精神薄弱者更生施設職員におけるバーンアウトモデル

佐藤 秀紀* 中嶋 和夫*

A Causal Model Concerning Burn Out of Staff at Institutions
for the Mentally Retarded

Hideki SATO* and Kazuo NAKAJIMA*

A path analysis model of burn out is proposed and applied to data from survey with the staff of institutions for mentally retarded people. The subjects of the survey were 596 staff who were directly responsible for the care of mentally retarded people at 32 institutions (both inpatient and outpatient institutions) for the mentally retarded in Hokkaido which had been in operation for more than 3 years. The items surveyed were general attributes of the subjects (sex, age, marital status), working conditions (number of days on duty per month, number of general and special bathing duties per week), burn out, coping, and stress. The results of analysis were as follows: 1) The age of the subject which is both a general attribute as well as a stressor, the number of days on duty per month, and the number of special bathing duties per week affected the positive and negative stress which are secondary factors, 2) The secondary factors determined the ways of coping in terms of problem solving, emotional adjustment and avoidance (problem-focused forms of coping, emotional-focused forms of coping, avoidance coping), 3) These ways of coping determined burn out, and 4) Positive and negative stress, which are secondary factors, strongly determined burn out. The importance of investigating direct and indirect effects of variables via path analysis is discussed.

Key words: burn out, staff, institution, mentally retarded

バーンアウト, 職員, 施設, 精神発達遅滞

I 緒 言

バーンアウトは, その発現率がヒューマンケア
関連職員, 特に看護婦(Pines と Maslach, 1978;
松野, 1987a; 山本ら, 1987; 松田, 1988; 舩森ら,
1988; 南, 1988; 稲岡ら, 1982; 稲岡ら, 1984;
川野, 1992) や保健婦(松野, 1987b), 福祉施設

関連職員(窪田, 1993)等において高いことが報
告され, その現象分析と対策の検討が急務とされ
ている(近澤, 1988). バーンアウトの関連要因に
関する従来の研究には, 要因を個別に検討したも
の(Constable ら, 1986, Maslach と Pines, 1977;
椎谷ら, 1990, 1991) は見られるものの, 要因間
の因果関係を特定の理論モデルに従って検討した

*北海道医療大学 *Health Sciences University of Hokkaido

業積はほとんど見当たらない。このことはバーンアウトの発生や発生後の問題にどのように対処すべきかといったことについて検討できる資料がいまだ不十分なことを示唆するものである。

本研究は、バーンアウトに関する因果関係モデルを精神薄弱者更生施設職員に適用し、パス解析を用いて彼らのバーンアウトに関連する要因を明らかにすることを目的とした。

II 方 法

調査対象は設置されて3年以上が経過している北海道の精神薄弱者更生施設（入所及び通所）32施設の直接処遇職員596名とした。調査項目は1) 対象の属性（性、年齢、婚姻の有無）、2) 勤務状況（1カ月の当直日数、1週間当たりの一般浴及び特浴の回数）、3) バーンアウト、4) コーピング、5) ストレスとした。バーンアウトはPinesらが開発した7件法による「バーンアウト測定法」（Pines, 1981）を、またコーピングは宗像ら（1991）が作成した2件法による「対処のチェックリスト」を、さらにストレスに関してはMackayが開発した4件法による「ストレス測定尺度」（Mackay, 1978）を使用して測定した。バーンアウトの程度は、Pinesら（1981）の基準である「バーンアウト・総合スコア」を用いて評価した。

ストレスに関しては、「ストレス測定尺度」の得点化方法が呈示されていないことから、まず第一に、ストレス測定尺度30項目について、直交モデルの基準バリマックス回転法主因子分析法を用いて因子の抽出を試みた。主因子法の適用に当たっては、SMC（重相関係数の自乗）を用いた。得られた因子の内的整合性は、Cronbachの α 係数で検討した。次いで、各因子に所属する項目について、主成分分析を行い、第1主成分の主成分負荷量が、0.60以上の項目を選定したうえで一元化を試みた。最後に、得られた主成分負荷量の符号に着目し、正負の符号ごとに項目をグルーピングして再度主成分分析を行い、個々人のストレスに関する得点化を行った。

コーピングについては、個々の質問17項目に対

表1 個人及び施設の基本的な属性に関する分布
(N=433)

項 目		分 布 (%)
性 別	男性	233名 (53.8%)
	女性	200名 (46.2%)
年 齢 階 層	19～29歳以下	175名 (40.0%)
	30～39歳以下	115名 (26.6%)
	40～49歳以下	93名 (21.5%)
	50 歳 以 上	50名 (11.6%)
		187名 (43.2%)
婚 姻	未婚	246名 (56.8%)
	既婚	187名 (43.2%)
家族構成員数	1 人	113名 (26.1%)
	2 人	71名 (16.4%)
	3 人	65名 (15.0%)
	4 人	82名 (18.9%)
	5 人	76名 (17.6%)
	6 人以上	26名 (6.0%)
勤 続 年 数	2 年未満	100名 (23.1%)
	2 ～ 5 年	128名 (29.6%)
	6 ～ 9 年	73名 (16.9%)
	10～19年	98名 (22.6%)
	20年以上	34名 (7.8%)
通算経験年数	2 年未満	81名 (18.7%)
	2 ～ 5 年	112名 (25.9%)
	6 ～ 9 年	74名 (17.1%)
	10～19年	122名 (28.2%)
	20年以上	44名 (10.1%)
施設経験回数	1 施設	330名 (76.2%)
	2 施設	76名 (17.6%)
	3 施設以上	27名 (6.2%)
施設職員以外の就職回数	1 回	196名 (45.3%)
	2 回	161名 (37.2%)
	3 回以上	76名 (17.5%)
		56名 (12.9%)
1 週間の一般入浴介護回数	0 回	201名 (46.4%)
	1 ～ 2 回	176名 (40.6%)
	3 ～ 5 回	417名 (96.3%)
1 週間の特別入浴介護回数	0 回	16名 (3.7%)
	1 ～ 3 回	54名 (12.4%)
1 週間の勤務時間	40時間未満	298名 (66.7%)
	41～45時間	47名 (10.9%)
	46～50時間	43名 (10.0%)
	51時間以上	36名 (8.3%)
		173名 (40.0%)
1 カ月の当直回数	当直なし	224名 (51.7%)
	1 ～ 3 日	156名 (36.0%)
	4 日以上	84名 (19.4%)
		98名 (22.6%)
休 暇 日 数	0 ～ 3 日	95名 (21.9%)
	4 ～ 5 日	
	6 ～10日	
	11日以上	

する反応の有無に着目し、クラスター分析を用い、さらに、各クラスターごとに主成分分析を行い、個々人の主成分得点を求めた。

統計学的な解析に当たっては、Lazarus (1981) 及び近澤 (1988) の心理学的ストレス・コーピングモデルを参考にパス解析モデル (盛山, 1989) を構築し、バーンアウトを規定する要因について検討した。なお、解析は北海道医療大学歯学部の SPSS を用いて行った。

III 結 果

本研究は、前記32施設から回収された596名の精神薄弱者更生施設直接処遇職員の調査票のうち、属性等の項目すべてに回答が得られた433名を集計対象とした。なお集計対象433名と今回の集計から除いた163名の個人属性において、統計学的には有意な差はみられなかった。

1. 属性等に関する分布

属性ならびに勤務状況に関する分布は表1に示した。性別は男性が53.8%、女性が46.2%となっ

表2 ストレスの因子構造

変 数 名	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	因子6
いきいきしている	<u>0.558</u>	-0.178	-0.216	0.170	-0.145	0.125
軽快だ	<u>0.573</u>	-0.085	-0.284	0.122	-0.127	0.139
心が休まっている	<u>0.641</u>	-0.267	-0.165	0.212	-0.008	0.029
満ち足りた気分だ	<u>0.718</u>	-0.203	-0.114	0.073	-0.143	0.046
活力に満ちあふれている	<u>0.659</u>	-0.068	-0.133	0.038	-0.246	0.159
やる気がある	<u>0.440</u>	-0.071	-0.128	0.165	-0.357	0.245
気楽だ	<u>0.550</u>	-0.145	0.041	0.015	0.215	0.038
はつらつとしている	<u>0.680</u>	-0.177	-0.101	0.076	-0.150	0.282
安心している	<u>0.680</u>	-0.274	-0.084	0.088	0.093	-0.068
気持ちがよい	<u>0.726</u>	-0.195	-0.164	0.097	-0.071	0.043
くつろいだ気分だ	<u>0.650</u>	-0.143	-0.081	0.170	0.119	0.066
気持ちが不安定である	-0.264	<u>0.492</u>	0.293	-0.283	-0.093	-0.084
むなしい	-0.225	<u>0.576</u>	0.227	-0.163	-0.006	-0.146
悩んでいる	-0.273	<u>0.680</u>	0.147	-0.128	-0.083	-0.064
何か気がかりだ	-0.223	<u>0.555</u>	0.184	-0.029	-0.145	-0.013
神経質になっている	-0.251	<u>0.482</u>	-0.118	-0.160	-0.291	-0.058
イライラする	-0.259	<u>0.529</u>	0.254	-0.236	-0.110	-0.069
くよくよしている	-0.158	<u>0.587</u>	0.120	-0.159	-0.115	-0.141
眠い	-0.081	0.158	<u>0.631</u>	-0.107	0.044	-0.061
つかれている	-0.282	0.231	<u>0.628</u>	-0.024	-0.057	-0.091
ぼんやりしている	-0.112	0.263	<u>0.529</u>	-0.173	0.047	-0.351
元気がない	-0.325	0.326	<u>0.433</u>	-0.023	-0.024	-0.230
落ちついて冷静である	0.251	-0.142	-0.079	<u>0.593</u>	-0.092	0.083
落ちつきがない	-0.001	0.229	0.144	<u>0.526</u>	-0.147	-0.176
気が落ちついている	0.399	-0.173	-0.083	<u>0.500</u>	-0.114	0.116
緊張している	-0.037	0.218	0.008	-0.115	<u>0.599</u>	-0.042
気持ちがピンとはりつめている	0.131	0.078	-0.011	0.103	<u>0.645</u>	0.109
機敏である	0.407	-0.018	-0.126	0.180	-0.272	<u>0.484</u>
のろろしている	-0.081	0.170	0.213	-0.173	0.003	<u>0.552</u>
興奮して体が震える感じがする	0.079	0.226	0.033	-0.134	-0.135	-0.109
因子負荷量の2乗和	5.39	3.04	1.81	1.43	1.41	1.08
因子の寄与率(%)	18.0	10.1	6.1	4.8	4.7	3.6
累積寄与率(%)	18.0	28.1	34.2	38.9	43.6	47.2

ていた。年齢階層は19～29歳以下が40.4%と最も多くなっていた。婚姻については未婚に比して既婚が56.8%と多くなっていた。1週間の1般入浴介護回数は約半数の者が1～2回となっていた。また、1週間の特別入浴介護回数は0回が大半を占めていた。1カ月の当直日数は約半数の者が4日以上となっていた。

2. ストレス及びコーピングの項目分析

主因子法をストレス項目に適用するに当たり、本研究では30項目の段階頻度の相関行列から、各変数に対する事前共通性をSMCによって推定し、その推定値を相関行列の対角要素として用いた。さらに因子の解釈を容易にするために、直交モデルの基準バリマックス回転法を用いた。なお、共通因子数の決定はスクリーテストにより検討した。その結果(表2)、因子数は6つ(第VI因子までの累積寄与率47.2%)で、それらは概念的にも意味づけが可能であった(「充実感」「精神的動揺」「生理的反応」「沈着性」「心理的緊張」「敏活性」の6因子)。さらにCronbachの α 信頼性係数を求めたところ、全項目を用いて算出したCronbachの α 信頼性係数は0.93であり、各因子の内部一貫性は、第I因子0.90、第II因子0.86、第III因子0.75、第IV因子0.67、第V因子0.61、第VI因子で0.58であった。ただし、第III～VI因子の α 信頼性係数が低かったことから、本研究では第I～II因子に所属したストレス18項目について主成分分析を行い、第1主成分の主成分負荷量が0.60以上の13項目を選定し一元化した。その結果、固有値が1.0以上の主成分は2個得られたが、第1主成分の固有値が6.45と大きく、寄与率は49.6%であった(表3)。第1主成分に対する主成分負荷量に着目すると、絶対値は0.60～0.81となっており、第1主成分にすべての項目が含まれていたことから、これが「ストレスの高低」を示すものと判断できた。さらに、得られた13項目の主成分負荷量の符号に着目すると、正の符号は「心が休まっている」「満ち足りた気分だ」「気持ちがよい」「くつろいだ気分だ」「安心している」「活力に満ちあふれている」「はつらつとしている」「いきいきとし

表3 ストレスの主成分分析

変 数 名	成分1	成分2	成分3
気持ちが不安定である	-0.6218	0.5169	0.0522
生き生きしている	0.7249	0.1499	-0.4009
軽快だ	0.6773	0.2827	-0.1174
むなしい	-0.6029	0.5353	0.1525
悩んでいる	-0.5946	0.5181	-0.0430
心が休まっている	0.8050	0.0287	0.1535
満ち足りた気分だ	0.7891	0.2041	0.0174
活力に満ちあふれている	0.6989	0.3735	-0.2381
はつらつとしている	0.7761	0.2349	-0.2729
安心している	0.7253	0.1012	0.2902
イライラする	-0.6196	0.4833	0.0118
気持ちがよい	0.7962	0.1814	0.1780
くつろいだ気分だ	0.6765	0.1569	0.5394
固有値	6.45	1.46	0.76
寄与率(%)	49.6	11.3	5.9
累積寄与率(%)	49.6	60.9	66.8

ている」「軽快だ」の「肯定的ストレス」9項目で構成されていた。負の符号は「気持ちが不安定である」「イライラする」「むなしい」「悩んでいる」の「否定的ストレス」4項目で構成されていた。なお最終的に使用した13項目の α 信頼性係数は0.92であり、肯定的ストレス9項目の α 信頼性係数は0.91、否定的ストレス4項目の α 信頼性係数は0.81であった。

同様に、コーピング17項目について、因子分析を試みたところ、各因子の固有値及び因子寄与率が小さいことから、各因子に妥当な意味づけが不可能であった。そこで、クラスター分析(Ward method)でその構造について検討したところ、その距離に着目することで3つの群に分類できた(図1)。第I群は、日常業務のなかで直面する諸困難の原因である問題をうまく処理する機能であり、具体的には「問題の原因をみきわめ解決にむけて行動する」「問題解決のために当事者や関係者と話し合ってみる」「ものごとの明るい面をみつめようとする」「同じような過去の体験を振り返り参考にする」「本を読んだり講演を聞いたりなどしてその問題についての解決法をみつける」で構成されていた。第II群は、直面する諸困難の原因である問題を感情の調節で処理する機能であり、具体

図1 コーピングのクラスター

的には「信頼できる人に相談あるいは話を聞いてもらう」「趣味・娯楽・運動・スポーツなどにより気分転換を行う」「無理せず今でできることだけをする」「いつもより多くの睡眠時間をとる」「宗教的なものを心の支えとする」で構成されていた。第III群は、事態を否定あるいは無視しようとする機能を有しており、「アルコールを飲んだりしてうさ晴らしをしたり、友人と馬鹿騒ぎをする」「異性の友情ややさしさを求める」「自分の気持ちとは反対にはしゃいだり明るくふるまったりする」「スリルや緊張感のある行為をする」「じっと耐え我慢し、時の過ぎるのを待つ」「問題にかかわりあった人に腹を立て責任を転嫁する」「睡眠薬や精神安定剤などを用いる」で構成されていた。

さらに、各クラスターごとに主成分分析を行ったところ、第I群は、第1主成分の固有値が1.99と大きく、寄与率は39.9%であった。このように、第1主成分にすべての変数の因子所属が明瞭となっていることから、これが「問題解決的コーピ

ング」と判断された。第II群は、主成分負荷量の小さい「無理せず今でできることだけをする」「宗教的なものを心の支えとする」の2項目を削除したとき、第1主成分の固有値は1.63と大きく、寄与率は40.6%となった。このように、第1主成分に因子所属が明瞭となっていることから、これは、「感情調整的コーピング」と判断された。第III群は、主成分負荷量の小さい「じっと耐え我慢し時の過ぎるのを待つ」「睡眠薬や精神安定剤などを用いる」「問題にかかわりあった人に腹を立て責任を転嫁する」の3項目を削除したとき、第1主成分の固有値が1.27と大きく、寄与率は42.4%となった。このように、第1主成分に因子所属が明瞭となっていることから、これが「回避的コーピング」と判断された。なお全項目を用いて算出された α 信頼性係数は0.61であり、問題解決的コーピングの α 信頼性係数は0.62、感情調整的コーピングの α 信頼性係数は0.61、回避的コーピングの α 信頼性係数は0.51であった。

3. バーンアウトに関する概念モデルの検討

Lazarus 及び近澤の心理学的ストレス・コーピングモデルを参考に、因果関係モデルを作成した(図2)。使用した変数間の相関係行列は表4に示した。これによれば、対象の属性及びストレッサー(三次的要因)によって、肯定的及び否定的なストレス(二次的要因)が形成され、さらに肯定的及

び否定的なストレス状態の程度により、3種類のコーピングスタイルが形成される(一次的要因)。その対処の仕方の結果としてバーンアウトがもたらされるということになる。本研究では、この因果モデルに従い、パス解析によって個々の変数の内生変数への規定力を分析した。ただし、パス係数の絶対値が0.05未満のパスは削除した。なお三

図2 バーンアウトのパス・ダイアグラム

表4 変数間の相関係数行列

1) 性別												
2) 年齢	-0.146											
3) 婚姻	-0.343	0.605										
4) 当直日数	0.006	-0.136	-0.080									
5) 一般入浴	-0.033	-0.035	-0.031	-0.088								
6) 特浴	-0.010	-0.076	-0.076	0.103	0.153							
7) 肯定的ストレス	-0.059	0.127	0.067	-0.059	-0.032	-0.032						
8) 否定的ストレス	0.081	-0.174	-0.098	0.109	0.002	0.053	-0.576					
9) 問題解決的コーピング	-0.091	0.140	0.143	0.015	0.054	-0.027	0.221	-0.120				
10) 感情調整的コーピング	0.154	-0.054	-0.047	-0.030	0.025	0.019	0.143	-0.132	0.237			
11) 回避的コーピング	0.070	-0.227	-0.107	0.119	-0.012	0.027	-0.101	0.258	0.011	0.077		
12) バーンアウト	0.043	-0.107	-0.074	0.070	0.028	0.092	-0.583	0.668	-0.172	-0.137	0.166	
変 数 名	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)	10)	11)	12)

次的要因としては、属性として性、年齢、婚姻を、また、外的要因として客観的な労働負担である1カ月の当直日数、1人当たりの1週間に入浴する一般浴及び特浴の回数を用いた。

本研究では、二次、一次及びバーンアウトの各要因内の変数は各合計得点を使用し、3段階の増減法による重回帰分析を行った。まず第1段階として、三次的要因の基本属性の全変数及びストレスラーの全変数を独立変数とし、二次的要因の各ストレス要因の変数を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果、肯定的ストレスには、三次的要因である属性のうち、パスを削除した他の影響を取り除くと、年齢 ($\beta=0.127$, $p=0.008$) のみが有意な正のパス係数 (標準偏回帰係数) を

示した。ところが、否定的ストレスには、属性の年齢 ($\beta=-0.160$, $p=0.001$) が有意な負のパス係数を示していた。またストレスラーである1カ月の当直日数 ($\beta=0.084$, $p=0.081$)、1週間に入浴する特浴の回数 ($\beta=0.051$, $p=0.293$) の三次的要因の変数は正のパス係数となっていた。

第2段階では、二次的要因の肯定的ストレス及び否定的ストレスの変数を独立変数とし、一次的要因の問題解決的コーピング、感情調整的コーピング、回避的コーピングをそれぞれ従属変数とする重回帰分析を適用した。その結果、まず肯定的ストレスは、一次的要因の問題解決的コーピング ($\beta=0.221$, $p=0.000$) と感情調整的コーピング ($\beta=0.143$, $p=0.003$) に対し有意な正のパス係数

表5 相関関係の分割

目的変数	説明変数	直接効果	間接効果	総効果	相関係数	みかけの相関
肯定的ストレス						
	年齢	0.127	—	0.127	0.127	0.000
否定的ストレス						
	年齢	-0.160	—	-0.160	-0.174	-0.014
	1カ月の当直日数	0.084	—	0.084	0.109	0.025
	特浴回数	0.051	—	0.051	0.053	0.002
問題解決的コーピング						
	年齢	—	0.028	0.028	0.123	0.094
	肯定的ストレス	0.221	—	0.221	0.221	0.000
感情調整的コーピング						
	年齢	—	0.018	0.018	-0.054	-0.072
	肯定的ストレス	0.143	—	0.143	0.143	0.000
回避的コーピング						
	年齢	—	-0.041	-0.041	-0.227	-0.186
	1カ月の当直日数	—	0.022	0.022	0.119	0.097
	特浴回数	—	0.013	0.013	0.027	0.014
	否定的ストレス	0.258	—	0.258	0.258	0.000
バーンアウト						
	年齢 (問題解決的コーピング)	—	-0.004	-0.004	-0.107	-0.103
	年齢 (感情調整的コーピング)	—	-0.002	-0.002	-0.107	-0.105
	1カ月の当直日数 (回避的コーピング)	—	0.004	0.004	0.070	0.066
	特浴回数	—	0.002	0.002	0.092	0.090
	問題解決的コーピング	-0.146	—	-0.146	-0.172	-0.026
	感情調整的コーピング	-0.116	—	-0.116	-0.137	-0.021
	回避的コーピング	0.166	—	0.166	0.166	-0.000
	肯定的ストレス	-0.583	—	-0.583	-0.583	0.000
	否定的ストレス	0.668	—	0.668	0.668	0.000

を示していた。同様に、否定的ストレスは、一次的要因の回避的コーピング ($\beta=0.258, p=0.000$) に対し有意な正のパス係数を示した。

第3段階では、二次的要因及び一次的要因の全変数を独立変数、バーンアウトを従属変数とする重回帰分析を実施した。その結果、バーンアウトには、二次的要因の肯定的ストレス ($\beta=-0.583, p=0.000$) 及び一次的要因の問題解決的コーピング ($\beta=-0.146, p=0.002$)、感情調整的コーピング ($\beta=-0.116, p=0.017$) がそれぞれ有意な負のパス係数を示し、反対に、二次的要因の否定的ストレス ($\beta=0.668, p=0.000$) と一次的要因の回避的コーピング ($\beta=0.166, p=0.000$) はそれぞれ有意な正のパス係数を示していた。

この因果モデルをもとに、内生変数への直接効果 (direct effect)、間接効果 (indirect effect)、総合効果 (total effect) 等の分割を行った (表5)。

IV 考 察

平成3年10月現在、精神薄弱者更生施設は全国で1,994カ所、北海道で136カ所となっている。また精神薄弱者更生施設従事者は全国で33,412人、北海道で2,979人となっている (厚生省, 1993)。この調査結果を基礎とするなら、本調査研究においては、全国規模でみるなら施設数において1.60%、従事者数において1.30%、また北海道においては施設数において23.5%、従事者数において14.5%に相当するものから有効回答が得られたことになる。これら従事者はすべて直接処遇職員であるが、調査対象をこの群に限定した理由は、これら職員が施設入所者の高齢化と重度化による身体的・精神的な介護負担を受けやすいと同時にヒューマンケアを直接提供する援助専門職であると考えたからに他ならない。また本研究における集計対象の性、年齢、通算経験年数の分布において直接比較できる資料はないが、精神薄弱関係施設職員を対象とした調査研究 (椎谷ら, 1990, 1991) と比較するならばほぼ同様な分布となっていたことから、これら集計対象は本調査研究の目的にとって妥当な集団であったと判断される。また本研究

において取りあげた関連要因、すなわちストレス、コーピング等に関しては、すでに看護婦、保健婦等の対象でも検討されていたものであり、その内容選択は適切であったと推定されるが、特に従来の研究業績で重視されてきた人間関係については調査上の困難さから除外したことをここで断っておきたい。

以上の結果、1) 個々人の属性及びストレッサー (三次的要因) である1カ月の当直日数、1週間に入浴する特浴の回数は、二次的要因である肯定的及び否定的なストレスに關与し、2) それらの二次的要因は、一次的要因である問題解決的、感情調整的、回避的コーピングを規定していた。さらに3) それらのコーピングスタイルは、バーンアウトを規定していた。また、4) 二次的要因である肯定的及び否定的なストレスは、ダイレクトにバーンアウトを強く規定していることが明らかにされた。

本研究の主たる目的は、精神薄弱者更生施設職員のバーンアウトを規定する因果モデルを提起し、その変数間の因果関係を明らかにすることであった。まず、二次的要因と三次的要因との関係をみると、肯定的ストレスには、年齢から正のパスが認められた。ところが、否定的ストレスには、年齢から負のパスが認められ、1カ月の当直日数、1週間に入浴する特浴の回数から正のパスが示された。つまり、年齢が高いほど肯定的ストレスが生じやすく、逆に、年齢が若く、また1カ月の当直日数や1週間に入浴する特浴の回数が多いと否定的ストレスが生じてくるという関係が推察された。対象者の個人的影響は有意な影響力を持つものではないが、年齢の若いものに、また過重な労働条件においてネガティブな感情を引き起こしやすいことを示唆するものである。

従来の研究によれば、ストレスの発現と施設環境要因に関して、看護婦の場合「女性の圧倒的に多い職場」、「三交替勤務」、「責務の重さに比して不当な社会的評価」など (河野, 1986) が關与していることが報告されている。施設職員の場合は、「夜勤を含む厳しい労働条件」と「慢性的な現場職

員不足」が関与していることが示唆されている(窪田, 1993)。また年齢との関係では、加齢とともにストレスが減退してくること(Crown ら, 1979; Eysenck と Eysenck, 1975)、婚姻との関係では、婚姻があらゆる水準のストレスに有効であること(Warheit, 1979)が明らかにされている。本研究では、精神薄弱者更生施設直接処遇職員の個々人の属性及びストレッサーである1カ月の当直日数、1週間に入浴する回数は、肯定的及び否定的なストレスに関与していることが示された。このことは、ストレスは加齢とともに着実に低下すること、また過剰な労働が職場ストレスとして起こし得ること(Holt, 1982)を示唆するものである。年齢に伴うこうした変化は、「reality shock」(宗像, 1991)の時期が若年層に多いことから想定されるものである。換言すると、精神薄弱者更生施設においては若い未経験な者ほど仕事に理想を持ちやすく、就業後、適応行動において多くの問題をもつ入所者の予期せぬ複雑かつ多様な問題ならびにその対応の難しさに直面するものと推察され、さらに過重でありながら単調な業務に対する疑問も生じ、経験不足による失敗や無力体験、組織内の慣習的な規則や諸々の規範による規制等により、新しい仕事に脅威を感じたり、自分自身の価値観を喪失するようなストレスが積み重なるものと推察される。婚姻は家族関係にわずらわされるというマイナス面よりも、家庭は憩いの場(稲岡ら, 1984)であり、既婚者において配偶者が有効かつ現実的な情緒的支援者であると想定されるものの、精神薄弱者更生施設職員において、この傾向は認められなかった。夜間勤務は肉体的疲労のみならず利用者の健康状態や不意に起こる事態が生じたとき、年齢が若く施設経験も少ない職員であると精神的に過大な負担となることが想定される。しかし現実には、ともすれば入所者の高齢化と重度化等にもとない負担が大きくなっているにもかかわらず、体制上限られた人員の中で業務をこなさなければならないことから、ストレスの発生の起因となっているものと示唆されるものである。

次に、本調査研究における一次的要因と二次的要因との関係をみると、まず最初に、肯定的ストレスは問題解決的コーピングと感情調整的コーピングに対しては正のパス係数が認められ、否定的ストレスは、回避的コーピングに対して正のパス係数を示していた。肯定的ストレスが、問題解決的及び感情調整的コーピングを形成し、否定的ストレスが、回避的コーピングを形成することを示唆するものである。つまり肯定的ストレスは、精神薄弱者更生施設直接処遇職員が、日常業務のなかで直面する諸困難の原因である問題をうまく処理する機能である問題解決的なコーピング、また諸困難の原因である問題を感情の調整で処理する機能である感情調整的なコーピングを促進し、否定的ストレスは、日常業務のなかで直面する諸困難の原因である問題について、事態を否定あるいは無視しようとする回避的なコーピングを促進する方向に作用するという関係が示された。従来のコーピングの分類の試みによれば(近澤, 1988)、看護婦では、問題解決的コーピング、感情調整的コーピング、回避的コーピングの3つのカテゴリーを構成概念とするモデルが報告されている。また因果的効果の大きさに関する情報は得られていないものの、コーピングに対するストレス認知の影響について、肯定的ストレスは問題解決的コーピング及び感情調整的コーピングを促進し、否定的ストレスは回避的コーピングを促進することを示唆している(近澤, 1988)。これに対し、Lazarusの理論は否定的ストレスが感情調整的コーピングを促進するとしている。従って、本調査研究で得られた結果は、近澤(1988)のモデルを実証的に裏付けたものと言えよう。

さらに、著者らのバーンアウトモデルにおける要因のパス係数の正負に着目するなら、肯定的ストレス、問題解決的及び感情調整的コーピングの3要因はバーンアウトに対し負のパス係数となっており、否定的ストレスと回避的コーピングの2要因はバーンアウトに対し正のパス係数となっていた。このことから、精神薄弱者更生施設直接処遇職員のバーンアウトはストレッサーに対するス

ストレス認知の仕方に影響を受け、バーンアウトの程度は否定的ストレス及び肯定的ストレスに強く影響を受け、バーンアウトに陥りやすい者の傾向として、否定的ストレスが正に、肯定的ストレスは負に関与していることが示唆された。すなわち、問題解決的及び感情調整的コーピングはバーンアウトの軽減要因として作用し、回避的コーピングはバーンアウトの増大要因となっているものと推察された。さらに肯定的ストレスはバーンアウトの抑制に、否定的ストレスはバーンアウトの促進に強く結びついているものと推察された。

従来のバーンアウトの関連要因に関する研究業績は、個人の特徴よりも環境要因が強い影響力をもつとし、その予防策として職場環境条件の改善の必要性を強調しているものが多い (Pines と Maslach, 1980 ; Gaines と Jermier, 1983)。一方、バーンアウトの予防に個人のコーピング能力を高めることが適切であるとの報告もなされてきた (McConnell, 1981)。本研究の結果は、精神薄弱者更生施設の職員のバーンアウトが、環境要因に比して個人の特徴が重要なものとなっており、ストレスを受けた時のコントロール力における個人の脆弱性に影響を受けやすく (林, 1990)、さらにストレスに対して適切な対処ができないために、ストレス刺激に対する脅威を低く抑えることが困難となることを示唆するものであった。しかも、ストレスに対しては、積極的なコーピングと結びつけ効果的に活用することが必要であることを示していた。加えて、1カ月の当直日数や1週間に入浴する特浴の回数のような施設の環境要因の関与が明示されたことにより、この点についても無視できない要因であることが示された。

稲岡 (1988) は、バーンアウトに関連する仕事上の最も悪いストレスは「無意識・精神的ストレス」であり、それはいくら一生懸命に働いたとしても達成感がなく、しかも処遇対象にとってはなんら改善も回復ももたらすことはないといった感情と関連していると述べている。確かに、精神薄弱職員の業務はその内容からして、単調な生活指導の繰り返し、肉体労働を伴い、しかも入所者の

処遇は施設職員が入所者と一体となる機会が多くなるほど、心理的な緊張感や肉体的な労働負担は多大なものとなってくる。さらに生活指導はチームとして構成され、チームの中の自己の存在感を希薄なものとされており、入所者の障害が重度になれば、その変化のありようは緩慢であり現象としては眼に見えにくいものである。

以上に加え、社会保障を担う職種は「他のサービス業従事者以上に専門性・技術性が要求されるだけでなく、同時に『豊かな人間性』や強い『倫理性』が要求される」ことが強調されている (米山, 1992)。しかも、human care service に携わる職員は潜在的に共感的、人間的、献身的、理想的な志向が強く、「人間志向」(McConnell, 1981 ; 川田, 1986) であるとされている。従って、このようなことから、精神薄弱者施設職員は、現実とのギャップを感じやすいことは十分想定できることであり、自分自身の指導力の限界の境地とからめて、これらも虚無感、無気力に陥りバーンアウトしていく可能性が高いものと想定されよう。

精神薄弱者施設の職員のストレスは精神的健康を脅かすものであるだけに、入所者の処遇にとって大きな支障を起こすことにもなりかねない。それだけに入所者にとってのよりよいケアは職員のストレスへの対処とともにあり、その改善のためには労働負担を軽減するために勤務条件の改善を計画的に進める経営努力などの外的要因の調整とともに、当事者がバーンアウトの危険にさらされ、追い込まれる前に自覚することや同僚からの指摘を速やかに受け入れる等の内的要因の充足が必要である。バーンアウトは、このような重層的な構造であるだけに今後は、人間関係的要因、さらには社会的要因のさらなる分析を継続的、縦断的に検討していく必要があろう。

文 献

- Constable, J.F. & Russell, D.W. (1986) : The effect of social support and the work environment upon burnout among nurses, *Journal of Human Stress*, 12, 20-26
- Crown, S. & Crisp, A.H. (1979) : *Manual of the*

- Crown-Crisp Experiential Index. London: Hodder & Stoughton
- 土居健郎, 監修(1991): 燃えつき症候群, 177, 金剛出版(東京)
- Eysenck, H.J. & Eysenck, S.B.G. (1975): Manual of the Eysenck Personality Questionnaire, Hodder & Stoughton (London)
- Gaines, J. & Jermier, J.M. (1983): Emotional exhaustion in high stress organization, *Academy of Management Journal*, 26, 567-586
- 林峻一郎, 編訳 (1990): ストレスとコーピング, 星和書店(東京)
- Holt, R.R. (1982): Occupational stress, In: Goldberger, L., Breznitz, S. (Eds), *Handbook of Stress*, 419-444, Free Press (New York)
- 稲岡文昭, 松野かほる, 宮里和子 (1982): Burn Out Syndrome と看護, 看護, 34(8), 129-137
- 稲岡文昭, 松野かほる, 宮里和子 (1984): 看護婦にみられる Burn Out とその要因に関する研究, 看護, 36(4), 81-104
- 稲岡文昭 (1988): 米国における Burnout に関する概要, 研究の動向, 今後の課題, 看護研究, 21(2), 20-26
- 川田素子 (1986): 医療環境のストレス要因と各職種 of 精神的健康度—ソーシャルワーカーの場合—, 看護展望, 11(10), 16-19
- 河野友信 (1986): 医療従事者に求められる精神的健康, 看護展望, 11(10), 2-7
- 近澤範子 (1988): 看護婦の Burnout に関する要因分析, 看護研究, 21(2), 37-52
- 川野雅資 (1992): 看護婦のバーンアウト症候群, 臨床看護, 18(11), 1620-1625
- 厚生省大臣官房統計情報部編 (1993): 社会福祉施設調査報告上巻, 厚生統計協会(東京)
- 窪田暁子 (1993): 援助専門職におけるバーンアウト(燃えつき症候群), 社会福祉研究, 54, 11-17
- Lazarus, R.S. (1981): The Stress and Coping Paradigm, Eisdorfer, C., Cohen, D., Maxim, P. (Eds.), *Models for Clinical Psychopathology*, 177-214, Spectrum (New York)
- Mackay, C., Cox, T., Burrows, G. & Lazzerini, T. (1978): An inventory for the measurement of self-reported stress and arousal, *British Journal of Clinical Psychology*, 17, 283-284
- 松田久美子 (1988): 看護婦の Burnout とエゴグラムに示される個人特性との関係, 看護研究, 21(2), 61-68
- 松野かほる (1987a): 看護婦にみられる Burnout とその要因に関する研究, 昭和医学会雑誌, 47(3), 383-391
- 松野かほる (1987b): ヘルスケア領域で働く専門職者の Burnout の実態とその要因に関する研究, 日本公衛誌, 30(10), 503-510
- Maslach, C. & Pines, A. (1977): The burn-out syndrome in the day care setting, *Child Care Quarterly*, 6(2), 100-113
- 舩森とも子, 白川こずえ, 加々見和枝, 下谷あけみ, 行光美音子 (1988): 看護の Burnout と職場環境・性格との関連について, 看護研究, 21(2), 69-77
- 南 裕子 (1988): 燃えつき現象の精神看護学的推論, 看護研究, 21(2), 12-19
- McConnell, E.A. (1981): How Close Are You to Burnout, *RN*, 44(5), 29-33
- 宗像恒次 (1988): 燃えつき現象研究の今日的意義, 看護研究, 21(2), 2-11
- 宗像恒次 (1991): 燃えつき新卒者の背景とリアリティ・ショック対策, 土居健郎 監修, 燃えつき症候群, 132-137, 金剛出版(東京)
- 盛山和夫 (1989): パス解析, 社会調査の基礎(サイエンス社)
- Pines, A. & Maslach, C. (1978): Characteristics of Staff Burned Out in Mental Health Settings, *Hospital & Community Psychiatry*, 29(4), 233-237
- Pines, A. & Maslach, C. (1980): Combatting staff burn-out in a day care center, A case study, *Child Care Quarterly*, 9(1), 5-16
- Pines, A.M. (1981): The burnout measure, paper presented at the National Conference on Burnout in the Human Services, Philadelphia, November
- 椎谷淳二, 栗田 宏, 宗像恒次 (1990): 精神薄弱関係施設職員の精神健康とその社会的背景(第1報), 精神保健研究, 36, 113-121
- 椎谷淳二, 栗田 宏, 宗像恒次 (1991): 精神薄弱関係施設職員の精神健康とその社会的背景(第2報), 精神保健研究, 37, 151-159
- Warheit, G.J. (1979): Life events, coping, stress, and depressive symptomatology, *American Journal of Psychiatry*, 136, 502-507
- 山本あい子, 南 裕子, 太田喜久子, 大森里子, 井部俊子, 上泉和子, 西尾鏡子 (1987): 看護婦の燃えつき現象に対する生活および仕事ストレスとソーシャル・サポートの影響, 看護研究, 20(2), 51-62
- 米山岳廣 (1992): 社会福祉従事者の資格と倫理, 社会福祉の援助技術, 146-160, 文化書房博文社(東京) (受稿 1995.12.7; 受理 1996.6.21)