

施設入居高齢者の健康感と主観的幸福感に関する研究

—— 養護老人ホーム入居者を中心として ——

潮 谷 有 二

The analysis of the factors related self-rated health and subjective well-being of the residents for the aged

—— Study on the residents of the institutionalized elderly ——

Yuji Shiotani

The purpose of this article is to analyze and evaluate the relationships of illness and Activities of daily living (ADL) with self-rated health and subjective well-being of the institutionalized elderly.

One hundred fifty eight residents from three facilities in K-city participated in this research as subjects.

The illness, ADL, self-rated health, and subjective well-being (measured by PGC Morale Scale) were assessed. Applying these data as latent variables, Covariance Structure Model Analysis was applied in four steps.

The degree of fitness of model to the data was evaluated until third step. And the causal relation between the self-rated health and subjective well-being was analyzed using two models. In one model, no direct influence of illness and ADL on morale was assumed (model A), and in another, the direct influence was hypothesized (model B).

The two models were evaluated using a model obtained in the third step (GFI=.935, AGFI=.902). The results showed that in model A, morale was directly influenced by the self-rated health, and that in model B, that direct influence disappeared. In conclusion, it is difficult to explain the morale of the residents for the aged by the health condition only.

Key words : Self-rated health, subjective well-being, institutionalized elderly

I. はじめに

主観的幸福感 (subjective well-being) や健康感に関する研究は、社会老年学 (Social Gerontology) の主要な研究テーマの一つである。主観的幸福感の研究では、「幸福な老い (successful aging)」の操作的概念として導入されたモラール (morale) や生活満足度 (life satisfaction) の測定とその規定要因の分析という研究によって、今日に至るまでに数多くの知見が得られている。

モラールや生活満足度を測定する尺度としては、Lawtonが開発したPGCモラール・スケール (Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: PGC-Morale Scale)¹⁾²⁾ や Neugartenらが開発した生活満足度尺度 A (Life Satisfaction Index A: LSIA)³⁾ が著名であり、内外の研究において広く用いられてきた。特に、PGCモラール・スケールは、Liangらが行った共分散構造分析の一つである確認的因子分析 (confirmatory factor analysis) によって、適合度の高い2次因子モデルが得られ、十分な構

成概念妥当性を有する測定尺度であることが明らかになっている⁴⁾。また、同様に、古谷野らを中心に我が国において開発された生活満足度尺度 K (Life Satisfaction Index K: LSIK) も共分散構造モデルを用いた確認的因子分析の結果、十分な構成概念妥当性を有する適合度の高い 2 次因子モデルであることが確認されている⁵⁾⁶⁾。

ところで、主観的幸福感の研究が我が国において本格的に始められたのは、70 年代後半からであり、前田らの研究によって始めて、PGC モラル・スケールが日本の高齢者に対して、十分に使用可能であることが確認された⁷⁾。そして、これまでに、疾病の有無や ADL (日常生活動作: activities of daily living) 評価得点、活動レベル、健康度自己評価等がモラルに対して統計的に有意な影響を有していることが指摘されている^{8)~20)*1*2)}。

しかしながら、PGC モラル・スケールによって主観的幸福感を測定し、その要因分析を行った研究のほとんどすべてが一般高齢者を対象としており、社会的ニードを有し、社会福祉サービスを利用しているような高齢者を対象とした研究は浅野ら⁹⁾による養護老人ホーム入居者の研究や潮谷²¹⁾²²⁾による養護老人ホーム入居者(一部ケアハウス入居者を含む)の研究、高齢者生活保護受給者を対象とした野口²³⁾や、日本社会事業大学・熊本県²⁴⁾によるものなど教えるほどしかないのが現状である。このような状況の中で、施設入居高齢者を対象に研究を行うことは、意義深いといえよう。

先行研究からも明らかのように、主観的幸福感に影響を与える要因は、疾病の有無、ADL レベル、活動レベル、健康度自己評価等である。しかし、主観的幸福感との間に強い関係が観察される健康度自己評価もまた、疾病の有無や ADL レベルの影響を受けていることが明らかになっている¹⁷⁾¹⁹⁾²⁰⁾²⁵⁾。そこで、本研究では、一般高齢者と同様に施設入居高齢者においても、疾病の有無や ADL レベルが健康度自己評価と主観的

幸福感に対して統計的に有意な影響を与えているかどうかを明らかにするとともに、「疾病や ADL は、健康度自己評価に影響を与え、その健康度自己評価を媒介変数として主観的幸福感に対して影響を与えている」という因果モデル(パスモデル)を設定し、その因果経路について分析、考察することを目的とする。

II. 方 法

〈調査対象者〉

調査対象は、調査協力の承諾を受けた K 県 K 市内にあるすべての養護老人ホーム 3 施設の入居者であり、原則として入院中等の理由により、回答不能の入居者を除く全員を対象とした。調査期間は、平成 4 年 11 月~12 月であり、配布調査票の総数は、248 票であった。著しく無回答が目立つ調査票を除外した 212 票(回収率 85.5%)が有効回答票となった。

なお調査は、集合調査によるものであり、調査者が各施設を訪問し、対象者全員に対する読み上げ方式で行った。回答記述は、原則的に回答者本人とした。但し、基本的に回答が本人の自記によるため、記入漏れがある設問が少なかった。したがって、本研究では、因果モデルの分析に用いる ADL、疾病、健康度自己評価、主観的幸福感を測定するすべての変数に回答した 158 名を分析対象者とした。

〈測定方法〉

ADL については、「2 時間ぐらい立ち続ける」、「しゃがんだりひざまづいたりする」、「頭よりも高いところにあるものを手を伸ばしてとる」、「指でものをつかむ、あるいは指を自由につかえる」、「米 10 kg (7 升) 程度のものを持ち上げたり運んだりする」の 5 つの設問に対して、「まったく何の助けも借りずにできる」に 1 点、その他の選択肢には 0 点を与え、ダミー変数として扱った(点数が高いほど自立度が高い)。

疾病については、高血圧や神経痛等 8 種類の疾病それぞれについて、当該疾病を有している

場合には1点、有していない場合には0点を与えダミー変数として測定した。また、病気なしと回答したものに1点、そうでないものに0点を与え、最近3ヶ月以内の通院経験があるものに0点、ないものに1点を与え、ダミー変数として数量化した。

健康度自己評価については、「全般的にいつて、あなたの現在の健康状態は、いかがですか。」と質問し、「まったく健康」に4点、「かなり健康」に3点、「普通」に2点、「あまり健康でない」に1点、「まったく健康でない」に0点を与え測定した。

主観的幸福感については、改訂版PGCモラル・スケールを用いて測定し、17項目の総得点を求めた（総得点が高いほどモラルレベルが高く、点数は理論的に0点から17点の範囲にある）。

〈分析モデルと分析方法〉

分析に用いる基本モデル（図1）として、 ξ_1 「ADLに係る因子」、 ξ_2 「疾病に係る因子」の2つの外性的な潜在変数と η_1 「健康度自己評価」、

η_2 「主観的幸福感」の2つの内性的な潜在変数を設定した。 ξ_1 はADLに関する5つの内性的な観測変数で測定し、 ξ_2 は10個の内性的な観測変数で測定した。

また、 η_1 は内性的な観測変数である健康度自己評価で測定し、 ξ_1, ξ_2 からの影響(γ_{11}, γ_{12})を受けるモデルとなっている。 η_2 は内性的な観測変数であるPGCモラル・スケールで測定し、 ξ_1, ξ_2, η_1 からそれぞれ影響($\gamma_{21}, \gamma_{22}, \beta_{21}$)を受けるモデルとなっている。

分析方法は、共分散構造分析*3であり、基本モデルに基づく測定方程式と構造方程式（表1）をもとに、 $\lambda, \kappa, \gamma, \beta$ の推定値を最尤推定法によって求めた。その際に、 η_1, η_2 については、内性的な観測変数がそれぞれ1つしかないので、誤差項 e_{16}, e_{17} の分散を0に固定し、固定母数として扱った。また、モデル全体の評価には、 χ^2 値、 χ^2/df 比と残差平方平均平方根(Root Mean Square Residual: RMR)、適合度指標(Goodness of Fit Index: GFI)、修正適合度指標(Adjusted Goodness of Fit Index: AGFI)を

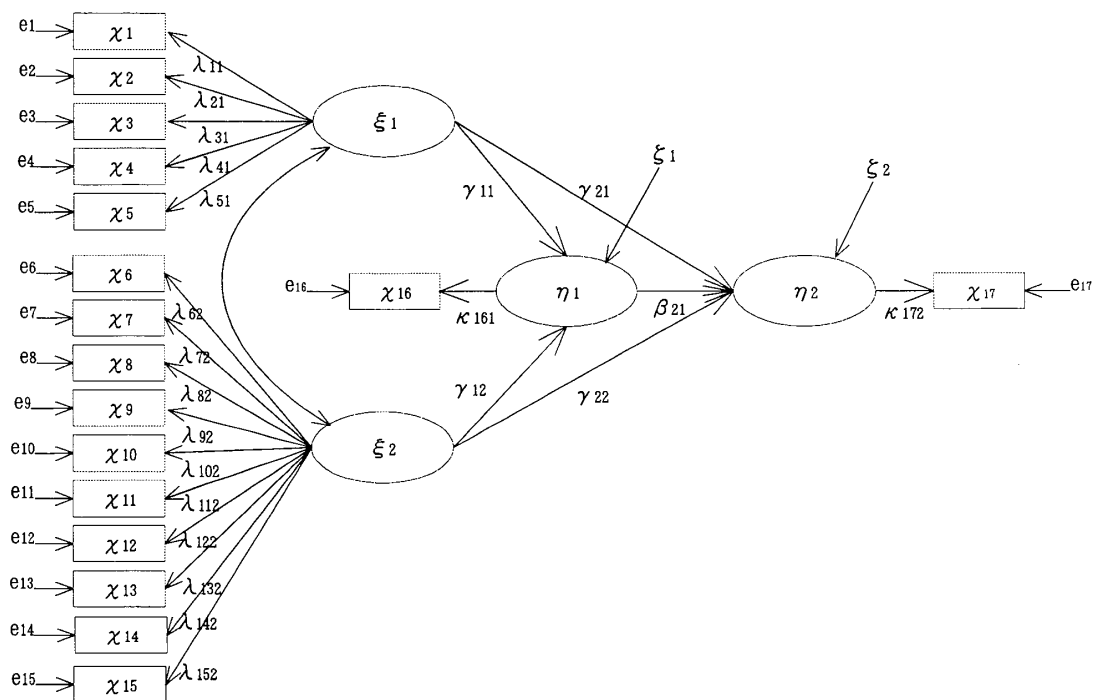


図1 基本モデル

表1 分析に用いる測定方程式と構造方程式

測定方程式	構造方程式
$x_1 = \lambda_{11}\xi_1 + e_1$	$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \gamma_{12}\xi_2 + \zeta_1$
$x_2 = \lambda_{21}\xi_1 + e_2$	$\eta_2 = \beta_{21}\eta_1 + \gamma_{21}\xi_1 + \gamma_{22}\xi_2 + \zeta_2$
$x_3 = \lambda_{31}\xi_1 + e_3$	
$x_4 = \lambda_{41}\xi_1 + e_4$	
$x_5 = \lambda_{51}\xi_1 + e_5$	
$x_6 = \lambda_{62}\xi_2 + e_6$	
$x_7 = \lambda_{72}\xi_2 + e_7$	
$x_8 = \lambda_{82}\xi_2 + e_8$	
$x_9 = \lambda_{92}\xi_2 + e_9$	
$x_{10} = \lambda_{102}\xi_2 + e_{10}$	
$x_{11} = \lambda_{112}\xi_2 + e_{11}$	
$x_{12} = \lambda_{122}\xi_2 + e_{12}$	
$x_{13} = \lambda_{132}\xi_2 + e_{13}$	
$x_{14} = \lambda_{142}\xi_2 + e_{14}$	
$x_{15} = \lambda_{152}\xi_2 + e_{15}$	
$x_{16} = \lambda_{161}\eta_1 + e_{16}$	
$x_{17} = \lambda_{172}\eta_2 + e_{17}$	

用いた*4。

尚、具体的には下記に示すようなステップで因果モデルの分析を行い、分析には統計解析パッケージとして、米国 Small Water 社の Amos version 3.6 (Serial #: 3135673) を用いた。

〈分析の具体的手順〉

第1ステップ：パラメーター γ_{21} , γ_{22} の値を 0 に拘束し、 ξ_1 , ξ_2 から η_2 への影響を仮定しないモデルの分析を行い、モデルのデータへの適合度について検討した。

第2ステップ：すべての変数の分散を 1 に標準化した場合の標準化された解 (standardized solution) の絶対数が小さい内性的な観測変数を $p < .05$ を基準に削除し、モデルの改良を行った。

第3ステップ：標準化残差行列をもとに残差共分散項を導入し、モデルの改良を行い、潜在変数間の関係について分析した (モデル A とする)。

第4ステップ：第3ステップで改良されたモデルに γ_{21} , γ_{22} の値を拘束せずに標準化解を求

め、 ξ_1 , ξ_2 の η_2 への直接効果、間接効果、総合効果の評価を行った (モデル B とする)。

III. 結 果

1. 基本属性

表2に示すように分析対象者の性別は、男性 34.2%、女性 65.8% であった。平均年齢は、78.62 歳 (標準偏差 7.10) であり、男性 (平均 76.56 歳、標準偏差 6.81) に比して女性 (平均 79.69 歳、標準偏差 7.04) の年齢が統計的に有意に高かった ($p < .05$)。最終学歴は、「小学校」が最も多く、34.2%、次いで、「旧制高等小学校・新制中学校」の 32.3% であった。また、配偶者の有無では、「死別」が最も多く、57.0%、次に多いのが「離婚」の 16.5% であった。施設入居期間は、平均 6.19 年、標準偏差 4.84 であった。

尚、分析対象者 ($n=158$) と分析除外者 ($n=54$) との間には、性別、年齢ともに統計的に有意な差は見られなかった。

2. 1変数の分析結果 (結果の一覧は表3に示す)

① ξ_1 「ADLに係る因子」に関する観測変数 ADLに係る因子に関する5つの観測変数はダミー変数によって数量化されているため、平均値は、「まったく何の助けも借りずにできる」と回答したものの比率と同じである。平均値は最小 0.26 から最大 0.80 の間で示されており、標準偏差は最低 0.44 から最大 0.50 の範囲である。項目別に見ると、 x_4 の自立度が最も高く、 x_1 , x_5 の自立度が最も低くなっている。すなわち、施設入居高齢者の場合、手先の機能やちょっとした運動に関する自立度は高いが、長時間の運動や力を必要とするようなことに対する自立度が低いといえよう。

② ξ_2 「疾病に係る因子」に関する観測変数 疾病に係る因子に関する10個の観測変数の平均値は、最低 0.06～最大 0.44 であり、標準偏差は最低 0.23～最大 0.50 である。また病気なしの比率は 0.08、通院経験無しの比率は 0.15 であ

表2 分析対象者の基本属性

	人数 (%)
施設内訳 (n=158)	
A 施設	48 (30.4)
B 施設	32 (20.3)
C 施設	78 (49.4)
性別 (n=158)	
男性	54 (34.2)
女性	104 (65.8)
年齢 (n=158)	
69 歳未満	19 (12.0)
70~74 歳	30 (19.0)
75~79 歳	36 (22.8)
80~84 歳	42 (26.6)
85~89 歳	18 (11.4)
90 歳以上	13 (8.2)
学歴 (n=158)	
小学校	54 (34.2)
旧制高等小学校・新制中学校	51 (32.3)
旧制中学校・旧制高等女学校・新制 高等学校	34 (21.5)
旧制専門学校・大学予科・短期大学	8 (5.1)
大学・大学院	4 (2.5)
無回答	7 (4.4)
配偶者の有無 (n=158)	
施設内で一緒に暮らしている	18 (11.4)
別居している	1 (0.6)
離婚	26 (16.5)
死別	90 (57.0)
未婚	20 (12.7)
無回答	3 (1.9)
入居期間 (n=158)	
1 年未満~4 年	63 (39.9)
5 年~9 年	45 (28.5)
10 年~14 年	27 (17.1)
15 年以上	9 (5.7)
無回答	14 (8.9)

り、9 割以上の高齢者が何らかの疾病を有しており、85% の高齢者が通院していることが分かった。

項目別に見ると、「ぜん息」、「糖尿病」等を有している者の比率が低く、「眼病」や「腰痛」を有している者の比率が高いことが明らかになっ

た。

③ η_1 「健康度自己評価」及び η_2 「主観的幸福感」に関する観測変数

健康度自己評価の平均値は、1.41、標準偏差が 0.87 であり、「普通」もしくは「あまり健康でない」と回答した者が多かった。

PGC モラル・スケールの平均値は、9.32、標準偏差は 4.07 であった。この点数を、既存の研究¹³⁾²⁴⁾と比較してみると、本研究で用いた調査対象者である養護老人ホーム入居者のモラル得点は、生活保護受給高齢者（平均 8.62、標準偏差 2.80²⁴⁾よりは高いが、一般高齢者（平均 11.23、標準偏差 3.68¹³⁾に比して低いことが明らかになった。

また、欠損値を除く一元配置の分散分析の結果、健康度自己評価、主観的幸福感ともに性別 (n=158)、年齢 (n=158)、学歴 (n=151)、配偶者の有無（「別居している」は 1 ケースのため分析から除外 n=154）、入居期間 (n=144)との間には統計的に有意な差は見られなかった。

3. 共分散構造分析による分析結果 (第 1 ステップから第 4 ステップまでの結果は表 4 に示す)。

〈第 1 ステップの結果〉

第 1 ステップの結果、GFI=.903、AGFI=.873、 χ^2 値=150000、 χ^2/df 比=1.282、RMR=.043 であり、モデルのデータへの適合度は、それほど悪くなかった。

標準化された解によって、各々の変数の因果係数について評価してみると、指標変数 (indicator variable)を除き、統計的に有意でないパラメータは、 $\lambda_{102}=.153$ 、 $\lambda_{112}=.003$ であり、内性的な観測変数である χ_{10} 、 χ_{11} がモデルとして設定した ξ_2 からの影響を受けていないことが明らかになった。また、 ξ_1 を測定している 5 つの内性的観測変数への因果係数を見てみると、 λ_{41} 以外はいずれも高い値を示していた。一方、 ξ_2 では、10 個の内性的な観測変数に対する因果係数のうち、 λ_{142} と λ_{152} の値が高かった。

表3 $\xi_1, \xi_2, \eta_1, \eta_2$ に関する観測変数

変数	内容	平均値	標準偏差
ξ_1 : 「ADLに係る因子」の観測変数			
χ_1	2時間ぐらい立ち続ける	0.26	0.44
χ_2	しゃがんだりひざまづいたりする	0.42	0.49
χ_3	頭より高いところにあるものを手を伸ばしてとる	0.46	0.50
χ_4	指でものをつかむ, あるいは指を自由につかえる	0.80	0.40
χ_5	米 10 kg (7 升) 程度のものを持ち上げたり運んだりする	0.26	0.44
ξ_2 : 「疾病に係る因子」の観測変数			
χ_6	高血圧	0.29	0.46
χ_7	神経痛・リウマチ	0.20	0.40
χ_8	心臓病	0.21	0.41
χ_9	ぜん息	0.09	0.29
χ_{10}	胃腸病	0.18	0.39
χ_{11}	糖尿病	0.06	0.23
χ_{12}	眼病 (白内障, 緑内障)	0.44	0.50
χ_{13}	腰痛	0.37	0.48
χ_{14}	病気なし	0.08	0.27
χ_{15}	通院経験 (3ヶ月内)	0.15	0.35
η_1 : 「健康度自己評価」の観測変数			
χ_{16}	健康度自己評価	1.41	0.87
η_2 : 「主観的幸福感」の観測変数			
χ_{17}	PGC モラール・スケール	9.32	4.07

〈第2ステップの結果〉

第2ステップでは, 第1ステップで ξ_2 から統計的に有意な影響を受けていなかった χ_{10} と χ_{11} を削除し, モデルの改良を行った。その結果, GFI=.907, AGFI=.873 であったが, AGFI の値が第1ステップと同じであったため, 実質的なモデルの改良には至らなかった。

〈第3ステップの結果〉

第3ステップとして, 標準化残差行列をもとに残差共分散項を計5本導入するとともに, そのことに伴って統計的に有意ではなくなった λ_{92} を削除し, モデルの改良を行った。その結果, χ^2 値=84.241, χ^2/df 比=1.203, RMR が .050, GFI=.931, AGFI=.896 となり, ある程度モデルのデータへの適合度は改良された (表省略)。しかし, 豊田²⁶⁾ が述べているように, いた

ずらに誤差を用いてモデルを説明しても実質的な知見は生まれにくく, 残差共分散項を導入することに積極的な意義は見出しにくい。そこで, 本研究では, 残差共分散項5本のうち, 4本までが e_{13} との残差共分散項であることに着目し, χ_{13} を削除したモデルによって再分析を行った。その結果, χ^2 値が 75.552, χ^2/df 比が 1.219, RMR が .044, GFI=.933, AGFI=.902 となり, モデルのデータへの適合度はかなり改善された。そして, 本モデルをモデル A として分析を行った (第3ステップとして表6に掲載, モデルは図2)。

モデル A では, 指標変数を除きすべての観測変数が統計的に有意であった ($p < .05$)。また, ξ_1, ξ_2 から η_1 への因果係数は, $\gamma_{11} = .380$ ($p < .05$), $\gamma_{12} = -.466$ ($p < .05$) であり, ADLに係る因子が高ければ健康度自己評価は高まり, 疾病に関する因子は健康度自己評価を低める影響力を

表4 最尤推定法による解 (標準化された解)

	第1 ステップ	第2 ステップ	第3 ステップ	第4 ステップ
ξ1: 「ADLに係る因子」				
χ1: 「2時間ぐらい立ち続ける」(λ11)	.695*	.695*	.694*	.964*
χ2: 「しゃがんだりひざまづいたりする」(λ21)	.726*	.726*	.728*	.731*
χ3: 「頭よりも高いところにあるものを手をのばしてとる」(λ31)	.738*	.738*	.737*	.737*
χ4: 「指でものをつかむ,あるいは指を自由につかえる」(λ41) ^{a)}	.357	.357	.356	.353
χ5: 「米10Kg(7升)程度のもを持ち上げあり運んだりする」(λ51)	.577*	.577*	.577*	.574*
η1: 「健康度自己評価」(γ11)	.349*	.343*	.380*	.381*
η2: 「主観的幸福感」(γ21)	—	—	—	.115
ξ2: 「疾病に係る因子」				
χ6: 「高血圧」(λ62)	.210*	.215*	.263*	.262*
χ7: 「神経痛・リウマチ」(λ72)	.241*	.243*	.216*	.217*
χ8: 「心臓病」(λ82)	.272*	.276*	.257*	.261*
χ9: 「ぜん息」(λ92)	.214*	.210*	削除	削除
χ10: 「胃腸病」(λ102)	.153	削除	削除	削除
χ11: 「糖尿病」(λ112)	.003	削除	削除	削除
χ12: 「眼病(白内障,緑内障)」(λ122) ^{a)}	.394	.397	.388	.396
χ13: 「腰痛」(λ132)	.368*	.372*	削除	削除
χ14: 「病気なし」(λ142)	-.616*	-.610*	-.621*	-.622*
χ15: 「通院経験(3ヶ月内)」(λ152)	-.648*	-.647*	-.679*	-.672*
η1: 「健康度自己評価」(γ12)	-.488*	-.486*	-.466*	-.466*
η2: 「主観的幸福感」(γ22)	—	—	—	-.141
η1: 「健康度自己評価」				
χ16: 「健康度自己評価」(κ161) ^{b)}	1.000	1.000	1.000	1.000
η2: 「主観的幸福感」(β21)	.240*	.240*	.240*	.124
R ²	.403	.400	.385	.385
η2: 「主観的幸福感」				
χ17: 「PGC モラル・スケール」(κ172) ^{b)}	1.000	1.000	1.000	1.000
R ²	.057	.057	.057	.079
残差共分散項				
δ ⁶⁷	—	—	-.219*	-.219*
モデルの適合度				
χ ₂ 値 (df)	150.000(117)*	123.556(88)*	75.552(62)	73.360(60)
χ ₂ /df 比	1.282	1.404	1.219	1.223
GFI	.903	.907	.933	.935
AGFI	.873	.873	.902	.902
RMR	.043	0.48	.044	.032

a) 指標変数

b) 誤差項を1に固定

*) p<.05

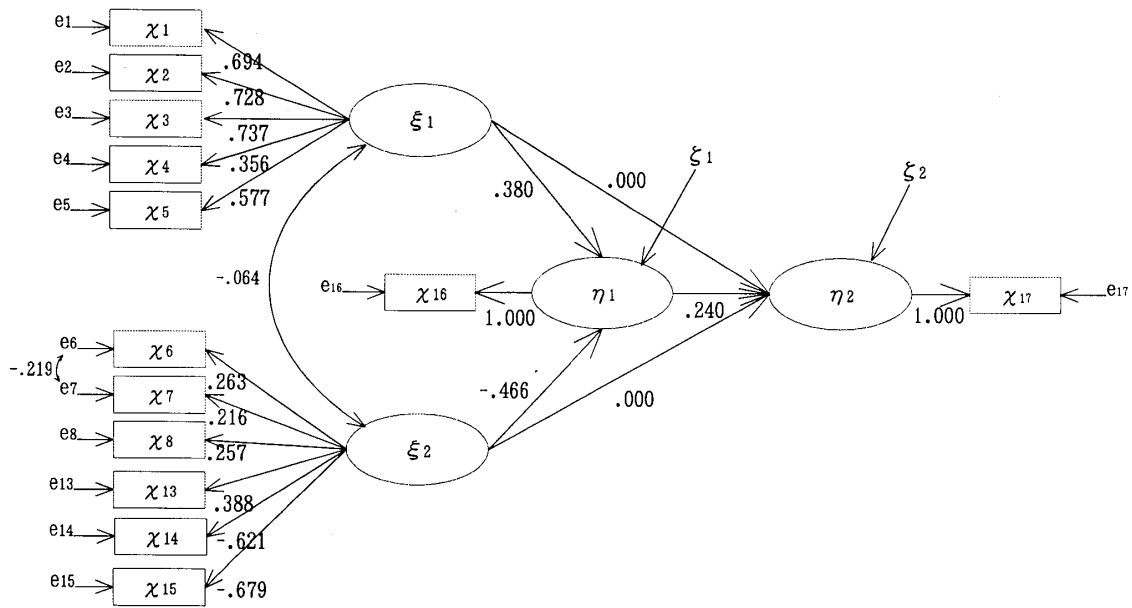


図2 第3ステップの結果得られたモデル

持っていることや、健康度自己評価に対しては、ADLに係る因子に比して、疾病に係る因子の影響の方が大きいことが明らかになった。また、 η_1 の決定係数は $R^2 = .385$ であり、健康度自己評価までの因果モデルの説明力は高く、これまでの先行研究の知見と同じく、健康度自己評価は、ADL レベルや疾病の影響を強く受けているということが、養護老人ホーム入居者において

も確認された。

一方、 η_1 から η_2 への因果係数は、 $\beta_{21} = .240$ ($p < .05$) であり、決定係数も $R^2 = .057$ と小さく、健康度自己評価から主観的幸福感に対する影響力は、統計的に有意ではあるが、それほど大きくないことが明らかになった。

〈第4ステップの結果〉

第3ステップで改良されたモデルをもとに、

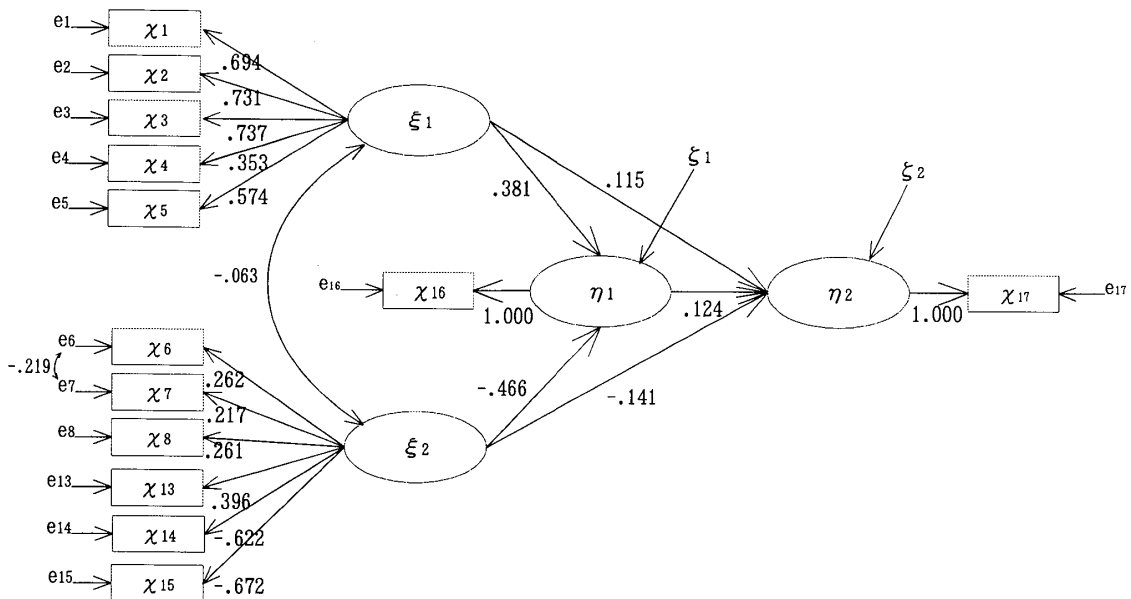


図3 第4ステップの結果得られたモデル

第4ステップでは、 γ_{21} , γ_{22} の値を拘束しない因果モデルをモデル B として分析した(図4)。その結果、 χ^2 値=73.360, χ^2/df 比=1.223, RMR=.032, GFI=.935, AGFI=.902 であった。

モデル A と同様に、ADL に係る因子と疾病に係る因子の健康度自己評価に対する因果係数は、いずれも統計的に有意であった($p < .05$)。しかし、これまで一般高齢者を対象に得られた知見とは異なり、ADL に係る因子、疾病に係る因子、健康度自己評価、各々の変数の主観的幸福感に対する因果係数は、いずれも統計的に有意ではなく、主観的幸福感がこれらの変数の影響を受けていないということが明らかになった。また、決定係数も $R^2 = .079$ とかなり小さかった。

さらに、ADL に係る因子と疾病に係る因子が健康度自己評価を媒介して、主観的幸福感に影響を与える間接効果の値も低く、総合効果の値もそれほど高くはなかった(表5, 表6, 表7)。

IV. 考 察

本研究では、一般高齢者と同様に施設入居高

齢者においても、疾病の有無や ADL レベルが健康度自己評価と主観的幸福感に対して統計的に有意な影響を与えているかどうかを明らかにするとともに、「疾病や ADL は、健康度自己評価に影響を与え、その健康度自己評価を媒介変数として主観的幸福感に対して影響を与えている」という因果モデルを立て分析を行った。

共分散構造分析の結果、モデル A のように主観的幸福感に対して疾病や ADL からの直接的な影響を仮定しないモデルの場合、これまでの先行研究で得られている知見と同様に、養護老人ホーム入居者においても、健康度自己評価は統計的に有意に疾病や ADL の影響を受けているということや、健康度自己評価も主観的幸福感に対して統計的に有意な影響を与えているということが明らかになった。

しかし、モデル B のように、疾病や ADL が健康度自己評価と同時に主観的幸福感に対しても直接的な影響を与えていると仮定した場合には、疾病、ADL、健康度自己評価から主観的幸福感に対する因果係数は、いずれも統計的に有意ではなく、先に立てた因果モデルによって養護老人ホーム入居者の主観的幸福感を説明するには問題を残す結果となった。

このような結果が生じた理由として、主観的幸福感の関連要因である社会的変数を一切投入せずに健康関連指標のみで主観的幸福感の因果モデルの評価を行ったことをあげることができよう。そのため、モデルのデータに対する適合度は良好でも、因果分析として最終的な結果となる内性変数の変動を予測できないという致命的な結果を招いたと考えることができる。

従来、一般高齢者を対象とした研究では、主観的幸福感を規定する要因として、疾病や ADL、健康度自己評価の影響をあげてきた。しかし、養護老人ホーム入居者を対象とした本研究では、先行研究から得られた知見とは異なり、疾病や ADL、健康度自己評価のような健康に関する変数からのみ主観的幸福感を説明するのは困難であるということが明らかになった。これ

表5 直接効果

	ξ_1	ξ_2	η_1
η_1	.381	-.466	-
η_2	.115	-.141	.124

表6 間接効果

	ξ_1	ξ_2	η_1
η_1	-	-	-
η_2	.047	-.058	-

表7 総合効果

	ξ_1	ξ_2	η_1
η_1	.381	-.466	-
η_2	.162	-.199	.124

は、養護老人ホームに入居しているような高齢者の主観的幸福感については、健康に関連する変数に加え、他の要因との関係から説明していく必要があることを示唆している。特に、在宅ではなく、社会福祉施設という人為的かつ意図的に創出された空間で生活する施設入居高齢者の主観的幸福感について研究を行うには、一方で社会老年学の業績をふまえつつも、職員や入居者との人間関係や援助関係、生活環境としての施設生活の自由度、生活歴と社会的ニード等、社会福祉固有の問題との関係からの実証的な分析が重要であるといえよう。この点については今後の課題としたい。

最後に本調査にご協力いただいた入居者、施設職員の皆様に心より感謝を申し上げたい。

注

*1 その他、我が国の高齢者のモラールレベルに対して、統計的に有意な影響を与える要因として、調査や性差、分析モデルによる違いは見られるものの、「現住地の居住歴」⁷⁾、「小遣い銭の大きさや経済状態」⁸⁾¹⁰⁾、「配偶者の有無」⁸⁾等が明らかになっている。さらに、前田らが行ったPGCモラール・スケールを用いた初の全国規模の調査からは、「病気の有無」、「身体機能、social-supportについての満足感」、「他者への援助についての満足感」、「現在の経済状態の満足感」、「うつスケール得点」、「自尊感情スケール得点」、「社会的統合得点」の8変数が、モラールに対して統計的に有意な影響をもっている事や、確認的因子分析の結果から、日本とアメリカでは、PGCモラール・スケールの因子構造にやや違いがあることが示唆されている¹³⁾。

*2 ただし、本稿では、詳述しないが、モラールと健康度自己評価の関係は、研究者個々人の作業仮説に基づく分析モデルによって分かれており、健康度自己評価を主観的幸福感の要因として捉えた分析モデル¹⁵⁾¹⁶⁾、主観的幸福感を健康度自己評価の要因として捉えた分析モデル¹⁷⁾¹⁹⁾²⁰⁾の二つの捉え方がある。

*3 共分散構造分析の概要については、豊田²⁶⁾²⁷⁾等を

参照されたい。

*4 χ^2 値、 χ^2/df 比、RMR は値が小さいほどモデルのデータへの適合度がよいことを表し、 χ^2/df は3未満程度であることが適合度の高い妥当なモデルの条件とされている。また、GFI及びAGFIは、0~1までの範囲をとり、値が1に近いほど適合度が高いことを表す指標であり、GFIの値は.90~.95以上の値をとる必要がある²⁸⁾。

文 献

- 1) Lawton, M.P., The dimension of morale, In Kent, D.P., Kastenbaum, R. & Sherwood, S. (Eds.), Research Planning and Action for the Elderly: The Power and Potential of Social Science, Behavioral Publications, 1972.
- 2) Lawton, M.P., The Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: A revision, Journal of Gerontology, **30**, pp 85-89, 1975.
- 3) Neugarten, B.L., Havighurst, R.J. & Tobin, S.S., The measurement of life satisfaction, Journal of Gerontology, **16**, pp 134-143, 1961.
- 4) Liang, J. & Bollen, K.A., The structure of the Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: A reinterpretation, Journal of Gerontology, **38**, pp 181-189, 1983.
- 5) 古谷野亘, 柴田 博, 芳賀 博, 須山靖男 「生活満足度尺度の構造: 主観的幸福感の多次元性とその測定」, 『老年社会科学』**11**, pp 99-115, 1989.
- 6) 古谷野亘, 柴田 博, 芳賀 博, 須山靖男 「生活満足度尺度の構造: 因子構造の不変性」, 『老年社会科学』**12**, pp 102-116, 1990.
- 7) 前田大作, 浅野 仁, 谷口和江 「老人の主観的幸福感の研究: モラール・スケールによる測定の試み」, 『社会老年学』**11**, pp 15-31, 1979.
- 8) 谷口和江, 浅野 仁, 前田大作 「身体的活動レベルの高い男性高齢者のモラール」, 『社会老年学』**12**, pp 47-58, 1980.
- 9) 浅野 仁, 谷口和江 「老人ホーム入所者のモラールとその要因分析」, 『社会老年学』**14**, pp 36-48, 1981.
- 10) 谷口和江, 前田大作, 浅野 仁, 西下彰俊 「高齢者のモラールにみられる性差とその要因分析: 都市の在宅老人を対象にして」, 『社会老年学』**20**, pp 46-58, 1984.

- 11) 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』27, pp 3-13, 1988.
- 12) 古屋野亘 「モラルに対する社会的活動の影響: 活動理論と離脱理論の検証」, 『社会老年学』17, pp 36-49, 1983.
- 13) 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』30, pp 3-16, 1989.
- 14) Larson, R., Thirty years of reseach on the subjective well-being of older Americans. *Journal of Gerontology*, 33, pp 109-125, 1978.
- 15) 古谷野亘 「主観的幸福感の測定と要因分析: 尺度の選択が要因分析におよぼす影響について」, 『社会老年学』20, pp 59-64, 1984.
- 16) 古谷野亘 「団地老人におけるモラルと社会関係: 性と配偶者の有無の調節効果」, 『社会老年学』35, pp 3-9, 1992.
- 17) 芳賀 博, 七田恵子, 永井晴美, 須山靖雄, 竹野下訓子, 松崎俊久, 古屋野亘, 柴田 博 「健康度自己評価と社会・心理・身体的要因」, 『社会老年学』20, pp 15-23, 1984.
- 18) 石原 治, 内藤佳津男, 長嶋紀一 「健康度とモラル・満足度との関係」, 『社会老年学』30, pp 75-79, 1989.
- 19) 杉澤秀博 「高齢者における健康度自己評価の関連要因に関する研究: 質的・統計的解析に基づいて」, 『社会老年学』38, pp 13-24, 1993.
- 20) 杉澤秀博, Jersey Liang 「高齢者の健康度自己評価の変化に関連する要因: 3年間の追跡調査から」, 『老年社会科学』16, pp 37-44, 1994.
- 21) 潮谷有二 「高齢者の社会的ニードとクオリティ・オブ・ライフに関する一研究」, 『日本社会事業大学大学院社会福祉学研究科修士論文』, 1993.
- 22) 潮谷有二 「老人ホーム入所者の生きがいに関する研究: 主観的幸福感を中心として」, 『高齢者の生きがい・社会参加の考え方と課題』, pp 179-205, 日本社会事業大学, 1993.
- 23) 野口裕二 「被保護高齢者の主観的幸福感と健康感」, 『社会老年学』32, pp 3-11, 1991.
- 24) 『被保護高齢者世帯の処遇方策に関する調査報告書』, 日本社会事業大学・熊本県, 1991.
- 25) 藤田利治, 簗野脩一 「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』31, pp 43-51, 1990.
- 26) 竹内 啓 監修/豊田秀樹 著 『SASによる共分散構造分析』, 東京大学出版会, 1992.
- 27) 豊田秀樹, 前田忠彦, 柳井晴夫 著 『原因をさぐる統計学: 共分散構造分析入門』, 講談社, 1992.
- 28) 豊田秀樹, 豊田研究室 「大学生気質理解のための因果モデル構造の試み: 大学生の自立・物を大切にする心・孤独感」, 『応用社会学研究』39, pp 37-59, 1997.

(平成9年11月17日受付, 平成9年12月24日受理)