響を理解するうえで重要であるとしている。Eckert¹¹⁾とBrandら⁵⁾の2つの実証研究において、社会的支援および社会的紐帯が転居と健康との媒介要因としてとらえられている。Eckert¹¹⁾は都市部におけるホテル居住者の強制的転居を対象とした分析のなかで、転居による社会関係の損失がほとんどみられないことが健康への悪影響がみられないことの一因であるとしている。逆にBrandら⁵⁾による都市再開発に伴う強制的転居を対象とした研究では、転居群の家族・友人関係が転居しなかった群と比較して希薄であることが転居群の健康の低下の原因ではないかと説明している。しかしこれらの研究では、転居の際の移動距離が短く、空間的に限られた転居であったり、転居前後の社会関係の変化を測定していないといった問題点がみられる。

本研究では以上の研究の総括に基づき、代表的なサンプルを用いて、高齢者の精神的健康に対する在宅から在宅への転居の直接影響、および社会的接触頻度の変化を介しての間接影響を検討した。

II 研究方法

1. 分析対象

全国60歳以上の在宅高齢者を対象として行われた縦断的調査のデータを、本研究の解析対象とした。標本抽出法の詳細は、すでに杉澤の論文¹³⁾に記載されているため、ここでは調査の概要のみを示す。初回調査は1987年、層化無作為抽出によって得られた標本3,288人を対象に訪問面接調査法により実施され、2,200人から回答が得られた(有効回収率66.9%)。調査未回収理由の内訳は、「調査時不在」が329人(標本全体の10.0%)、「調査拒否」が309人(同9.4%)、「入院中、病氣、認知障害、聴覚障害など健康上の理由」が239人(同7.3%)、「その他」が211人(同6.4%)であった。

追跡調査は1990年、初回調査完了者2,200人を対象に実施され、在宅高齢者1,671人から回答が得られた(有効回収率76.0%)。調査未回収理由の内訳は「死亡」が161人(初回調査完了者の7.3%)、「入院中、病氣、認知障害、聴覚障害など健康上の理由」が151人(同6.9%)、「調査拒否」が140人(同6.4%)、「その他」が77人(同3.5%)であった。有効回収のケースから回答項目に欠損のあるケース(197人)を除く1,474人を本研究の分析対象とした。

このように得られた分析対象者について、その特性に偏りがみられるかどうかを検討した。標本の代表性に問題がある場合には、分析結果の解釈には慎重になる必要があるためである。

杉澤ら¹⁴⁾は、初回調査時の有効回収者と調査未回収者との特性を比較したなかで、有効回収者と比較して、調査未回収者では70歳から79歳の割合が低く、逆に80歳以上の割合は高いこと、男性の割合が高いことを指摘している。また、初回調査完了者について、本研究の分析対象者と分析対象者以外(追跡調査未回収者および回答に不備があった者)との初回調査時の特性を比較したところ、分析対象者は分析対象者以外と比較して有意に年齢が若い($P<.001$)、身体健康が低下している($P<.001$)、経済的に苦しい($P<.01$)、社会参加の頻度が低い($P<.05$)という特徴がみられた。なお比較の際には、追跡期間中の「死亡」による調査不能ケース(163人)を除外している。

以上から本研究の分析対象者の特性には、ある程度の偏りがある可能性があるといえる。

さらに、3年間の追跡期間中に転居した者（以下、転居経験あり群）と転居しなかった者（以下、転居経験なし群）それぞれにおいて、分析対象から外れるケースの初回調査時の特徴が共通する傾向にあるかどうかについても検討した。転居経験あり群と転居経験なし群とで、分析対象から除外される傾向に違いがみられる場合には、特性を比較する際にバイアスが生じ、さらには転居の影響についても過大あるいは過小評価する危険性があるためである。

転居経験あり群では、分析対象者とそれ以外である「転居による調査不能者（14ケース）」および「回答項目に欠損のあった者（5ケース）」とを比較した。転居経験なし群でも同様に、分析対象者とそれ以外とを比較した。その結果、転居経験あり群、転居経験なし群ともに分析対象から除外される傾向に違いはみられなかった。

2. 測度

1) 精神的健康

精神的健康については抑うつ状態を測定する指標である「Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)」と、人生満足度を測定する指標である「Life Satisfaction Index A (LSIA)」を使用した。

CES-DについてはO'Haraらの開発した短縮版（11項目）を用いた。その信頼性・妥当性についてはすでに検証されており¹⁵⁾、その構成要素は「depression（抑うつ）」、「somatic symptoms（身体的症状）」、「relationship with others（他者との関係）」、「positive affect（ポジティブ感情）」であることが指摘されている¹⁵⁾。ただし矢富ら¹⁶⁾の研究で、日本の高齢者の場合、4つの因子のうち、「ポジティブ感情」はCES-Dの構成要素とはならないということが示されているため、本研究では「ポジティブ感情」を表す2項目は除外した。また「他者との関係」を示す2項目についても、社会的接触頻度との関連を分析するにあたり概念が重複するため、除外した。得点化は各項目について「そういうことはほとんどなかった」に1点、「ときどきあった」に2点、「よくあった」に3点を与えた。得点が低いほど精神的健康が良好であることを表している。

本研究のデータを用いた場合でもCES-Dが「抑うつ」、「身体的症状」の2因子によって構成されるかどうかをみるために、確認的因子分析を行った。モデルの適合度を示す指標であるGoodness of Fit Index (GFI), Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)は初回調査時ではそれぞれ.96, .92, 追跡調査時ではそれぞれ.97, .94となり、適合度が十分であるとされる0.9を上回った¹⁷⁾。また各観測変数から上位の各潜在因子への寄与は、初回調査時、追跡調査時いずれにおいてもすべての変数で0.4を上回り、ある程度の因子の一次元性が認められた^{18,19)}。このことから、本研究のデータについても、2因子モデルの設定にある程度の妥当性があるといえる。

CES-Dを分析に用いる際には、各項目を観測変数とし、「他者との関係」、「ポジティブ感情」を除いた残りの2因子である「抑うつ」、「身体的症状」を1次の潜在変数に、CES-Dを2次の潜在変数に設定することも可能である。しかしその場合には分析が煩雑になる可能性がある。そこで、本研究では2つの因子ごとに項目を加算して観測変数とし、上位の潜在変数としてCES-Dを設定する方法を用いた。

各尺度の信頼性については、「抑うつ（3項目：初回調査時クロンバックの α 係数=.69, 追跡調査時 α =.72)」、「身体的症状（4項目：初回調査時 α =.62, 追跡調査時 α =.66)」となった。

欠損値については過半数以上の項目に回答している場合には、その回答傾向から推定値を算出し分析に加えた。具体的には、「回答した項目を加算した得点」に「全項目数を回答項目数で割った比率」を掛け合わせた。推定値を算出した割合については、「抑うつ」では、初回調査時では欠損値0が全体の98.9%（1,458ケース）、欠損値1が1.1%、追跡調査時では欠損値0が全体の97.4%（1,435ケース）、欠損値1が2.6%であった。「身体的症状」では、初回調査時では欠損値0が全体の98.9%（1,458ケース）、欠損値1あるいは2が1.1%、追跡調査時では欠損値0が全体の98.4%（1,450ケース）、欠損値1あるいは2が1.6%であった。

LSIAについてはLiang²⁰⁾によるLife Satisfaction Index Aの短縮版を用いた。

その信頼性と妥当性についてはLiang²⁰⁾の研究

においてすでに検証されており、「mood tone (気分)」、「zest (熱意)」、「congruence between desired and achieved goals (一致)」の3つの構成要素からなることが指摘されている。本研究ではそのなかから翻訳が困難な1項目を除いた10項目を使用した。

得点化は各項目について「そう思う」に3点、「どちらともいえない」に2点、「そうは思わない」に1点を与えた。得点が高くなるほど、精神的健康が良好であることを表している。4つの逆転項目については、得点が逆になるよう置換した。

CES-Dの場合と同様、確証の因子分析を行った結果、「気分」、「熱意」、「一致」の3因子モデルについて、十分な適合性が得られたこと(初回調査時:GFI=.97, AGFI=.94, 追跡調査時:GFI=.98, AGFI=.96), 各因子にある程度の一次元性がみとめられたことから、本分析の際には「気分」、「熱意」、「一致」ごとに項目を加算し、上位の潜在変数としてLSIAを設定した。それぞれの信頼性については「気分(2項目:初回調査時クロンバックの α 係数=.23, 追跡調査時 α =.18)」、「熱意(4項目:初回調査時 α =.56, 追跡調査時 α =.58)」、「一致(4項目:初回調査時 α =.64, 追跡調査時 α =.64)」となった。

欠損値についてはCFS-Dと同様に処理している。「気分」では、初回調査時では欠損値0が全体の97.8%(1,442ケース), 欠損値1が1.6%, 追跡調査時では欠損値0が全体の96.9%(1,428ケース), 欠損値1が3.1%であった。「熱意」では、初回調査時では欠損値0が全体の98.3%(1,449ケース), 欠損値1あるいは2が1.7%, 追跡調査時では欠損値0が全体の96.7%(1,425ケース), 欠損値1あるいは2が3.3%であった。「一致」では、初回調査時では欠損値0が全体の97.6%(1,438ケース), 欠損値1あるいは2が2.4%, 追跡調査時では欠損値0が全体の97.4%(1,436ケース), 欠損値1あるいは2が2.6%であった。

2) 転居

3年間の追跡期間中に市区町村外に移動したケースを「転居の経験あり」とみなした。高齢者の場合、市区町村内での転居といった近距離の転居が他の年代と比較して多いことが報告されている²¹⁾。しかしこうした転居は社会的接触頻度が減

少する可能性が高い市区町村外への転居とは性質が異なるものと考えられるため、本研究では転居していないケースとして扱った。3年間の追跡期間中に転居したケースは57であった。

3) 社会的接触頻度

「友人、近隣、親戚と会ったり、一緒に出かけたり、お互いの家を訪ねる」頻度および「町内会、自治会、老人クラブなどの会またはグループやクラブに参加する」頻度で測定した。選択肢は「1週間に2,3回以上」から「まったくなし」まで6段階であったため、1か月あたりの接触回数に換算した。すなわち「週に2,3回以上」には9点を、「週1回」に4.5点を、「月に2回」に2点を、「月に1回」に1点を、「月に1回以下」には0.5点を、「まったくなし」には0点を与えた。

4) その他の変数

経済的不満度と身体機能障害度、性、年齢を用いた。

経済的不満度は、「まったく満足していない」、「あまり満足していない」、「どちらともいえない」、「まあまあ満足している」、「非常に満足している」の5つの選択肢について、それぞれ5点から1点を与えた。

身体機能障害度としてADL(3項目:「200~300m(2,3丁)くらい歩く」、「階段を2,3段昇る」、「お風呂に入る」とIADL(2項目:「身の回りの物や薬などの買い物にでかける」、「バスや電車に乗って一人ででかける」)を組み合わせて尺度化したものを使用した。得点化は、各項目ごとに何の助けも借りずに一人でできるかどうかについて「全然難しくない」に0点を与え、「少し難しい」、「かなり難しい」、「できない」には1点を与え、5項目を単純加算した。得点が高いほど身体機能に障害があることを表している。信頼性係数は初回調査時が α =.83, 追跡調査時が α =.85であった。なお欠損値については、過半数以上回答しているものについては得点を加算し、その回答傾向からCES-Dの場合と同様の方法で推定値を算出し、分析に加えた。初回調査時では欠損値0が全体の99.0%(1,459ケース), 欠損値1が1.0%であった。追跡調査時では欠損値0が全体の98.5%(1,452ケース), 欠損値1が1.5%であった。

年齢は初回調査時の実年齢を用いた。性につい

ては女性に0点を与え、男性に1点を与えた。

3. 分析方法

転居が精神的健康におよぼす影響の検討には共分散構造分析を用いた。縦断的調査計画に基づくデータの分析の際、初回調査時および追跡調査時に測定した同じ変数を分析に投入すると、残差に相関を生じる可能性がある。共分散構造分析法を用いることにより、残差の相関を考慮した分析を行った。

図1にはLSIAを用いた場合の分析枠組みを示した。CES-Dについても同様の分析枠組みを設定した。なお、精神的健康を表すCES-DとLSIAについてそれぞれ別々に検討したのは、精神的健康の別の側面を測定していることが想定されたためである。図を簡略化するため、各外生変数については省略している。観測変数を四角で、潜在変数を楕円形で示している。また双方向の矢印は相関関係を、一方向の矢印は因果関係を示している。

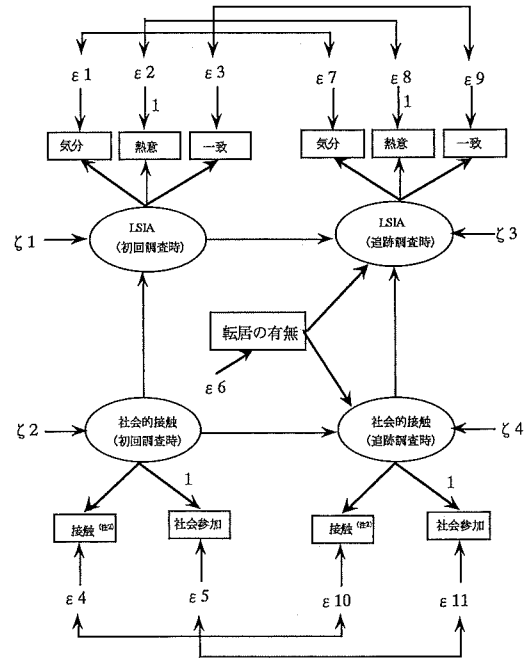
精神的健康については、CES-Dでは、下位の因子である「抑うつ」、「身体的症状」を観測変数とし、上位の潜在変数として「CES-D」を設定した。その際「身体的症状」から「CES-D」への負荷量を1に固定した。LSIAについては、「気分」、「熱意」、「一致」を観測変数とし、上位の潜在変数として「LSIA」を設定した。その際「熱意」から「LSIA」への負荷量を1に固定した。

社会的接触頻度については、「家族以外との接触」と「社会参加」を観測変数とし、その上位概念となる「社会的接触」を潜在変数として設定した。「社会参加」から「社会的接触」への負荷量を1に固定した。

「転居の有無」は潜在変数を設定せず、観測変数をそのまま用いた。「転居の有無」から追跡調査時の「精神的健康」への矢印は転居の精神的健康への直接影響を、「転居の有無」から追跡調査時の「社会的接触」を介して追跡調査時の「精神的健康」に引かれた矢印は転居の精神的健康への間接影響を検討するためのものである。

外生変数として、初回調査時の経済的不満度、身体機能障害度、性、年齢をそれぞれ分析に投入した。その際、潜在変数を設定せず、観測変数をそのまま用いた。各外生変数とすべての内生変数との間に因果関係を、各外生変数の間には相関関

図1 共分散構造分析による転居の影響の分析枠組み (注1)



- (注1) 外生変数(経済的不満度, 身体機能障害度, 性, 年齢)については図の簡略化のため省略した。
- (注2) 「接触」: 家族以外との接触
- (注3) ε, ζは誤差変数をあらわす。

係を仮定した。

残差相関の影響を考慮するために、「CES-D」と「LSIA」、「社会的接触」のそれぞれの観測変数については、初回調査時の誤差変数と追跡調査時の誤差変数との間に相関関係を仮定した。

なお統計解析には、共分散構造分析についてはSPSS Amos 3.6²²⁾を、それ以外についてはSPSS 9.0 for Windowsを使用した。

III 研究結果

1. 対象者の属性

表1は「転居経験あり群」と「転居経験なし群」の特性を比較したものである。

「転居経験あり群」では「転居経験なし群」と比較して初回調査時の「経済的不満度」が有意に高いものの ($P < .05$), 追跡調査時には有意な差はみられなかった。「転居経験あり群」では「転居経験なし群」と比較して、初回調査時には「家族以外との接触」、「社会参加」の差がみられな

表1 転居者の特性(注1)(注2)

	転居経験		
	あり (n=57)	なし (n=1,417)	
【初回調査時】			
性 男 (%)	49.1	43.7	n.s.
女	50.9	56.3	
年齢(範囲:60-90)	68.4±6.4	68.0±6.1	n.s.
経済的不満度(1-5)	2.5±1.1	2.1±0.8	*
身体機能障害度 (0-5)	0.1±0.5	0.2±0.7	n.s.
〈社会的接触〉			
家族以外との接触 (0-9)	2.9±3.4	3.6±3.6	n.s.
社会参加(0-9)	1.7±2.9	1.5±2.6	n.s.
〈CES-D〉			
抑うつ(3-9)	3.4±1.1	3.4±0.9	n.s.
身体的症状(4-12)	4.8±1.6	4.6±1.1	n.s.
〈LSIA〉			
気分(2-6)	4.7±1.2	4.7±1.2	n.s.
熱意(4-12)	8.5±2.3	8.6±2.1	n.s.
一致(4-12)	9.0±2.5	9.4±2.1	n.s.
【追跡調査時】			
経済的不満度(1-5)	2.0±0.7	2.0±0.8	n.s.
身体機能障害度 (0-5)	0.3±0.9	0.3±0.9	n.s.
〈社会的接触〉			
家族以外との接触 (0-9)	2.1±2.8	4.0±3.6	***
社会参加(0-9)	0.7±1.9	1.6±2.7	**
〈CES-D〉			
抑うつ(3-9)	3.2±0.7	3.3±0.9	n.s.
身体的症状(4-11)	4.4±0.9	4.6±1.1	†
〈LSIA〉			
気分(2-6)	5.1±1.0	4.8±1.1	†
熱意(4-12)	7.8±2.3	8.5±2.2	*
一致(4-12)	9.6±2.1	9.6±2.1	n.s.

(注1) 性別については χ^2 検定を、それ以外についてはt検定を行った。

(注2) † $P < .10$, * $P < .05$, ** $P < .01$, *** $P < .001$ を表している。

ったものの、追跡調査時では有意に低くなっていた(それぞれ $P < .001$, $P < .01$)。精神的健康については、「転居経験あり群」は「転居経験なし群」と比較して、初回調査時には差がみられなかったものの、追跡調査時ではLSIAの「熱意」が有意に低くなっていた($P < .05$)。

2. 転居の影響

図2, 3はCES-D, LSIAそれぞれについての共分散構造分析の結果を示している。実線は5%未満の危険率で有意な影響がみられた因果関係を、数値は標準化された推定値を示している。外生変数については、図を簡略化するために省略した。

モデルの適合度については、CES-Dを目的変数とした場合、GFI=.99, AGFI=.98となり、LSIAでは、GFI=.97, AGFI=.94となった。初回調査時および追跡調査時の精神的健康を表す2指標、社会的接触頻度のいずれにおいても、それぞれの下位の観測変数からの負荷量は0.4を上回っていた。

CES-Dに対する転居の直接影響については、「転居の有無」と追跡調査時のCES-Dとの関連は-.06であり、有意な負の関連がみられた($P < .05$)。

間接影響については、「転居の有無」と追跡調査時の「社会的接触」との間に-.14と、有意な負の関連がみられ($P < .01$)、追跡調査時の「社会的接触」と追跡調査時のCES-Dとの間に-.10と、有意な負の関連がみられた($P < .01$)。間接影響は-.14と-.10との積によって求められ、.01となった。

直接影響(-.06)と間接影響(.01)との和を求めた総合影響は-.05となった。

LSIAに対する転居の直接影響については、「転居の有無」と追跡調査時のLSIAとの間に.07と有意な正の関連がみられた($P < .05$)。

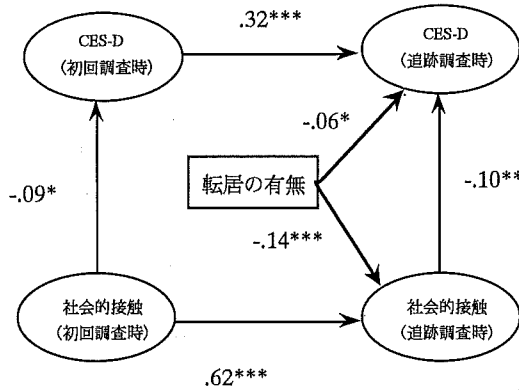
間接影響については、「転居の有無」と追跡調査時の「社会的接触」との間に-.14と、有意な負の関連がみられ($P < .001$)、追跡調査時の「社会的接触」と追跡調査時のLSIAとの間に.28と、有意な正の関連がみられた($P < .001$)。間接影響は-.14と.28との積によって求められ、-.04となった。

直接影響(.07)と間接影響(-.04)との和を求めた総合影響は.03となった。

IV 考 察

転居が精神的健康におよぼす直接影響、間接影響、そしてこれらの和である総合影響を検討した結果、全体として転居は必ずしもストレスの多い生活出来事ではない可能性が示唆された。

図2 共分散構造分析による転居の影響 (CES-D)^{(注1)(注2)}



GFI (適合度指標) =.99
AGFI (修正適合度指標) =.98

【直接影響】

転居 → CES-D (追跡調査時) = -.06

【間接影響】

転居 → 社会的接触 (追跡調査時) → CES-D (追跡調査時)
= $-.14 \times -.10$ = .014

【総合影響 (直接影響と間接影響の和)】

$-.06$ (直接影響) + $.014$ (間接影響) = -.046

(注1) * $P < .05$, ** $P < .01$, *** $P < .001$ を表している。

(注2) 数値は標準化された係数を表している。

直接影響については、3年間の追跡期間中の転居は、CES-Dを低下させ、またLSIAを高めるという結果が得られた。ただし本研究における直接影響とは、社会的接触頻度を介しての間接影響を調整したうえでの影響であるため、社会的接触頻度が同じレベルである場合には、転居の方が精神的健康が良好になるということになる。

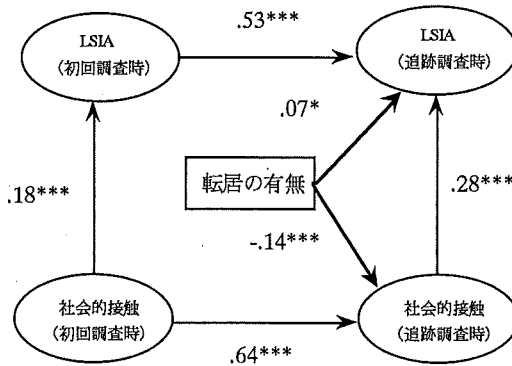
転居が精神的健康を高めるという結果は、Lawton⁹⁾、Carp¹⁰⁾の研究と一致している。これらの研究では転居が精神的健康にプラスの影響をあたえる理由として、転居後の居住環境など生活状況の改善が指摘されている。本研究では、転居経験がある群では、転居を経験しなかった群と比較して初回調査時の経済的不満度が高かったものの、追跡調査時にはその差が改善されており、その結果精神的健康が高まった可能性もある。

間接影響については転居経験がある群では転居を経験していない群と比較して、家族以外の人と

の接触頻度が減少し、それによってCES-Dが高まり、またLSIAが低下することが示唆された。以上のパスはそれほど強くないため、この結果を一般化するには注意が必要であるが、転居に伴い社会的ネットワークが縮小し、それが精神的健康を低下させることについてはBrand⁵⁾の知見と一致している。アメリカにおけるリタイアメント・コミュニティのように年齢構成の特殊な地域では、高齢者にとって社会的ネットワークが編成しやすい工夫がなされており、そこへの転居が高齢者のwell-beingを高めているとの研究²³⁾もみられる。一般地域への転居の場合にも、社会関係を維持もしくは転居後の新たな社会関係を築きやすくするための支援が必要と考えられる。

以上のように転居は社会的接触の減少を介してのマイナスの影響と、直接的にはプラスの影響を同時にもっていた。転居は全体としては必ずしもストレスの多い生活出来事ではないが、それは転

図3 共分散構造分析による転居の影響 (LSIA)^{(注1)(注2)}



GFI (適合度指標) =.97

AGFI (修正適合度指標) =.94

【直接影響】

$$\text{転居} \rightarrow \text{LSIA (追跡調査時)} = .07$$

【間接影響】

$$\begin{aligned} &\text{転居} \rightarrow \text{社会的接触 (追跡調査時)} \rightarrow \text{LSIA (追跡調査時)} \\ &= -.14 \times .28 = -.039 \end{aligned}$$

【総合影響 (直接影響と間接影響の和)】

$$.07 \text{ (直接影響)} + (-.039) \text{ (間接影響)} = .031$$

(注1) * $P < .05$, *** $P < .001$ を表している。

(注2) 数値は標準化された係数を表している。

居が精神的健康に影響を及ぼさないためではなく、プラスの影響とマイナスの影響を同時に持つために、影響が相殺した結果であると解釈できる。

本研究では、転居が精神的健康におよぼす影響の検討において、精神的健康を多角的に評価するために、CES-DおよびLSIAの2指標を用いたところ、直接影響、間接影響ともに両指標で共通する結果がみられた。Lawton²⁴⁾はWell-Beingの構成概念として、Life Satisfaction (人生満足度)、Happiness (幸福感)、Positive Affect (肯定的感情)、Neuroticism or Negative Affect (神経症的傾向あるいは否定的感情)の4側面を指摘している。LSIAを構成する3つの要素のうち、人生満足度をあらわす「一致」以外の「熱意」、「気分」については、その性質について統一的解釈がなされていないという課題はあるが^{24~27)}、転居は否定的

感情である抑うつ度とともに、人生満足度、幸福感、肯定的感情に影響をおよぼす可能性が示唆された。

2. 研究の限界および今後の展望

本研究の課題として以下の2点があげられる。第1に本研究では分析データが転居の影響評価を主目的として作成されたデータベースではないために、社会的接触頻度以外の生活変化に関する要因や、転居の影響を左右するいくつかの交絡要因を分析に含めることができなかった。生活変化に関する要因としては、社会的ネットワークのような人的環境要因の他、高齢者のwell-beingに影響を及ぼすとされている、住居や住宅周辺の整備状況²⁸⁾、空気や水の質および騒音²⁸⁾、生活利便性²⁹⁾といった環境要因も考慮に入れる必要がある。交絡要因としては、これまでの研究で高齢者の健康影響に大きく影響を及ぼすとされていた転居の際

の意志決定が自発的かどうか^{30~32)}があげられる。第2に本研究では転居経験のあるケースが少なかつたため、影響の一般化が難しいこと、および転居してからの経過期間などの複雑な交互作用効果を検討できなかったことである。Dimondら⁶⁾は、転居後約1年で影響が解消すると指摘している。十分なケース数を得ることができれば、転居後期間別の検討により、転居者の適応過程についても検討が可能となろう。

以上の課題をふまえ、今後大規模なサンプルを用いて、転居ケースを多数把握し、転居の健康影響を一般化するとともに、転居を引き起こす背景要因(個人的特性、転居前生活要因)、意志決定等の転居の状況要因、転居後生活要因および転居後の期間を交絡要因とし、複雑な交互作用効果を検討していく必要がある。

本研究は東京都老人総合研究所と米国ミシガン大学との共同研究「高齢者の生活と健康に関する縦断的比較文化的研究」の一環として行われたものである。このプロジェクトの代表であった前田大作先生(立正大学)をはじめ、坂田周一先生(立教大学)、直井道子先生(東京学芸大学)、野口裕二先生(東京学芸大学)、中谷陽明先生(日本女子大学)、高梨 薫先生(広島国際大学)、矢富直美先生、深谷太郎先生(東京都老人総合研究所)に感謝申し上げます。

(受付 2000.01.13)
(採用 2000.08.23)

文 献

- 1) Holmes TH, Rahe RH. The social readjustment rating scale. *Journal of Psychosomatic Reserch* 11; 213-218: 1967.
- 2) 大友 篤. 高齢期における居住移動の形態. *都市問題* 1999; 90(12): 17-28.
- 3) 坂井博通. 高齢人口移動の特徴と移動理由. *人口問題研究* 1989; 192: 1-13.
- 4) Schulz R, Brenner G. Relocation of the aged: a review and theoretical analysis. *J Gerontol* 1977; 32: 323-333.
- 5) Brand FN, Smith RT. Life adjustment and relocation of the elderly. *J Gerontol* 1974; 29: 336-340.
- 6) Dimond M, McCance K, King K. Forced residential relocation its impact on the well-being of older adults. *West J Nurs Res* 1987; 9: 445-464.
- 7) Kasteler JM, Gray RM, Carruth ML. Involuntary relocation of the elderly. *Gerontologist* 1968; 8: 276-279.
- 8) Eckert JK, Haug M. The impact of forced residential relocation on the health of the elderly hotel dweller. *J Gerontol* 1984; 39: 753-755.
- 9) Lawton MP, Cohen J. The generality of housing impact on the well-being of older people. *J Gerontol* 1974; 29: 194-204.
- 10) Carp FM. The impact of environment on old people. *Gerontologist* 1967; 7: 106-108.
- 11) Eckert JK. Dislocation and relocation of the urban elderly: social networks as mediators of relocation stress. *Human Organization* 1983; 42: 39-45.
- 12) Baglioni AJ, Jr. Residential relocation and health of the elderly. Markides KS, Cooper CL. ed. *Aging, Stress and Health*. Chichester: John Wiley & Sons, 1990; 119-127.
- 13) 杉澤秀博. 高齢者における社会的統合と生命予後の関係. *日本公衆衛生雑誌* 1994; 41: 131-139.
- 14) 杉澤秀博. 岸野洋久, 杉原陽子, 他. 全国高齢者調査における回収不能者と回答者の特性比較. *日本公衆衛生雑誌* 1999; 46: 551-562.
- 15) O'Hara MW, Kohout FJ, Wallace RB. Depression among the rural elderly—A study of prevalence and correlates. *J Nerv Ment Dis* 1985; 173: 582-589.
- 16) 矢富直美, Liang J, Krause N, 他. CES-Dによる日本老人のうつ症状の測定—その因子構造における文化差の検討—, *社会老年学* 1993; 37: 37-47.
- 17) 豊田秀樹. SASによる共分散構造分析. 東京; 東京大学出版会, 1992; 100-106.
- 18) 古谷野亘. 多変量解析ガイド. 東京: 川島書店, 1994; 133.
- 19) E. G. カーマイン, R. A. ツエラー, 著. 水野欽司, 野嶋栄一郎, 訳. テストの信頼性と妥当性. 東京: 朝倉書店, 1983; 51.
- 20) Liang J. Dimensions of the Life Satisfaction Index A: A structural formation. *J Gerontol* 1984; 39: 613-627.
- 21) 西岡八郎, 中川聡史, 小島克久, 他. わが国における近年の人口移動の動向. *厚生指標* 1998; 45: 3-10.
- 22) Arbuckle JL. *Amos Users' Guide Version 3.6*. U.S.A: Small Waters Corporation, 1997.
- 23) Bultena GL, Wood V. The American retirement community: bane or blessing? *J Gerontol* 1969; 24: 209-217.
- 24) Lawton MP. Environment and other determinants of well-being in oldrr people. *The Gerontologist* 1983; 23: 349-357.
- 25) George LK. Subjective well-being: Conceptual and methodological issues. Eisdorfer C, ed. *Annual review of gerontology and geriatrics vol. 2*. New York: Sprin-

- ger, 1981: 345-382.
- 26) Carp FM, Carp A. Structural stability of well-being factors across age and gender, and development of scales of well-being unbiased for age and gender. *J Gerontol* 1983; 38: 572-581.
- 27) 古谷野亘. 老後の幸福感とサクセスフル・エイジング. 柴田 博, 芳賀 博, 長田久雄, 他, 編. 老年学入門. 東京: 川島書店. 1993; 211-218.
- 28) Krause N. Neighborhood deterioration and social isolation in later life. *Int J Aging Hum Dev* 1993; 36: 39-55.
- 29) Toseland R, Rasch J. Factors contributing to older persons' satisfaction with their communities. *Gerontologist* 1978; 4: 395-402.
- 30) 安藤孝敏, 古谷野亘, 浅川達人, 他. 地域老人における転居後の適応: 2年間の追跡研究. 東京都老人総合研究所. 長期プロジェクト研究報告 中年からの老化予防・総合的長期追跡研究 —5年間の中間報告—. 1997; 216-221.
- 31) Armer JM. Elderly relocation to a congregate setting: Factors influencing adjustment. *Issues in Mental Health Nursing* 1993; 14: 157-172.
- 32) Davidson HA, O'Connor BP. Perceived control and acceptance of the decision to enter a nursing home as predictors of adjustment. *Int J Aging Hum Dev* 1990; 31: 307-318.

THE IMPACT OF RELOCATION ON WELL-BEING OF THE ELDERLY

Tami SAITO*, Hidehiro SUGISAWA^{2*}, Yoko SUGIHARA^{2*},
Hideki OKABAYASHI^{3*}, Hiroshi SHIBATA^{4*}

Key words: Residential relocation, National representative sample, Direct and indirect effects, Well-being, Three-year follow-up

Objective This study examined direct and indirect effects, mediated by social contact, of residential relocation on well-being of the elderly.

Methods We used longitudinal data of a national representative sample of individual aged 60 years and over (N=1,474). The initial survey was conducted in 1987, and the follow-up survey was conducted three years later. Well-being was measured with the Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale (CES-D) and the Life Satisfaction Index A (LSIA). Social contacts were measured in terms of frequency of contacts with relatives, friends and neighbors, as well as frequency of social participation.

Results Relocation had a positive direct effect on well-being, assessed by both CES-D and LSIA, but a negative indirect effect mediated by decline of social contacts.

Conclusion Our results suggest that residential relocation indirectly has a detrimental effect on well-being of the elderly through decline in social contacts, though it may directly improve well-being of the elderly.

* The Graduate School of Medicine, the University of Tokyo

^{2*} Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

^{3*} Meisei University

^{4*} Obirin University