

原 著

仕事のストレス要因から評価した自覚的ストレスの妥当性、 および自覚的ストレスと生活習慣との関連

大塚 礼^{*1} 豊嶋英明^{*1} 玉腰浩司^{*1}
 森本祐介^{*1} 和田恵子^{*1} 松下邦洋^{*2}
 竹藤聖子^{*3} 堀田 洋^{*3} 三橋弘嗣^{*2}
 杉浦嘉一郎^{*2} 歐陽 蓼^{*1} 八谷 寛^{*1}

要 約 簡易な質問と回答肢で把握された精神的ストレスの自覚（以下、自覚的ストレス）が、仕事のストレス要因といかなる関連性を有しているかを検討し、ストレス指標としての妥当性を評価した。また自覚的ストレスと生活習慣との関連性を検討した。対象者は2002年に愛知県内某自治体に属する35歳以上の男女6,627人（男性5,159人、女性1,468人）である。自覚的ストレスは、「日ごろストレスが多いと思われますか」の質問に対する4つの選択肢、「かなり多い」、「やや多い」、「ふつう」、「少ない」から評価した。仕事のストレス要因（即ち、ストレッサー）は6項目（仕事の負担度、裁量度、技術の低活用、対人関係、職場環境、仕事の適合性）について、その有無を「職業性ストレス簡易調査票」を用いて評価した。

仕事のストレス要因は、男では6項目全て、女では技術の低活用を除く5項目が、自覚的ストレスと有意な正の関連性を示した。このことから単一の質問と4つの主観に基づく選択肢で捉えた自覚的ストレスは、個人のストレス量を表す指標として妥当性をもつと考えた。また日常の生活習慣では、男女とも交替勤務や深夜勤務があること、長時間の残業、寝つきの愁訴あり、短い睡眠時間、運動習慣が無いこと、生きがい・はりのなさ、悩み事の相談相手がないことが自覚的ストレスの増大と関与した。自覚的ストレスは日常生活での精神的・身体的ストレス反応や対処、社会的支援との間に順当な関連性を示した。

キーワード：自覚的ストレス、仕事のストレス要因、生活習慣、職域コホート、妥当性

（日循予防誌 41：62-69, 2006）

I 緒 言

近年労働者の精神的ストレス愁訴率が上昇しており、2002年の厚生労働省による労働者健康状況調査¹⁾では、労働者の62%が仕事や職業生活に関する強い不安、悩み、ストレスを自覚している状況が報告されている。また労働政策研究・研修機構の調査²⁾によると、約8割の労働者が仕事について精神的ストレスを感じていることが報告されている。

精神的ストレスは、血圧や脈拍数の上昇³⁾、内臓脂肪の蓄積⁴⁾、インスリン感受性の低下⁵⁾、動

脈内皮の機能不全⁶⁾等と関連することが報告されている。地域住民を対象とした長期コホート研究では、本研究と同じ回答肢により把握された自覚的ストレスが高い者では、有意に心血管疾患発症者割合が高かったことが報告されている⁷⁾。

我が国では、事業場における心の健康づくりが求められたため、平成7～11年度労働省「作業関連疾患の予防に関する研究」班によって、「職業性ストレス簡易質問票（計57項目）」⁸⁾の開発が行われた。この質問票は職場での仕事のストレス要因（ストレッサー）とストレス反応等を簡便に測定・評価することが可能であると報告されている⁹⁾。

我々が実施する職域コホート研究では、職業性ストレス簡易質問票の中の仕事のストレス要因に関する17項目と同時に、日常的なストレスの多さ（自覚的ストレス）について把握を行っている。自覚的ストレスは単一の質問と4つの回答肢

*¹名古屋大学大学院医学系研究科 健康社会医学専攻 社会生命科学講座 公衆衛生学／医学ネットワーク管理学分野
(〒466-8550 名古屋市昭和区鶴舞町65)

*²名古屋大学大学院医学系研究科 循環器内科

*³名古屋大学大学院医学系研究科 糖尿病内分泌内科
受付・受理日 2006年8月1日

から捉えた主観的なストレスの多寡であるが、これまでの報告において、それが個人のストレス要因や反応をどの程度正しく反映しているかについては検討されていない^{7), 10)}。そこで、今回妥当性が既に示されている職業性ストレス簡易質問票を用いて、自覚的ストレスと、その構成要素のひとつと考えられる仕事のストレス要因との関連性を評価し、自覚的ストレスが個人のストレス量を表す指標として妥当であるかを検討した。同時に自覚的ストレスと日常の生活習慣との関連についても検討し、自覚的ストレスに影響を与える要因を考察した。

II 研究方法

1. 対象者

対象者は、循環器疾患のコホート研究に参加した2002年4月時点で35歳以上の愛知県内某自治体職員男女である。2002年に生活習慣アンケート、病歴、健診成績の把握、および健診時余剰血清の保存に対する協力について同意を集計した。本解析は、生活習慣アンケートに回答した男女6,651人のうち、自覚的ストレスの質問項目に欠損のない6,627人（男性5,159人、女性1,468人）を対象とした。本研究は名古屋大学医学部倫理委員会の承認を得ている。

2. 測定項目

本分析で提示する生活習慣は、1997年のベースライン調査¹¹⁾と2002年の調査結果の横断的解析の両者で、自覚的ストレスと有意な関連性（ χ^2 検定： $p < 0.05$ ）が認められた項目である。以下に、自覚的ストレス、仕事のストレス要因に加え、生活習慣の検討項目とした勤務形態、残業日数、睡眠時間、睡眠障害、運動習慣、生きがい・はりの有無、悩み事の相談相手の有無、朝食の摂取頻度について、質問および回答肢、並びに解析に際しての分類法を示す。

自覚的ストレスについては、「日ごろストレスが多いと思われますか」の質問に対し、「かなり多い」、「やや多い」、「ふつう」、「少ない」のうちいずれかあてはまる回答を選択させた。

仕事のストレス要因については、下光らが開発した「職業性ストレス簡易調査票」⁹⁾に基づく17項目からなる質問を設けた。同調査票はKarasekら¹²⁾の提唱するJob Demand-Control Modelを取り入れた日本版の職業性ストレス質問票であり、特にこの17項目は「仕事のストレス要因」を評価する質問である。17項目のうち、7項目は「仕事の負担度（要求度）」、3項目は「コントロール度（裁量度）」、1項目は「技術の低活用」、3項目は「対人関係」、1項目は「職場環境」、2項目は「仕

事の適合性」を評価する質問である。回答は「そうだ」、「まあそうだ」、「ややちがう」、「ちがう」からあてはまるものを選ばせた。

評価方法は下光らの報告⁹⁾に従ったので、詳細は原著に譲り、簡略に述べると、「仕事の負担度（要求度）」については、当該の7項目中6項目で「そうだ」、または「まあそうだ」を選択した場合、「仕事の負担度が高い者」と判定し、それ以外の者を「仕事の負担度が低い者」と判定した。

「コントロール度（裁量度）」については、当該の3項目中、2項目で「ややちがう」、または「ちがう」を選択した場合、「裁量度が高い者」と判定し、それ以外の者を「裁量度が低い者」と判定した。

「技術の低活用」は、「自分の技能や知識を仕事で使うことが少ない」に対し「そうだ」、または「まあそうだ」を選択した場合、「技術の活用が低い者」と判定し、それ以外の回答を選んだ者を「技術の活用が高い者」と判定した。

「対人関係」は、当該の3項目中2項目以上ストレス有りの場合「対人関係の好ましくない者」と判定し、それ以外の者を「対人関係の好ましい者」と判定した。

「職場環境」は、「私の職場の作業環境（騒音・照明・温度・換気など）はよくない」に対する回答から同様に判定した。

「仕事の適合性」は、当該の2項目ともに「ややちがう」、または「ちがう」を選択した場合、「仕事の適合性が高い者」と判定し、それ以外の者を「仕事の適合性が低い者」と判定した。

勤務形態は、現在の勤務形態について「交替勤務も深夜勤務もない」、「交替勤務はないが、深夜勤務になることはある」、「交替勤務であるが深夜勤務はない」、「交替勤務であり深夜勤務もある」の4回答肢からあてはまるものを選択させ、「交替勤務も深夜勤務もなし」と「交替勤務または深夜勤務あり」に分類した。

残業日数は、「先月、5時間以上の残業をした日」の日数を記述させ、「0日」、「1日以上」に分類した。

睡眠時間は、平日1日の睡眠時間を記述させ、「7時間未満」、「7時間以上」に分類した。

睡眠障害は、「寝つきが悪い」、「夜中に何度も目がさめる」、「めざめた時すっきりしない」のうち、あてはまる回答肢を全て選ばせ、1つ以上あてはまる項目があった場合に「寝つき愁訴あり」とし、無かった場合に「寝つき愁訴なし」とみなした。

運動習慣は、運動の頻度から、「1ヶ月に1日以上かつ1月合計60分以上の運動」を「している」

と「していない」に分類した。

生きがい・はりの有無は、「あなたは『生きがい』や『はり』をもって生活しておられますか」という質問に対し、「非常にある」、「ある」、「ふつう」、「はっきり言えない」から選択させ、「非常にある」、「ある」、または「ふつう」を「ある」とし、「はっきり言えない」を「ない」に分類した。

悩み事の相談相手の有無は、「悩みごとがある時、親身になって相談にのってくれる人がいますか」という質問に対し、「いる」、「いない」、「あまり悩むことはない」から選択させ、「いる」、または「あまり悩むことはない」を「いない」に分類した。

朝食の摂取頻度は、「朝食を毎日食べていますか」という質問に対し、「必ず毎日食べる」、「ほぼ毎日食べるが時々食べない」、「週3～5日は食べる」、「週1～2日しか食べない」、「週1日も食べない」からそれぞれあてはまるものを選択させ、「ほぼ毎日食べる」と「ほぼ毎日食べない」の2群に分類した。

3.統計解析

自覚的ストレスの4段階に分けた多寡と仕事のストレス要因、および各生活習慣との関連は4×2のクロス集計を行い、割合の統計学的有意差は χ^2 二乗法を用いて検定した。自覚的ストレスの多寡と、仕事のストレス要因、および各生活習慣の各群の比率との線形傾向は、Cochran-Armitageの傾向性検定によって有意差を検討した。全ての解析はSPSS.V11.5を用いて行い、統計学的有意水準はp<0.05とした。

III 結 果

表-1に対象者の年齢、BMI、既往歴、勤務形態、自覚的ストレスの分布を示した。平均年齢（標準偏差）は男性48.7(7.2)歳、女性46.9(7.2)歳、平均BMIは男性23.3(2.8)kg/m²、女性21.9(2.8)kg/m²であった。勤務形態が「交替勤務あり/深夜勤務あり」の者の割合は女性が17.6%と男性の6倍の高率を占め、「現業系」と答えた者は女性が43.3%と、男性の2倍以上の頻度であった。自覚的ストレスは男性では「ふつう」と答えた者が45.4%、女性では「やや多い」と答えた者が42.5%とそれぞれ最も多くを占めた。「少ない」と答えた者の割合は男性5.6%、女性3.1%と男女とも最も低かった。また女性では「かなり多い」と答えた者が20.3%と男性の約2倍であった。

自覚的ストレス各群間における仕事のストレス要因6項目の存在割合を図-1（男性）、図-2（女性）に示した。仕事の負担度が高い者の割合は、男性では自覚的ストレスが「少ない」群で7%、「ふ

つう」群で16%、「やや多い」群で34%、「かなり多い」群で64%と群間で有意に異なり（ χ^2 検定：p<0.01）、自覚的ストレスが高くなる程、増加した（傾向性の検定：p<0.01）。同様に裁量度が低い者（各群21%、30%、44%、60%）、技術の活用が低い者（各群26%、27%、30%、36%）、対人関係の好ましくない者（各群6%、9%、19%、35%）、職場環境が好ましくない者（各群20%、27%、33%、41%）、仕事の適合性が低い者（各群12%、19%、27%、40%）の割合も自覚的ストレスの増加に伴い増加した（いずれも χ^2 検定：p<0.01、傾向性の検定：p<0.01）。自覚的ストレスが「かなり多い」群では、仕事の負担度が高い者の割合が64%と6項目の職業性ストレス要因の中で最も高値を示し、次いで裁量度の低い者の割合が60%と高かった。自覚的ストレスが「かなり多い」群における仕事の負担度が高い者の割合（64%）は「少ない」群のそれ（7%）に比し約9倍と差が最も大きかった。

女性では仕事のストレス要因の愁訴率は、技術の活用と職場環境に対する意識を除いて、男性と同様に自覚的ストレスの増加に伴い、単調に増加した（ χ^2 検定：p<0.01、傾向性の検定：p<0.01）。すなわち、負担度は各群11%、23%、49%、66%、裁量度は23%、39%、48%、55%、対人関係は2%、8%、16%、26%、仕事の適合性は7%、14%、20%、26%と増加した。しかし技術の活用は男性と異なりストレス自覚とはほとんど関係を示さず、また職場環境に対する意識は各群33%、33%、38%、52%と自覚の増加に伴い増加したが（傾向性の検定：p<0.01）、ストレス自覚が「少ない」群と「ふつう」群の間では差が無かった。

自覚的ストレス各群における生活習慣の存在割合（%）を男女別に図3-aから図3-hに示した。男女ともに自覚的ストレスが「少ない」、「ふつう」、「やや多い」、「かなり多い」群に占める交替勤務または深夜勤務ありの者の割合（男：それぞれ9%、10%、14%、19%、女：11%、21%、30%、37%）は各群間で有意差があり（ χ^2 検定：p<0.01）、自覚的ストレスが多い群ほどその割合が高い傾向が認められた（傾向性検定：p<0.01）（図3-a）。同様の統計学的群間差は、5時間以上の残業日1日以上の者の割合（男：それぞれ5%、9%、18%、30%、女：5%、6%、13%、20%）（図3-b）、睡眠時間7時間未満の者の割合（男：それぞれ44%、47%、54%、66%、女：52%、57%、65%、72%）（図3-c）、寝つき愁訴ありの者の割合（男：それぞれ36%、44%、63%、79%、女：37%、49%、67%、81%）（図3-d）、1ヶ月に1日以上かつ1月合計60

表1 対象者の年齢、BMI、既往歴、勤務形態、自覚的ストレスの分布

| | 男性 | | 女性 | |
|--|------|------|------|------|
| | n | % | n | % |
| 年齢 | 5159 | | 1468 | |
| 35-39 歳 | 729 | 14.1 | 308 | 21.0 |
| 40-44 歳 | 798 | 15.5 | 270 | 18.4 |
| 45-49 歳 | 998 | 19.3 | 292 | 19.9 |
| 50-54 歳 | 1547 | 30.0 | 376 | 25.6 |
| 55-59 歳 | 810 | 15.7 | 174 | 11.9 |
| 60 歳以上 | 277 | 5.4 | 48 | 3.3 |
| 年齢：平均値 ± 標準偏差 | 48.7 | 7.2 | 46.9 | 7.2 |
| BMI (kg / m^2) ¹⁾ | 4334 | | 1188 | |
| 痩せ (BMI < 18.5) | 117 | 2.3 | 81 | 5.5 |
| 普通 (18.5 ≤ BMI < 25) | 3120 | 60.5 | 953 | 64.9 |
| 肥満 (BMI ≥ 25) | 1097 | 21.3 | 154 | 10.5 |
| BMI：平均値 ± 標準偏差 | 23.3 | 2.8 | 21.9 | 2.8 |
| 既往歴 | 5159 | | 1468 | |
| 心臓の病気あり | 42 | 0.8 | 9 | 0.6 |
| 悪性新生物あり | 37 | 0.7 | 15 | 1.0 |
| 脳血管疾患あり | 29 | 0.6 | 7 | 0.5 |
| 勤務形態 ²⁾ | 5159 | | 1430 | |
| 交替勤務なし／深夜勤務なし | 4453 | 87.9 | 1039 | 72.7 |
| 交替勤務なし／深夜勤務あり | 384 | 7.6 | 80 | 5.6 |
| 交替勤務あり／深夜勤務なし | 83 | 1.6 | 59 | 4.1 |
| 交替勤務あり／深夜勤務あり | 147 | 2.9 | 252 | 17.6 |
| 事務／現業 ²⁾ | 5105 | | 1447 | |
| 事務系 | 4113 | 80.6 | 820 | 56.7 |
| 現業系 | 992 | 19.4 | 627 | 43.3 |
| 管理職 ²⁾ | 5110 | | 1451 | |
| 管理職 | 1105 | 21.6 | 158 | 10.9 |
| 管理職でない | 4405 | 78.4 | 1293 | 89.1 |
| 自覚的ストレス | 5159 | | 1468 | |
| かなり多い | 507 | 9.8 | 298 | 20.3 |
| やや多い | 2019 | 39.1 | 624 | 42.5 |
| ふつう | 2344 | 45.4 | 500 | 34.1 |
| 少ない | 289 | 5.6 | 46 | 3.1 |

BMI : Body mass index

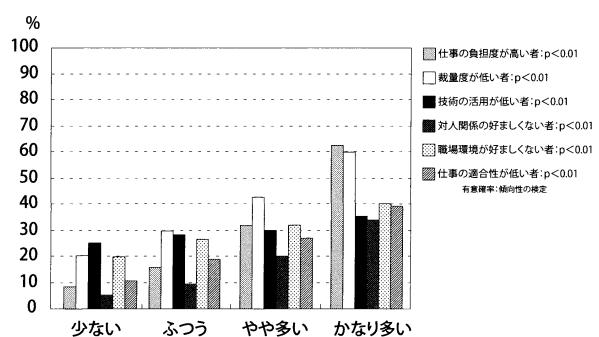
¹⁾：対象者のうち、健診成績の利用にも同意した者についての解析結果のため、合計人数は一致しない。²⁾：各項目において回答者数が異なるため、合計人数は一致しない。

図1 自覚症状ストレス各群間における仕事のストレス要因6項目の存在割合 (%) の比較 (男性)

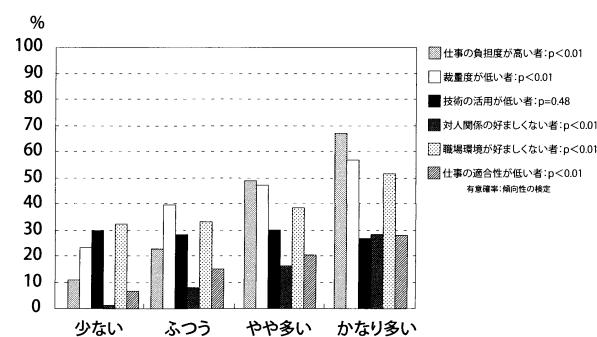


図2 女性における自覚症状ストレス各群間における仕事のストレス要因6項目の存在割合 (%) の比較 (女性)

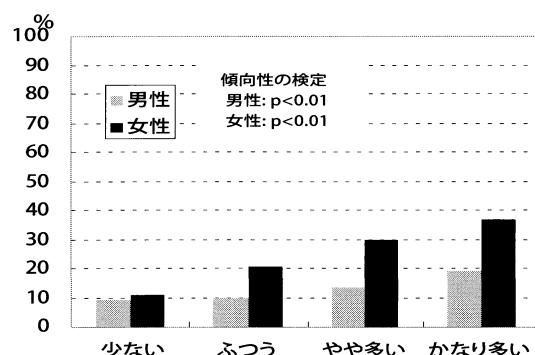


図3-a. 男女別、自覚的ストレス各群間における交替勤務または深夜勤務ありの者の割合(%)

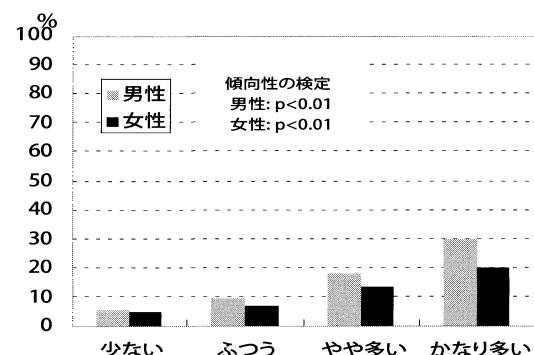


図3-b. 男女別、自覚的ストレス各群間における5時間以上の残業日1日以上の者の割合(%)

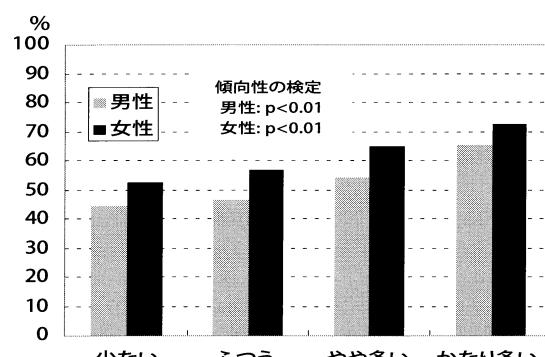


図3-c. 男女別、自覚的ストレス各群間における睡眠時間7時間未満の者の割合(%)

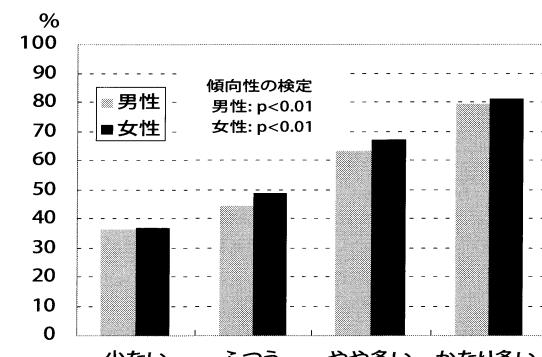


図3-d. 男女別、自覚的ストレス各群間における寝つき愁訴ありの者の割合(%)

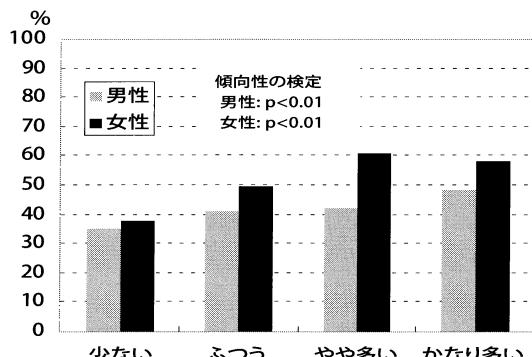


図3-e. 男女別、自覚的ストレス各群間における60分/月以上の運動習慣なしの者の割合(%)

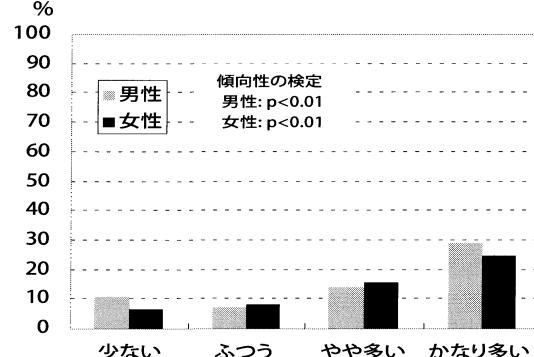


図3-f. 男女別、自覚的ストレス各群間における生きがい、はりのない者の割合(%)

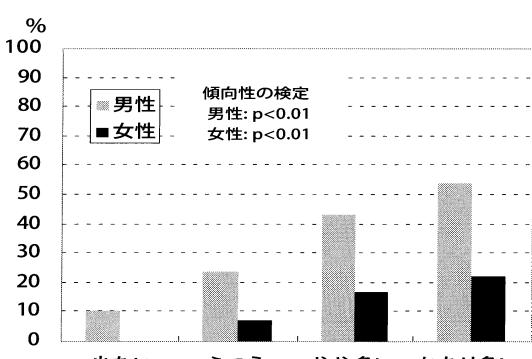


図3-g. 男女別、自覚的ストレス各群間における悩み事の相談相手がない者の割合(%)

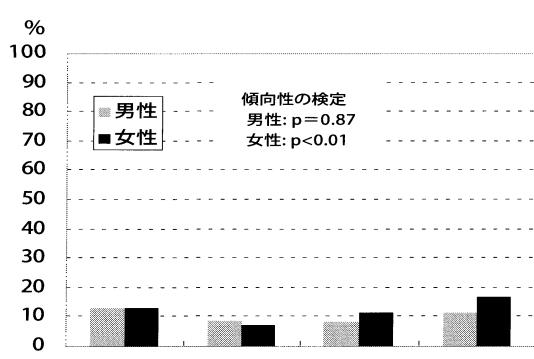


図3-h. 男女別、自覚的ストレス各群間における朝食をほぼ毎日食べない者の割合(%)

分以上運動していない者の割合（男：それぞれ35%、41%、42%、49%、女：38%、50%、61%、58%）（図3-e）、生きがい・はりがない者の割合（男：それぞれ11%、7%、14%、29%、女：7%、8%、15%、25%）（図3-f）、悩み事の相談相手がない者の割合（男：それぞれ10%、23%、43%、54%、女：0%、7%、17%、22%）（図3-g）においても認められた。

朝食をほぼ毎日食べない者の割合（男：それぞれ13%、8%、8%、11%、女：13%、7%、11%、16%）は男女ともにストレスが少ない群とかなり多い群で高率であった（図3-h）。男女ともに自覚的ストレスがかなり多い群では、寝つき愁訴ありの者が約80%を占め、ストレスと正の関連性を示した生活習慣の中で最も高率であった。

IV 考 察

メンタルヘルスの測定法としては、行動観察によるものや質問紙法を用いた心理検査が一般的には用いられる¹³⁾。しかし、これらの方法は比較的健康な集団における健診時のスクリーニング方法としては、時間がかかり現実的ではない¹⁴⁾。また、ストレスは自覚される現象であるため、痛みと同じ様に強さあるいは量の客観的な評価が難しく、その個人間の比較は難しい。

職業上生ずるストレスについては、Karasekらが仕事の要求度、裁量度から仕事上の負荷を判断する問診票を作成し¹²⁾、更にサポートを含むモデルが開発され、疫学研究では多数用いられている^{15)、16)}。本研究で用いた「職業性ストレス簡易調査票」⁹⁾の中の17項目は、Karasekら¹²⁾の提唱するJob Demand-Control Modelを取り入れた日本版の仕事のストレス要因（即ち、ストレッサー）質問票であり、妥当性については検証されている¹⁷⁾。

自覚的ストレスに関する単一質問は、日常生活上のストレス要因を特定せず、日常感じている精神的負担について、その程度を「かなり多い」、「やや多い」、「ふつう」、「少ない」の回答肢から自己評価により選ばせている。自覚した負担の強さや持続時間は把握されないが、主観的なストレスの多さを把握するものである。

一定量のストレス要因が加わった場合、それに対する精神的ストレス反応の個人差が著しい場合は、その指標である自覚的ストレスとストレス要因との間の関連性は弱くなる。その場合、自覚的ストレスはストレス要因の量を反映する指標としては適切ではない。しかし、もし関連性が得られれば、その主観的意識はストレス要因の多さを反映した指標としての性質をもつ指標と考えられる。

そこでまず、自覚的ストレスと妥当性の示されている仕事のストレス要因との関連を検討した。その結果、公務員という職業集団において自覚的ストレスは男では6項目全て、女では技術の低活用を除く5項目の仕事のストレス要因と直線的関連性を持つことが示された。特に男女に共通して自覚的ストレスの多さと仕事の負担度との関連性が強く認められた。男性では自覚的ストレスが少ない群（7%）に比し、かなり多い群（64%）では仕事の負担度が高いとみなされる者の割合が約9倍も高くなり、女性でも約6倍（11%：66%）の増加を示した。

女性では自覚的ストレスとストレス要因の「技術の低活用」に直線的な関連性が認められなかつたが、この職域集団では、女性の「交替勤務あり／深夜勤務あり」の者の割合が18%と男性の3%に比し高く、女性集団には看護師が多く含まれていたことによる可能性が推察される。しかし職業内容については質問していないため確認できなかった。

自覚的ストレスと、ほぼ全ての仕事のストレス要因が男女ともに直線的な関連性を示したことから、職業集団で捉えた自覚的ストレスは、仕事のストレス要因の存在割合を反映した指標と考えられる。

次に自覚的ストレスがいかなる生活習慣と関連しているかを検討するために、ストレス反応に関与している可能性があると考えられる項目と自覚的ストレスとの関連性を検討した。具体的には、長時間の積み重ねによりアロスタティック負荷¹⁸⁾となり得る仕事上の要因、即ち、日常生活の規則性を損なう要因である交替勤務や深夜勤務の有無、精神・身体の負荷を介してストレス要因と成りうる残業時間、およびストレスに対する対処因子に成りうる運動の状況、社会的支援としての相談相手の有無、およびストレスの精神的・身体的反応と考えられる睡眠状況、食事の状況に加え、生きがい・はりの有無との間の関連性を検討した。

その結果、男女とも交替勤務や深夜勤務があること、長時間の残業が有意な関連性を示した。日常生活習慣では、寝つきの愁訴あり、短い睡眠時間、運動習慣が無いこと、生きがい・はりのなさ、悩み事の相談相手がないことが自覚的ストレスの増大と関与した。自覚的ストレスは、日常生活においてストレス要因およびストレス反応と考えられる因子、或いは対処、社会的支援と考えられる因子とも順当な関係を示した。

森本らは主観的ストレス感を単一質問に対する回答肢、「多い、普通、少ない」の3段階で

評価し、この主観的ストレス感と主々のライフスタイルとの関連およびGHQ (General Health Questionnaire) 得点との間に有意な関連性が認められたことから、主観的ストレス感がストレスを評価する上で意義ある指標であることを報告した^{19), 20)}。

我々は単一の質問項目で捉えた自覚的ストレスが、仕事のストレス要因と有意な関連性を示したことから、自覚的ストレスが日常生活での主観的なストレス量を表す客観的な指標として妥当性を持つ指標であると考える。

本研究では、単一の質問と4つの回答肢から捉えた自覚的ストレスの多寡が仕事のストレス要因の存在割合を反映していることから、個人のストレス量を表す指標となりうる可能性を示した。次に、自覚的ストレスと関連する生活習慣の検討を行った。自覚的ストレスは様々な日常生活習慣と関連しているため、ある特定の生活習慣の改善によって、どの程度、自覚的ストレスの軽減が図れるかは不明である。しかし、本研究で示した個人のストレス量に影響を与えると考えられる因子を軽減あるいは除去することは、自覚的ストレスの低減に寄与するものであると考える。

(本論文の要旨は、第41回日本循環器病予防学会／日本循環器管理研究協議会総会：シンポジウム I 「ストレスと肥満、レプチニン濃度」において発表された。)

文 献

- 1) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 企業における健康対策の実態：労働者健康状況調査報告. 東京：労務行政, 2004;16-35.
- 2) 労働政策研究・研修機構, 編. 労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査. 東京：労働政策研究・研修機構, 2004; 7-29.
- 3) Kelsey RM, Blascovich J, Tomaka J, et al. Cardiovascular reactivity and adaptation to recurrent psychological stress: effects of prior task exposure. *Psychophysiology* 1999; 36: 818-831.
- 4) Björntorp P. Do stress reactions cause abdominal obesity and comorbidities? *Obes Rev* 2001; 2: 73-86.
- 5) Moberg E, Kollind M, Lins PE, et al. Acute mental stress impairs insulin sensitivity in IDDM patients. *Diabetologia* 1994; 37: 247-251.
- 6) Ghiadoni L, Donald AE, Cropley M, et al. Mental stress induces transient endothelial dysfunction in humans. *Circulation* 2000; 102: 2473-2478.
- 7) Iso H, Date C, Yamamoto A, et al. Perceived mental stress and mortality from cardiovascular disease among Japanese men and women: the Japan Collaborative Cohort Study for Evaluation of Cancer Risk Sponsored by Monbusho (JACC Study). *Circulation* 2002; 106: 1229-1236.
- 8) 中央労働災害防止協会, 編. 働く人の心の健康づくり. 東京：中央労働災害防止協会, 2001; 72-75.
- 9) 下光輝一. 「職業性ストレス簡易調査票」を使ったストレス評価の実際. *産業保健* 21, 2001; 26:10-13.
- 10) Kojima M, Wakai K, Tokudome S, et al. Perceived psychologic stress and colorectal cancer mortality: findings from the Japan Collaborative Cohort Study. *Psychosom Med* 2005; 67:72-7.
- 11) 大塚 礼, 豊嶋英明, 八谷 寛, 他. 職域コホート男性における血清レプチニン濃度と生活習慣との関連. *日本循環器病予防学会誌*, 2005; 40: 123-130.
- 12) Karasek RA. Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Adm Sci Q* 1979; 24: 285-308.
- 13) 上里一郎, 他. メンタルヘルス事典. 東京：同朋舎, 2000;575-581.
- 14) Elo AL, Leppanen A, Jahkola A. Validity of a single-item measure of stress symptoms. *Scand J Work Environ Health* 2003; 29: 444-451.
- 15) Sanne B, Mykletun A, Dahl AA, et al. Testing the Job Demand-Control-Support model with anxiety and depression as outcomes: the Hordaland Health Study. *Occup Med (Lond)* 2005; 55: 463-473
- 16) Ota A, Masue T, Yasuda N, et al. Association between psychosocial job characteristics and insomnia: an investigation using two relevant job stress models-the demand-control-support (DCS) model and the effort-reward imbalance (ERI) model. *Sleep Med* 2005; 6: 353-358.
- 17) Kawakami N, Kobayashi F, Araki S, et al. Assessment of job stress dimensions based on the job demands-control model of employees of telecommunication and electric power companies in Japan: reliability and validity of the Japanese version of the Job Content Questionnaire. *Int J Behav Med* 1995; 2: 358-375.
- 18) McEwen BS. Protective and damaging effects of stress mediators. *N Engl J Med* 1998; 338: 171-179.
- 19) 森本兼義. ライフスタイルと健康. *日本衛生学*

- 雑誌, 2000; 54: 572-591.
 20) Ezoe S, Morimoto K. Quantitative assessment of
 stressors and stress reaction: a review. Sangyo
 Igaku 1994; 36: 397-405.

ABSTRACT

**Validity of perceived mental stress evaluated from job stressors,
 and the associations between perceived mental stress and lifestyle.**

Rei Otsuka^{*1}, Hideaki Toyoshima^{*1}, Koji Tamakoshi^{*1}, Yusuke Morimoto^{*1}, Keiko Wada^{*1},
 Kunihiro Matsushita^{*2}, Seiko Takefuji^{*3}, Yo Hotta^{*3}, Hirotugu Mitsuhashi^{*2},
 Kaichiro Sugiura^{*2}, Pei OuYang^{*1}, Hiroshi Yatsuya^{*1}

^{*1}Department of Public Health/Health Information Dynamics,

^{*2}Department of Cardiology,

^{*3}Department of Endocrinology and Diabetes, Nagoya University Graduate School of
 Medicine

To assess the validity of a simple 4-point scale of perceived mental stress, we analyzed relationships of perceived mental stress with 6 job stressors: demand, control, skill underutilization, workplace human relations, physical environment, and job satisfaction. We also examined the association of lifestyle with perceived mental stress. Study subjects were 5,159 male and 1,468 female Japanese workers aged 35 years and above in 2002. Awareness of stress was assessed by the question: "Do you have much stress in your life?", and participants were asked to select one among 4 responses: 'very much', 'much', 'ordinary', or 'little'. Six job stressors were assessed by a Simple Questionnaire Concerning Work Related Stress.

There were positive associations between perceived mental stress and all 6 job stressors in men, and 5 job stressors except skill underutilization in women. Therefore, we considered that a simple 4-point scale of perceived mental stress was reliable to evaluate individual stress.

The subjects with highly perceived stress were more likely to have shift time or midnight work, and to have overtime work. The sleep duration on weekdays tended to decrease, the proportion of subjects with two or more sleep-related complaints tended to increase, and physical activity tended to decrease according to the increase in the level of perceived stress. The proportion of subjects who lacked confidants, and who lost ikigai (subjective well-being) was linearly associated with an increased level of perceived stress. Perceived mental stress has a reasonable association with the individual's daily mental and physical stress reaction and coping, as well as social support.

Key Words : *Perceived Mental Stress, Job Stressor, Lifestyle, Worker's Cohort, Validity*

Received • Accepted Aug. 1, 2006.

(JJCDP 41 : 61-69, 2006)