

企業従業員の健康度自己評価:心身症状 および健康指標との関連

目白大学人間社会学部心理 庄司 正実

【要 約】

この論文の目的は企業従業員に対する健康度自己評価の妥当性を検討することである。対象は男性企業従業員1508人であった。職場ストレッサーおよび性格特性5因子を統制した上で、健康度自己評価が身体症状や精神症状からどのように影響を受けるか調べた。これらの症状項目は、SDS, STAI, 身体症状尺度および追加うつ項目より得られたものである。構造方程式モデル(SEM)は、うつ、易刺激性、不安・緊張、快適さ、身体症状の5つの潜在変数が症状(潜在変数)に関連し、この症状が健康度自己評価を説明するというモデルを支持した。これらの5つの潜在変数のうち、うつが最も健康度自己評価に影響していた。このうつはおもに追加うつ項目より構成されていた。SDS項目は重回帰分析では健康度自己評価に有意に関連することが示されたものの、SEMにおいては重要とされなかった。また、健康度自己評価はいくつかの健康指標に関連し、健康行動を予測させる可能性が示唆された。

以上より、健康度自己評価は産業精神保健上有意義な変数であると考えられた。

キーワード：健康度自己評価、妥当性、産業精神保健、うつ、構造方程式モデル

健康調査において“あなたはどのくらい健康だと思いますか？”と聞く方法がある。これは健康度自己評価あるいは主観的健康感と呼ばれる。

健康度自己評価は、おもに高齢者を対象とした社会調査で用いられてきた。その理由として、社会調査では医学診察が不可能なこと(杉澤・杉澤, 1995), 高齢者では単に疾病があるかどうかだけではなく主観的な健康感が重要となってくること(Maddox, 1973), 高齢者では調査量が多いと実施が困難となるため簡便な健康指標が求められること(LaRue, 1979)などがあげられる。

健康度自己評価に対しては、尺度として単純すぎており客観的健康指標としてだけでなく主観的健康指標としても不十分である(Mossey & Shapiro, 1982)などの批判がある。そこで, Suchman, Philips, & Streib (1958)など1950年代後半以降健康度自己評価の妥当性研究が行われるようになった。杉澤・杉澤(1995)はそれまでの研究を展望し健康度自己評価の妥当性は

示されてきているとしている。最近では縦断的研究により生命予後を基準とした予測的妥当性もあるとされ(Idler, 1997), 疫学研究では健康度自己評価は重要な指標とされてきている(近藤, 2005)。しかしながら、わが国においてはまだ妥当性研究が少ない(杉澤・杉澤, 1995)。

健康度自己評価は高齢者を中心として社会調査ではしばしば用いられるが、成人男性を主体とする産業精神保健領域ではあまり用いられていない。現在わが国の企業において主観的な健康の指標として広く用いられるのはZung(1965)による自記式うつ尺度(SDS: Self-rating Depression Scale)である(山本博一・松本政信・ゲオブンチューオラワン・森岡郁晴・宮下和久・影山セツ子, 1997; 氏家睦夫・氏家浩三・立木道子・武田則昭・直島淳太・忠津佐和代・實成文彦・浅川富美雪, 1997; 宮田正和・田中由美・兒玉直樹・辻貞俊 1998など)。SDSはもともと臨床上の要請からうつを評価するために作成された尺度であるが、SDSは産業精神保健において個人のうつだけでなく集団健

康度の評価法としても有用とされている（川上, 1986）。

産業精神保健で SDS が用いられる理由としては以下のようない点が考えられる。第一に、現在の産業精神保健では気分障害（特にうつ病性障害）が最も重要なテーマであることである（吉村・中村, 2005；小嶋, 2005）。気分障害は、課題達成の低下、就労困難、長期休業、自殺などの主要な原因であり、従業員個人側からも経営側からもその予防・治療が重大な問題と考えられている。第二に、高齢者と異なり企業従業員では多少項目数が多くとも実施可能なことがある。SDS の尺度項目数は 20 項目であり、職場で集団実施する際に大きな困難はない。

しかし、産業精神保健においても前述の健康度自己評価を用いる利点もあると考えられる。まず、第一に健康度自己評価は項目数が少ない点がある。健康に関する要因を検討しようとした場合、各種質問項目や尺度をそれに応じて追加すると全体の質問項目が多くなりやすい。質問項目が多くなると回答者の負担が大きくなり、結果的に回答率低下にもつながる。また、職場の健診での簡便なチェック法として考えた場合、なるべく少ない項目で評価できることが望まれる。第二に健康度自己評価が簡便であるながら身体的健康・精神的健康を反映した総合的健康指標であるとされる点（Ware, 1986）である。SDS はうつに対する特異度が高いが、健康度全体の評価をしているわけではない。第三に、健康度自己評価は健康行動に関連するとされている点である（Maddox, 1962）。本人の健康度自己評価と同時に本人の受療行動が予測できることは健康心理学上重要である。

本研究では、産業精神保健における健康度自己評価尺度の妥当性について検討する。藤田・簗野（1990）は健康度自己評価は種々の要因の影響を受けるため修飾要因を検討した上で集団間の健康比較に用いるべきであるとしている。企業従業員は高齢者と健康状態が異なり、これまでの高齢者の健康度自己評価の結果をそのまま用いることはできない。

そこで、まず企業従業員がどのような精神病状あるいは身体症状をもとに自分の健康度を評価しているのかを調べる。これまで労働者を対

象として健康度自己評価がうつ尺度や不安尺度などうちのどの症状と関連しやすいのかはほとんど検討されていないので、この点を明らかにする。SDS は臨床診断の判別性を重視するので、感情としての抑うつ気分以外に意欲や不眠・食欲低下などの身体症状も含まれ、複数の下位因子から構成されている（原谷, 1987）。しかし、健康度自己評価がうつ尺度の中のどのような症状と特に関連しやすいのか分かっていない。

次に健康度自己評価が客観的な医学的健康関連指標や健康行動と、関連するかどうかを検討する。健康関連指標としては、現在の通院状況、服薬状況、職場健康診断結果、睡眠時間、通院必要性を取り上げる。

本研究では健康度自己評価を精神的健康感と身体的健康感に分けることにした。産業医学において問題とされるうつは本人からは身体的不調と判断されてしまうことが多い。身体的不健康と判断するか精神的不健康と判断するかによってその後の受療行動などの健康行動は異なると考えられる。また、職場のストレッサーおよび本人の性格が健康度自己評価に影響する可能性があるため、これらも考慮した上で分析を行なうこととする。

方法

調査手続き

2006 年夏に職場の健康調査として企業従業員に質問紙を配布し回収した。調査用紙には回答したくない場合は回答しなくてもよい旨を記載し、健康やストレスに関する問い合わせ先を記載した。また算出した個人結果を回答者に返送し個人の健康管理に役立てもらうようにした。以上のとおり倫理面に配慮して調査を実施した。

調査参加者

建設機械製造会社の従業員が対象である。女性回答者が 174 人と少なかったため男性のみ 1508 人を分析対象とした。年齢は 19 歳から 68 歳であり、平均年齢は 40.5 歳 ($SD = 10.8$) である。職種は、サービス 507 人 (34.0 %)、事務 432 人 (28.9 %)、営業 96 人 (26.5 %)、フロント 106 人 (7.1 %)、設計開発 52 人 (3.5 %) である。役職は部長相当職以上 107 人 (7.8 %)、課長相当職 195 人 (14.3 %)、技師・主任 374 人

(27.4 %), 一般職 689 人 (50.5 %) である。

質問紙の構成

健康度自己評価 健康度自己評価は精神的健康感と身体的健康感の 2 つに分けて尋ねた。身体的健康感について，“全般的にみて、普段に比べてからだの調子はどうか？”という質問に対し“悪い”，“やや悪い”，“普通”，“やや良い”，“良い”の 5 件法で回答してもらった。同様に、精神的健康感についても“全般的にみて、普段に比べて精神的な調子はどうか？”という質問に対して、5 件法で回答してもらった。いずれも得点が高いほど健康感が高くなる。

心身症状 うつ尺度 Zung (1965) による自己評価うつ尺度 (SDS) の日本語版 (福田・小林, 1973) を用いた。4 件法 20 項目である。得点が高いほどうつであること示す。

不安尺度 Spielberger (1970) による状態一特性不安検査 (STAI) の日本語版 (遠山, 1976) から状態不安尺度を用いた。4 件法 20 項目である。高得点ほど不安感が強い。

身体症状尺度：該当企業健康診断用の身体症状質問項目である。一般的な身体愁訴である、腹痛、頭痛、下痢、息切れ、めまい、発汗、吐気、肩こり・背部痛の 8 項目より構成されている。うつ尺度あるいは不安尺度に含まれる身体愁訴は含まないようにしてある。4 件法であり、得点が高いほど身体愁訴が多いとした。尺度の構造をみるために因子分析（主因子法、固有値 1）を実施したところ、1 因子のみが抽出された。寄与率は 35.2 % であった。 $\alpha = .71$ であり、信頼性は認められた。

追加うつ項目 対象者が企業従業員であるため，“仕事の意欲が出ない”などうつに関連する 13 項目を追加うつ項目として加えた。4 件法であり、高得点ほど各症状が強いとする。

性格特性 5 因子尺度 柏木 (1999) は性格特性 5 因子論の 50 項目版を因子分析している。今回はこの結果をもとに各下位尺度の因子負荷量上位 4 項目を採用した。全項目数は 20 項目であり、回答は 7 件法である。20 項目版にしたため新たに因子分析（最尤法、プロマックス回転、固有値 1）を行ない因子構造を確認した。結果を Table 1 に示す。各項目はもともとの因子に分類され因子構造に問題がないことが示さ

れたが、一部別の因子への負荷量が大きい項目があった。

職場ストレッサーの強さ 質問紙では職場ストレッサーについて 9 項目の評価をした。本研究ではストレッサー強度の評価のみ使用する。最近の職場ストレッサーをあげてもらいその程度を“あまりストレスではなかった”から“非常にストレスであった”までの 4 段階で評価してもらった。得点が高いほどストレス感が高くなる。

健康関連指標 現在の健康に関する指標として、i 現在の通院状況、ii 服薬の有無、iii 健康診断結果、iv 睡眠時間、v 通院必要性について尋ねた。通院状況は現在通院しているか否かの 2 件法、服薬は現在何らかの服薬をしているか否かの 2 件法、健診結果は直近の職場健康診断で異常・問題点を指摘されているか否かの 2 件法、実際の睡眠時間は“5 時間以下”，“5 時間から 7 時間”，“7 時間以上”的 3 件法、通院必要性は現在の心身の調子に対して病院に行った方が良いと思うかどうかを“絶対行った方が良い”1 点から“行く必要はない”5 点までの 5 件法、で回答してもらった。

結果

健康度自己評価と精神症状・身体症状との関連

健康度自己評価と他尺度の相関および得点 Table 2 に身体的健康感、精神的健康感、SDS、STAI、身体症状尺度、5 因子性格尺度の平均得点および相関を示した。

身体的健康感および精神的健康感の平均得点はそれぞれ 2.96 ($SD = .83$)、2.90 ($SD = .87$) であった。健康状態が“悪い”と回答した者が身体的健康感・精神的健康感それぞれ 34 人 (2.3%)、65 人 (4.3%) いた。“やや悪い”とした者はそれぞれ 330 人 (21.9%)、343 人 (22.7%) であった。

身体的健康感および精神的健康感は、SDS・STAI・身体症状尺度・5 因子性格尺度と有意な相関 ($p < .01$) を示していた。身体的健康感と精神的健康感の間の相関係数は .69 ($p < .01$) であった。

重回帰分析による健康度自己評価と個別症状の関連 健康度自己評価に影響する個別の症状

Table 1 性格特性5因子尺度20項目の因子分析

		I	II	III	IV	V
BIG5_11	悩みがち	.84				
BIG5_6	心配症	.84				
BIG5_1	不安になりやすい	.76				
BIG5_16	神経質な	.71				
BIG5_9	温和な		.81			
BIG5_4	やさしい		.79			
BIG5_19	人の良い		.74			
BIG5_14	友好的な		.61		.34	
BIG5_15	いい加減なR			.93		
BIG5_10	無責任なR			.74		
BIG5_20	怠惰なR			.64		
BIG5_5	勤勉な			.31		
BIG5_18	頭の回転の早い				.79	
BIG5_8	能率の良い				.75	
BIG5_3	美的感覚の鋭い				.45	
BIG5_13	独立した				.44	
BIG5_2	活動的な				.73	
BIG5_7	積極的な				.67	
BIG5_17	内気なR				.66	
BIG5_12	控えめなR		-.35		.60	
α 係数		.86	.81	.77	.68	.77
因子間相関						
I 神経質		I	II	III	IV	V
II 協調性			.09			
III 勤勉性			-.21	.33		
IV 開放性			-.08	.45	.41	
V 外向性			-.37	.23	.33	.52

分析条件：最尤法、プロマックス回転、固有値1

Rは逆転項目を示す

Table 2 健康感と症状尺度・性格特性5因子尺度の相関係数および平均点

		相関			
		身体健康感	精神健康感	平均点	SD
身体健康感		1.00	.69	2.96	.83
精神健康感		.69	1.00	2.90	.87
症状尺度	SDS	-.43 **	-.57 **	41.63	7.50
	STAI	-.43 **	-.59 **	44.80	9.09
	身体症状	-.42 **	-.39 **	11.60	2.95
性格特性5因子尺度	神経質	-.23 **	-.39 **	16.92	4.64
	外向性	.13 **	.23 **	16.64	3.64
	開放性	.08 **	.15 **	16.32	3.30
	強調性	.13 **	.16 **	19.25	3.38
	勤勉性	.15 **	.16 **	18.32	3.60

** : $p < .01$

を検討するために身体的健康感および精神的健康感を従属変数として重回帰分析を行なった(Table 3)。

独立変数は、SDS, STAI, 身体尺度および追加うつ項目の全変数 61 項目を用いた。独立変数が多いためステップワイズ法を用い、健康度自己評価に関連する上位の項目を抽出することとした。投入F基準は .01, 除去F基準は .05 である。以下において SDS・STAI・身体症状尺度・追加うつ項目の尺度項目番号にはそれぞれ SDS・STAI・SOM・X の接頭語をつけて示してある。

身体的健康感を従属変数とした場合、SDS10：疲労感 ($\beta = -.15$), STAI19：うれしい気分 ($\beta = -.14$), X10：心氣的 ($\beta = -.13$), SOM8：肩こり ($\beta = -.11$), SDS18：充実感 ($\beta = -.10$), STAI1：落ち着き ($\beta = -.10$), SOM5：めまい感 ($\beta = -.09$), SOM1：腹痛 ($\beta = -.09$), SOM4：息切れ ($\beta = -.10$) の 9 変数が有意に関連する変数として投入された。 $R^2 = .30$ であり、説明率はやや低い。抽出された独立変数には SDS および STAI の項目がそれ

ぞれ 2 項目含まれている。一方身体尺度由来の項目は 4 つである。SDS 由来の症状項目はうつに伴う身体症状を表現したものである。また、STAI 由来の項目は不安よりもうつとの関連が示唆されるような症状である。

以上より、身体的健康感に影響する症状が身体症状であるか精神症状であるのかは不明瞭であった。さらに精神症状のうちうつと不安のいずれが影響しやすいかも分かりにくかった。

精神的健康感を従属変数として分析したところ、SDS1 : 抑うつ気分 ($\beta = -.20$), X12 : 不機嫌 ($\beta = -.14$), SDS10 : 疲労感 ($\beta = -.12$), STAI19 : 嬉しい気分 ($\beta = -.10$), SDS18 : 落ち着きのなさ ($\beta = -.10$), STAI20 : 快適さ ($\beta = -.10$), STAI6 : 気が転倒 ($\beta = -.09$), STAI17 : 悩みがあること ($\beta = -.09$), SDS14 : 将来への希望 ($\beta = -.07$), SOM1 : 腹痛 ($\beta = -.07$) の 10 変数が最終的に投入された。 $R^2 = .44$ であり身体的健康感を従属変数とした時よりも説明率は高かった。

精神的健康感は SDS および STAI 主体で説明されており、身体的健康感の場合よりは比較的

Table 3 精神健康感および身体健康感を従属変数、
症状項目を独立変数とした重回帰分析(ステップワイズ法)

従属変数	独立変数	β	t
精神健康感 $R^2 = .44$	SDS1 気分が沈んでゆううつである	-.20	7.06 **
	X12 このごろ不機嫌である	-.14	5.62 **
	SDS10 なんとなく疲れる	-.12	4.63 **
	STAI19 何かうれしい気分だ	-.10	3.39 **
	SDS18 毎日の生活は充実している	-.10	3.62 **
	STAI20 快適な気分である	-.10	3.06 **
	STAI6 満ち足りている	-.09	4.03 **
	STAI17 心の悩みがある	-.09	3.51 **
	SDS14 将来に希望がある	-.07	2.87 **
	SOM1 腹痛, お腹が重苦しい	-.07	3.04 **
身体健康感 $R^2 = .30$	SDS10 なんとなく疲れる	-.15	5.45 **
	STAI19 何かうれしい気分だ	-.14	5.50 **
	X10 常に体の具合いが気になる	-.13	5.25 **
	SOM8 肩凝り, 背部痛	-.11	4.22 **
	SDS18 每日の生活は充実している	-.10	3.49 **
	STAI1 気持ちが落ち着いている	-.10	3.40 **
	SOM5 めまい	-.09	3.43 **
	SOM1 腹痛, お腹が重苦しい	-.09	3.55 **
	SOM4 息切れ	-.08	3.00 **

** : $p < .01$

解釈しやすい。しかし身体的健康感の時と同様に精神症状のうちうつと不安のいずれが影響しやすいかが分かりにくい。

なお61全項目を強制投入した場合には身体的健康感および精神的健康感に対する重相関係数はそれぞれ $R^2 = .34$ および $R^2 = .47$ であった。

心身症状項目の再構成 SDSおよびSTAIは精神症状と身体症状いずれも含んでおり因子的には複雑である。したがって、精神症状および身体症状がどのように健康度自己評価の判断に用いられるかを検討する場合尺度合計点をそのまま用いるのは不適切である。さらに、上記の重回帰分析結果では、精神的健康感および身体的健康感に関連する症状が全体にどのようなも

のであるかが分かり難い。そこで、症状項目全体を因子分析しなおし、症状の下位分類を再構成して健康度自己評価との関連をみるとした。

まず、因子分析に先立ち得点分布の偏りの大きい項目として、平均点1.3点以下の11項目を除いた。また、項目間相関が.7以上であったSTAI1とSTAI2は内容的に類似しているためSTAI2も因子分析から削除することとした。除かれた12項目は、身体尺度2項目、SDS5項目、STAI3項目、追加うつ2項目であった。

次に症状項目61項目から上記12項目を除いた49項目で第1回目の因子分析を行った。分析条件は、因子抽出は最尤法、因子抽出基準は固有値1、回転はプロマックス法とした。第1

Table 4 心身症状20項目の因子分析

項目番号		I	II	III	IV	V
STAI20	快適な気分である	.94				
STAI19	何かうれしい気分だ	.80				
STAI16	満ち足りている	.71				
STAI10	居心地のよい感じがある	.66				
X5	何事にも自信が持てない		.78			
X1	仕事をする意欲が出ない		.75			
X3	気が滅入って毎日が楽しくない		.73			
X2	自分が不幸だと感じる		.62			
X12	このごろ不機嫌である			.89		
X11	些細な事に怒ったりすることがある			.76		
X13	人の言動が気に触る			.60		
SDS15	このごろイライラする			.53		
STAI3	緊張している				.83	
STAI14	ピリピリと気持ちが張りつめている				.71	
STAI9	何か不安な感じだ			.27	.55	
STAI7	何か悪いことが起こりはしないかと心配だ			.29	.53	
SOM8	肩凝り、背部痛					.70
SDS10	なんとなく疲れる					.55
SOM2	頭痛、頭重					.50
SOM1	腹痛、お腹が重苦しい					.39
	α 係数	.85	.82	.81	.78	.64
因子相関		I	II	III	IV	V
I.快適						
II.抑うつ			.50			
III.易刺激性			.36	.67		
IV.不安・緊張			.35	.65	.66	
V.身体症状			.37	.51	.57	.56

回転前の5因子による説明率：63.1%

分析条件：最尤法、プロマックス回転、固有値1

回の因子分析では9因子が抽出されたが、他の因子に因子負荷量.3以上の項目を省いた上で各因子に4つ以上の尺度項目が含まれる5因子を採用することとした。

これは引き続き行なう構造方程式モデル(SEM)においては各潜在変数に対して4つの観測変数を設定することにしたためである。SEMでは潜在変数に対する観測値が多すぎると誤差が大きくなり全体の説明力が低下する。また観測値が少なすぎると解が不安定になるため各潜在変数に対する観測値は4つ以上が望ましいとされる(狩野・三浦, 2002)。

5因子の因子負荷量上位4項目の計20項目で第2回因子分析を行った。分析条件は第1回因子分析と同じである。結果をTable 4に示した。含まれる項目の内容から、5つの因子はそれぞれ、“快適さ”($\alpha = .85$)，“抑うつ”($\alpha = .82$)，“易刺激性”($\alpha = .81$)，“不安・緊張”($\alpha = .78$)，“身体症状”($\alpha = .64$)を表していると考えられた。“快適さ”は尺度が逆転されており、得点が高いほど快適ではないことを表している。

“快適さ”因子および“不安・緊張”因子はSTAI由来の4項目，“抑うつ”因子は追加うつ症状4項目，“易刺激性”は追加うつ症状3項目とSDS1項目からなっている。もとのうつ尺度が“抑うつ”と“易刺激性”，不安尺度が“不安・緊張”と“快適さ”に分かれている。“身体症状”は身体尺度由来の3項目およびSDS1項目からなっている。このSDS1項目は疲労感でありうつよりもむしろ身体症状として評価されても了解できる項目である。

回転前の5因子による説明率は63.1%で、5因子の因子間相関は.35から.67であった。

構造方程式モデルによる健康度自己評価に対する心身症状の影響の検討 健康度自己評価に対する心身症状の影響を構造方程式モデルにより検討した。

前記因子分析による5症状尺度が心身症状を構成し、これが精神的健康感と身体的健康感によって構成される健康度自己評価に影響するというモデルを仮定した。また、従来心身症状は性格あるいは職場ストレッサーから影響を受けるとされており、これらの影響を極力取り除く

ために症状に性格あるいは職場ストレッサーが影響するというモデルを想定した。

Figure 1に分析結果を示した。症状である観測変数のうち同一潜在変数内指標であり共分散の大きかったSTAI19とSTAI20およびSTAI3とSTAI14間に共分散を設定した。適合度の指標はRMSEA=.06, GFI=.90, AGFI=.88, CFI=.89, CMIN / DF = 5.26であった。CMIN / Dが5以上である点を除けば、他の適合度指標はおおむねモデルの適合性を示している。

潜在変数である“症状”から健康感への係数は-.66であった。“症状”とともに関連が強い心身症状は抑うつ(.86)であり、以下、不安・緊張(.79), 易刺激性(.78), 身体症状(.72), 快適(.58)の順であった。また潜在変数の“症状”はストレスおよび性格からも有意に影響を受けていた(標準化係数はそれぞれ.49および.56)。このモデルによって潜在変数である“症状”および“健康感”はそれぞれ55%および44%説明されていた。

比較のために従来のSDS, STAI, 身体症状尺度それぞれの尺度合計点を用いて同様のSEMをおこなった。適合度指標はRMSEA=.12, GFI=.90, AGFI=.83, CFI=.85, CMIN / DF = 17.10であり、前記のモデルより適合度が低く、RMSEAおよびCMIN / DFからはモデルとして採用しにくいことが示された。

健康度自己評価と健康指標との関連

健康度自己評価が健康関係指標と関連するかどうかを検討した。

指標のうち通院必要性は現在の健康度自己評価の結果と考えられる。一方現在の通院有無、健康診断結果、服薬の有無および睡眠時間は健康度自己評価以前の事実であるため健康度自己評価に影響する要因である。

現在の通院有無は、通院中349人(24.2%), 現在通院していない者1091人(75.8%)であった。身体的健康感の平均点はそれぞれ2.83, 3.01であり、通院者で身体的健康感が低かった($t = 3.44, p < .01$)。精神的健康感はそれぞれ2.90および2.91であり、両群間に差は認められなかった。

健康診断結果で有所見者741人(50.1%)と

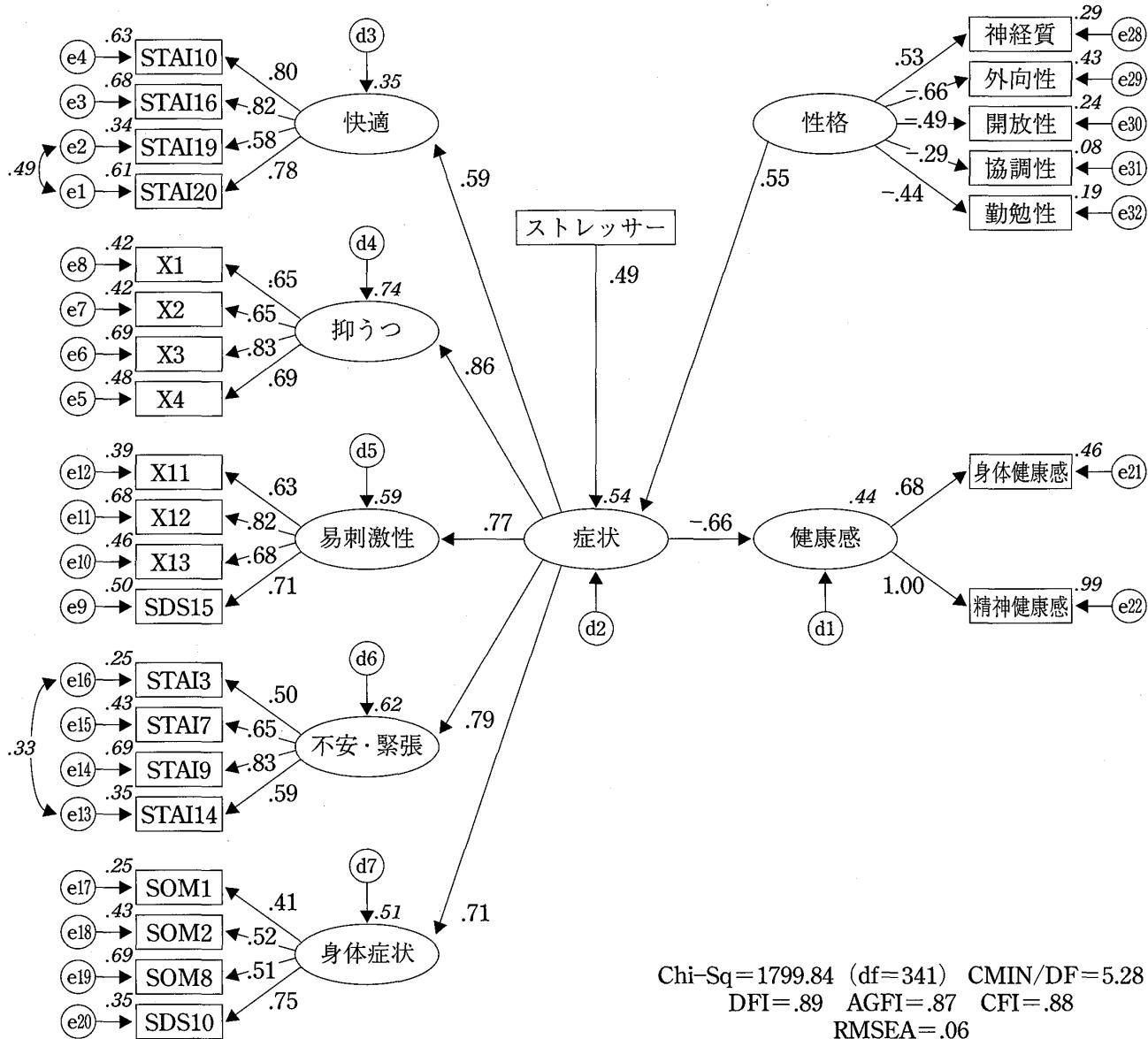
無所見者 739 人 (49.9 %) の身体的健康感はそれぞれ 2.83 および 3.09 ($t = 6.16, p < .01$)、精神的健康感は 2.82 および 2.98 ($t = 3.65, p < .01$) であり、有所見者において身体的健康感および精神的健康感いずれも低かった。

服薬の有無では、身体的健康感はそれぞれ 2.88 および 3.06 ($t = 4.07, p < .01$)、精神的健康感は 2.86 および 2.95 ($t = 2.11, p < .05$) であり、服薬者で健康感が低かった。

睡眠時間は 5 時間以下 134 人 (8.9 %)、5 時間から 7 時間 1238 人 (82.1 %)、7 時間以上 135 人 (9.0 %) であり、3 群間の分散分析で身体的健康感および精神的健康感に差が認められた ($F (2, 1498) = 5.08, p < .01$; $F (2, 1495) =$

7.07, $p < .01$)。Tukey 法による多重比較で 7 時間以上睡眠をとっている者は、5 時間以下の者および 5 時間から 7 時間の者より身体的健康感 ($t = 2.93, p < .01$; $t = 2.89, p < .05$) および精神的健康感 ($t = 3.75, p < .01$; $t = 2.76, p < .05$) いずれも高かった。

通院必要性と身体的健康感・精神的健康感の相関はそれぞれ .41 ($p < .01$) および .36 ($p < .01$) であり、健康感の低い人ほど現在の調子に対して通院の必要があると答えていた。客観的指標である通院有無、健康診断結果、服薬有無、睡眠時間を統制した上で、通院必要性と身体的健康感および精神的健康感の相関をみたところそれぞれ .39 ($p < .01$) および .35 ($p < .01$) であり



やはり有意な関連を示した。

考察

本研究結果は、企業従業員の健康度自己評価（健康感）は心身症状から大きく影響を受け、客観的健康関連指標とも関連し、さらに治療必要性の意識とも関連することを示している。したがって、健康度自己評価は、企業従業員の集団の健康指標として有効と思われる。

健康度自己評価と精神症状・身体症状との関連

自己評価の得点分布および既存他尺度との関連 健康感の平均点は、精神的健康感および身体的健康感ともほぼ3点であり健康状態はだいたい普通と評価されていた。豊川・三好・宮野・鈴木・須山・井上・井上・小林（2006）の金融保険系企業従業員調査では健康度自己評価をやや良いと回答した者が70%であり、本研究結果とは大きく異なる。これは対象者の相違のためと思われる。今回健康状態を悪いと評価した者は2%から4%であり、健康診断での有所見率50%と比べかなり低い値である。これは自分の健康状態を悪いとは評価しなかった者の中にも有所見者が多いことを示しており。彼らの中に疾患レベルの状態である者もかなり含まれることが示唆される。

今回、従来のSDS、STAI、身体症状尺度の各尺度は精神的健康および身体的健康感と有意に相關していた。このことは従来の高齢者や入院患者を対象とした報告とも一致している（黒田・隅田、2002；荒木ら、2005）

構造方程式モデルによる健康度自己評価に対する心身症状の影響 健康感とSDSあるいはSTAIなど既存の症状尺度の単相関係数は.4から.6ほどであり小さいものではない。しかし、この既存の尺度合計点で健康度自己評価を説明するという構造方程式モデルは十分な適合性を示していなかった。この理由は、うつや不安は重要な症状であるが、合計点尺度のため誤差が大きく含まれ希薄化が生じたため（飯塚、2003）と考えられる。一方、症状を再構成したモデルでは希薄化がなく適合度も満足できるものとなったと考えられる。

再構成された症状によるモデルでは、健康感にもっとも関連する症状は抑うつであり、以下

不安・緊張、易刺激性との関連が強かった。この抑うつの項目内容はおもに抑うつ気分と意欲低下である。身体症状の影響はやや小さかった。Ware, Davies-Avery, & Brook (1980)によれば、健康度自己評価は精神的健康よりも身体的健康に関連が強いという。杉澤（1993）も高齢者の研究において精神的健康指標よりも身体的健康指標の方が健康度自己評価に関連するとしている。これらの研究では高齢者が対象であったのに対し、本研究では中高年男性が対象であるため身体健康的影響が相対的に小さくなつたことが考えられる。また、本研究は産業精神保健の立場で調査したため身体症状項目よりも精神症状項目が多く、精神症状の影響が大きくなった可能性もある。

想定したとおり症状は性格や職場ストレッサーの影響を受けていた。今回は一般的性格尺度である性格特性5因子尺度を用いたが、この尺度はまだ精神保健分野ではあまり用いられていない。他の性格尺度による検討も今後必要である。

因子分析による心身症状の再構成 因子分析による心身症状の再構成の結果では、今回新たに追加したうつ項目は13項目中7項目が因子分析後の項目として残っていた。また、“快適さ”と命名された因子はSTAI由来の項目よりなっているものの因子相関からみると“不安・緊張”よりも“抑うつ”と相関が高く、因子的にはうつと関連が強いと思われる。因子分析の結果SDS項目は2項目しか採用されなかつたが、うつに関連する項目が再構成された症状群に多く含まれていると考えられる。

従来よく用いられるうつ尺度SDSの項目があまり採用されなかつた理由としては、まず項目分析で回答の偏りが大きい項目が多かつたことがある。SDSは臨床診断上必要な項目で構成されているため一般成人では応答率が低い項目が多く含まれている。また、因子分析でSDS尺度項目は他の症状項目と比べ因子的に曖昧な傾向を示した。さらに今回因子の明確さを重視したため採用する項目数を少なく設定した。以上より臨床的に重要なSDS項目がかなり脱落したと思われる。

重回帰分析による健康度自己評価と個別症状

の関連 重回帰分析の結果は、精神的健康感および身体的健康感に対して SDS の項目がそれぞれ 10 項目中 4 項目と 9 項目中 2 項目が影響する症状項目として抽出された。これらのことから、因子分析および構造方程式モデルによる結果では SDS 項目からの影響はあまり大きくなかったが、SDS の個々の項目そのものは臨床的には重要であることが示唆される。特に “SDS：10 疲労感” は精神的健康感および身体的健康感いずれにも大きく寄与しており重要な症状と思われる。また “SDS1：抑うつ気分” も精神的健康感への標準回帰係数 (β) が $- .20$ と大きく重要な症状である。

精神的健康感は、精神症状のうち SDS よりも STAI との関連が強かった。産業精神保健では不安よりもうつが調査尺度として用いられることが多いが、自分自身に対する健康感の観点からみれば不安評価も必要と考えられる。

健康度自己評価と健康指標

豊川他（2006）は男性企業従業員では現在の治療と健康度自己評価が関連していることを示している。本研究でも健康度自己評価は客観的医学指標である各種健康指標とほぼ予想した方向に関連していた。さらに今回現在の通院の有無・服薬・健康診断結果・睡眠時間などを統制した上でも健康度自己評価は通院必要性と関連していた。このことより、健康度自己評価の低い者は、現在治療を受けていたり不健康を指摘されてたりしなくとも心身症状があり治療の必要性を感じていると考えられる。Maddox (1962) は客観的な医学的健康評価よりも主観的健康評価が病者役割に関連することを指摘しており、健康度自己評価は医療行動上重要な尺度である。

ただし今回疾患や健康診断結果の重症度などは検討していないので、それらの点を考慮するとまた結果が異なることも考えられる。実際にには医学的指標の重症度により受療行動は異なると予想される。それでも全体的にみれば健康度自己評価は健康行動上有用な指標であると思われる。

今後の課題

健康度自己評価において測定される健康は回答者の健康概念あるいは健康感に依存してい

る。一般には社会適応なども健康概念に含まれるが、本研究では身体的健康状態・精神的健康状態として健康度自己評価をしてもらっているので、社会適応などは含まれない。健康度自己評価に社会適応なども含めるべきか今後検討が必要であろう。

また、今回一企業を対象としたが、企業業種や職種により健康状態は異なると考えられるので、より多くの対象者を調査していくことが必要である。

本研究は横断的調査であったが、縦断的調査により健康度自己評価が症状・ストレッサー・性格などからどのように影響されるのかさらに検討する必要がある。健康度自己評価が特性的にある程度一貫するのか、あるいは状況的に大きく変動するのか分かっていない。

Maddox (1962) は健康度自己評価の高い者は病者役割を拒否する可能性が高いためその要因を分析することは臨床的に意味があるとしている。今回は健康度自己評価に関連する要因として、心身症状、性格、健康関連指標などを取り上げた。実際にはさらに多くの要因が健康の説明変数となると考えられ、関連要因をもっと検討する必要がある。ただし、健康度と関連要因のいずれも主観的自己評価にした場合、両者の関連が過大評価される可能性が指摘されており (Borg, Kristensen, & Burr, 2000)，この点については注意が必要である。

引用文献

- 荒木真壽美・米澤弘恵・石津みゑ子・長谷川智子・上木礼子・上原佳子・島崎直子・三浦愛 (2005). 入院患者の不安と環境認知との関連 日本書護医療学会雑誌, 7, 57-66.
- Borg, V., Kristensen, T.S., & Burr, H. (2000). Work environment and changes in self-rated health: a five year follow-up study. *Stress Medicine* 2000, 16. 37-47.
- 藤田利治・旗野脩一 (1990). 地域老人の健康自己評価の関連要因とその後 2 年間の死亡 社会老年学, 34, 105-121.
- 福田一彦・小林重雄 (1973). 自己評価式抑うつ尺度の研究 精神神経学雑誌, 75, 673-679.

- 原谷隆史 (1987). Zung 自己評価式抑うつ尺度 (SDS) の因子構造 日本公衆衛生学雑誌, 42, 346.
- Idler, E.L. & Benyamin, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38, 21–37.
- 飯塚久哲 (2003). 測定誤差の問題 豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 [疑問編] 朝倉書店 pp87–89.
- 狩野裕・三浦麻子 (2002). 構造方程式モデリングは因子分析、分散分析、パス解析のすべてにとって代わるのか? 行動計量学, 29, 138–159.
- 柏木繁男 (1999). 性格特性 5 因子論 (FFM)による東大式エゴグラム (TFG) の評価 心理学研究, 69, 468–477.
- 川上憲 (1986). 職場における自己評価式抑うつ尺度妥当性について 産業医学, 28, 360–361.
- 近藤克則 (2005). 健康格差社会—何が心と健康を蝕むのか— 医学書院
- 小嶋秀幹 (2005). 職場におけるメンタルヘルス活動の実際—職場におけるうつ病とその対応精神科, 7, 525–528.
- 黒田研二・隅田好美 (2002). 高齢者における日常生活自立度低下の予防に関する研究 (第 2 報) 抑うつに関連する要因 厚生の指標, 49 (8), 14–19.
- LaRue, A. (1979). Health of old age: how to physicians' ratings and self-rating compare? *Journal of Gerontology*, 34, 687–691.
- Maddox, G.L. (1962). Some correlates of differences in self-assessment of health status among elderly. *Journal of Gerontology*, 17, 180–185.
- Maddox, G.L., Douglass, E.B. (1973). Self-assessment of health: a longitudinal study of elderly subjects. *Journal of Health and Social Behavior*, 1973, 14, 87–93.
- 宮田正和・田中由美・兒玉直樹・辻貞俊 (1998). 産業ストレスの心身症・精神疾患に及ぼす心理的影響 産業ストレス研究, 6, 67.
- Mossey, J.M. & Shapiro, E. (1982). Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly. *American Journal of Public Health*, 72, 800–808.
- 中里克治 (1982). 新しい不安尺度 STAI 日本語版の作成 心身医, 22, 108–112.
- 二宮ルリ子・小泉直子・師富三千江・藤田大輔 (1998) 震災復興建設企業労働者の SDS による 2 年間の観察 産業衛生学雑誌 40, 57.
- Suchman, E.A., Philips, B.S., & Streib, G.F. (1958). An analysis of the validity of health questionnaires. *Social Forces*, 36, 223–232.
- 杉澤秀博 (1993). 高齢者における健康度自己評価に関する要因に関する研究—質的・統計的解析に基づいて— 老年社会学, 38, 13–24.
- 杉澤秀博・杉澤あつ子 (1995). 健康度自己評価に関する研究の展開 日本公衆衛生雑誌, 42, 366–378
- Tessler, R. & Mechanic, D. (1978). Psychological distress and perceived health states. *Journal of Health and Social Behavior*, 19, 254–262.
- 豊川智之・三好裕司・宮野幸恵・鈴木寿子・須山靖男・井上まり子・井上和男・小林康毅 (2006). 主観的健康感とストレスの関連について—MYヘルスマップ研究から— 厚生の指標 53 (10), 1–6.
- 遠山尚孝 (1976). 特性尺度 (STAI) に関する研究 日本心理学会第 40 回大会発表論文集 891–892, 1976
- 氏家睦夫・氏家浩三・立本道子・武田則昭・直島淳太・忠津佐和代・實成文彦・浅川富美雪 (1997). 某事業者におけるストレス関連事象と健康指標等に関する検討 産業衛生学雑誌, 37, 48–49.
- Ware, J.E., Davies-Avery, A, Brook, R.H. (1980). Conceptualization and measurement of health insurance study: Vol, Analysis of relationships among health status measures, Rand Corporations.
- Ware, J.E. (1986). The assessment of health status. Aiken, L.H., Mechanic, D. (eds). Applications of social science to clinical medicine and social policy. pp204–228. Rutgers University Press.
- 山本博一・松本政信・ゲーオブンチューオラワ

- ン・森岡郁晴・宮下和久・影山セツ子 (1997).
労働者におけるストレス症状—Zung の自己
評価式抑うつ尺度を用いて— 産業衛生学雑
誌, 39, 97-98.
- 吉村玲児・中村純 (2005). うつ病と産業保健
精神科 6, 573-577.
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression
scale. Archives of General Psychiatry, 12, 63-
70.

Self-rated health in industry employees : relationship to psychosomatic symptoms and health indexes

Masami Shoji Mejiro University, Faculty of Human and Social Sciences

Mejiro journal of Psychology.2007 vol.3

Abstract

The purpose of this article is to examine the validity of self-rated health in company employees.

Participants were 1508 male industry employees. The author investigated how self-rated health was influenced from somatic and psychiatric symptoms, controlling occupational stressors and Five Factor Personality Model(FFM). These symptom items were provided from SDS, STAI, original somatic scale, and additional depression items. Structure equation model(SEM) supported the model that five latent variables -depression, irritability, anxiety-tension, comfort, somatic symptoms- were related to symptom (latent variable) and it explained self-rated health. Among these five latent variables, depression influenced self-rated health most. The depression consisted of additional depression items mainly. The items of SDS were related to self-rated health in multiple regression analysis significantly, but were not important for self-rated health in SEM analysis. Self-rated health was related to some health indexes, and it was suggested that it predicted health behavior.

The present findings suggest that self-rated health was important variable in industrial mental health.

Key words : self-rated health, validity, industrial mental health, depression, structural equation model