

# 労働者のメンタルヘルスと行動特性の影響 — 共分散構造分析による因果モデルの検証 —

山本美奈子, 宗像恒次

筑波大学大学院人間総合科学研究科ヒューマン・ケア科学専攻

**抄録:** 労働者のメンタルヘルスと行動特性の影響—共分散構造分析による因果モデルの検証—: 山本美奈子ほか. 筑波大学大学院人間総合科学研究科ヒューマン・ケア科学専攻—**目的:** 労働者のメンタルヘルスの諸要因を明らかにし, また行動特性とメンタルヘルスとの因果関係を検証した. **対象と方法:** 民間企業と地方自治体の労働組合に加入する労働者 1,425 名を対象に無記名自記式質問紙調査にて分析した. **結果:** 労働者の行動特性とメンタルヘルス不調の関連を共分散構造分析により調べた. その結果, 自己抑制型, 対人依存型などの行動特性で示される他者報酬型自己イメージ変数は, 直接メンタルヘルス不調に影響していることが示された. 情緒的支援認知は, 行動特性である他者報酬型自己イメージ変数とストレス源認知に直接影響し, メンタルヘルス不調に間接的に影響していることが示された. さらに, 多母集団同時分析の結果, 集団による違いは認められず, 因果モデルは同じ構造を持っていることを確認した. **考察:** 他者報酬型自己イメージは, メンタルヘルス不調に直接影響し, その影響力は最も大きかった. そのため, メンタルヘルス不調を予防するには, 自己報酬型自己イメージにシフトしていくことが重要であると示唆された. さらに, 職場の情緒的支援認知を高め, 自己表現力や自己価値感を高める取り組みは, 自己報酬型自己イメージ変容を促し, メンタルヘルス不調を予防する可能性が期待できると示唆された.

(産衛誌 2012; 54: 10-21)

**キーワード:** Behavioral traits, Mental health, Multi-population analysis, Self-image, Worker

2011 年 4 月 4 日受付; 2011 年 10 月 13 日受理  
J-STAGE 早期公開日: 2011 年 11 月 9 日  
連絡先: 山本美奈子 〒305-8577 茨城県つくば市天王台 1 丁目 1-1 筑波大学 総合研究棟 D 棟  
(e-mail: yamamoto@energycompany-ee.com)

## I. はじめに

大手企業を対象とした調査<sup>1)</sup>によると, メンタルヘルス不調者が増加していると回答する企業は 44.4%で, メンタルヘルス上の理由で 1 ヶ月以上休職している労働者がいると回答した企業は 63.5%と報告されている. このような背景には, 厳しい経営環境の変化に伴うリストラや管理職の階層を減らす組織のフラット化により, 職場のコミュニケーション不足や人材育成の急激な低下が要因であると指摘<sup>2)</sup>されている. また, 終身雇用が保証されていた時代と比べ, 職業生活における見通しのない不安があり, メンタルヘルスとキャリアの問題は互いに絡み合っていると論じられている<sup>3,4)</sup>. 労働環境が大きく変化する中で, メンタルヘルス不調を予防し, 労働者自身が変化に適応していくためのより積極的な対策が求められている.

これまでの職業性ストレス研究を概観すると, 高度産業化の進展の中で, 労働ストレスモデルや理論が提示されてきた. 先行研究では, 環境要因や個人要因と疾病についてストレスの因果モデルを設定した Cooper ら<sup>5)</sup>の報告がある. しかしながら, 測定方法や変数の測定に課題が残り, ストレス源とストレス反応の関係を十分に説明するまでには至らなかった.

近年では, アメリカ国立労働安全保健研究所が「NIOSH 職業性ストレスモデル<sup>6)</sup>」を提示した. このモデルは, 個人要因・職場外要因・緩衝要因として職場の支援が労働ストレス源と急性反応との因果関係に影響を及ぼす要因として提示されており, 総括的なモデルとして広く活用されている. しかし, モデルにおける変数間の関係や因果関係は検証されておらず, 個人要因についても特定されていない<sup>7)</sup>.

国内の職場ストレス対策の課題として川上<sup>8)</sup>は, 個人を取り巻く多様な構成要素や日本人の組織レベルの文化差を考慮に入れる必要性を指摘している. 岩田<sup>9)</sup>も, 労働現場のストレス源は, それ単独で存在するというより, むしろ個人要因と相互に影響しあって存在してお

り、複雑に絡みあったストレス事象を捉えるには、これらを組み合わせた理論モデルを設定し、それに則ってアプローチするのが効率的であると述べている。

個人要因に関してFriedman<sup>10)</sup>らは、タイプA行動特性の概念を示した。このタイプは、短気、攻撃性、競争心と承認や出世に対する持続的な欲望などが、虚血性心疾患の発症のリスクを高める共通の行動パターンとして捉えている。Temoshokら<sup>11)</sup>は、がん患者に共通する行動特性をタイプCとして示した。タイプCとは、怒りや恐れや悲しみなど陰性感情を表出せず、仕事や人間関係では忍耐強く、自己犠牲的な問題解決を選ぶ行動特性である。このような行動特性は、がん発症のリスクを高めるとしている。これら個人要因は、疾病概念から行動特性が明らかにされてきている。しかし、労働者のメンタルヘルスに関して予防的側面から行動特性を明らかにする研究は少ない。

抑うつや職場不適応などメンタルヘルス不調の背景には、自分の本当の感情や欲求を抑圧し、他者からの承認や賞賛や地位などの報酬を得ることに重きを置く行動特性からなる自己イメージがある。これを他者報酬型自己イメージという。他者報酬型自己イメージは、他者の評価に左右されるため緊張や不安が生じやすく、自分らしさを感じられないため自己否定的な感情が生じやすい。そのためストレスが蓄積しやすくうつ気分が高まるとされる<sup>12)</sup>。先行研究では、日本人に特徴的な自分の感情や欲求を抑える自己抑制型の高さや、他者に対して過度に察しを求める対人依存型の高さは、抑うつや不安と関連が強く<sup>13)</sup>、自己価値感が低下することと関連している<sup>14)</sup>。本研究では、他者報酬型自己イメージとは、自己抑制型と対人依存型が高く自己価値感が低い行動特性からなる自己イメージと定義する。

一方、他者評価や他者基準にとらわれず、自分の満足や愉しさに基づき自立的に行動する対人依存型の低さや自分の気持ちを率直に自己表現する自己抑制型の低さは、自己価値感を高め、自分らしさを感じるができる。これを自己報酬型自己イメージと定義する。

本研究では、労働者のメンタルヘルスと年齢、性別、職種、時間外労働による違いや行動特性を含む心理的要因の関連を明らかにする。そのうえで、個人要因の一つである他者報酬型または自己報酬型の行動特性からなる自己イメージがメンタルヘルスに及ぼす影響について因果モデルを検証し、検討することを目的とする。

## II. 研究方法

### 1. 調査対象および調査方法

調査は、土木関連の民間企業が加入する労働組合と、地方自治体の地方公営企業法の適応を受ける労働組合の協力を得て実施した。民間企業のデータは、全国組織の

労働組合が窓口となり、11社の構成比率から正規社員を対象にランダムに抽出した。地方自治体は、全事業所の正規職員を対象とし、組合員の2分の1をランダムに抽出した。民間企業の労働組合には、1,228名に調査票を配布し、1,118名から回収した(回収率91.0%)。地方自治体の労働組合には、350名に配布し325名から回収した(回収率92.6%)。調査票は、無記名で自記式質問紙調査を行った。解析では、性別、年齢、尺度の各項目に欠損値のない者を有効回答者とした。分析対象者は、民間企業の労働組合1,101名、地方自治体の労働組合324名の合計1,425名(90.3%)である。調査実施期間は、2006年6-7月末である。

倫理的な配慮として調査票紙面にて研究の趣旨と研究目的以外では使わないこと、個人が特定されないことを説明した。そして、個人情報の漏洩を避けるために記入した調査票は1人ずつ糊付け封筒に入れ、担当者が窓口となり労働組合毎に回収した。本研究は筑波大学大学院人間総合科学研究科研究倫理委員会の承認を得て実施した。

なお、本研究は、2006年3月に民間企業の労働者101名に予備的調査を実施し、使用尺度の信頼性と妥当性および分析モデルが基準範囲内であることを確認している<sup>15)</sup>。

### 2. 仮説構成概念

本研究における労働者のメンタルヘルスの構成概念を次のように仮説した。肯定的な自己イメージを持つ人ほど全体としての自己が安定し、精神的に安定した状態をもたらす<sup>16,17)</sup>とされ、良好な自己イメージはメンタルヘルスを高める可能性があることを示唆している。また、情緒的な支援認知は、自己イメージに影響を持ち<sup>14)</sup>、支援はストレスの緩衝要因として機能<sup>18,19)</sup>し、ストレスの高低に関わらずサポート効果が働く<sup>20)</sup>と報告されている。このような先行研究に基づき検討した結果、他者からの情緒的な支援認知を「情緒的支援認知」、仕事のうで日常的に感じるストレス源認知や職場環境のストレス源認知を「ストレス源認知」、自己抑制型と対人依存型および自己価値感からなる行動特性を「他者報酬型自己イメージ」または「自己報酬型自己イメージ」の潜在変数が関連していると考えた。

「情緒的支援認知」は「ストレス源認知」と「他者報酬型自己イメージ」または「自己報酬型自己イメージ」に影響し、それぞれがメンタルヘルス不調に影響している。中でも自己イメージは、行動特性として考えや行動に直接関連するため、メンタルヘルス不調に及ぼす影響が最も高いと考えた。

### 3. 分析方法

#### 1) 解析方法

まず、主解析で集団を一つに解析し、妥当性を検討するために民間企業と地方自治体の所属別で比較した。性別や年齢や職種など属性に関する比較には、 $\chi^2$  検定を行った (Table 1)。次に心理尺度の平均値および標準偏差を求め、比較には  $t$  検定を行った (Table 2)。また、抑うつは、尺度の評価基準に基づいて 2 群に分け (20-48 点を低-中群, 49-80 点を高群) 属性の違いを検定するために  $t$  検定および  $\chi^2$  検定を行った (Table 3)。使用した心理尺度の信頼性は、クロンバッハの  $\alpha$  係数を算出し内的-一貫性を確認した。基準関連妥当性は、ピアソンの積率相関係数を算出した。また、確認的因子分析 (主因子法・プロマックス回転) にて因子構造を確認した (Table 4)。さらに、抑うつと性別や年齢や職種や時間外労働の関連を明らかにするために、ピアソンの積率相関係数を算出した (Table 5)。有意水準は 5% 未満とした。

#### 2) 因果モデル検討のための分析

抑うつと関連がある要因を明らかにするために、仮説に従い各変数を独立変数とし、抑うつを従属変数とした強制投入法による重回帰分析 (Table 6) を行った。次に確認的因子分析 (主因子法・プロマックス回転) を行い、仮説モデルの潜在変数を決定し、構成概念と一致していることを確認した。

これらの結果から仮説モデルを作成し、共分散構造分析を行いその適合度を確認した。攪乱変数は  $d$ 、誤差変数は  $e$  と表示し区別した。母数の制約は、誤差変数から観測変数へのパスの全てを 1 に、攪乱変数から潜在変数へのパスの全てを 1 に固定した。モデルの評価には、適合度指標 (GFI)  $\geq 0.95$ 、修正適合度指標 (AGFI)  $\geq 0.90$  (GFI  $\geq$  AGFI) 平均 2 乗誤差平方根 (RMSEA)  $\leq 0.08$  を判定基準<sup>21)</sup> に採用し相対的なモデルの良さを表す AIC を用いた。 $\chi^2$  検定による判断は、ケース数 1,000 以上と大きいため困難と考え<sup>21)</sup> 評価には用いなかった。モデルのパス係数の評価は、検定統計量 C.R. を参考に絶対値が 1.96 以上のものを統計的に有意 ( $p < 0.05$ ) とし指標にした。

さらに因果モデルが、所属や職種や性差による集団の違いを比較するために等置制約を置かない多母集団同時分析を実施した (Table 7-9)。なお、職種別は職種の特性を考慮し、技術職、事務職、その他 (営業、サービス、製造、販売、研究) の 3 群に分け分析した。全ての解析には、統計ソフト spss11.0 for windows および Amos4.0 を用いた。

### 4. 調査票の構成

#### 1) 対象者の属性

性別、年齢、職種と過去 6 ヶ月の月平均の時間外労働を質問した。過去 6 ヶ月の月平均の時間外労働は「ほとんどなし」、「50 時間未満」、「50 時間-100 時間未満」、「100 時間以上」と回答項目を設けた。

#### 2) 測定尺度

##### ①メンタルヘルス不調に関する尺度

##### a) 抑うつ<sup>22)</sup> (20 項目)

Zung が開発した SDS 尺度をベースに宗像らが日本人の文化や習慣を考慮し標準化したもので、食欲や睡眠や身体症状から抑うつ傾向を測定する。得点は、80 点満点である。評価基準は、20-35 点は抑うつがない、36-48 点は中程度、49-60 点は強い抑うつ、61 点以上は重度で強い抑うつで、得点が高くなるほど傾向が強いことを表す。

##### ②他者報酬型自己イメージに関する尺度

##### b) 自己抑制型行動特性<sup>23)</sup> (10 項目)

周りの人に嫌われないように、仲間はずれにならないように自分の感情や欲求を抑え、周りの期待に応えようとする行動特性である。得点は、20 点満点ある。評価基準は、0-6 点は率直あるいはわがまま、7-10 点は日本人社会に平均的に適応しても自分らしさがない、11-14 点は自己抑制が高い。15 点以上は非常に高く、周りの顔色を伺い他者の評価が基準となるため常に不安である。

##### c) 対人依存型行動特性<sup>22)</sup> (15 項目)

Hirschfeld が開発した Interpersonal Dependency Inventory をベースに宗像らによって日本人対象に適するように開発された尺度である。人に期待しやすく、情緒的依存心の強い行動特性の傾向を測定する。得点は、15 点満点である。評価基準は、0-3 点は、対人依存心が低く自立心が強い。4 点の中、5-8 点はやや依存的、9 点以上はかなり依存的で相手に過度に期待する傾向と評価する。

##### d) 自己価値感<sup>22)</sup> (10 項目)

Rosenberg により開発され Self-Esteem 尺度を宗像らが邦訳して標準化した尺度である。自分に対する肯定感をどの程度持っているかを測定する。得点は、10 点満点である。評価基準は、0-6 点は低い、7-8 点は中くらい、9-10 点は高いと評価する。

##### ③情緒的支援認知に関する尺度

##### e) 職場 / 情緒的支援認知<sup>23)</sup> (10 項目)

職場の情緒的なサポートをどれくらい認知しているか測定している。得点が高いほど職場からの支援を受けていると解釈する。

##### f) その他 / 情緒的支援認知<sup>23)</sup> (10 項目)

友人その他の情緒的なサポートをどれくらい認知して



いるか測定している。得点が高いほど周りからの支援を受けていると解釈する。

g) 家族 / 情緒的支援認知<sup>23)</sup> (10 項目)

家族の情緒的なサポートをどれくらい認知しているか測定している。得点が高いほど家族からの支援を受けていると解釈する。

e-g の得点は 10 点満点である。評価基準は、0-5 点は低く、周りの心の支援をあきらめている。6-8 点は中、9-10 点は高く自分を認め愛してくれる人がいると認知している。

④ストレス源認知に関する尺度

h) ワークストレス源認知<sup>24)</sup> (12 項目)

労働者自身が感じる仕事内容、量、将来の仕事に対する見通し不安など、日常苛立ちごととしてのストレス源認知を測定。得点は、24 点満点である。評価基準は、3 点以下はワークストレス源が低い、4-6 点はやや高い、7-10 点は高い、11 点以上はかなり高いといえる。得点が高いほど仕事に関するストレス源認知があるといえる。

i) 職場環境ストレス源認知<sup>25)</sup> (15 項目)

労働者自身では、変えることのできない職場風土や管理方式など職場環境の心理社会的ストレス源認知から発生する要求の度合いを測定。得点は、60 点満点である。評価基準は、37 点以下は職場環境への改善要求が少ない。38-44 点は職場環境への改善要求はかなりある、45 点以上は職場環境の改善要求が相当多いといえる。

### Ⅲ. 結 果

#### 1. 対象者の特性

対象者の属性を Table 1 に示す。平均年齢は、民間企業と地方自治体の両群に差はなく  $36.4 \pm 9.1$  歳であった ( $p = 0.480$ )。属性では、性別 ( $p = 0.011$ )、職種 ( $p = 0.000$ )、時間外労働 ( $p = 0.000$ ) の群間に差があった。職種は、技術職がもっとも多く 59.5%、営業 7.9%、事務職 20.6%、サービス 1.3%、製造職 1.1%、販売 7.3%、研究職 2.3%であった。

過去 6 ヶ月の月平均の時間外労働で 50 時間以上の割合は、合計 44.4%だった。内訳は、民間企業が全体の 56.4%、地方自治体は 10.5%で有意な差が認められた ( $p = 0.000$ )。したがって、地方自治体に比べ民間企業は時間外労働が多いことが明らかになった。

所属別の心理尺度の平均値を Table 2 に示す。抑うつ<sup>26)</sup>の平均値は、民間企業が 40.9 に対し地方自治体 42.3 と高く、有意な差が認められた ( $p = 0.047$ )。対人依存型<sup>27)</sup>は、民間企業が 4.4 に対し地方自治体は 4.7 と高く、有意な差が認められた ( $p = 0.038$ )。職場の情緒的支援認知<sup>28)</sup>は、民間企業 5.2 に対し地方自治体は 4.2 と低く、有意な差が認められた ( $p = 0.000$ )。また家族の情緒的支援認知<sup>29)</sup>は、民間企業 8.0 に対し、地方自治体は 7.3 と低く、有意な差が認められた ( $p = 0.001$ )。したがって、地方自治体に比べ民間企業の方が自立的傾向で、職場および家族の情緒的支援が高く、抑うつが低いことが明らかになった。

抑うつを低-中群と高群の 2 群に分け、性別、年齢、職種、時間外労働の違いを分析した結果を Table 3 に示す。

**Table 1.** Basic factors of the study population

	Total		Private enterprise		Local government		Statistics	p value
	n=1,425 (%)	Mean (SD)	n=1,101 (%)	Mean (SD)	n=324 (%)	Mean (SD)		
Age		36.2 (8.3)		36.2 (8.3)		36.5 (9.9)	$t=-0.708$	0.480
Gender								
Male	1,296 (90.9)		1,011 (91.8)		283 (87.3)			
Female	129 (9.1)		90 (8.2)		41 (12.7)		$t=-2.211$	0.011
Types of occupation								
Sales	113 (7.9)		113 (10.3)					
Clerical work	216 (20.6)		216 (19.6)		77 (23.8)			
Service industry	19 (1.3)		19 (1.7)					
Manufacturing	15 (1.1)		15 (1.4)				$\chi^2=119.166$	0.000
Sales employment	104 (7.3)		104 (9.4)					
Engineering	848 (59.5)		623 (56.6)		225 (69.4)			
Research	33 (2.3)		11 (1.0)		22 (6.8)			
Overtime								
(Monthly average of the past 6 mo)								
Almost none	192 (13.1)		85 (7.7)		107 (33.0)			
50 h or less	578 (42.5)		395 (35.9)		183 (56.5)		$\chi^2=946.5$	0.000
50-99 h	485 (32.8)		460 (41.8)		25 (7.7)			
100 h or more	170 (11.6)		161 (14.6)		9 (2.8)			

**Table 2.** Differences in average psychological measures (*t*-test)

	Private enterprise		Local government		<i>t</i> -test	<i>p</i> value
	Mean	SD	Mean	SD		
Depression: 20 items / 20-80	40.9	9.3	42.3	11.2	-2.1	0.047
Self-esteem: 10 items / 0-10	5.4	2.4	5.3	2.8	1.2	0.352
Self-repression: 10 items / 0-20	10.2	3.2	10.1	3.4	0.4	0.584
Interpersonal dependency: 15 items / 0-15	4.4	2.6	4.7	3.0	-2.1	0.038
Perceived emotional support at the workplace: 10 items / 0-10	5.2	3.3	4.2	3.6	4.0	0.000
Perceived emotional support from others: 10 items / 0-10	5.6	3.9	5.2	4.1	1.3	0.129
Perceived emotional support from family members: 10 items / 0-10	8.0	2.9	7.3	3.5	3.1	0.001
Perceived work stress: 12 items / 0-24	6.7	4.5	7.6	4.6	-3.3	0.075
Perceived source of stress in the workplace environment: 15 items / 15-60	39.8	8.1	38.9	8.2	1.7	0.054

**Table 3.** Difference of factors between two groups defined by depression score

	Low-Middle		High		$\chi^2$ value	<i>p</i> value
	n=1,122 (%)		n=282 (%)			
Workplace					$\chi^2=5.574$	0.012
Private enterprise	898 (81.6)		203 (18.4)			
Local government	245 (75.6)		79 (24.4)			
Gender					$\chi^2=-0.061$	0.440
Male	1,039 (80.3)		255 (19.7)			
Female	104 (79.4)		27 (20.6)			
Age					$\chi^2=3.949$	0.557
10's	5 (75.0)		1 (25.0)			
20's	227 (76.7)		53 (23.3)			
30's	567 (77.1)		130 (22.9)			
40's	233 (70.0)		70 (30.0)			
50's	111 (75.7)		27 (24.3)			
60's	2 (50.0)		1 (50.0)			
Types of occupation					$\chi^2=15.000$	0.017
Sales	95 (84.1)		18 (15.9)			
Clerical work	238 (81.2)		55 (18.8)			
Service industry	13 (68.4)		6 (31.6)			
Manufacturing	12 (80.0)		3 (20.0)			
Sales employment	89 (85.6)		15 (14.4)			
Engineering	677 (79.8)		171 (20.2)			
Research	19 (57.6)		14 (42.4)			
Overtime (Monthly average of the past 6 mo)					$\chi^2=4.553$	0.208
Almost none	156 (81.2)		36 (18.8)			
50 h or less	467 (80.8)		111 (19.2)			
50-99 h	394 (81.2)		91 (18.8)			
100 h or more	126 (74.1)		44 (25.9)			

抑うつ高群の所属別では、民間企業が18.4%に対し、地方自治体は24.4%で有意な差が認められた ( $p = 0.012$ )。抑うつ高群の職種別では、研究職が42.4%、サービス職31.6%で職種による有意な差が認められた ( $p = 0.017$ )。したがって、抑うつ高群は、地方自治体に多く、職種は

研究職、サービス職に多いことが明らかになった。

## 2. 尺度の信頼性および妥当性の結果

調査票の尺度の信頼性分析と基準関連妥当性分析および因子分析の結果を Table 4 に示す。使用尺度の信頼性

**Table 4.** Mean values reliability analysis and criterion related validity

Variables	Descriptive statistics	Coefficient of reliability	Validity coefficient		Factor analysis	
	Mean $\pm$ SD	Cronbach's alpha	Correlation coefficient with depression	Eigen value	First factor contribution rate (%)	Cumulative contribution rate (number of factors)
Depression: 20 items / 20-80	41.2 $\pm$ 9.7	0.89	—	7.09	35.43	49.44 (4)
Self-esteem: 10 items / 0-10	5.4 $\pm$ 2.6	0.75	0.501**	2.43	24.28	30.13 (4)
Self repression: 10 items / 0-20	10.2 $\pm$ 3.2	0.70	0.257**	2.42	24.21	37.66 (3)
Interpersonal dependency: 15 items / 0-15	4.5 $\pm$ 2.8	0.62	0.302**	2.15	14.78	29.18 (4)
Perceived emotional support at the workplace: 10 items / 0-10	5.0 $\pm$ 3.4	0.91	-0.281**	5.07	59.37	62.87 (2)
Perceived emotional support from others: 10 items / 0-10	5.5 $\pm$ 3.9	0.95	-0.122**	6.80	67.92	71.20 (2)
Perceived emotional support from family members: 10 items / 0-10	7.9 $\pm$ 3.1	0.93	-0.070**	5.90	59.37	62.87 (2)
Perceived work stress: 12 items / 0-24	6.9 $\pm$ 4.7	0.85	0.199**	4.10	25.60	34.97 (3)
Perceived source of stress in the workplace environment: 15 items / 15-60	39.6 $\pm$ 8.1	0.87	0.098**	6.87	29.85	39.32 (3)

\*\* $p < 0.01$ .**Table 5.** Correlation matrix of basic factors regarding depression

	1	2	3	4	5	6
1 Depression	1.000					
2 Workplace factor	0.063*	1.000				
3 Age	-0.010	-0.007	1.000			
4 Gender	-0.004	0.061*	-0.111**	1.000		
5 Types of occupation	0.023	0.125**	0.038	-0.282**	1.000	
6 Overtime (Monthly average of the past 6 mo)	0.058*	0.393**	-0.114*	-0.252**	0.393**	1.000

\*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ .

分析は、クロンバッハの $\alpha$ 係数を算出した。その結果 $\alpha$ 係数は、対人依存型はやや低いものの許容範囲で、その他の尺度は0.7以上得られていた。また、抑うつを外的基準とし、理論的に相関があると考え妥当性を算出した。その結果、その他の情緒的支援認知と家族の情緒的支援認知および職場環境ストレス源認知以外は有意な相関係数が得られていた。因子分析の結果は、第1因子固有値はすべて1以上であり、寄与率も概ね高かった。

### 3. 労働者のメンタルヘルスと行動特性に関する因果モデル

仮説モデルを作成するために抑うつと性別、年齢、職

種、時間外労働の関連を Table 5 に確認した結果、これらの関連は非常に低かった ( $r = -0.010-0.063$ )。そして抑うつと行動特性を含む心理的関連を Table 4 で確認 ( $r = -0.281-0.501$ ) し、さらに抑うつと関連する変数間の因果関係を明らかにするために重回帰分析を行った (Table 6)。その結果、抑うつと自己価値感、自己抑制型、対人依存型、職場の情緒的支援認知、ワークストレス源認知が有意 ( $p = 0.000$ ) 性を示していた。

次に重回帰分析で得られた結果を基に確認的因子分析を行い、仮説構成概念と潜在変数が一致していることを確認した。自己抑制型、対人依存型、自己価値感の3つの観測変数からなる潜在変数を「他者報酬型自己イメー

**Table 6.** Multiple regression analysis for depression

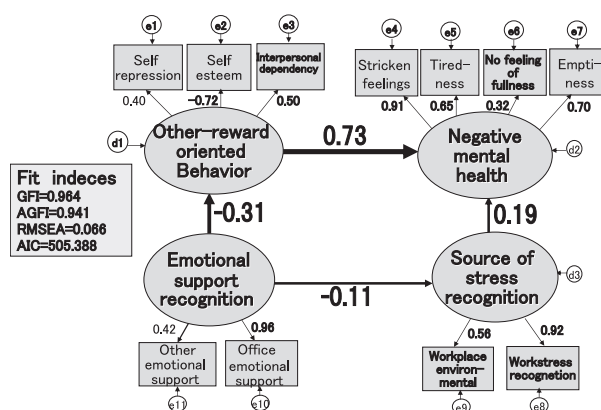
	$\beta$	$t$ -test	$p$ value
Self-esteem	-0.397	-16.510	0.000
Self repression	0.108	4.512	0.000
Interpersonal dependency	0.104	4.185	0.000
Perceived emotional support at the workplace	-0.161	-6.625	0.000
Perceived emotional support from others	0.000	-0.001	0.999
Perceived emotional support from family members	-0.013	-0.600	0.549
Perceived work stress	0.151	5.951	0.000
Perceived source of stress in the workplace environment	0.017	0.661	0.509

$R^2=0.339$

ジ]とした。次に、職場、その他の情緒的支援認知を観測変数とする潜在変数を「情緒的支援認知」とした。さらに、ワークストレス源認知と職場環境ストレス源認知の2つの観測変数からなる潜在変数を「ストレス源認知」と仮定した。抑うつを観測変数とする「メンタルヘルス不調」を潜在変数とし、それを被説明変数とした。なお、メンタルヘルス不調を潜在変数とする抑うつは、観測変数が一つのため因子分析し、得られた結果から4因子に分け観測変数とした。

最後に共分散構造分析を行った。潜在変数「情緒的支援認知」から潜在変数「ストレス源認知」へのパスを引いた。そして、潜在変数「ストレス源認知」から潜在変数「メンタルヘルス不調」へパスを引いた。潜在変数「情緒的支援認知」から潜在変数「他者報酬型自己イメージ」へのパスと潜在変数「他者報酬型自己イメージ」から潜在変数「メンタルヘルス不調」へのパスを引いた。共分散構造分析によりその適合度と変数間の推定値を算出しモデルを検討した。また、このモデルをベースに潜在変数「他者報酬型自己イメージ」から潜在変数「ストレス源認知」へのパスを引いたモデルを検討したが、パス係数は0.01と低かった。そのため、このモデルは除外し、Fig. 1に示す因果モデルを採択し、適合度と変数間の推定値を得た。採択した因果モデルは、自己抑制型、対人依存型、自己価値感を観測変数とする潜在変数「他者報酬型自己イメージ」は潜在変数「情緒的支援認知」からマイナスの影響 ( $\beta = -0.31, p = 0.000$ ) を受け、潜在変数「メンタルヘルス不調」は、潜在変数「他者報酬型自己イメージ」からプラスの影響 ( $\beta = 0.73, p = 0.000$ ) を受けている。つまり、情緒的支援認知により間接的にメンタルヘルス不調を予防できることが示された。

ワークストレス源認知と職場環境ストレス源認知を観測変数とする潜在変数「ストレス源認知」は、潜在変数「情緒的支援認知」からマイナスの影響 ( $\beta = -0.11, p = 0.002$ ) を受け、潜在変数「メンタルヘルス不調」



**Fig. 1.** Casual model for mental health of workers. GFI: Goodness of Fit Index, AGFI: Adjusted Goodness of Fit Index, RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation, AIC: Akaike Information Criterion.

は、潜在変数「ストレス源認知」からプラスの影響 ( $\beta = 0.19, p = 0.000$ ) を受けている。つまり、情緒的支援認知によりストレス源認知が軽減されることで間接的にメンタルヘルス不調を予防できることが示された。

モデルのあてはまりのよさを示す適合度指標は、GFI = 0.964, AGFI = 0.941, RMSEA = 0.066, AIC = 505.388, モデルに含まれるパス係数の検定量 C.R. は、全て 1.96 以上で有意であった。

#### 4. 因果モデルによる多母集団同時分析

##### 1) 所屬別

所屬別の違いを Table 7 に示す。民間企業群と地方自治体群の比較では、潜在変数「情緒的支援認知」から「他者報酬型自己イメージ」はマイナスの有意な影響を受け、潜在変数「他者報酬型自己イメージ」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。また、潜在変数「情緒的支援認知」から潜在変数「ストレス源認知」はマイナスの有意な影響を受け、

**Table 7.** Goodness-of-fit and internal assessment of the simultaneous multi-population analysis model for each affiliated organization

Goodness-of-fit indexes		GFI=0.952		AGFI=0.931		RMSEA=0.048		AIC=473.595	
		Private enterprise		Local government					
		Standardized solutions	p value	Standardized solutions	p value				
Latent variable	Perceived emotional support → Other-reward oriented behavior	-0.32	0.000	-0.27	0.000				
	Perceived emotional support → Perceived stressors	-0.10	0.002	-0.12	0.002				
	Perceived stressors → Mental health distress	0.22	0.000	0.17	0.000				
	Other-reward oriented behavior → Mental health distress	0.71	0.000	0.78	0.000				

Observation variables are omitted.

**Table 8.** Goodness-of-fit and internal assessment of the simultaneous multi-population analysis model for each occupational type

Goodness-of-fit indexes		GFI=0.952		AGFI=0.932		RMSEA=0.036		AIC=517.041	
		Engineering		Clerical work		Other			
		Standardized solutions	p value	Standardized solutions	p value	Standardized solution	p value		
Latent variable	Perceived emotional support → Other-reward oriented behavior	-0.32	0.000	-0.31	0.000	-0.29	0.000		
	Perceived emotional support → Perceived stressors	-0.11	0.002	-0.10	0.002	-0.09	0.002		
	Perceived stressors → Mental health distress	0.18	0.000	0.21	0.000	0.20	0.000		
	Other-reward oriented behavior → Mental health distress	0.72	0.000	0.76	0.000	0.71	0.000		

Observation variables are omitted.

潜在変数「ストレス源認知」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。つまり、両群の推定値は異なっているが集団のパス図は同一であり、配置不変性であることを示している。

## 2) 職種別

職種別の違いを Table 8 に示す。7つの職種のうち、技術職群、事務職群、その他群（営業、サービス、製造、販売、研究）の3群に分け比較した。3群の比較では、潜在変数「情緒的支援認知」から「他者報酬型自己イメージ」はマイナスの有意な影響を受け、潜在変数「他者報酬型自己イメージ」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。また、潜在変数「情緒的支援認知」から潜在変数「ストレス源認知」は、マイナスの有意な影響を受け、潜在変数「ストレス源認知」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。つまり、3群の推定値は異なっているが集団のパス図は同一であり、配置不変性であることを示している。

## 3) 性別

性別の違いを Table 9 に示す。男性群と女性群の比較

では、潜在変数「情緒的支援認知」から「他者報酬型自己イメージ」はマイナスの有意な影響を受け、潜在変数「他者報酬型自己イメージ」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。また、潜在変数「情緒的支援認知」から潜在変数「ストレス源認知」は、マイナスの有意な影響を受け、潜在変数「ストレス源認知」から潜在変数「メンタルヘルス不調」は、プラスの有意な影響を受けている。つまり、両群の推定値は異なっているが集団のパス図は同一であり、配置不変性であることを示している。

## IV. 考 察

本研究では、労働者のメンタルヘルスの要因を明らかにすること、そして個人要因の一つである行動特性がメンタルヘルスに及ぼす影響について因果モデルを用いて検証することを目的にしてきた。

### 1. 抑うつに関連

本調査では、抑うつと性別、年齢、職種および時間外労働の関連は非常に低かった。時間外労働の多さはメン



**Table 9.** Goodness-of-fit and internal assessment of the simultaneous multi-population analysis model for each gender

Goodness of fit indexes		GFI=0.955		AGFI=0.934		RMSEA=0.047		AIC=462.848	
Latent variable		Male		Female					
		Standardized solutions	p value	Standardized solutions	p value				
	Perceived emotional support → Other-reward oriented behavior	-0.32	0.000	-0.29	0.000				
	Perceived emotional support → Perceived stressors recognition	-0.10	0.002	-0.09	0.002				
	Perceived stressors → Mental health distress	0.19	0.000	0.18	0.000				
	Other-reward oriented behavior → Mental health distress	0.74	0.000	0.70	0.000				

Observation variables are omitted.

タルヘルスと関連<sup>26)</sup>することが指摘されているが、藤野らの文献レビュー<sup>27)</sup>によると時間外労働と抑うつの見解は一致していない。本研究結果は、Ezoe<sup>28)</sup>らが工場労働者に行った結果と一致しており、先行研究を支持する結果であるといえる。

抑うつ高群の割合について更井<sup>29)</sup>は、様々な職種で若干の差はあるが20%前後であると報告している。本研究では、時間外労働の少ない地方自治体に抑うつ高群の割合が多かった。地方自治体は、タテ型の官僚組織で自ら決めるよりも上からの指示で運営する組織の特性がある。近年では、地方自治体においても急激な合理化と人員削減により職場に余裕がなく、人事制度が相互の助け合いを難しくしている<sup>30)</sup>。このような組織特性が、情緒的支援認知の低さや察しを求める対人依存型と抑うつに関連していると考えられる。

## 2. 因果モデル

### 1) 因果モデルの評価

因果モデルの適合度を示す値は、GFIは0.964、AGFIは、0.941であり、モデルを説明する指標はよいといえる。モデルの分布と真の分布の乖離を表現するRMSEAの値は0.066で、本モデルは適切なモデルであると判断できる。所属別、職種別、性別による多母集団同時分析では、集団による違いは認められず、それぞれの集団で同じ構造を持っている<sup>31)</sup>ということが示唆された。

### 2) 情緒的支援認知の関連

情緒的支援認知は、他者報酬型自己イメージにマイナスの影響を持ち、他者報酬型自己イメージからメンタルヘルス不調にプラスの影響を持っていた。このことは、情緒的支援認知があれば、他者報酬型自己イメージが予防できる。しかし、支援がないと他者報酬型自己イメージが促進され、メンタルヘルス不調が発生しやすいと捉えることができる。情緒的支援認知は、他者がどう

思っているかではなく、自分自身がどう思っているかを問うている。つまり、周囲からの情緒的支援は期待できない、あきらめていると自分の本音を抑える自己抑制型を高め、他者に過度に察しを求める対人依存型を高め、対人関係力の弱さ<sup>32)</sup>となる。また、自己価値感が低下するため、このような自分に対し他者報酬型自己イメージを持ち、メンタルヘルス不調につながりやすいと考えられる。これに対し、情緒的支援認知が高いと自立的に自己表現しディスカッションし、相互支援の関係性を深め、自己価値感が向上するためメンタルヘルス不調を予防することが期待できる。Sutherland *et al.*<sup>33)</sup>は、職場の支援関係によるサポートの直接効果は肯定的感情や自尊心を高め、対立関係や事業場内の駆け引きや非建設的な対人圧力を形成しにくいと述べている。Gottlieb<sup>34)</sup>も、情緒的支援認知の相互作用は、不安の発散を促すことができ、有意義な社会的アイデンティティを再確立できると述べている。したがって、職場の中で情緒的に支援しあえる関係を形成していくことは、他者報酬型から自己報酬型自己イメージ変容を促し、自己抑制型や対人依存型の改善効果が期待できるといえる。

情緒的支援認知は、ストレス源認知にマイナスの影響を持ち、ストレス源認知はメンタルヘルス不調にプラスの影響を持っていた。上場企業調査<sup>35)</sup>では、職場の関係性の希薄さはストレスや種々の歪みとなって顕在化し、助け合いがなくなったと感じる職場ほどメンタルヘルス不調者が増加している。このような現象は、自治体においても民間企業を上回る増加傾向が報告<sup>30)</sup>されている。しかし、パス係数は低い値であった。それは、厳しい経営環境の中で民間・自治体を問わず合理化が進んでいる。そのため支援が得られたとしても、仕事の質や量の負荷がストレスとなり<sup>36)</sup>、ストレスの軽減に働く効果が低い可能性を示していると考えられる。

### 3) 他者報酬型自己イメージの関連

他者報酬型自己イメージは、メンタルヘルス不調へプラスの影響力を持ち、変数間のパス係数は最も高い数値であった。このことは、他者報酬型自己イメージがメンタルヘルス不調に直接的に影響し、個人要因の要素が大きいことを示していると考えられる。

経営環境の厳しい今日では、終身雇用には拘わらない企業の増加を促し、労働者のキャリア形成は自己責任という認識が急速に高まっている<sup>37)</sup>。Super<sup>38)</sup>は、キャリア発達のプロセスを「個人の認知と行動を規定する自己概念の発達と受容、探索と現実吟味、自己概念の実現へと順次進展する過程」であり、職業の選択と適応が可能になるためには、自己概念の発達が重要であると述べている。労働者が自分の個性に合ったキャリアデザインを描けるためには、自己に対する肯定的な理解、つまり自己概念や自己イメージが重要である<sup>39)</sup>。自己概念とは、本研究で個人要因として扱った行動特性、すなわち自己抑制型、対人依存型、自己価値感が自己概念の構成要素の一部であり、そのような自分だと認知する、しないという自己イメージが存在している。自己イメージ<sup>40)</sup>は、過去の記憶情報に影響された自分自身の映像であり、幼児期頃から「自分はこういう人間だ」と知覚し学童期後半で確定する。そして自分では自覚していなくても、自己イメージに沿うように刺激や感情が現在の自分の考えや行動を決めている。特に親を含め重要他者の気持ちを汲み、その欲求や期待に沿うように生きている人ほど自分の欲求や感情か、親など重要他者の欲求や感情か区別できない感情の混同がある。そのため、他者の期待に沿った生き方が強い人ほどあたかも自分の欲求のように錯覚し、社会的な地位を得ることが自分の幸せや満足であると思ってしまう。このような他者報酬型自己イメージは、定年まで働き続ける終身雇用の時代には自己矛盾が少なかった。しかし、多様な働き方や生き方や価値感の違う現代では、自分のありように不一致が発生しやすい要因であり、メンタルヘルス不調に影響していると考えられる。

多様な働き方や生き方が共存する現代社会の中で、労働者自身が自己報酬型の自己イメージキャリアを形成するためには、他者混同の感情や自らの欲求に気づきを促し、本来の自分らしい自分への自己理解を深める教育や育成研修が必要である。自己イメージは、無自覚ながら自己形成に関与しているため、過去に影響されない未来型の自己報酬型イメージトレーニング<sup>41)</sup>により肯定的な自己イメージを描き、自己受容や生き方の選択が柔軟になればメンタルヘルス不調を予防できる可能性がある。井上らの報告<sup>42)</sup>では、高自尊感情者は、自己に対して肯定的なはっきりとした自己概念を持っているが、低自尊感情者は、自己概念が不確かであることを実証し

ており、本因果モデルの結果は先行研究と一致した見解であると解釈できる。

### 3. 本研究の限界と今後の課題

本研究の限界は、男性と技術職に偏りのあるデータであり、横断的調査だった点である。今後は、さまざまな職種や縦断的調査によりデータを蓄積し、因果モデルを検証していくことが必要である。

## V. 結 論

労働者のメンタルヘルスは、従来から指摘されているストレス源認知や情緒的支援認知のほかに行動特性が影響していることを因果モデルにより検証した。今回の知見では、メンタルヘルス不調に最も影響しているのは、他者報酬型自己イメージをつくる行動特性が関連しているという点である。そのため、自己報酬型自己イメージにアプローチすることでメンタルヘルス不調を予防できる可能性があり、労働者のメンタルヘルスを考えるうえで重要な示唆を与えるものと思われる。

**謝辞：**本調査にご協力いただきました民間企業や地方自治体の労働組合に所属する組合員の皆様と集約等にご尽力いただきました方々に心より感謝申し上げます。

## 文 献

- 1) 財団法人労務行政研究所. 企業のメンタルヘルス対策に関する実態調査. 労政時報 2010; 3781.
- 2) 大藪 毅. 職場の世代間ギャップ—若手人材育成の困難と不安の構図—. 三田評論 2007; 1099: 30-5.
- 3) 宮城まり子. ライフキャリアの開発とキャリアカウンセリング—生涯発達心理学の視点より—. 組織科学 1999; 33: 14-22.
- 4) 岡田昌毅, 金井篤子. 仕事, 職業キャリア発達, 心理・社会的発達の関係とプロセスの検討—企業における成人発達に焦点をあてて—. 産業・組織心理学研究 2006; 20: 45-56.
- 5) Cooper CL, Marshall J. Occupational sources of stress, a review of the literature relating to coronary heart disease and mental ill health. J Occup Psych 1976; 49: 11-28.
- 6) Hurrell JJ, McInaney MA. Exposure to job stress—a new psychometric instrument. Scandinavian Journal of Work, Environment & Health 1988; 14: 27-8.
- 7) 岩田 昇. ストレス源評価方法とその意義2, 職業性ストレスモデルとストレス源測定尺度の変遷. 産業ストレス研究 1997; 4: 30-4.
- 8) 川上憲人. 職業性ストレスの理論の変遷と現状. ストレス科学 1999; 13: 238-46.
- 9) 岩田 昇. ストレス源評価方法とその意義1, ストレス測定および評価法の概要. 産業ストレス研究 1997; 4: 23-9.
- 10) Friedman M, Rosenman RH. Association of specific over behavior pattern with blood and cardiovascular

- findings. *J Am Med Assoc* 1959; 169: 1286-96.
- 11) Temashok I, Fox BH. Coping styles and other psychosocial factors related to medical status and to Prognosis in patients with cutaneous malignant melanoma, In B.H. Fox and B.H. Newberry (eds.) *Impact of Psychoendocrine Systems in Cancer and Immunity*. Toronto (Canada): C.J.Hogrefe, 1984.
  - 12) 宗像恒次. 生き方革命をサポートする SAT の健康心理療法. *ヘルスカウンセリング学会年報* 2008; 14: 1-10.
  - 13) 宗像恒次. 総うつ時代の社会的克服策—他者報酬型労働から自己報酬型労働へ—. *ストレス科学* 2007; 22: 24-30.
  - 14) 橋本佐由理, 奥富庸一, 宗像恒次. SAT カウンセリングセミナーの教育効果に関する研究. *ヘルスカウンセリング学会年報* 2006; 12: 73-89.
  - 15) 山本美奈子, 宗像恒次. 労働者の職場環境認知と精神健康度に関する分析—予備的研究—. *メンタルヘルスの社会学* 2006; 12: 58-68.
  - 16) Engel M. The stability of the self concept in adolescence. *J Abnorm Social Psychol* 1959; 58: 211-15.
  - 17) 橋本佐由理, 樋口倫子, 中野智美. 両親イメージが自己イメージに与える影響に関する調査研究. *日本保健医療行動学会年報* 2004; 121-38.
  - 18) Kahn RL, Wolfe DM, Quinn RP, et al. *Organizational Stress: Studies in role conflict and ambiguity*. New York: Wiley, 1964.
  - 19) LaRocco JM, House JS, French JRP. Social support, occupational stress, and health. *J Health Soc Behav* 1980; 21: 202-18.
  - 20) Cohen S, Wills TA. Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychol Bull* 1985; 98: 310-57.
  - 21) 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. 京都: ナカニシヤ出版, 1999: 1-22.
  - 22) 吉羽一弘, 宗像恒次. 日本人のための精神健康関連尺度の開発. *メンタルヘルスの社会学* 1997; 3: 63-7.
  - 23) 宗像恒次. 最新行動科学からみた健康と病気. 東京都: メヂカルフレンド社, 1996: 16-44.
  - 24) 山本美奈子, 宗像恒次. 「ワークストレスチェックリスト」の簡易尺度の開発. *メンタルヘルスの社会学* 2005; 11: 52-9.
  - 25) 山本美奈子. 労働者の職場環境認知と精神健康度に関する要因分析. 筑波大学大学院修士論文 2006.
  - 26) 黒木宣夫. 過重労働とメンタルヘルス—うつ病の臨床と予防管理の実例—. *産業医学ジャーナル* 2008; 31: 23-51.
  - 27) 藤野善久, 堀江正知, 寶珠山務ほか. 労働時間と精神的負担との関連についての体系的文献レビュー. *産衛誌* 2006; 48: 87-97.
  - 28) Ezoe S, Morimoto K. Behavioral lifestyle and mental health status of Japanese factory workers. *Prev Med* 1994; 23: 98-105.
  - 29) 更井啓介. うつ状態の疫学調査. *精神神経学雑誌* 1979; 777-853.
  - 30) 地方公務員災害補償基金. *メンタルヘルス三次予防対策研究会報告書* 2009.
  - 31) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (疑問編) —構造方程式モデリング—. 東京: 朝倉書店, 2003: 40-1.
  - 32) 塩谷育子, 宗像恒次. アルコール依存症者と自己イメージとメンタルヘルスとの関連について. *日本アルコール・薬物医学会雑誌* 2009; 5: 554-68.
  - 33) Sutherland VJ, Cooper CL. *Man and accidents offshore, the costs of stress among workers on oil and gas rigs*. London: Dietsmann International, 1986.
  - 34) Gottlieb BH. Social support as a focus for integrative research in psychology. *Am Psychol* 1983; 38: 278-87.
  - 35) 栗原社一郎. 企業における関係性と繋がり. *メンタルヘルスの社会学* 2008; 14: 8-11.
  - 36) 財団法人社会経済生産性本部メンタルヘルス研究. *産業人メンタルヘルス白書* 2008.
  - 37) 労働政策研究・研修機構. *キャリア形成の現状と支援政策の展開* 2004.
  - 38) Super DE. *職業的発達理論の研究*. 東京: 日本職業指導協会, 1969.
  - 39) 金井嘉宏. *キャリア・デザイン・ガイド—自分のキャリアをうまく振り返り展望する—*. 東京: 白桃書房, 2003.
  - 40) 宗像恒次. 困窮体験が促す本当のライフキャリア形成. *ヘルスカウンセリング学会年報* 2009; 15: 1-12.
  - 41) 宗像恒次. 未来自己イメージ法による大学生のキャリア支援—他者報酬型自己イメージキャリアから自己報酬型自己イメージキャリアの時代へ—. *メンタルヘルスの社会学* 2006; 12: 13-20.
  - 42) 井上祥治, 福本佳由, 菅野昌江. 自尊感情と自己概念明確性に関する実証的研究. *岡山大学教育学部研究集録* 1996; 103: 149-54.

## The Mental Health of Workers and the Effects of Behavioral Traits —Validation of Causal Model Using Covariance Structure Analysis—

Minako YAMAMOTO and Tsunetsugu MUNAKATA

Doctoral Program in Human Care Science, Graduate School of Comprehensive Human Sciences, University of Tsukuba, Advanced Research Building D, 1-1-1 Tennoudai, Tsukuba, Ibaraki 305-8577, Japan

**Abstract: Purpose:** To clarify the mental health factors of workers and to verify the causal correlation between their behavioral traits and mental health. **Method:** We asked 1,425 subjects working at private enterprises and local government offices, as well as members of labor unions, to anonymously respond to questionnaires. **Result:** We examined the causal influence of workers' behavioral traits on negative mental health by covariance structure analysis. Workers' other-reward oriented self-image variables indicated by behavioral traits, such as self-repression and interpersonal dependency, directly affected negative mental health. Workers' perceived emotional support indirectly affects their mental health through self-image variables and perceived stressors.

Additionally, simultaneous multi-population analysis verified that different populations did not show differences, and maintained the same structure. **Discussion:** Other-reward oriented self-image directly affected negative mental health, and its impact was the largest. Therefore, to prevent negative mental health, the results indicate that it is important to shift self-image to a self-reward oriented one. Additionally, the results indicate the need for effort to perceive emotional support at the workplace and heighten the ability of self-expression and feelings of self-esteem. This can encourage changing to a self-reward oriented self-image and a preventive effect is expected.

*(San Ei Shi 2012; 54: 10-21)*