

原 著

都市在宅高齢者における
精神的健康と身体的健康の経年変化とその因果関係

Chronological evaluation and causes of psychological and physical health of urban elderly dwellers

劉 新宇 星 旦二 高橋 俊彦

Xinyu Liu Tanji Hoshi Tosihiko Takahasi

首都大学東京・都市科学研究科

論文要旨

都市在宅高齢者の身体的健康と精神的健康の経年変化を明らかにし、更に、その因果関係を共分散構造分析を用いて定量的に推論することを研究目的とする。2001年9月にA都市の65歳以上在宅居住高齢者全員16,462人に対してアンケート調査を行い、13,195人(80.2%)から回答を得た。更に、2004年9月に8,558人のアンケート調査が追跡できた。交差遅れ効果モデルと同時効果モデルを利用して因果関係分析を行った。その結果、経年変化について、男女の前期高齢者と後期高齢者共に、初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』から追跡調査の同様な要因に統計上有意に影響することが示された。因果関係については、男女とも前期後期高齢者共に、初回調査の『精神的要因』（『』は潜在変数を示す）から追跡調査の『身体的要因』へ統計上有意に影響することが示された。女性後期高齢者のみで、初回調査の『身体的要因』から追跡調査の『精神的要因』に統計上有意な影響を与えることが示された。

Abstract

This study was a chronological evaluation of the physical and psychological health of elderly urban dwellers. Conclusions on causal relationships were drawn using structural equation models. A questionnaire survey was sent to all 16,462 elderly urban dwellers 65 years of age or more in City A in September, 2001. Responses were obtained from 13,195 people (80.2%).

A follow-up survey of 8,558 subjects was done in September, 2004. Causal relationships were analyzed with the use of cross-lagged effects model and synchronous effects model. It was found that, for all elderly, the latent variables of physical factor and psychological factor in the follow-up survey in 2004 were significantly affected by the same factors that were investigated in 2001 with regard to chronological changes.

It was also found that for all elderly dwellers, the psychological factor in the first survey had a significant influence on the physical factor in the follow-up survey. However, only the physical factor for the oldest female elderly (over 75 years) in 2001 had a significant influence on the psychological factor in the follow-up survey.

キーワード：都市在宅高齢者、経年変化、因果関係分析

KEY WORDS: Urban elderly dwellers, Chronological evaluation, Analysis of causal relationship

はじめに

日本では急速な高齢社会を迎えている。高齢者がいきいきと生活していくためには、疾病の予防と共に健康の保持増進を支援し、成果を上げていくことが大きな課題である。このような先行体験は、今後

の高齢社会を迎える諸外国にとっても役立つであろう最も重要な課題の一つである。

世界保健機関（WHO）は、1946年に健康を次のように定義していた。「健康とは、身体的、精神的及び社会的に完全に良好な状態であり、単に疾病または

病弱の存在しないことではない」である。この定義では、健康の要素として身体的要因、精神的要因、それに社会関係要因が提示され、特に社会関係要因が提示されたことが注目されていた。その後これらの健康三要素は、健康度を示す三つの指標として幅広く活用されてきた。

身体的な健康の要因として生活能力が、精神的な要因として主観的健康感それに生活満足度がそれぞれどのように関連しあっているのかに関する研究報告は、いくつか報告されている。前田、長田、神宮らによって、生活能力と主観的健康感、PGC モラール・スケール指標の精神的健康との間に統計上有意な関連性があることが報告されている¹⁻⁵⁾。

更に、Donaldson、Branch、古谷野、小川らによって生活能力が低くなると、死亡率が有意に高いことが報告されている⁶⁻¹³⁾。Mossey an Shapiro、Kaplan、Spiers それに藤田らによって、主観的健康感が低い群は統計上有意に累積生存率が低下することが報告されている¹⁴⁻¹⁷⁾。

このように健康概念で示された健康の三要素の関連性が明確になると共に、将来の生命予後を規定する妥当性の高い指標であることが明確になっている。しかしながら、各要因との間にはどのような因果関係が存在するのかに関する先行研究は、報告されていないようである。具体的には、身体的要因と精神的要因の間にどのような因果関係が存在するか否か、因果関係が存在すると仮定すると、どれが原因となりどれが結果となるのかについては、推測ないし仮説の設定は可能であっても、その本質は殆どブラックボックスのままであるのが現状である。

Holland²⁴⁾は因果関係分析の目的を 3 つに整理している。①観察された結果に対する原因を究明する。②観察された因果関係に対する因果メカニズムを解明する。③観察された因果関係における因果的効果を定量的に評価する。

以上の研究背景と因果関係分析の目的を踏まえ、本研究の目的は、健康の三要素の二つ、つまり身体的要因と精神的要因に焦点をあて、それぞれの経年変化を明確にするとともに、二つの要素の因果関係を明確にすることである。つまり、身体的要因と精神的要因は、三年間を経てどのように推移するのか、ないし三年後の各要因は、三年前の各要因からどの程度予測することが可能か、つまり予測妥当性を明確にし、身体的要因と精神的要因との間の因果関係を明らかにすることである。

研究方法

1. 調査方法と分析対象

都市部 A 市在宅高齢者の中から施設入所者を除く 16,462 人全員を調査対象として、初回調査は 2001 年 9 月に郵送自記式アンケート調査を実施した。回答が得られた 13,195 人(回収率 80.2%)を、基礎的なデータベースとした。3 年後の 2004 年 9 月に同様の調査を実施した。三年間で市外に転居した 505 名と死亡した 914 名を除き、追跡アンケート調査にも回答した人は 8,558 人であった。

分析対象者は、8,558 人の中から、因果関係分析モデルで分析したアンケート調査項目 11 項目において、一つ以上の欠損値が含まれていた、1,693 名を除外して 6,865 人とした (表 1)。

表 1 分析対象者の構造 (2001 年時点の年齢)

		年齢階層						合計	
		65歳-69歳	70歳-74歳	75歳-79歳	80歳-84歳	85歳-89歳	90歳以上		
性別	男性	度数	1,612	905	478	195	69	19	3,278
		%	49.18	27.61	14.58	5.95	2.10	0.58	100.00
	女性	度数	1,555	929	630	294	131	48	3,587
		%	43.35	25.90	17.56	8.20	3.65	1.34	100.00
合計		度数	3,167	1,834	1,108	489	200	67	6,865
		%	46.13	26.72	16.14	7.12	2.91	0.98	100.00

個人のプライバシー保護については、市との協定書を結び、公務員としての守秘義務を確認すると共に、大学側で扱う個人情報 ID のみとした。2004 年のア

ンケート調査は、東京都立大学・都市科学研究科倫理委員会の承諾を得て実施した。

調査項目

『身体的要因』(以下『身体的要因』は、潜在変数を示す)の測定は、日常生活能力(Activities of Daily Living : ADL)と手段的日常生活能力(Instrumental Activities of Daily Living : IADL)両指標を用いた。ADLは「トイレに行ける」(以下「トイレに行ける」は観測変数を示す)「お風呂に入れる」「外出時に歩行できる」項目から構成した。それぞれの項目に、できる=1、できない=0の選択肢でスコア化し、ADL合計得点を算出し、最大3点と最小0点とした。以下

ADLという。IADLは「日用品の買物」「食事の用意」「預貯金の出し入れ」「年金や保険の書類を作成」それに「新聞や書物を読める」項目から構成した。それぞれの項目はADLの項目と同様に、できる=1できない=0の選択肢でスコア化し、IADL合計得点を算出し、最大5点と最小0点とした。以下IADLという。分析では、ADLとIADLを用い、両項目ともに得点が高いほど高齢者の身体能力が高いことを意味するとした。『身体的要因』に関する各設問項目の度数分布と経年変化は表2に示した。

表2 『身体的要因』に関する各設問項目の度数分布と経年変化

項目	カテゴリ	2001年		2004年	
		度数	%	度数	%
ADL得点	3点	6,259	91.17	5,716	83.26
	2点	546	7.95	884	12.88
	1点	27	0.39	156	2.27
	0点	33	0.48	109	1.59
	合計	6,865	100.00	6,865	100.00
IADL得点	5点	5,890	85.80	5,536	80.64
	4点	516	7.52	631	9.19
	3点	141	2.05	210	3.06
	2点	98	1.43	143	2.08
	1点	112	1.63	158	2.30
	0点	108	1.57	187	2.72
	合計	6,865	100.00	6,865	100.00

『精神的要因』は、主観的健康感と生活満足度それに健康を過去と比較する三項目として、「自分で健康だと思いますか」「自分の生活に満足していますか」それに「昨年と比べて元気ですか」の項目を用いた。「自分で健康だと思いますか」は、健康である=3、あまり健康ではない=2、健康ではない=1の選択肢でスコア化した。「昨年と比べて元気ですか」と「自分の生活に満足

していますか」は、はい=3、どちらともいえない=2、いいえ=1の選択肢でスコア化した。この三項目はいずれも高い得点ほど精神的健康度が優れている状態であることを意味するとみなした。『精神的要因』に関する各設問項目の度数分布と経年変化は表3に示した。

表 3 『精神的機因』に関する各設問項目の度数分布と経年変化

項目	カテゴリ	2001年		2004年	
		度数	%	度数	%
主観的健康感	健康である	5,689	82.90	5,516	80.30
	あまり健康ではない	871	12.70	909	13.25
	健康ではない	305	4.44	440	6.41
	合計	6,865	100.00	6,865	100.00
生活満足度	はい	4,759	69.32	4,220	61.47
	どちらともいえない	1,522	22.17	1,889	27.52
	いいえ	584	8.51	756	11.01
	合計	6,865	100.00	6,865	100.00
昨年と比べて元気	はい	3,899	56.80	1,720	25.05
	どちらともいえない	1,812	26.39	3,518	51.25
	いいえ	1,154	16.81	1,627	23.70
	合計	6,865	100.00	6,865	100.00

3. 因果関係を解析する三条件と分析方法

因果関係を論ずる条件は、宮川^{19)~20)}らの先行研究で示された三条件を用いた。その一つは、時間的先行性、つまり原因は結果より先に出現することとし、二つ目は、関連の強固性、つまり原因と結果の間に強い相関関係があることとし、三つ目は、非介入性、つまり原因と結果の間の相関関係はほかの変数によって引き起こされたものではないこととした。

横断調査では、変数の間に時間的な前後関係がないために、強い相関関係があったとしても、原因から結果への方向性を推測することは可能であっても、因果関係を結論付けることはできない。このような横断研究の限界に対して、本研究は三年間で事前と事後調査を実施し、同一人の縦断した二回の調査データを用い、時間的先行性を確保した。『身体的要因』と『精神的要因』二つの経年変化とともに、因果関係を議論できる研究デザインを設定した。因果関係分析の条件に従って、『身体的要因』と『精神的要因』の潜在変数を導入し、どちらでも原因ないし結果とな

り得る双方向に影響を及ぼしあう可能性が存在していることから、交差遅れ効果モデル(Cross-Lagged Effects Model)とともに、同時効果モデル(Synchronous Effects Model)による因果関係を分析する仮説モデルを構築して解析した²¹⁻²²⁾。

交差遅れ効果モデル(Cross-Lagged Effects Model)は、初回調査時点の二変数の値が初回調査から追跡調査の間における両変数の変化に影響を及ぼすか否かを検討するモデルである。まず、初回調査の『身体的要因』から追跡調査の『精神的要因』に影響を与えることを仮定し、有意差があった場合には『身体的要因』から『精神的要因』に影響を与える因果関係が存在すると解釈した。初回調査の『精神的要因』から追跡調査の『身体的要因』に影響を与える場合も同様に解釈した。更に初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』の間が共分散関係であり、追跡調査の『身体的要因』と『精神的要因』の間が共分散関係であると仮定し、『身体的要因』と『精神的要因』の交差遅れ効果モデルを構築した(図1)。

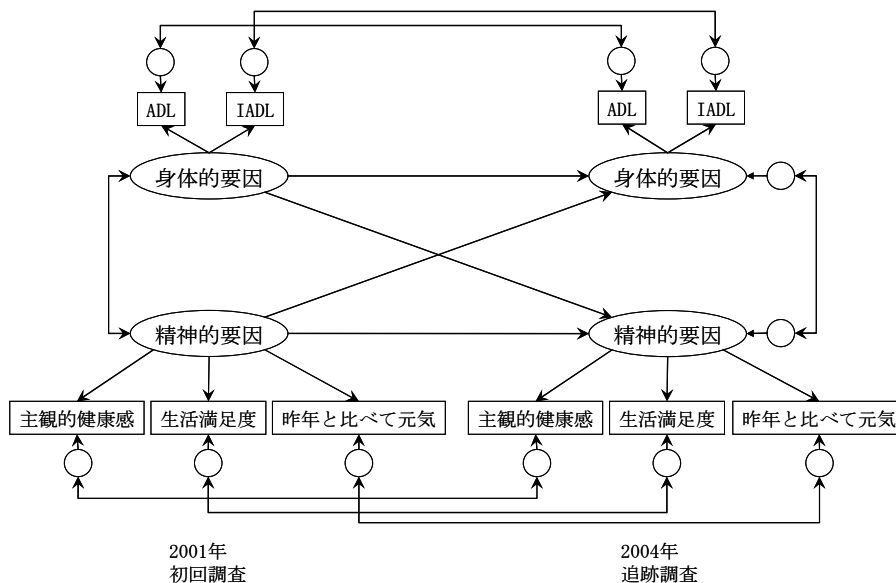


図1 交差遅れ効果モデル

本研究は初回調査から追跡調査まで三年間が経過しているため、測定間隔が長すぎる可能性も考えられたために、交差遅れ効果モデルだけでは、身体と精神以外の第三変数を通じての間接的影響を排除できない限界も存在する可能性を考慮し、このような欠点とバイアスを克服するために、同時効果モデル(Synchronous Effects Model)も導入した。同時効果モデルとは同一時点における二要因の関係を検討することになるが、縦断データから得られる情報によって二要因の双方向の効果を同時に推定できるモデルである。まず、初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』から追跡調査に対応した『身体的要因』と『精神的要因』に影響を与える。続いて追跡調査の時点において『身体的要因』から『精神的要因』に影響を与えると仮定し、統計上有意差があった場合には『身体的要因』から『精神的要因』に影響を与える関係が存

在すると解釈した。『身体的要因』から『精神的要因』に影響を与える仮説と同様に、追跡調査の時点において『精神的要因』から『身体的要因』に影響を与えると仮定し、統計上有意差があった場合には『精神的要因』から『身体的要因』に影響を与える関係が存在すると解釈した。更に、初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』の間が共分散関係であると仮定した。以上の仮説に基づいて、『身体的要因』と『精神的要因』の同時効果モデルを構築した(図2)。交差遅れ効果モデルと同時効果モデルを検討することにより、因果関係分析に必要な三条件がクリアできることが既に報告されている²²⁾。

本研究の統計分析ツールには、SPSS12.0 for Windows & Amos5.0 for Windows を用いた。

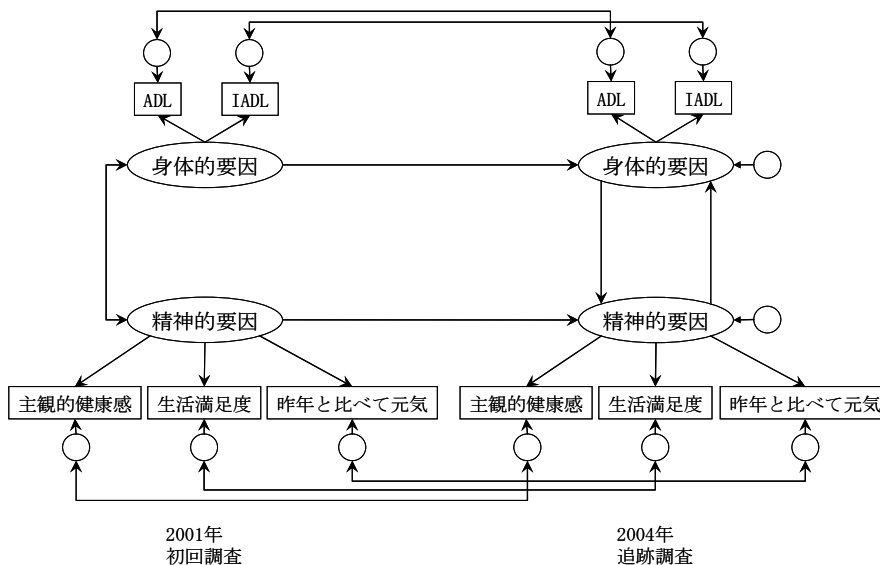


図 2 同時効果モデル

研究結果

研究結果として、3-1. 『身体的要因』と『精神的要因』の経年変化、3-2. 『身体的要因』と『精神的要因』の因果関係と、3-3. 交差遅れ効果モデルと同時効果モデルの適合度について述べる。

3-1. 『身体的要因』と『精神的要因』の経年変化

『身体的要因』と『精神的要因』の両指標の安定性と三年後の予測妥当性について分析した。上記の 2 モデルを用いて、潜在変数間及び観測変数と潜在変

数との関連として求めた性別高齢前後期別パス係数の標準化推定値を示す。男性前期高齢者、女性前期高齢者、男性後期高齢者、女性後期高齢者の交差遅れ効果モデルと同時効果モデル、計 8 個の全てのモデルが、初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』2 つの潜在変数から追跡調査に対応した『身体的要因』と『精神的要因』2 つの潜在変数に統計上有意味な強い関連が見られ、三年後の予測妥当性が高いことが示された(表 4)。

表 4 身体的要因と精神的要因の経年変化

		交差遅れ効果モデル			同時効果モデル		
		2001年	2004年	係数	2001年	2004年	係数
男性	前期高齢者 N=2,517	身体的要因	→ 身体的要因	0.596 **	身体的要因	→ 身体的要因	0.514 **
		精神的要因	→ 精神的要因	0.718 **	精神的要因	→ 精神的要因	0.653 **
	後期高齢者 N=761	身体的要因	→ 身体的要因	0.648 **	身体的要因	→ 身体的要因	0.578 **
		精神的要因	→ 精神的要因	0.629 **	精神的要因	→ 精神的要因	0.574 **
女性	前期高齢者 N=2,484	身体的要因	→ 身体的要因	0.450 **	身体的要因	→ 身体的要因	0.386 **
		精神的要因	→ 精神的要因	0.712 **	精神的要因	→ 精神的要因	0.652 **
	後期高齢者 N=1,103	身体的要因	→ 身体的要因	0.737 **	身体的要因	→ 身体的要因	0.656 **
		精神的要因	→ 精神的要因	0.633 **	精神的要因	→ 精神的要因	0.560 **

** P<0.01; * P<0.05

3-2. 『身体的要因』と『精神的要因』の因果関係

交差遅れ効果モデルと同時効果モデル両モデル共に、初回調査の『身体的要因』と『精神的要因』から、そ

れぞれに対応した追跡調査の『身体的要因』と『精神的要因』との間で統計上有意味な高い標準化パス係数が得られた。よって、初回調査における『身体的

要因』と『精神的要因』は三年後の追跡調査の同一変数を有意に予測することができ三年後の予測妥当性が高いことが示された。2つの潜在変数と共に観測度数も三年の間に比較的安定性と予測妥当性が高いことが示唆された。

『身体的要因』と『精神的要因』の因果関係メカニズムと因果関係の定量的評価については、男女および前期後期共に交差遅れ効果モデルの場合、初回調査の『精神的要因』から追跡調査の『身体的要因』に対して、標準化パス係数が男性前期： $\beta=0.205(P<0.01)$ 、男性後期： $\beta=0.132(P<0.05)$ 、女性前期： $\beta=0.261(P<0.01)$ 、女性後期： $\beta=0.152(P<0.01)$ であるため、有意な因果関係が見出された。初回調査の『身体的要因』から追跡調査の『精神的要因』に対して、女性後期高齢者のみで有意な因果関係がみられた($\beta=0.093, P<0.05$)。よって、女性後期高齢者の場合は身体的な能力を重視するが、『精神的要因』から『身体的要因』に影響を与える効果を比較すると、男性や女性前期高齢者に比べて弱いことが示唆された。

追跡調査の時点において同時効果モデルの場合、『精神的要因』から『身体的要因』に対して、男性前期： $\beta=0.405(P<0.01)$ 、男性後期： $\beta=0.307(P<0.01)$ 、女性前期： $\beta=0.451(P<0.01)$ 、女性後期： $\beta=0.340(P<0.01)$ である。『身体的要因』から『精神的要因』に対して、男性前期高齢者の以外はすべて有意な関連性がみられたが(男性後期： $\beta=0.145, P<0.05$ 、女性前期： $\beta=0.109, P<0.05$ 、女性後期： $\beta=0.187, P<0.01$)、『精神的要因』から『身体的要因』への効果と比較すると、弱いことが示唆された。交差遅れ効果モデルと同様な結果が得られたと考えられた(表5)。

以上、交差遅れ効果モデルと同時効果モデルの分析結果から、『精神的要因』から『身体的要因』に影響を与える因果関係を存在する可能性が示唆された。つまり、高齢者にとって、身体的能力が高いことによって精神的に良い状態を保持ないし向上させるという効果よりも、精神的に良い状態であることが、三年後の身体的な能力の向上と維持に優れた影響力を示す可能性が示唆された。

表5 身体的要因と精神的要因の因果関係

		交差遅れ効果モデル			同時効果モデル				
		2001年	2004年	係数	2004年	2004年	係数		
男性	前期高齢者 N=2,517	身体的要因	→ 精神的要因	-0.011	ns	身体的要因	→ 精神的要因	0.081	ns
		精神的要因	→ 身体的要因	0.205	**	精神的要因	→ 身体的要因	0.405	**
	後期高齢者 N=761	身体的要因	→ 精神的要因	0.052	ns	身体的要因	→ 精神的要因	0.145	*
		精神的要因	→ 身体的要因	0.132	*	精神的要因	→ 身体的要因	0.307	**
女性	前期高齢者 N=2,484	身体的要因	→ 精神的要因	0.011	ns	身体的要因	→ 精神的要因	0.109	*
		精神的要因	→ 身体的要因	0.261	**	精神的要因	→ 身体的要因	0.451	**
	後期高齢者 N=1,103	身体的要因	→ 精神的要因	0.093	*	身体的要因	→ 精神的要因	0.187	**
		精神的要因	→ 身体的要因	0.152	**	精神的要因	→ 身体的要因	0.340	**

** P<0.01; * P<0.05

3-3. 交差遅れ効果モデルと同時効果モデルの適合度
両モデルの妥当性について、モデルの適合度指標により検討した。交差遅れ効果モデルは、GFI=0.985、AGFI=0.965、RMSEA=0.024であった。同時効果モデルは、GFI=0.984、AGFI=0.965、RMSEA=0.024であった。両モデル共にGFIとAGFIの値が0.90以上であり、しかもGFIとAGFIの差が小さかった。RESEAの値は0.05であり、妥当性の高いモデル^{23)~25)}であることが示され、交差遅れ効果モデルと同時効果モデルは、共に適合度が高いモデルであることが示唆された。

考 察

考察として、4-1.研究課題と、4-2.身体的健康と精神的健康との因果関係について述べる。

4-1.研究課題

1)外的妥当性

本調査の分析結果によって、都心部から電車で十分ほどの都市ニュータウンに居住する高齢者のアンケート調査では、男女および前期後期高齢者は主観的健康感と生活満足度でみた精神的な健康がその後の生活能力でみた身体的な健康を規定する可能性が示唆された。本調査では、規模の大きい調査であり低

くない回答率 (80.2%) が得られていることから、偶然誤差が少なく研究成果の内的妥当性は比較的高いものと推定された²⁶⁾。ただし、調査対象地域を無作為に抽出したものではないことから、調査結果の外的妥当性を高めることが大きな研究課題の一つである。

また、本研究結果の再現性を都市と農村の比較、国別比較において比較研究を行うことも今後の重要な研究課題である。

2) 精神的要因と身体的要因

本研究で用いた潜在変数である『精神的要因』と『身体的要因』は、それぞれに探索的因子分析により抽出したものである。これら二つの潜在変数に用いた各観測変数は、WHO の示した健康概念の二要因つまり、精神的要因と身体的要因を代表しているわけではないことは確かである。今後の研究課題として、健康概念の各要因を代表する観測変数を幅広く採用し明確にすることも研究課題である。

3) 健康概念の三要素

本研究で用いた潜在変数は、『精神的要因』と『身体的要因』であり、『社会的要因』は、分析できなかった。今後は精神的要因と社会関係要因の因果関係、身体的要因と社会関係要因の因果関係、及び精神的要因、身体的要因、社会関係を三者間の因果関係を解明することが今後の重要な研究課題である。

新しい作業仮説として、精神的要因が最初のスタートとなり、その後の社会的健康につながり、結果的に身体的健康が規定されるかもしれないという作業仮説を明確にする研究が求められよう。

4-2. 身体的健康と精神的健康との因果関係

本研究では共分散構造分析の交差遅れ効果モデルと同時効果モデルを利用して、在宅高齢者における精神的要因と身体的要因の経年的に見た安定性と因果関係を解析した。本研究で採用した 11 個の観測変数に基づく各潜在変数という枠の中では、精神的と身体的指標は、三年間を経ても安定性と予測妥当性がともに高い可能性が示唆された。精神的要因と身体的要因の因果関係では、交差遅れ効果モデル分析結果から、男女および前期後期共に初回調査の精神的要因から追跡調査の身体的要因に有意な影響を及ぼす可能性が示唆された。これに対して、初回調査

の身体的要因から追跡調査の精神的要因には女性後期高齢者のみ有意な影響を及ぼしたが、それ以外には有意な効果が見られなかった。同時効果モデルの場合は追跡調査の時点において、身体的要因から精神的要因に有意な関連性が見出されたが、精神的要因から身体的要因に有意な関連性と比較して、弱いことが示された。

このように、交差遅れ効果モデルと同時効果モデルから解析した結果をまとめると、精神的要因から身体的要因に影響を与えることが統計上有意であることが示唆された。

一方、身体的要因から精神的要因に影響するモデルとして、交差遅れ効果モデルが有意な効果が見出されないのに対して、同時効果モデルが統計上有意な関連が見出されたことから、身体的要因から精神的要因には因果関係が存在しにくいことが推定された。身体的要因から精神的要因への縦断的な因果関係はみられない可能性とともに、精神的要因から身体的要因へは一方向的な因果関係が存在する可能性が示されたことから、身体機能を維持させるパワーリハビリテーションによる身体機能強化の教育的介入を実施する場合は、本人の意向とか満足度なり主観的健康感を重視し、何のために身体能力を高めるのかを個別に明確にし、その個別特性に応じた健康支援が必要であることが推定された。

本研究で用いた身体的健康と精神的健康の定義は、11 個の観測変数に基づく各潜在変数を設定したという枠の中での推論であるものの、高齢者にとって、身体的な能力の高いことは三年後の主観的健康感や満足度には影響しない可能性が示された。それに対して、心理的あるいは精神的により良い状態が、その後の身体的能力を維持させる効果がある可能性が示唆された。高齢者が現在の健康感や満足度を維持させ、未来の生活に自信をもち、より良い精神状態で生活を重視することが、その後の生活能力維持には大切であり、結果的に生活自立度を維持させることができるという因果関係性が存在する可能性が示唆された。

参考文献：

- 1) 前田大作, 浅野 仁, 谷口和江: 老人の主観的幸福感の研究—モラル・スケールによる測定を試み— 社会老年学 1971;11:15-31

- 2) 前田大作, 坂田周一, 浅野 仁, 谷口和江, 西下 彰俊: 高齢者のモラルの縦断的研究—都市の在宅老人の場合— 社会老年学 1988;27:3-13
- 3) 前田大作, 野口裕二, 玉野和志, 中谷陽明, 坂田周一, Jersey Liang: 高齢者の主観的幸福感の構造と要因 社会老年学 1989;30:3-16
- 4) 長田久雄, 柴田 博, 芳賀 博, 安村誠司: 後期高齢者の抑うつ状態と関連する身体機能及び生活活動能力 日本公衆衛生雑誌 1995; 10: 897-909
- 5) 神宮純江, 江上裕子, 絹川直子, 佐野 忍, 武井寛子: 在宅高齢者における生活機能に関連する要因 日本公衆衛生雑誌 2003; 2: 92-105
- 6) Donaldson,L.J., Clayton,D.G. and Clarke, M., The elderly in residential care : Mortality in relation to functional capacity. J. Epidemiol Community Health, 1980;34:96-101
- 7) Donaldson,L.J. and Jagger, C., Survival and functional capacity: Three year follow up of an elderly population in hospitals and homes. J. Epidemiol Community Health, 1983;37:176-179
- 8) Branch,L.G., Katz,s., Knipmann,K. and Papsidero,A., A prospective study of functional status among community elders. Am. J. Public Health, 1984;74:266-268
- 9) 古谷野 亘, 柴田 博, 芳賀 博, 須山靖男: 地域老人における日常生活活動動作能力—その変化と死亡率への影響 日本公衆衛生雑誌 1984; 12: 637~641
- 10) Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y, Matsuzaki T: Prevalence and disability in instrumental activities of daily living among elderly Japanese. J Gerontolog Social Sci 1988;43:S41-S45
- 11) Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y, Matsuzaki T: Mortality in relation to instrumental activities of daily living : One-year follow-up in a Japanese urban community. J Gerontol Social Sci 1989;44:S107-S109
- 12) Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y, Matsuzaki T: Measurement of competence : Reliability and validity of the TMIG Index of Competence. Arch Gerontol Geriatr 1991;13:103-116
- 13) 小川 裕, 石崎 清, 安村誠司: 地域高齢者の健康度評価に関する追跡の研究 -日常生活活動能力の低下死亡の予知を中心に- 日本公衆衛生雑誌 1993; 9: 859~871
- 14) Mossey, J.M. & Shapiro, E.: Self-rated health A predictor of mortality among the elderly. American Journal of Public Health. 1982;72:800-808
- 15) Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, Cohen RD, Salonen R, Tuomilehto J, Salonen J.: Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study, Int J Epidemiol. 1996;25(2):259-265
- 16) Spiers N, Jagger C, Clarke M, Arthur A.: Are gender differences in the relationship between self-rated health and mortality enduring? Results from three birth cohorts in Melton Mowbray, United Kingdom, Gerontologist. 2003;43(3):406-11
- 17) 藤田利治, 箕野脩一: 地域老人の健康度自己評価の関連要因とその後 2 年間の死亡 社会老年学 1990; 31: 43~51
- 18) Holland P.W. Statistics and causal inference. J Amer Statist Assoc 1986;81:945-970.
- 19) 宮川雅巳 因果分析への応用 グラフィカルモデリング 朝倉書房 1997: 121-143.
- 20) 宮川雅巳 統計的因果推論 —回帰分析の新しい枠組み— 朝倉書房 2004.
- 21) Finkel,S,E 1995 Causal analysis with panel data. California: Sage Publications.
- 22) 豊田秀樹 共分散構造分析[事例編]—構造方程式モデリング 北大路書房 1998: 83-90.
- 23) 豊田秀樹 SASによる共分散構造分析(第3刷) 東京大学出版会 1992: 100-104.
- 24) 豊田秀樹 編著 共分散構造分析[疑問編] 朝倉書房 2003: 122-125.
- 25) 山本嘉一郎 小野寺孝義 Amos による共分散構造分析と解析事例 ナカニシヤ出版 1999: 17.
- 26) Yusuf S et al. Why do we need some large, simple randomized trials?, Statistics in Medicine 1984;3(4):409-22.