

原 著

若年勤労者における長時間労働と メタボリックシンドロームの密接な関係 —労災過労死研究—

宗像 正徳¹⁾, 和田 安彦²⁾, 両角 隆一³⁾
西野 雅巳⁴⁾, 山根 冠児⁵⁾, 南都 伸介³⁾

¹⁾東北労災病院勤労者予防医療センター

²⁾関西労災病院医療情報部

³⁾関西労災病院循環器科

⁴⁾大阪労災病院循環器科

⁵⁾中国労災病院脳神経外科

(平成 21 年 3 月 6 日受付)

要旨：全国労災病院に勤務する非管理職職員 2,161 名を対象として，時間外労働時間とメタボリックシンドローム保有状況の関係を平成 14 年から平成 18 年にかけて調査した。各年の健康診査データから，体格指数(body mass index；BMI)，血圧，空腹時血糖，血清脂質を調査し，BMI が 25kg/m² 以上で高血圧(収縮期血圧 130mmHg 以上または拡張期血圧 85mmHg 以上)，高血糖(空腹時血糖 110mg/dL 以上)，脂質異常症(中性脂肪 150mg/dL 以上または HDL40mg/dL 未満)のうち，2つ以上有するものをメタボリックシンドローム(MetS)，1つ有するものを予備軍(Pre-MetS)と定義し，それ以外を非メタボリックシンドローム(non-MetS)とした。各年の年間残業時間は給与明細書から計算した。年間残業時間の増加に伴い，翌年の MetS または Pre MetS 保有頻度が増加するか否かを検討した。年間残業時間の増加に伴い，MetS, PreMetS の頻度は増加する傾向を示し，年間残業時間が 500 時間を越えると，500 時間未満の場合に比べ，MetS または Pre-MetS の保有頻度が有意に増加することがわかった(オッズ比 1.973；95% CI 1.416~2.749)。年間残業時間とメタボリックシンドローム保有率の関係を年齢別にみると，45 歳未満の比較的若年群では，残業時間の増加によりメタボリックシンドローム保有率が上昇したのに対し，45 歳を超える群では，残業時間とメタボリックシンドローム保有率に有意な関係はみられなかった。年間残業時間と MetS 保有の関連は両者の関係を時間軸上で評価する，ランダム効果モデルや一般化推定方程式を用いた解析でも認められた。以上より，長期間にわたる時間外労働の延長はメタボリックシンドロームのリスクを高める可能性が示唆された。

(日職災医誌，57：285—292，2009)

—キーワード—

過労死，メタボリックシンドローム，長時間労働

はじめに

過労死は過重労働により脳，心臓疾患を発症し，死に至る病態である¹⁾²⁾。2002 年以降，過労死の認定件数が急増し，大きな社会問題となっている³⁾。過労死の 95% 以上は男性であり，基礎疾患としては高血圧を有する者が多いことが知られている⁴⁾。一方，近年の日本では，男性でメタボリックシンドロームが増加しているが，この病態は労働省の調査研究からも，脳，心臓疾患を発症しや

すいことが明らかにされており，過労死の基礎病態として注目される⁵⁾。

勤労者の労働条件は，バブル崩壊以降，人員削減，業務の効率化等により，高い労働効率が求められ，またサービス残業がしばしばマスコミの話題となるなど厳しさをましている。さらに，近年の経済のグローバル化は，日本の企業，ひいてはそこで働く労働者の労働環境に甚大な影響を及ぼしている。たとえば，ガソリン価格の高騰は運送業の経営を圧迫し，そこで働く，遠距離ドライバー

表1 対象者の基礎データ

		解析対象例 (N = 2,161)
年齢	例数	2,161
	平均 ± 標準偏差	43.7 ± 5.4
	中央値	43.0
	最小値, 最大値	34, 58
	40歳未満	597 (27.6%)
40～44歳	692 (32.0%)	
45～49歳	489 (22.6%)	
50歳以上	383 (17.7%)	
性別	男	635 (29.4%)
	女	1,526 (70.6%)
職種	事務職	187 (8.7%)
	医師	22 (1.0%)
	医療職	652 (30.2%)
	看護職	1,190 (55.1%)
	技能業務職	110 (5.1%)

に過酷な労働条件をもたらしたし、サブプライムローン問題に端を発したアメリカ経済の失速は日本の製造業の経営を圧迫し、そこで働く多くの派遣労働者を失業に追い込んだ。日本の産業はもはや、世界との関連を無視しては存在しえない。世界規模で経済が連動する社会においては、経済変化と労働者の健康の関係について絶えず注意を払う必要がある。経済のグローバル化という大義名分の下に、労働者の健康を犠牲にしないような配慮が求められる。

長時間労働が長期間にわたって作用すると、疲労の蓄積が生じ、血管病変が自然経過を超えて、著しく悪化し、脳、心臓疾患を発症しうるとみなされているが、その機序は依然明らかにされていない。我々は、労働者健康福祉機構職員を対象として、時間外労働時間と脳、心臓疾患発症の関係を検討した⁶⁾。その結果、高血圧、糖尿病、脂質異常症といった従来の動脈硬化危険因子に加え「仕事の低活用」が脳、心臓疾患発症の危険因子になることを明らかにした⁶⁾。これらのデータは、勤労者の脳、心臓疾患発症予防のためには、生活習慣病を早期より適切に治療すること、労働者のやりがいを高める労働環境づくりが重要であることを示した。しかし、この結果を持って時間外労働が動脈硬化の進展に影響しないとはいえない。なぜなら、長時間労働は、肥満、高血圧、糖尿病などの発症リスクになることが指摘されており^{7)~12)}、動脈硬化リスクを増悪させることで過労死の発症にかかわる可能性がある。特に、近年は、肥満に高血圧、高血糖、脂質異常症を併せ持つメタボリックシンドロームが脳、心臓疾患を発症しやすい基礎病態として注目されている。そこで、本研究では、長時間労働とメタボリックシンドローム有病率の関係について検討した。

対象と方法

平成14年から平成18年にかけて過労死研究に参加し

た労働者健康福祉機構職員⁶⁾のうち、時間外労働時間と健康診査データを正確に把握できた非管理職職員2,161名(平均年齢44±5歳、男性635名、女性1,526名)を対象とした。1年間の時間外労働時間を給与明細書から計算した。年1度の健康診査データから、体格指数(body mass index; BMI)、血圧、空腹時血糖、血清脂質を調査した。高血圧、糖尿病、脂質異常症の治療に関する服薬状況もあわせて調査した。BMIが25kg/m²以上で高血圧(収縮期血圧130mmHg以上または拡張期血圧85mmHg以上)、高血糖(空腹時血糖110mg/dL以上)、脂質異常症(中性脂肪150mg/dL以上またはHDL40mg/dL未満)のうち、2つ以上有するものをメタボリックシンドローム(MetS)、1つ有するものを予備軍(PreMetS)と定義し、それ以外を非MetS(non-MetS)とした。高血圧、糖尿病、脂質異常症の服薬をしている場合は、血圧、血糖、脂質が正常範囲であってもそれぞれの危険因子を保有するものとみなした。職種は、主研究に倣い、事務職、医師、医療職(検査技師、放射線技師、薬剤師、管理栄養士、作業療法士、理学療法士など)、看護職、技能業務職(調理師、運転士、ボイラー技師など)の5群に分類した。本研究の施行にあたり、参加した全労災病院において倫理委員会を開催し、その承認をえた。また、参加者には研究の目的を十分に説明し、文書による同意を得た。対象者2,161名の基礎データを表1に示す。

データ解析方法：メタボリックシンドロームは脳卒中や心臓病を発症する前状態である。従って、ある要因がメタボリックシンドロームの発症に影響を与えるならば、その要因の解除により軽快も期待される。本研究では、以下の2つの方法で残業時間とメタボリックシンドローム保有状況の関連について検討した。

1)年間総残業時間と翌年の健康診査データの関係を検討した。すなわち、各被験者において、N年の残業時間とN+1年のMetsまたはPreMetS保有状況をペアとし、年間残業時間とMetSまたはPreMetS保有頻度の間関係を分析した。同一被験者の繰り返しのデータをすべて解析に用いた。年間残業時間の増加に伴い、MetS、Pre-Mets保有頻度は増加するか、増加するとすれば、閾値はあるかどうかを調査した。

2)残業時間と健康診査データが5年連続収集され、かつ服薬のない被験者1,651名において、年間残業時間とMetS保有状況が時間軸上で相関するかどうかを、ランダム効果モデルと一般化推定方程式(GEE)モデルを用いて検討した¹³⁾¹⁴⁾。

ここで

$$Y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{被験者}i\text{が時点}t\text{で正常・PreMetS} \\ 1 & \text{被験者}i\text{が時点}t\text{でMetS} \end{cases}$$

X_{it} = 時点 t における被験者 i の残業時間

とすると、

統計モデル

表2 平成14年から18年における対象者の人数と残業時間およびMetS, PreMetS, Non-MetSの頻度

(N = 解析対象例)	平成14年 (N = 1,402)	平成15年 (N = 1,530)	平成16年 (N = 1,663)	平成17年 (N = 1,771)	平成18年 (N = 1,850)	合計 (N = 8,216)
残業時間						
例数	1,402	1,530	1,663	1,771	1,850	8,216
平均 ± 標準偏差	172.9 ± 146.3	174.5 ± 145.5	180.1 ± 145.1	177.7 ± 147.6	170.7 ± 143.1	175.2 ± 145.5
中央値	143.3	145.5	149.6	146.0	141.0	145.0
最小値, 最大値	0, 972	0, 966	0, 1,027	0, 1,313	0, 981	0, 1,313
50時間未満	329 (23.5%)	309 (20.2%)	332 (20.0%)	347 (19.6%)	395 (21.4%)	1,712 (20.9%)
50～150時間未満	399 (28.5%)	480 (31.4%)	498 (30.0%)	558 (31.5%)	574 (31.0%)	2,509 (30.6%)
150～250時間未満	323 (23.0%)	354 (23.2%)	362 (21.8%)	408 (23.0%)	437 (23.6%)	1,884 (22.9%)
250時間以上	351 (25.0%)	386 (25.2%)	466 (28.1%)	458 (25.9%)	444 (24.0%)	2,105 (25.6%)
メタボリックシンドローム分類						
MetS	63 (4.5%)	85 (5.6%)	104 (6.3%)	104 (5.9%)	122 (6.6%)	478 (5.8%)
PreMetS	101 (7.2%)	101 (6.6%)	108 (6.5%)	129 (7.3%)	140 (7.6%)	579 (7.0%)
Non-MetS	1,238 (88.3%)	1,344 (87.8%)	1,451 (87.3%)	1,538 (86.8%)	1,588 (85.8%)	7,159 (87.1%)

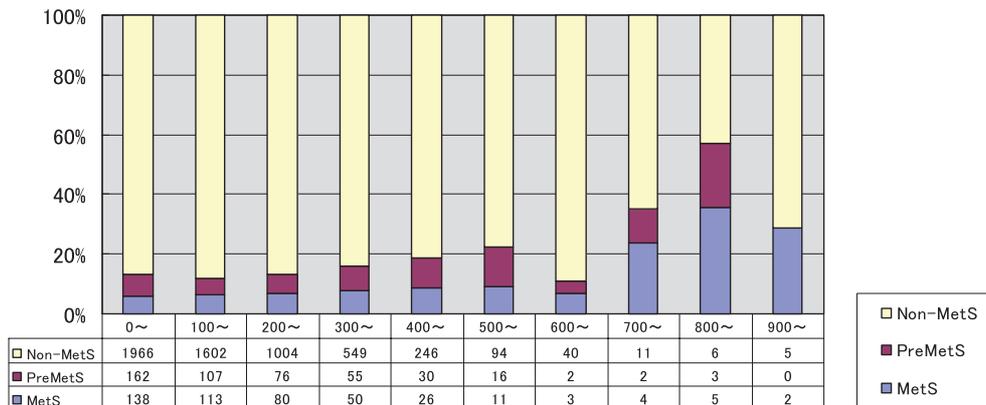


図1 年間残業時間とMetS, PreMetS, Non-MetSの頻度分布の関係

$$\text{logit}(P\{Y_{it} = 1 | Y_{it-1}, X_{it-1}\}) = \alpha + \beta Y_{it-1} + \lambda X_{it-1} + \gamma_i$$

は、T年において被験者iがMetSである確率のLog-Oddsが時点T-1年のMetSの保有状況ならびに残業時間に依存しているか、を検討するモデルで、ランダム効果(γ_i)を含んだマルコフ連鎖ロジスティック混合回帰モデルと呼ぶ¹³⁾。このモデルは、各被験者のランダム効果をモデル化することで、繰り返し測定された2値反応変数(すなわち、残業時間と翌年のMetS保有状況)間の相関構造を取り込むことができる。

繰り返しデータの相関構造をモデル化する方法として一般化推定方程(GEE)を用いた方法も行った¹⁴⁾。GEEモデルは

$$\begin{aligned} \text{logit}(P\{Y_{it} = 1 | Y_{it-1}, X_{it-1}\}) \\ = \log \left(\frac{P\{Y_{it} = 1 | y_{it-1} = y_{it-1}, X_{it-1} = x_{it-1}\}}{P\{Y_{it} = 0 | y_{it-1} = y_{it-1}, X_{it-1} = x_{it-1}\}} \right) \\ = \alpha + \beta y_{it-1} + \lambda x_{it-1} \\ = \log(\text{odds}\{y_{it-1}, x_{it-1}\}) \end{aligned}$$

又、時点(t-1)におけるMets判定、y_{i,t-1}、に係わらず、時点(t-1)の残業時間が(x+a)_{i,t-1}とx_{i,t-1}のオッズ比は、

$$\begin{aligned} OR(\{y_{it-1}, (x+a)_{it-1}\}, \{y_{it-1}, x_{it-1}\}) \\ = \frac{\text{odds}\{y_{it-1}, (x+a)_{it-1}\}}{\text{odds}\{y_{it-1}, x_{it-1}\}} \end{aligned}$$

上記のモデルの定義から、

$$\log[OR(\{y_{it-1}, (x+a)_{it-1}\}, \{y_{it-1}, x_{it-1}\})] = \lambda a$$

と与えられることがわかる。

以上のことから、a=1の時(前年の残業時間が1時間増えた時)のオッズ比は、exp(λ)で与えられる。すなわち、年間残業時間がn時間以上になるとn時間未満群にくらべ、MetS判定のオッズ比はexp(nλ) = (λa)ⁿとなる。ランダム効果モデルとGEEモデルはいずれも繰り返し測定された2変数の相関構造を検討するものであるが、結果が一致するわけではない。本研究では残業時間とMetS関連の一貫性を明らかにするため2つの解析を平行して行った。

データは平均値±標準偏差で表示した。頻度の差はχ²検定で調べた。P<0.05をもって有意と判定した。統計解析にはSAS(ver. 5.0 windows)を用いた。

結果

本研究のコホートは開かれたコホートである。表2に示すように、毎年、流入する数の方が多かったため、平成14年から18年まで、解析する対象者は徐々に増加し

表3 年間残業時間150時間以上群の150時間未満群に対するMetS, PreMetS保有のオッズ比

		メタボリック シンドローム分類	残業時間 150時間未満	残業時間 150時間以上	カイ2乗 p値	オッズ比	95%信頼 区間
全体		MetS or PreMetS	421 (12.9%)	464 (14.7%)	p = 0.038	1.162	1.008, 1.340
		Non-MetS	2,835 (87.1%)	2,688 (85.3%)			
性別	男	MetS or PreMetS	199 (29.7%)	303 (25.1%)	p = 0.033	0.796	0.645, 0.982
		Non-MetS	472 (70.3%)	903 (74.9%)			
	女	MetS or PreMetS	222 (8.6%)	161 (8.3%)	p = 0.706	0.960	0.777, 1.187
		Non-MetS	2,363 (91.4%)	1,785 (91.7%)			
年齢別	40歳未満	MetS or PreMetS	76 (8.7%)	102 (11.4%)	p = 0.059	1.351	0.988, 1.847
		Non-MetS	797 (91.3%)	792 (88.6%)			
	40～44歳	MetS or PreMetS	111 (11.8%)	160 (15.9%)	p = 0.009	1.414	1.090, 1.835
		Non-MetS	831 (88.2%)	847 (84.1%)			
45～49歳	MetS or PreMetS	108 (14.4%)	116 (16.0%)	p = 0.417	1.125	0.846, 1.495	
	Non-MetS	640 (85.6%)	611 (84.0%)				
50歳以上	MetS or PreMetS	126 (18.2%)	86 (16.4%)	p = 0.420	0.884	0.654, 1.194	
	Non-MetS	567 (81.8%)	438 (83.6%)				
職種別	事務職	MetS or PreMetS	43 (22.8%)	81 (24.9%)	p = 0.579	1.127	0.738, 1.720
		Non-MetS	146 (77.2%)	244 (75.1%)			
	医師	MetS or PreMetS	0 (0.0%)	12 (50.0%)			
		Non-MetS	0 (0.0%)	12 (50.0%)			
	医療職	MetS or PreMetS	107 (13.9%)	217 (17.5%)	p = 0.037	1.307	1.016, 1.680
		Non-MetS	661 (86.1%)	1,026 (82.5%)			
	看護職	MetS or PreMetS	197 (9.5%)	129 (8.8%)	p = 0.515	0.926	0.733, 1.168
		Non-MetS	1,880 (90.5%)	1,330 (91.2%)			
技能業務職	MetS or PreMetS	74 (33.3%)	25 (24.8%)	p = 0.121	0.658	0.387, 1.119	
	Non-MetS	148 (66.7%)	76 (75.2%)				

た。本研究に参加した被験者総数は表1に示すように2,161名であるが、繰り返しのデータを累算し、総数8,216個の年間残業時間—健康診査データのペアが得られた。

図1は、集積された8,216個のデータから、残業時間別に、MetS, PreMetS, Non-MetSの頻度分布をパーセント表示したものである。MetS, PreMetSの頻度は年間残業時間の増加に伴い、増加する傾向がみられる。

残業時間のほぼ中央値に相当する150時間以上群の150時間未満群に対するMetS, PreMetSのオッズ比を計算すると、1.162(95% CI: 1.008~1.340)で有意であった(表3)。さらに、年間残業時間500時間をカットオフ値として、同様の解析を行うと、500時間以上群の500時間未満に対するオッズ比は1.973(95% CI: 1.416~2.749)で150時間をカットオフ値にした時より、大きい値となった(表4)。さらに、年齢別に検討すると、40歳未満群でオッズ比3.530(95%CI: 2.063~6.042)、40~44歳でオッズ比2.607(95%CI: 1.463~4.650)で有意であり、45歳を超える集団では有意でなくなった(表4)。

表5にランダム効果モデル、表6にGEEモデルを用いた解析結果をしめす。

いずれのモデルでも、(T-1)年のメタボリック判定(0/1)がT年のMetS判定に大きな影響を与えている。ランダム効果モデルでは、オッズ比が52.4、GEEモデルではオッズ比が17.6であった。このオッズ比の解釈は、

T年で被験者がMetS判定となるオッズ(つまり、時点TにおけるMetS判定の確率と正常・PreMetS判定の確率の比)は、(T-1)年でその被験者が正常・PreMetS判定である場合に対して、その被験者がMetS判定の場合、モデル1で52.4倍、モデル2で17.6倍であることを意味する。1年前の残業時間の影響は、ランダム効果モデルでP値が0.053、GEEモデルでP値が0.037であった。すなわち、GEEモデルでみると、前年残業時間が500時間以上に増えると、それ未満の場合に比べ、MetS判定となるオッズは、 $\exp(500\lambda) = (1.00091)^{500} = 1.576$ である。すなわち、年間残業時間が500時間増えると、メタボリックシンドロームになるリスクは1.6倍くらいになる。因みに、前時点でのMetS判定と前時点の残業時間の交互作用は、ランダム効果モデルでもGEEモデルでも有意ではなかった。

考 察

長時間労働は様々な健康障害を引き起こすことが知られている。本研究は、年間残業時間の増加とメタボリックシンドロームの発症が関連する可能性をはじめて示した。年間残業時間の中央値である150時間を越えると超えない群にくらべてMetS, PreMetSのオッズ比は上昇をはじめ、500時間を越えるとオッズ比はおおよそ倍となった。この増加は特に45歳未満の若年群で大きいこと

表4 年間残業時間 500 時間以上群の 500 時間未満群に対する MetS, PreMetS 保有のオッズ比

		メタボリック シンドローム分類	残業時間 500 時間未満	残業時間 500 時間以上	カイ 2 乗 p 値	オッズ比	95% 信頼 区間																																																																																																																																
全体		MetS or PreMetS	837 (13.5%)	48 (23.5%)	p < 0.001	1.973	1.416, 2.749																																																																																																																																
		Non-MetS	5,367 (86.5%)	156 (76.5%)				性別	男	MetS or PreMetS	460 (26.5%)	42 (29.6%)	p = 0.428	1.164	0.799, 1.695		Non-MetS	1,275 (73.5%)	100 (70.4%)		女	MetS or PreMetS	377 (8.4%)	6 (9.7%)	p = 0.727	1.163	0.498, 2.717		Non-MetS	4,092 (91.6%)	56 (90.3%)	年齢別	40 歳未満	MetS or PreMetS	158 (9.3%)	20 (26.7%)	p < 0.001	3.530	2.063, 6.042		Non-MetS	1,534 (90.7%)	55 (73.3%)		40 ~ 44 歳	MetS or PreMetS	254 (13.4%)	17 (28.8%)	p < 0.001	2.607	1.462, 4.650		Non-MetS	1,636 (86.6%)	42 (71.2%)		45 ~ 49 歳	MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270		Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)		50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)		医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)	6 (54.5%)		医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)			
性別	男	MetS or PreMetS	460 (26.5%)	42 (29.6%)	p = 0.428	1.164	0.799, 1.695																																																																																																																																
		Non-MetS	1,275 (73.5%)	100 (70.4%)					女	MetS or PreMetS	377 (8.4%)	6 (9.7%)	p = 0.727	1.163	0.498, 2.717		Non-MetS	4,092 (91.6%)	56 (90.3%)	年齢別	40 歳未満	MetS or PreMetS	158 (9.3%)	20 (26.7%)	p < 0.001	3.530	2.063, 6.042		Non-MetS	1,534 (90.7%)	55 (73.3%)			40 ~ 44 歳	MetS or PreMetS	254 (13.4%)	17 (28.8%)	p < 0.001	2.607	1.462, 4.650		Non-MetS	1,636 (86.6%)	42 (71.2%)		45 ~ 49 歳	MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270		Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)		50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)		55 (71.4%)		医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)	6 (54.5%)		医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)						
	女	MetS or PreMetS	377 (8.4%)	6 (9.7%)	p = 0.727	1.163	0.498, 2.717																																																																																																																																
		Non-MetS	4,092 (91.6%)	56 (90.3%)				年齢別	40 歳未満	MetS or PreMetS	158 (9.3%)	20 (26.7%)	p < 0.001	3.530	2.063, 6.042		Non-MetS	1,534 (90.7%)	55 (73.3%)			40 ~ 44 歳	MetS or PreMetS	254 (13.4%)	17 (28.8%)	p < 0.001	2.607	1.462, 4.650		Non-MetS	1,636 (86.6%)	42 (71.2%)		45 ~ 49 歳	MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270		Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)		50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)			医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS		6 (46.2%)	6 (54.5%)		医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																	
年齢別	40 歳未満	MetS or PreMetS	158 (9.3%)	20 (26.7%)	p < 0.001	3.530	2.063, 6.042																																																																																																																																
		Non-MetS	1,534 (90.7%)	55 (73.3%)						40 ~ 44 歳	MetS or PreMetS	254 (13.4%)	17 (28.8%)	p < 0.001	2.607	1.462, 4.650		Non-MetS	1,636 (86.6%)	42 (71.2%)		45 ~ 49 歳	MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270		Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)		50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)			医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)		6 (54.5%)		医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																													
		40 ~ 44 歳	MetS or PreMetS	254 (13.4%)	17 (28.8%)	p < 0.001	2.607		1.462, 4.650																																																																																																																														
		Non-MetS	1,636 (86.6%)	42 (71.2%)				45 ~ 49 歳		MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270		Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)		50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)			医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)	6 (54.5%)			医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																										
	45 ~ 49 歳	MetS or PreMetS	217 (15.2%)	7 (15.2%)	p = 0.995	1.002	0.443, 2.270																																																																																																																																
	Non-MetS	1,212 (84.8%)	39 (84.8%)					50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800		Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)			医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)	6 (54.5%)			医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																							
	50 歳以上	MetS or PreMetS	208 (17.4%)	4 (16.7%)	p = 0.922	0.947	0.320, 2.800																																																																																																																																
	Non-MetS	985 (82.6%)	20 (83.3%)	職種別				事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)	22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259		Non-MetS	335 (76.7%)	55 (71.4%)			医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS	6 (46.2%)	6 (54.5%)			医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																			
職種別	事務職	MetS or PreMetS	102 (23.3%)		22 (28.6%)	p = 0.323	1.314	0.764, 2.259																																																																																																																															
		Non-MetS	335 (76.7%)		55 (71.4%)					医師	MetS or PreMetS	7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579		Non-MetS		6 (46.2%)	6 (54.5%)		医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																														
		医師	MetS or PreMetS		7 (53.8%)	5 (45.5%)	p = 0.682	0.714	0.143, 3.579																																																																																																																														
		Non-MetS	6 (46.2%)		6 (54.5%)					医療職	MetS or PreMetS	307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																																											
		医療職	MetS or PreMetS		307 (16.0%)	17 (19.1%)	p = 0.433	1.242	0.722, 2.137																																																																																																																														
		Non-MetS	1,615 (84.0%)	72 (80.9%)		看護職				MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008		Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)		技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																																																								
	看護職	MetS or PreMetS	322 (9.2%)	4 (14.8%)	p = 0.313	1.721	0.592, 5.008																																																																																																																																
	Non-MetS	3,187 (90.8%)	23 (85.2%)					技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)					Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																																																																					
	技能業務職	MetS or PreMetS	99 (30.7%)	0 (0.0%)																																																																																																																																			
	Non-MetS	224 (69.3%)	0 (0.0%)																																																																																																																																				

表5 ランダム効果モデル結果

パラメータ	オッズ比	SE	Z Score	P 値		
前年 MetS	52.4246	7.1658	28.97	0	40.1038	68.5306
前年残業時間	1.00079	0.0004	1.93	0.053	0.9999	1.0015

表6 GEE モデル結果

パラメータ	オッズ比	SE	Z Score	P 値		
前年 MetS	17.6101	3.8650	13.07	0	11.4536	27.0758
前年残業時間	1.00091	0.0004	2.08	0.037	1.0000	1.0017

が示された。年間残業時間と MetS 発症の関連は両者の相関関係を時間軸で検討するランダム効果モデルや GEE モデルでも確認された。本研究の結果は、慢性的な残業時間の延長により、過労死を起こす基礎病態が形成されやすくなる可能性を示している。最近では 40 歳代の過労死の増加が指摘されており¹⁵⁾、比較的若年労働者で長時間残業がメタボリックシンドロームのリスクを高める可能性があるという本研究の知見は重要であろう。

残業時間の増加がメタボリックシンドロームを増加させる機序は明らかにできなかったがいくつかの推測が可能である。第一に、長時間労働により、夜間の間食が増える、座位時間がながくなり身体活動性が低下するなど

の不健康な生活習慣が常態化する可能性¹¹⁾、第二に、長時間ストレスの多い労働環境にさらされることにより、下垂体-コルチゾール系の活性化が生じ、より内臓脂肪が蓄積しやすい体質になる可能性¹⁶⁾、などが考えられる。長時間労働によるメタボリックシンドロームの発症が若年者でより起こりやすいという事実は、若年者は、長時間労働により生活習慣の乱れが起こりやすい、ストレスを感じやすいなどの可能性を示唆する。最近我々は、全国労災病院勤労者予防医療センターにおける多施設共同研究 J-STOP-MetS1 において、「ストレスに対する過剰な飲食行動」はメタボリックシンドロームのリスクとなることを見出している¹⁷⁾。長時間労働が若年群でメタボ

リックシンドロームのリスクを増やす機序を明らかにするには、長時間労働に伴うストレス度、食事、運動など行動学的変化と同時にストレスホルモンの測定も含めた内分泌環境の変化を調査することが必要である。

厚生労働省は、月の残業時間が45時間を越えないよう通達をだしているが、これは、この時間を越えて残業すると、最も健康的とされる7時間の睡眠時間が確保できなくなり、健康障害を引き起こすリスクが高くなるとして設定された値である¹⁸⁾。月45時間の残業時間は年に換算すると、540時間となり、本研究で明らかにメタボリックシンドロームのリスクが明らかに増えるとみなされる年500時間とほぼ一致する。すなわち、本研究は医学的視点から、健康を障害する長期的残業時間として年間500時間が妥当であることを示した点で価値があると思われる。

長期的残業と健康障害の関連の研究は困難な点が多い。その理由は、残業時間の正確な把握が難しいことがある。従来の研究では、残業時間を被験者の主観的アンケートにより断面調査していることが多く、客観性が乏しい。従って、長期間の残業時間を正確に評価して検討した研究はきわめて少ない。本研究では、同じ病院組織に勤務する労働者を超過勤務手当の分析という共通基準から残業時間を割り出すことで、年単位の残業時間を正確に評価することが可能であった。我々の研究は、長期的な残業時間を客観的な手法で正確に評価し、健康障害との関連を検討した数少ない研究であると思われる。

長時間労働は健康障害を増やすとの報告が多いなかで、労働時間が長いほうが、糖尿病や高血圧の発症率は低いという報告もある¹⁹⁾²⁰⁾。その理由として、労働時間が長いほうがエネルギー消費量が大きく、肥満になりにくいこと、労働時間が長くと、仕事にやりがいを感じ、楽しんでいる傾向があること、などを推測している。すなわち、残業時間の長さだけで、健康障害を論ずるのは困難で、仕事の中身や労働者側がどれだけストレスと感じているかどうかを重要であることを指摘している。今回の解析は、病院で働く職員を対象とした研究であるが、看護職が55%、医療職が30%、事務職が9%、技能業務職が5%、医師が1%であった。看護職、医療職、事務職、技能業務職はいずれも非管理職では、裁量権が少なく、仕事を楽しむという側面は小さい。一方、非管理職でも裁量権のある医師はわずかであった。すなわち本研究の対象者は長時間の時間外労働において比較的裁量権の低い集団であったと考えられる。本研究と過去の結果の相違は、職種の違いによるストレス度の違い等で説明できるかもしれない。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べる。第一に、本研究の残業時間とメタボリックシンドローム保有状況の時間軸上の関連は、メタボリックシンドロームの病態が時間外労働時間と連動して、増悪したり、反

対に改善したりすることを示している。本研究では長時間労働によりメタボリックシンドロームのいずれの要素が最も影響されやすいのかを明らかにすることはできなかった。また、本研究は、病院職員に限定した研究であり、他職種に当てはまるか否か、あるいは、過重労働という問題がグローバルな問題であるならば、他民族において当てはまるか否かといった検討も必要であろう。これらの点を今後の課題としたい。

まとめ

病院で働く非管理職労働者において、45歳未満の比較的若年者で、年間残業時間が500時間を越えるとメタボリックシンドロームのリスクが高まる可能性が示唆された。今後、この機序を明らかにすると同時に、他職種やより広範なコホートでの検討によりその普遍性を検討していく必要がある。

本研究は、独立行政法人 労働者健康福祉機構「労災疾病等13分野医学研究、開発、普及事業」によるものである。

謝辞：本研究の施行にあたりご協力いただいた、全国の労災病院職員の方々に感謝いたします。本研究のデータ解析にあたり、詳細なご指導をいただいた、久留米大学バイオ統計センター教授角間辰之先生に深謝申し上げます。

文献

- 1) Uehata T: Long working hours and occupational stress-related cardiovascular attacks among middle-aged workers in Japan. *J Hum Ergol* 20: 147—153, 1991.
- 2) Hoshuyama T: Overwork and its health effects-current status and future approach regarding Karoshi. *Sangyo Eiseigaku Zasshi* 45: 187—193, 2003.
- 3) 宗像正徳：過重労働と健康障害：一産業医活動のための臨床と予防管理の実際—高血圧の臨床と予防管理。産業医学ジャーナル 29 (6)：44—51, 2006.
- 4) 宗像正徳：生活習慣病、慢性疾患と男性更年期：血圧のコントロールとストレスとの関係。総合臨床 53 (3)：547—552, 2004.
- 5) Nakamura T, Tsubono Y, Kameda-Takemura K, et al: Group of the Research for the Association between Host Origin and Atherosclerotic Diseases under the Preventive Measure for Work-related Diseases of the Japanese Labor Ministry. Magnitude of sustained multiple risk factors for ischemic heart disease in Japanese employees: a case-control study. *Jpn Circ J* 65 (1): 11—17, 2001.
- 6) 南都伸介, 和田安彦, 両角隆一, 他：業務の過重負荷と脳、疾患発症との関連に関する調査研究報告書。2008, pp 1—20.
- 7) Shields M: Long working hours and health. *Health Report* 11 (2): 33—48, 1999.
- 8) Nakamura K, Shimai S, Kikuchi S, et al: Increases in body mass index and waist circumference as outcomes of working overtime. *Occup Med* 48 (3): 169—173, 1998.
- 9) Hayashi T, Kobayashi Y, Yamaoka K, et al: Effect of overtime work on 24-hour ambulatory blood pressure. *J Occup Environ Med* 38: 1007—1011, 1996.

- 10) Iwasaki K, Sasaki T, Oka T, et al: Effect of working hours on biological functions related to cardiovascular system among salesmen in a machinery manufacturing company. *Ind Health* 36: 361—367, 1998.
- 11) Yang H, Schnall PL, Jauregui M, et al: Work hours and self-reported hypertension among working people in California. *Hypertension* 48 (4): 744—750, 2006.
- 12) Kawakami N, Araki S, Takatsuka N, et al: Overtime, psychosocial working conditions, and occurrence of non-insulin dependent diabetes mellitus in Japanese men. *J Epidemiol Community Health* 53: 359—363, 1999.
- 13) Skrondal A, Rabe-Hesketh S: (Markov Model) Generalized Latent Variable Modeling Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models. Chapman & Hall/CRC, 2004, pp 307—311.
- 14) Hardin JW, Hilbe JM: (GEE) Generalized Estimating Equations. Chapman & Hall/CRC, 2003.
- 15) <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2006/05/h0531-1.html>
- 16) Chandola T, Brunner E, Marmot M: Chronic stress at work and the metabolic syndrome: prospective study. *BMJ* 332 (7540): 521—525, 2006.
- 17) 宗像正徳, 本間浩樹, 荒木高明, 他: メタボリックシンドロームにおける幼少時の行動学的特徴と現在の食行動との関係 (J-STOP-MetS). *糖尿病* 52 (2): 93—101, 2009.
- 18) 和田 攻: 労働と心臓疾患—過労死のリスク要因とその対策. *産業医学レビュー* 14 (4): 183—213, 2002.
- 19) Nakanishi N, Yoshida H, Nagano K, et al: Long working hours and risk for hypertension in Japanese male white collar workers. *J Epidemiol Community Health* 55: 316—322, 2001.
- 20) Nakanishi N, Nishina K, Yoshida H, et al: Hours of work and the risk of developing impaired fasting glucose or type 2 diabetes mellitus in Japanese male office workers. *Occup Environ Med* 58: 569—574, 2001.

別刷請求先 〒981-8563 仙台市青葉区台原 4-3-21
東北労災病院勤労者予防医療センター
宗像 正徳

Reprint request:

Masanori Munakata
Preventive Medical Center, Tohoku Rosai Hospital, 3-21, Dai-
nohara 4 Aobaku, Sendai, 981-8563, Japan

Close Relationship between Long Working Hours and High Prevalence of Metabolic Syndrome in Young Workers: Rosai Karoshi Cohort Study

Masanori Munakata¹⁾, Yasuhiko Wada²⁾, Takakazu Morozumi²⁾,
Masami Nishino³⁾, Kanji Yamane⁴⁾ and Sinsuke Nanto²⁾

¹⁾Tohoku Rosai Hospital

²⁾Kansai Rosai Hospital

³⁾Oosaka Rosai Hospital

⁴⁾Chugoku Rosai Hospital

Objective: The aim of this study was to examine the hypothesis if long-lasting overtime work increases the risk of metabolic syndrome in a large cohort of hospital employees.

Subjects and method: We studied 2,161 employees of 39 Rosai Hospital groups. The age ranged from 34 to 58 yrs (mean 44) and 29.4% of the cohort were men. Annual overtime work hours were calculated from pay slip. Subjects were classified as metabolic syndrome, pre-metabolic syndrome or others according to annual health check up data. Diagnosis of the metabolic syndrome or pre-metabolic syndrome was based on body mass index $25\text{kg}/\text{m}^2$ or over with at least two cardiovascular risk factors or only one risk factor among high blood pressure (systolic blood pressure ≥ 130 and/or diastolic blood pressure $\geq 85\text{mmHg}$), hyperglycemia (fasting blood glucose $\geq 110\text{mg}/\text{dL}$) or dyslipidemia (triglyceride $\geq 150\text{mg}/\text{dL}$ and/or HDL $< 40\text{mg}/\text{dL}$). Subjects were followed for 2 to 5 yrs. We examined the relationship between annual overtime work hours and the metabolic or pre-metabolic conditions in the next year by means of pooled logistic analysis or by generalized estimating equation model.

Results: We obtained a 8,216 person-year data in total. The prevalence of pre-metabolic syndrome or metabolic syndrome tended to increase with an increase in the annual overtime work hours. The 500 hrs of annual overtime work significantly increased the risk of metabolic or pre-metabolic condition (odds ratio 1.973, 95% CI; 1.16–2.749, $P < 0.001$). The effect was significant in the groups of 40 yrs or younger (odds ratio 3.530, 95% CI; 2.063–6.042, $P < 0.001$) and in the group aged from 40 to 44 yrs (odds ratio 2.607, 95% CI; 1.462–4.650, $P < 0.001$) but not significant in the groups of 45 yrs or over. Close relationship between long working hours and the risk of metabolic syndrome was confirmed also by the generalized estimating equation model.

Conclusion: Long-lasting overtime work may increase the risk of metabolic syndrome in young hospital employees.

(JJOMT, 57: 285–292, 2009)