

高校生の心理的ストレス過程に関する研究： I. 情動ストレス反応の構造

音山 若穂¹⁾・古屋 健²⁾・坂田 成輝³⁾

¹⁾郡山女子大学短期大学部

²⁾群馬大学教育学部学校教育講座

³⁾早稲田大学

(2005年9月14日受理)

Psychological stress process of high school students : I. Structure of emotional stress responses.

Wakaho OTOYAMA¹⁾・Takeshi FURUYA²⁾・Shigeki SAKATA³⁾

1) Koriyama Women's Collage

2) Department of Educational Psychology, Faculty of Education, Gunma University

3) Waseda University

(Accepted September 14, 2005)

1. 問題

情動を中心とする心理的ストレス・モデル（古屋・音山；1999，新名；1995）は成人を対象にした研究によって広く支持されてきた（たとえば，新名・矢富・本間；1991，新名・坂田・山崎，1995；坂田・新名・山崎，1995）。しかし，このモデルの高校生への適用可能性については十分な検討が行われていない。そこで本研究では，心理的ストレス過程の中核的な構成因である情動ストレス反応，心理社会的ストレスサー，ソーシャル・サポート，二次ストレス反応，コーピング方略等の問題を順次取り上げ，情動を中心とする心理的ストレス・モデルに基づいた高校生の心理的ストレス過程を検討していく。本論では，まず高校生における情動ストレス反応の構造に焦点を当てて，成人との比較によってその特徴を明らかにする。

ストレスとは環境からの要請によって個人の適応能力が消耗した結果，心理的・生理的な変化が起こり，心身機能に対して有害な影響が生じる過程を指す。情動を中核とするストレス・モデル（古屋・音山；1999，新名；1995）によれば，個人がある刺激事態（出来事や状況）を経験し，それをネガティブなもの（たとえば，嫌だ，辛い，困った，わずらわしい，等）と評価すると，心理的ストレス反応として不安や抑うつ気分，怒りといったネガティブな情動反応が生ずる。原則的には，どのような刺激事態であっても，それを経験した人に対して何らかの感情的インパクトを与えるが，

その中でネガティブなインパクトを持つ刺激事態だけがストレスと呼ばれる。したがって、心理的ストレス過程を分析するためには、まずストレスによって生じるネガティブな情動反応の構造を明らかにしておく必要がある。

高校生の情動ストレス反応を測定するための尺度としては、坂野ら（1994）の高校生用心理的ストレス反応尺度や古屋・音山（2003）の小・中・高校生用心理的ストレス反応尺度などが開発されている。前者は高校生に特化されているものの、その構造は嶋田・戸ヶ崎・坂野（1994）の小学生用心理的ストレス反応尺度や岡安・嶋田・坂野（1992）の中学生用心理的ストレス反応尺度に準拠しており、小学生や中学生との連続性が想定されている。また、後者は小学生から高校生まで幅広い適用範囲を持ち、児童期後期から青年期にかけてのストレス過程を発達の分析のための利用を意図している。その一方で、大学生を対象にしたストレス研究では、多くの場合、成人用に開発された PSRS または PSRS-50R（新名；1994，新名・坂田・矢富・本間；1990）が利用されてきた（たとえば、青山ら，1998；古屋・坂田・音山・所澤；1994，廣瀬ら，1998；廣瀬ら；1996，音山；1996，など）。このように、同じ青年期でも、高校生については小学生や中学生との連続性が、大学生については成人との連続性が前提とされているように思われる。

成人用である PSRS-50R と坂野ら（1994）や古屋・音山（2003）の高校生用尺度との大きな違いは、前者が主要な情動ストレス反応として不安・抑うつ気分・怒りの3要因を想定しているのに対して、後者では不安と抑うつ気分とが明確に分離されていない点にある。情動反応の構造が高校生と成人で質的に異なるのであれば、高校生を対象としたストレス研究では高校生用の尺度を使用しなければならない。しかし、もし構造的に大きな相違がないのであれば、大学生を対象とした多くの研究との比較も可能になる。

そこで本研究では、これまで大学生及び成人のストレス反応尺度として広く利用されてきた新名（1994）の改訂版 PSRS-50R を高校生に適用し、高校生と成人就業者の両母集団において確証的因子分析モデルを用いて情動反応の構造を比較することにより、同尺度の交差妥当性を確認する。

2. 方法

調査対象

高校生：対象は高校生1,437名で性別・学年別・学校種別内訳は表1の通りである。関東圏にある公立の高等学校5校（男子校，女子校，共学校，実業高校，商業高校から各1校）を対象に学級単位でクラス集会時等に調査票を配布し、自記式無記名で一斉に回答を求め回収し、記入ミスがあった調査票を除き上記件数を分析対象とした。なお、実施時期は2学期の中間テスト終了後約1週間を経過しており、この時期の前後に大きな学校行事は行われていない。

成人就業者：企業就業者7,808名（男性5,170，女性2,191，不明447名；29歳以下2,084名，30代2,023名，40歳以上2,730，不明962名）。全国の一般企業47社を対象に職場単位で調査票を配布し、自記式無記名で回答を求め回収後上記件数を分析対象とした。調査期間は1998～2002年にわたる。なお、

本データは日本労働研究機構（1999）の雇用管理業務支援のための尺度開発調査の一環として収集されたものである。

PSRS-50R

成人用ストレス反応尺度であるPSRS-50Rは二次反応を含めた50項目から構成されている。本研究では、その中から情動領域反応3尺度（抑うつ気分、不安、怒り）各6項目計18項目を用いた。ただし高校生調査では、一部項目について意味を大きく変えない

程度に簡明に言い換えたものを用いた。直近1週間に経験した程度について、「0：まったくなかった」～「4：大体いつもあった」の5件法で測定した。

表1 高校生調査対象者内訳

学年	学校種	性別		合計
		男	女	
1年生	普通	160	152	312
	実業	101	74	175
	小計	261	226	487
2年生	普通	144	149	293
	実業	100	71	171
	小計	244	220	464
3年生	普通	144	159	303
	実業	102	77	179
	小計	246	236	482
合計	普通	448	460	908
	実業	303	222	525
	総計	751	682	1433
				(単位：人)

3. 結果

高校生と成人就業者との比較

高校生、成人就業者それぞれの母集団について、情動反応を測定する16項目の素点の共分散をもとに分析を行った。分析モデルは3つの情動反応下位尺度（抑うつ気分、不安、怒り）を1次因子、その上位に2次因子を仮定した高次因子分析（豊田，1992）であり、2次因子から1次因子への係数ならびに1次因子から観測変数への係数について、2つの母集団間で等値制約を置いたモデル（全制約モデル，Rs；図1）と、2次因子から1次因子への3つの係数のみ等値制約を外したモデル（非制約モデル，Nrs）との乖離度の差 $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}$ を比較した。

その結果、全制約モデルと非制約モデルの χ^2 差は小さく、両母集団間で2次因子から1次因子への影響のパターンが異なるとはいえないことが示された（全制約モデル： $\chi^2=10582.5$ ， $df=282$ ；非制約モデル： $\chi^2=10577.4$ ， $df=279$ ； $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=5.1$ ， $df_{(Rs-Nrs)}=3$ ，n.s；表2）。また、全制約モデルと、2次因子からいずれか1つの1次因子（抑うつ気分、不安、怒り）への係数のみ等値制約を外したモデル（ γ_1 非制約モデル～ γ_3 非制約モデル）との間の比較においても、 χ^2 差は小さく、両母集団間で2次因子からかかる因子への影響が異なるとはいえないことが示された（抑うつ気分へのパスのみ非制約 $[\gamma_1$ 非制約モデル]： $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=1.6$ ；不安へのパスのみ非制約 $[\gamma_2$ 非制約モデル]： $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=1.5$ ；怒りへのパスのみ非制約 $[\gamma_3$ 非制約モデル]： $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=3.4$ ，いずれも $df_{(Rs-Nrs)}=1$ ，n.s）。

高校生の学年差の検討

次に高校生の学年差の検討を行った。学年別に母集団を分割し（3 groups [1年，2年，3年]），前項と同じ2次因子モデルを用いて、等値制約を置いたモデル（Rs）と、2次因子から1次因子へ

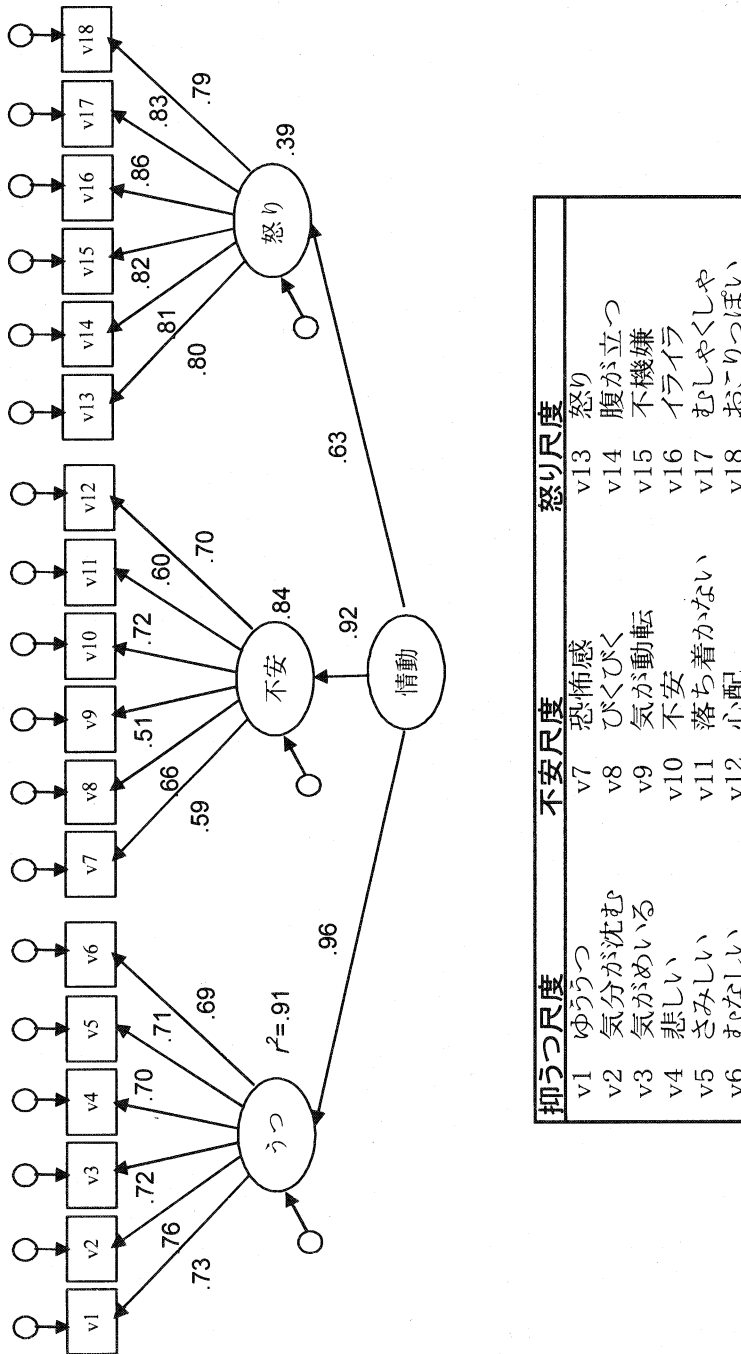


図1 情動反応2次因子等値制約つきモデルの高校生に対する推定結果

表2 高校生 vs 成人の係数および適合度比較

		グループ変数（学年）の内訳および、係数 γ の制約の有無														
		1箇所のみ制約を外し、他は制約したモデル														
モデル	全制約(Rs)	γ_1 非制約(Nrs)			γ_2 非制約(Nrs)			γ_3 非制約(Nrs)			非制約(Nrs)					
係数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	
高校生	.96	.92	.63	.97	.91	.62	.95	.93	.63	.96	.92	.60	.96	.92	.60	
成人	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	
χ^2	χ^2	10582.49			10580.90			10580.97			10579.12			10577.4		
	df	282			281			281			281			279		
	$\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}$				1.6			1.5			3.4			5.1		
	df _(Rs-Nrs)				1			1			1			3		
Fitness	RMR	.090			.091			.090			.090			.089		
	GFI	.873			.873			.873			.873			.873		
	AGFI	.846			.846			.846			.845			.844		
	RMSEA	.063			.063			.063			.063			.063		
	AIC	10702.5			10702.9			10703.0			10701.1			10703.4		

の3つの係数のみ等値制約を外したモデル(Nrs)との比較を行った。その結果(表3), 制約の有無により有意差がみられた(Rs: $\chi^2=1711.1$, $df=432$; Nrs: $\chi^2=1661.6$, $df=426$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=49.5$, $df_{(Rs-Nrs)}=6$, $p<0.1$)。1年生と2年生との間で同様の比較を行ったところでは(2 groups [1年 vs 2年]), 制約の有無による有意差はみられず, (Rs: $\chi^2=1007.1$, $df=282$; Nrs: $\chi^2=1003.2$, $df=279$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=3.9$, $df_{(Rs-Nrs)}=3$, n.s.), 2年生と3年生との間では(2 groups [2年 vs 3年]), 制約の有無による有意差が示された(Rs: $\chi^2=1143.8$, $df=282$; Nrs: $\chi^2=1132.2$, $df=279$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=11.6$, $df_{(Rs-Nrs)}=3$, $p<0.1$)。

次に、同じモデルについて学年群別に成人就労者との間で比較を行った。その結果、高校3年生対成人就労者の比較においては差がみられなかったが(表4), 高校1・2年生対成人就労者の比較においては(表5), 2次因子から1次因子への3つの係数のみ等値制約を外したモデル(非制約モデル, Nrs)と全制約モデル(Rs)との比較が有意であった(Rs: $\chi^2=10083.6$, $df=282$; Nrs: $\chi^2=10070.1$, $df=279$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=13.4$, $df_{(Rs-Nrs)}=3$, $p<0.1$)。さらに、全制約モデルと、2次因子からいずれか1つの1次因子(抑うつ気分, 不安, 怒り)への係数のみ等値制約を外したモデル(γ_1 非制約モデル~ γ_3 非制約モデル)との間の比較においては、 γ_3 非制約モデル, すなわち2次因子から怒り反応に向かうパスのみ非制約としたモデル(γ_3 非制約モデル;Nrs)と全制約モデル(Rs)との間に有意差が検出された(Nrs: $\chi^2=10072.9$, $df=281$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=10.7$, $df_{(Rs-Nrs)}=1$, $p<0.1$)。高校1・2年生においては2次因子から怒り反応へのパスの標準化係数(β)が.55である一方、成人就労者においては $\beta=.76$ であり、成人に比べて高校1・2年生では2次因子から怒り反応へのインパクトが相対的に小さいことが示された(図2)。

表3 学年別による、情動領域反応の高次因子分析モデルの係数および適合度比較

モデル		グループ変数(学年)の内訳および、係数 γ の制約の有無																	
		3groups (1年,2年,3年)						2groups (1年 vs 2年)						2groups (2年 vs 3年)					
		非制約(Nrs)			制約(Rs)			非制約(Nrs)			制約(Rs)			非制約(Nrs)			制約(Rs)		
係数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	
β	高1年	.96	.94	.56	.96	.95	.74	.96	.94	.56	.97	.92	.53	-	-	-	-	-	-
	高2年	.99	.90	.53	.96	.95	.76	.99	.89	.53	.97	.92	.56	.99	.90	.53	.96	.92	.61
	高3年	.92	.93	.70	.95	.94	.80	-	-	-	-	-	-	.92	.94	.70	.94	.92	.63
χ^2		1661.6	1711.1	1003.2	1007.1	1132.2	1143.8												
df		426	432	279	282	279	282												
$\chi^2_{(Rs-Nrs)}$ (*)				49.5**	3.9	11.6**													
df _(Rs-Nrs)				6	3	3													
<i>Fitness</i>	RMR	.085	.116	.080	.094	.083	.105												
	GFI	.879	.876	.888	.887	.877	.875												
	AGFI	.854	.853	.862	.863	.849	.849												
	RMSEA	.045	.046	.052	.052	.057	.057												
	AIC	1835.6	1873.1	1129.2	1127.1	1258.2	1263.8												

** : p<.01

表4 高校3年 vs 成人による、情動領域反応の高次因子分析モデルの係数および適合度比較

		グループ変数(学年)の内訳および、係数 γ の制約の有無														
		1箇所のみ制約を外し、他は制約したモデル														
モデル	全制約(Rs)	γ_1 非制約(Nrs)			γ_2 非制約(Nrs)			γ_3 非制約(Nrs)			非制約(Nrs)					
係数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	
高3年	.94	.92	.65	.93	.93	.65	.94	.92	.65	.94	.92	.70	.93	.93	.70	
成人	1.0	.90	.77	1.0	.90	.77	1.0	.90	.77	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	
χ^2	χ^2	9760.35			9759.72			9760.35			9757.27			9757.0		
	df	282			281			281			281			279		
	$\chi^2_{(Rs-Nrs)}(*)$				0.6			0.0			3.1			3.4		
	df _(Rs-Nrs)				1			1			1			3		
Fitness	RMR	.112			.113			.112			.108			.108		
	GFI	.870			.870			.870			.870			.870		
	AGFI	.842			.842			.842			.842			.841		
	RMSEA	.064			.064			.064			.064			.064		
	AIC	9880.4			9881.7			9882.3			9879.3			9883.0		

表5 高校1・2年 vs 成人による、情動領域反応の高次因子分析モデルの係数および適合度比較

		グループ変数(学年)の内訳および、係数 γ の制約の有無														
		1箇所のみ制約を外し、他は制約したモデル														
モデル	全制約(Rs)	γ_1 非制約(Nrs)			γ_2 非制約(Nrs)			γ_3 非制約(Nrs)			非制約(Nrs)					
係数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	
高1+2年	.96	.92	.61	.99	.90	.61	.95	.94	.61	.97	.92	.55	.98	.92	.56	
成人	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	1.0	.90	.76	
χ^2	χ^2	10083.57			10079.30			10081.67			10072.88			10070.1		
	df	282			281			281			281			279		
	$\chi^2_{(Rs-Nrs)}(*)$				4.3			1.9			10.7**			13.4**		
	df _(Rs-Nrs)				1			1			1			3		
Fitness	RMR	.093			.096			.094			.089			.087		
	GFI	.872			.872			.872			.872			.872		
	AGFI	.845			.845			.844			.845			.844		
	RMSEA	.063			.063			.063			.063			.063		
	AIC	10203.6			10201.3			10203.7			10194.9			10196.1		

** : p<.01

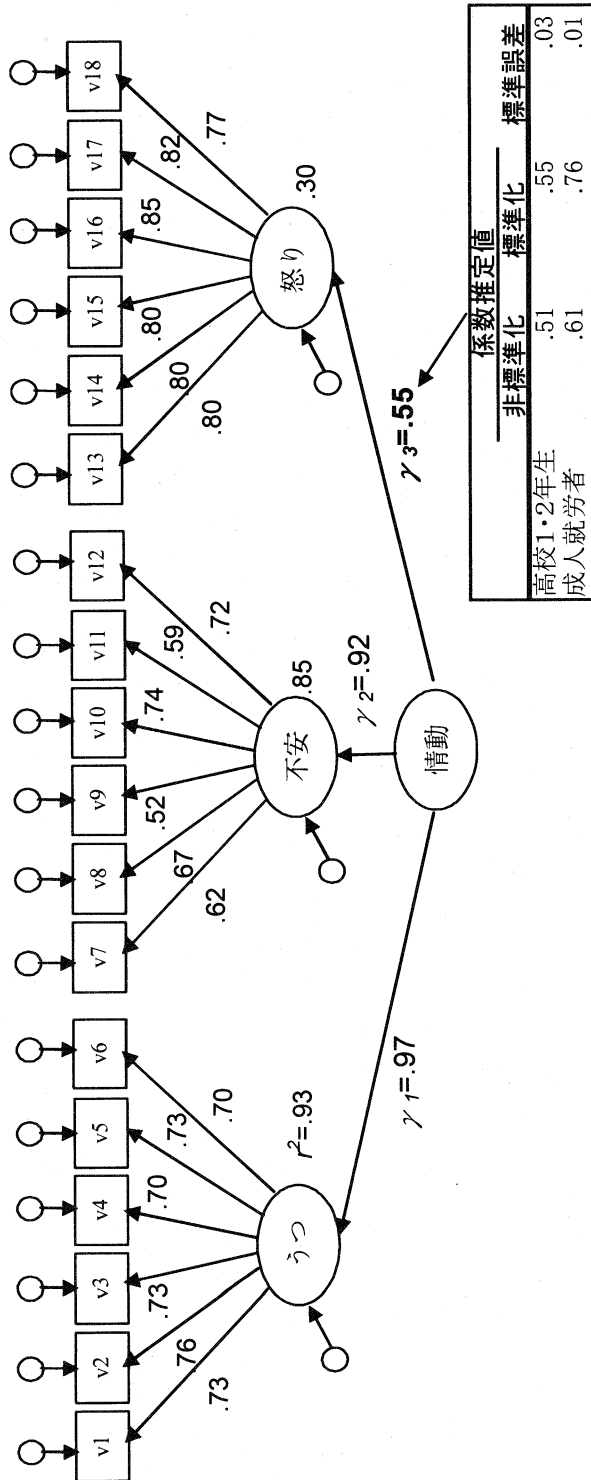


図2 怒り (γ3) のみ等値制約を外したモデルの高校1・2年生に対する推定結果

表6 男女別による、高校1・2年生の情動領域反応の高次因子分析モデルの係数および適合度比較

		係数 γ の制約の有無														
		1箇所のみ制約を外し、他は制約したモデル														
モデル	全制約(Rs)	γ_1 非制約(Nrs)			γ_2 非制約(Nrs)			γ_3 非制約(Nrs)			非制約(Nrs)					
係数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_1	γ_2	γ_3	
男子	.97	.90	.54	.91	.94	.55	.99	.87	.54	.97	.90	.59	.93	.92	.58	
女子	1.0	.91	.55	1.0	.88	.55	1.0	.93	.55	1.0	.92	.51	1.0	.90	.53	
χ^2	χ^2	1032.50			1018.51			1030.63			1028.64			1015.0		
	df	282			281			281			281			279		
	$\chi^2_{(Rs-Nrs)}$ (*)				14.0**			1.9			3.9*			17.5**		
	df _(Rs-Nrs)				1			1			1			3		
Fitness	RMR	.105			.085			.096			.112			.080		
	GFI	.887			.888			.887			.887			.889		
	AGFI	.863			.864			.863			.863			.863		
	RMSEA	.053			.053			.053			.053			.053		
	AIC	1152.5			1140.5			1152.6			1150.6			1141.0		

* : p<.05 ** : p<.01

一方、抑うつ反応 (γ_1 非制約モデル) や不安反応 (γ_2 非制約モデル) においては、制約の有無による有意差は認められなかった。

高校生の性差の検討

続いて高校1・2年生において性差の検討を行った。前項と同じモデルについて、男女別に母集団を設け、等値制約を置いたモデル (Rs) と、2次因子から1次因子への3つの係数のみ等値制約を外したモデル (Nrs) との比較を行った。その結果 (表6)、制約の有無により有意差がみられた (Rs : $\chi^2=1032.5$, $df=282$; Nrs : $\chi^2=1015.0$, $df=279$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=17.5$, $df_{(Rs-Nrs)}=3$, $p<0.1$)。さらに、全制約モデルと、2次因子からいずれか1つの1次因子 (抑うつ気分, 不安, 怒り) への係数のみ等値制約を外したモデル (γ_1 非制約モデル~ γ_3 非制約モデル) との間の比較においては、2次因子から抑うつ因子へのパスと (図3)、同様に2次因子から怒り因子へのパスについて (図4) 有意差が検出された (γ_1 非制約モデル(Nrs) : $\chi^2=1018.51$, $df=281$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=14.0$, $df_{(Rs-Nrs)}=1$, $p<0.1$; γ_3 非制約モデル(Nrs) : $\chi^2=1028.6$, $df=281$; $\Delta\chi^2_{(Rs-Nrs)}=3.9$, $df_{(Rs-Nrs)}=1$, $p<0.5$)。非制約モデルにおける2次因子から抑うつへのパスは男子が $\beta=.93$, 女子が $\beta=1.0$ であり, 2次因子から怒りへのパスは男子が $\beta=.58$, 女子が $\beta=.53$ であった。

一方、不安反応 (γ_2 非制約モデル) においては、制約の有無による有意差は認められなかった。

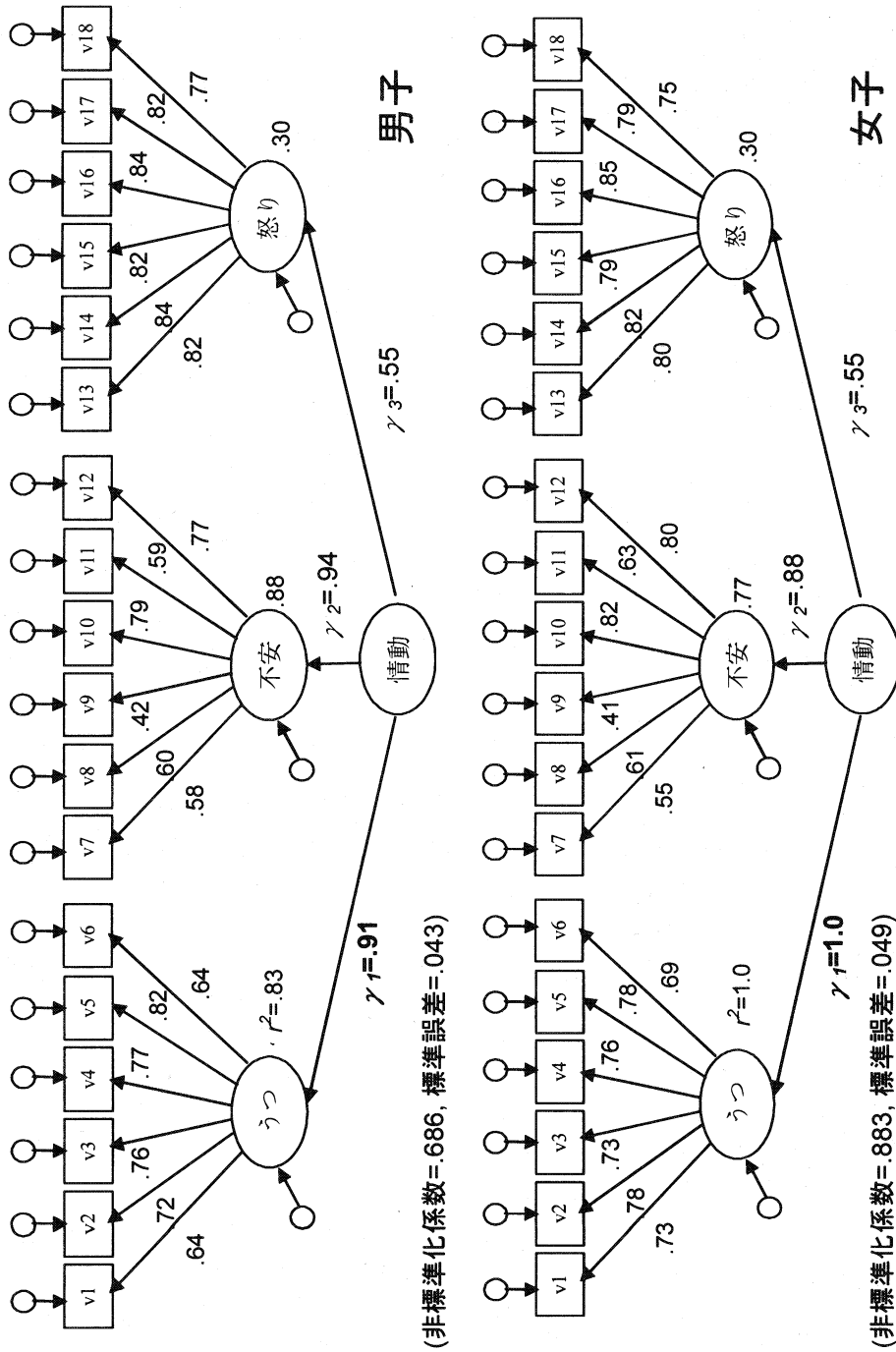


図3 抑うつ (γ_1) のみ等値制約を外したモデルの高校1・2年生における男女別推定結果

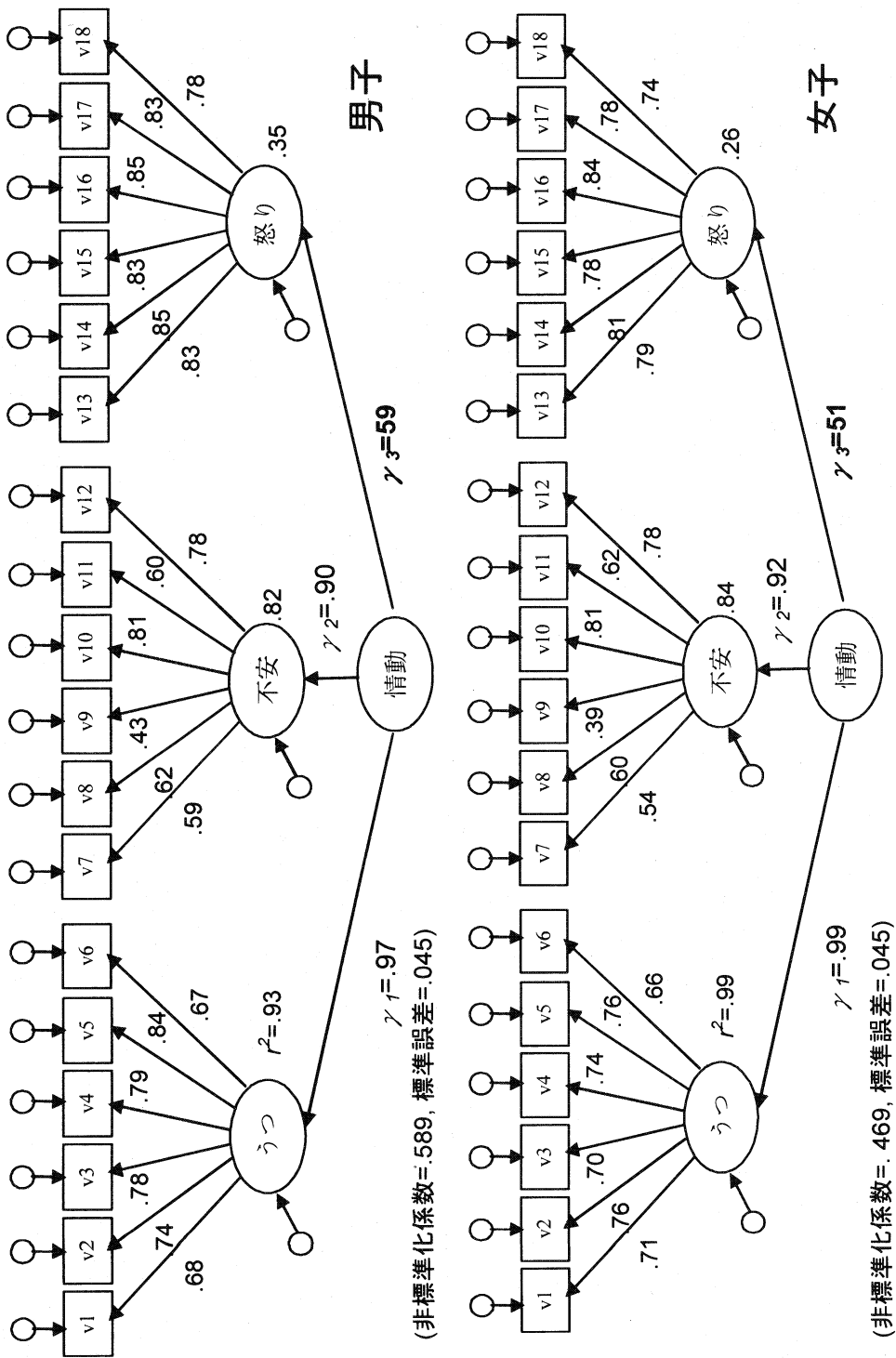


図4 怒り (γ3) のみ等値制約を外したモデルの高校1・2年生における男女別推定結果

4. 考 察

本研究では3つの情動反応下位尺度(抑うつ気分, 不安, 怒り)を1次因子, その上位に2次因子を仮定した2次因子モデルを仮定し, 高校生対成人就労者, 学年別ならびに男女別に多母集団同時解析を行うことにより, 情動反応の構造的妥当性の検証を行った. 本研究で2次因子モデルを採用した理由は, もとより抑うつ気分, 不安, 怒りの間には相当の相関が認められるものであり, これら3因子の背後に“総合的な情動反応”といった因子をさらに想定することによって, 3つの下位尺度間の構造を明らかにし, 情動ストレス反応についての構造をより詳細に検討することができると考えたからである. このモデルでは, 3つの下位尺度はそれぞれその背後にある基本的な情動反応の影響を受けており, そうした基本的な情動反応の影響を受ける部分と, 各反応に固有の部分とからなると理解することができる. この概念構造は情動を中心とするストレス仮説に当てはまっており, この仮説に基づいて事実を解釈する場合に適したモデルであるといえるだろう. 田中(1999)は類似事例において2次のモデルを採用しているが, その理由として, 2次因子を設けない1次因子分析モデルを用いても適合度に差は生じないが, そのような場合にはどちらのモデルがより事実を理解しやすくしているかによって判断するのがよいとしている. 以上をふまえ, 本研究では2次因子モデルを採用した.

高校生と成人就業者との比較について

本研究では高校生に対する PSRS-50R の情動反応尺度の妥当性を検討するために, 2次因子モデルによる確証的因子分析を行い, 成人就業者と比較した. 2次因子から情動下位尺度(抑うつ気分, 不安, 怒り)への3つの係数に対する等値制約の有無によってモデルの乖離度に差が見られるかを検討したところ, 有意差は検出されず, 両母集団間で情動反応の構造が異なるとはいえないことが示された. さらに2次因子から抑うつ気分, 不安, 怒りへの係数それぞれについて, 1つだけ等値制約を外した場合の分析においても, いずれも有意差は検出されず, 両母集団間で2次因子からそれぞれの情動下位尺度への影響が異なるとはいえないことが示された. 以上は高校1年生から3年生までを総合した分析の結果であるが, これは PSRS-50R の情動反応尺度の構造について, 高校生に対する交差妥当性を示すものと解釈することができるだろう.

高校生の学年差について

高校生全体としては交差妥当性が確認されたことを踏まえ, さらに詳細な検討を行うため, 学年別に分けた3群で多母集団解析を行った. その結果, 等値制約の有無により乖離度に有意差がみられ, 対比較の分析では1年生と2年生との間に差はなく, 2年生と3年生との間に差が検出された. このことは, 1・2年生と, 3年生とでは情動反応の構造に差異がある可能性を示唆している. そこで, 高校生データを1・2年生群と3年生群に分け, それぞれ成人就業者との間で比較を行ったところ, 3年生と成人とでは差がなかったものの, 高校1・2年生と成人とでは差異が認められ, 成人に比べて高校1・2年生では2次因子から怒り反応への影響が相対的に小さいことが示された. すなわち成人と比較して高校1・2年生では, 怒り反応はその背後にある基本的な情動反応の影響

を受けるよりも、怒り反応固有の変動が相対的に大きいものと解釈できる。

これは高校1・2年生では怒り反応と情動反応の関連が弱く、成人になるにつれ発達的に関連が強くなると解釈することができるが、古屋・音山（2002）の結果によれば2次因子と怒りの相関は小学生で $r=.71$ 、中学生 $r=.57$ 、高校生 $r=.60$ であり、必ずしも年齢が低いと関連が小さいという直線的な関係ではないことが示唆されている。発達の特徴として中学から高校にかけての年代に怒り反応と情動反応との関連が低下するのかどうかについては、今後さらに検討する必要があるだろう。

いずれにしても、怒り反応において高校1・2年生と成人との間で差異が認められたという結果は、高校生に対する情動反応尺度の交差妥当性に一定の留保を付けるものと考えられよう。学年によらず高校生データを総合的に研究する目的、もしくは高校3年生を対象に研究する場合には十分妥当であるが、高校1・2年生を対象にする際には、怒り反応に固有の変動因が影響する可能性に留意する必要があるといえるであろう。

高校生の性差について

上述の結果より高校1・2年生の情動反応の構造が特異的であることが考えられることから、性差について確認した。その結果、抑うつ反応と怒り反応について有意差が検出され、男子は女子に比較し2次因子から抑うつ反応への影響が相対的に小さく、また怒り反応については女子のほうが男子に比較して2次因子からの影響が相対的に小さい結果が示された。高校1・2年生を対象に性差研究を行う際には、上述の傾向に留意する必要があるといえるであろう。

引用文献

- 青山 みどり・嶺岸 秀子・廣瀬 規代・斉藤 基・佐々木 かほる・坂田 成輝・古屋 健 1998 基礎看護実習中の学生のストレスⅡ—事前指導の効果— 群馬県立医療短期大学紀要, 5, 77-87.
- 古屋 健・坂田 成輝・音山 若穂・所澤 潤 1994 教育実習生のストレスに関する基礎研究 群馬大学教育実践研究, 11, 227-240.
- 古屋 健・音山 若穂 1999 HRM のための尺度・チェックリスト 2. 従業員用尺度・チェックリスト (8)ストレス. 日本労働研究機構調査研究報告書 No.124 .雇用管理業務支援のための尺度・チェックリストの開発—HRM (Human resource management) チェックリスト—. 日本労働研究機構, 102-203.
- 古屋 健・音山 若穂 2002 小・中・高校生の心理的ストレス反応の構造について 群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編, 51, 303-323.
- 廣瀬 規代美・嶺岸 秀子・瀬戸 正子・正田 美智子・坂田 成輝・古屋 健 1998 基礎看護実習中の学生のストレスⅠ—心理的・身体的ストレス反応の経時的変化— 群馬県立医療短期大学紀要, 5, 65-75.
- 廣瀬 規代美・嶺岸 秀子・瀬戸 正子・坂田 成輝・古屋 健 1996 臨床看護実習中における学生のストレス—心理的・身体的ストレス反応の時系列的変動から— 群馬県立医療短期大学紀要,

3, 7-18.

- 日本労働研究機構 1999 雇用管理業務支援のための尺度・チェックリストの開発—HRM (Human resource management) チェックリスト— 日本労働研究機構 調査研究報告書 No.124.
- 新名 理恵 1994 ストレス反応の測定—心理検査 CLINICAL NEUROSCIENCE, 12, 530-533.
- 新名 理恵 1995 介護の心理的ストレス・モデル ストレス科学, 10, 220-223.
- 新名 理恵・坂田 成輝・矢富 直美・本間 昭 1990 心理的ストレス反応尺度の開発 心身医学, 30, 29-38.
- 新名 理恵・坂田 成輝・山崎 久美子 1995 外来患者の心理的ストレス・プロセス (I): ストレスラーと心理的ストレス反応との関係. 日本保健医療行動科学学会年報, 10, 121-139.
- 新名 理恵・矢富 直美・本間 昭 1991 痴呆老人の在宅介護者の負担感に対するソーシャル・サポートの環境効果. 老年精神医学雑誌, 2, 655-663.
- 岡安 孝広・嶋田 洋徳・坂野 雄二 1992 中学生用ストレス反応尺度の作成の試み 早稲田大学人間科学研究, 5, 23-29.
- 音山 若穂 1996 心理的ストレス反応に対するソーシャル・サポートの緩衝効果—教育実習生のストレスに関する一研究— 早稲田大学大学院文学研究科紀要, 41, 29-41.
- 坂野 雄二・嶋田 洋徳・三浦 正江・森 治子・小田 美穂子・猿渡 末治 1994 高校生の認知的個人差が心理的ストレスに及ぼす影響 早稲田大学人間科学研究, 7, 75-90.
- 坂田 成輝・新名 理恵・山崎 久美子 1995 外来患者の心理的ストレス・プロセス (II): ストレスラー, 心理的ストレス反応とコーピングとの関係. 日本保健医療行動科学学会年報, 10, 140-156.
- 嶋田 洋徳・戸ヶ崎 康子・坂野 雄二 1994 小学生用ストレス反応尺度の開発 健康心理学研究, 7, 46-58.
- 田中 敬子 1999 女子大生の健康とその食生活背景について. 因子モデルと多重指標モデルによる因果関係の分析. 山本嘉一郎・小野寺孝義 (編著), Amosによる共分散構造分析と解析事例. ナカニシヤ出版, p.102.
- 豊田 秀樹 1992 SASによる共分散構造分析. 東京大学出版会, p.196.