

病院勤務看護職者の休養行動とその関連因子に関する研究

Research on the Refreshment Activities of Nurses Employed at Hospitals

土屋八千代^{※1}

Yachiyo Tsuchiya^{※1}

Abstract

Although the necessity for conversion to the active refreshment from passive refreshment was pointed out, there are few reports of the practice which was conscious of active refreshment.

The purpose of this study is to clarify the related factors with the refreshment action in daily life of nurses employed at hospitals by questionnaire investigation.

The sample analysis was done with 577 nurses who were working at 9 hospitals (including 4 psychiatric ones) in the Kanto district.

The results were as follows :

1. Although enforcement of a time element was 50-60 percent, implementation of social participation was extremely low.
2. Refreshment Action was little practiced between 20 years old and 30 years old, and there was that age becomes high.
3. The stress highly ranking were nursing business, the working system, education and study inside the hospital, and relation the bosses.
4. The factors relevant to Refreshment Action were about the age, form of marriage, living with her/his family, department of examination and treatment, a subjective health status and human support outside.

It was in a negative relation with the stress degree though it was not significantly differentt.

キーワード : 休養行動, 看護職者, 関連因子, 人的サポート, ストレス

Refreshment Action, Nurse, Related Factors, Human Support, Stress

I. 序論

健康づくりの3本柱は運動・栄養・休養であると言われているが、栄養や運動に比べて休養に関する施策や体系化は遅れていた。この理由として岩崎は、休養の持つ意味が休む＝怠けると考えられたことや、休養行動は生活行動や環境などが複合的相互関係にあるので説明が困難であることを述べ、生命科学としての体系づくりの必要性を指摘している¹⁾。休養に関する研究は、昭和63年度

及び平成元年度の厚生科学研究に始まり、平成5年度に厚生省で休養指針の策定が検討され、翌年に公表された²⁾。この指針は生活リズム・時間的要素・空間的要素・社会的要素の4本柱から構成されており、個人の生き方に積極的に取り入れていこうとする意識の変換が、休養実践の効果を上げる基本であると説明されている。このように休養は単なる疲労回復のための『休』から、潜在的能力を高め健康増進を図っていく能動的な休養と

※1 宮崎大学医学部看護学科 臨床看護学講座
School of Nursing, Miyazaki Medical College, University of Miyazaki

しての『養』への転換が必要とされるに至った^{3)~6)}。先行調査では、休養を十分に取っている者はとっていない者に比べてストレス度が有意に低いこと⁷⁾、実践指導を通して休養のイメージが休むや疲労回復から積極的休養へ転換したこと⁸⁾、ストレスには保養が効果的であること⁹⁾等が報告されており、その中で特に『養』の部分を意識しての実施が少ない現状が指摘されている。

さて、ここで他者の健康を担う立場にある看護職者自身のことについて考えてみる。産業16分野の女性4,700人対象の調査では、月間残業時間は看護職では10時間以下が56%を占め31時間以上は4%と少ないものの、職場ストレスとして仕事量が多すぎる(35.8%)、責任範囲が大きい(38.5%)等他の職種より高い割合を示していた¹⁰⁾。また、看護師は病床100床あたり1975年(23.5人)から1996年(41.8人)と倍増しているものの、アメリカ(1975年65.6人→1996年197人)など先進諸国に比べると最低であり、人口1万人対比でも病床数は多く看護師数は少ない¹¹⁾。このような状況下で看護職者は夜勤や複雑な人間関係等から心身共に過重な負担を強いられ、身体的不調やBurnoutに陥る者も多いことが報告されている^{12)~14)}。職場ストレスに対して積極的休養の必要性が指摘されているが¹⁵⁾、特に看護職者には疲労回復の休行動と共に健康の潜在能力を高める養行動が重要である。このため看護職者自身の健康確保の一助としての休養行動の位置づけや、その促進について検討する必要があると考えるが、看護職者の休養についての報告は少ない。その中で、富永¹⁶⁾は仕事上のストレスと健康管理との関係を調査し、休養不十分な者は労働意欲の低下や慢性疲労の訴え率が高いこと等を報告している。しかし、この調査は休養を休養指針に示された個別の内容を問うのではなく、「休養の取り方」の一問でとり扱っていた。

そこで、今回は休養指針に示された項目を一部選択修正し「休養」行動として捉え、看護職者の『休』行動と『養』行動の実態とその行動に関連する因子を明らかにする目的で、病院勤務者を対象に調査を行った。

II. 研究目的

1. 病院勤務看護職者の日常生活における『休』行動と『養』行動の実態を明らかにする。
2. 『休』行動及び『養』行動と属性、業務上のストレス度、主観的健康感、職場内及び職場外の人的サポートとの関連を明らかにする。

III. 研究方法

1. 対象者

関東地区の医療施設(精神科4施設、一般科5施設)に勤務中の看護職者。事前に各施設の看護部長に趣旨を説明した依頼書を郵送し調査協力を確認した。了承のあった施設に調査票と封筒を郵送、調査票は無記名とし記入後各自で封印し看護部で一括返送とした。調査の対象はスタッフから師長を含み、各年代(精神科は性別)を均等配分の旨を伝え、その選考は対象者の同意を前提として看護部長に一任した。調査は1998年11月~1999年1月に実施した。

2. 調査内容

1) 属性

性別、年齢、婚姻形態と同居家族の有無、職種、勤務年数、職位、所属診療科、週休。

2) 休養項目

休養指針は13項目で構成されているが、原案者である野崎^{3)~5)}の説明を参考にして『休』行動として6項目、『養』行動として4項目選択、行動レベルの表記に修正した(表1)。これらの項目に対して、日頃の生活行動に「非常によく該当する(4点)」、「該当する(3点)」、「普通(2点)」、「あまり該当しない(1点)」、「全く該当しない(0点)」までの5段階で回答を求め得点化した。

3) 関連因子

① ストレス度

ストレッサーは質問紙作成にあたって、看護師10名に聞き取り調査を行い神郡¹⁷⁾を参考に10項目(看護業務自体、夜勤・超過勤務などの勤務体制、患者・家族との関係、医師との関係、上司との関係、同僚との関係、他職種との関係、

表1. 休養行動項目

休 の 要 素	生活にリズムを (生活リズム)	①仕事と休養のバランスをとる ②熟眠できる工夫をしている ③入浴でリラックスできる ④時には旅行にでかける
	ゆとりの時間で実りある休養を (時間的要素)	⑤1日30分自分の時間をもつ ⑥自分にあった趣味や生きがいをしている
養 の 要 素	生活の中にオアシスを (空間的要素)	⑦楽しい食事空間の工夫をしている ⑧自然との触れあいを大切にしている
	出会いときずなで豊かな人生を (社会的要素)	⑨家族との語らいの時間を持っている ⑩ボランティアなど地域・社会活動へ参加する

(厚生統計協会編：国民衛生の動向，p.92，厚生統計協会，1997，一部修正)

職場の物理的環境，院内教育・看護研究，自分の生活や家族)を設定し，ストレスの度合いについて「非常にストレスである（4点）」，「ストレスである（3点）」，「普通（2点）」，「あまりストレスではない（1点）」，「ストレスではない（0点）」までの5段階で回答を求め得点化した。

② 主観的健康感

現在の健康状態について，「非常によい（4点）」，「まあよい（3点）」，「あまりよくない（2点）」，「全くよくない（1点）」から選択し得点化した。

③ サポート

職場内と職場外での人(仲間，相談できる友人，自分の考えや行動の支持者，安心できる人の4項目)の存在が，「いつもいる（4点）」，「時々いる（3点）」，「あまりいない（2点）」，「全くいない（1点）」から選択し得点化した。

3. 分析方法

①測定項目の集計と分布の確認，正規分布でない場合はノンパラメトリック分析におけるMann-WhitneyのU検定で確認。②休養行動と属性との関連は一元配置の分散分析を行い，有意差が認められた場合多重比較（Bonferroniの不等式の利用による方法）で確認した。③休養行動と関連因子との関連は，それぞれの関連因子の平均値を境

にして2群として正規分布でない場合はU検定，正規分布の場合は一元配置の分散分析を行った。④属性および関連因子の影響度を確認するために休養行動を基準変数として，属性との関係は数量化理論I類による分析，関連因子については重回帰分析（stepwise methods）を行った。いずれも有意水準5%で，パッケージソフトはHALWINを使用した。

4. 用語の定義

1) 休養行動

厚生労働省の休養指針は，生活リズム要素，時間的要素，空間的要素，社会的要素の13項目で構成されている。休と養は明瞭に切り離せるものではないが，生理的疲労回復「休むこと」により得られた時間に，健康の潜在能力を高め生活の質を向上させる「養うこと」の内容が伴ったものとされる⁵⁾ことから，先行する生活リズムと時間的要素を『休』，能動性を求められる空間的要素と社会的要素を『養』とし，ともに日常生活の中における行動として捉えた。

2) ストレス度

ストレッサーに対して負荷と感ずる認知的評価の度合いを指す。ここでのストレスはLazarusとFolkman¹⁸⁾の心理的ストレスを意味する。彼らはSelye¹⁹⁾の生物的ストレスの考えを基に，人間と環境の関係を重視し，その人の危機に対

応する方策を超えたり、安寧な生活が脅かされた状態にさらされた場合を心理的ストレスと定義し、評価に影響を与える要因として、コミットメントや信念などの個人的要因や社会的ネットワークを上げている。彼らの考えによれば、ストレスを規定するのは人間の主観的な受け止めであり、ストレスはコントロール可能であることを意味すると同時に、ストレスの度合いも環境との関係で影響を受けることを意味している。著者らの先行研究でも、ストレスの認知には人間関係や健康状態等が影響することが確認されている^{20)~23)}。今回はストレス対処として休養行動を採用するのではないかと考え、ストレスサーとして看護業務や職場の人間関係等に関する項目を設定し、5段階評価の総和と休養行動との関係を見た。

IV. 研究結果

配布数は670部で、有効回収577部（一般科382、精神科195、有効回収率：85.2%）を解析対象とした。

1. 対象者の属性

女性が534名（92.5%）、男性43名（7.5%）、年齢階級別では572名の回答で20歳代257名（44.9%）、30歳代126名（22.0%）、40歳代105名（18.4%）、50歳代63名（11.0%）、60歳以上21名（3.7%）であった。婚姻形態では286名（49.8%）が未婚で、既婚は241名（42%）、その他は離婚や死別であった。家族との同居は344名（59.9%）で、そのうち子供を有する者が205名、親との同居が158名であった。職種は看護師が444名（77.1%）、准看護師が92名（16%）、助産師（5.9%）で、職位はスタッフ443名（77.3%）、主任・副師長65名（11.3%）、師長・部長65名（11.3%）で、病棟勤務者466名（81.9%）で他は外来や手術室、透析室等であった。経験年数は10.9（±9.6）年、勤続年数は6.4（±7.2）年であった。週休2日が328名（58.1%）、1日が53名（9.4%）、その他184名（32.6%）であった。

2. 休養行動の尺度構成と信頼性の検討

休養行動指標は、因子分析で回転前の因子負荷量は1因子（因子負荷量の2乗和3.0、寄与率30.9%）、バリマックス回転後では2因子までが負荷量1以上であった。主成分分析では、累積寄与率49.49%で第2成分までが固有値が1以上であり、cronbachの α 信頼性係数は0.81であった。次に休養行動と養行動別に同様に分析した結果、固有値1以上は第1成分のみであり、それぞれ寄与率は42.5%、55.8%、 α 信頼性係数は0.72、0.73であった。

3. 休養行動の実施状況

10項目の分布は正規近似であったが、『休』行動（24点満点）は15~20点で中央よりも後ろに、『養』行動（16点満点）は5~10点でピークを示し中央よりも前に偏った分布であった。各項目の実施状況について、日頃の生活行動によく該当する（4点）と該当する（3点）を合せて実施群とし、あまり該当しない（1点）と全く該当しない（0点）を合せて実施しない群として、それぞれの割合を図1に示した。＜実施群＞の割合が＜実施しない群＞よりも多かったのは9項目で、実施の割合が50%を越えていた項目は、“1日30分自分の時間をもつ（以下、時間の確保と略）”66.5%、次に“入浴でリラックスできる（以下、入浴と略）”54.9%、“自分にあった趣味や生きがいがいづくり（以下、趣味と略）”53.6%、“時には旅行に出かける（以下、旅行と略）”53%、“家族との語らいの時間を持っている（以下、家族と略）”50.9%であった。一方、“社会活動への参加”の割合は12.5%と少なかった。次に年齢別にみた実施状況を図2に示した。実施は若年層で低く年齢が高くなるほど高くなり、“旅行”と“時間の確保”以外で有意な差が認められた（ $p<0.01\sim 0.001$ ）。

4. 関連因子

ストレス度総点は正規分布を示し、平均値は19.8（±6.8）点であり、看護業務、夜勤や超過勤務などの勤務体制、院内教育・看護研究、上司

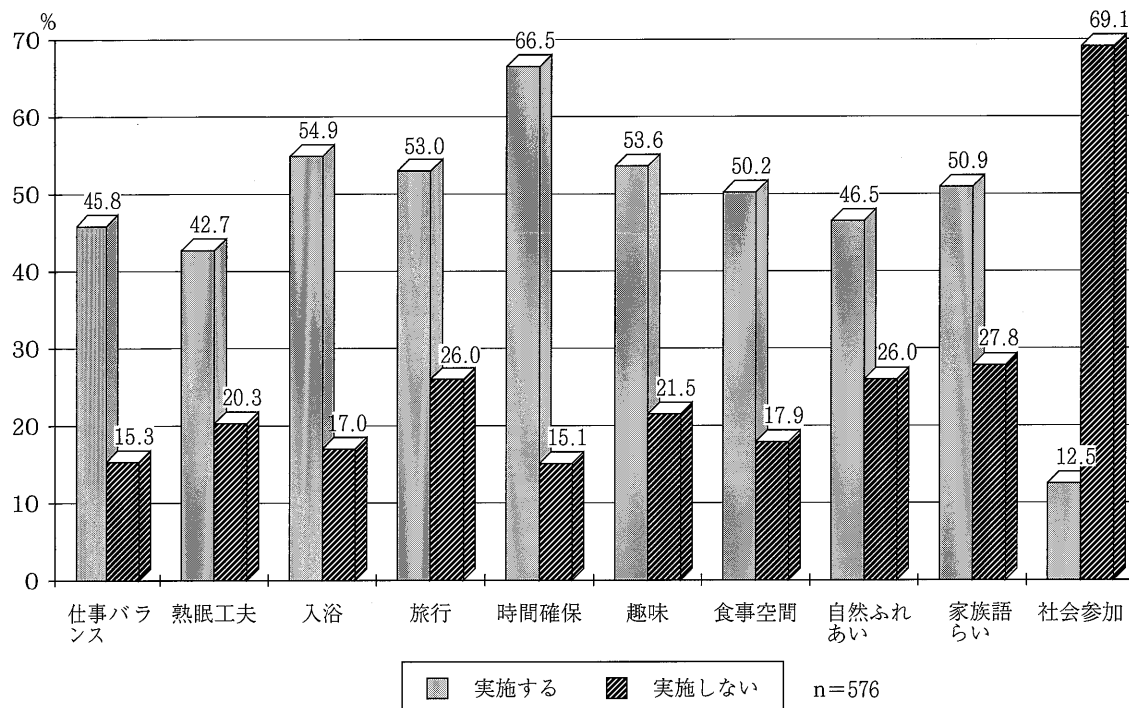
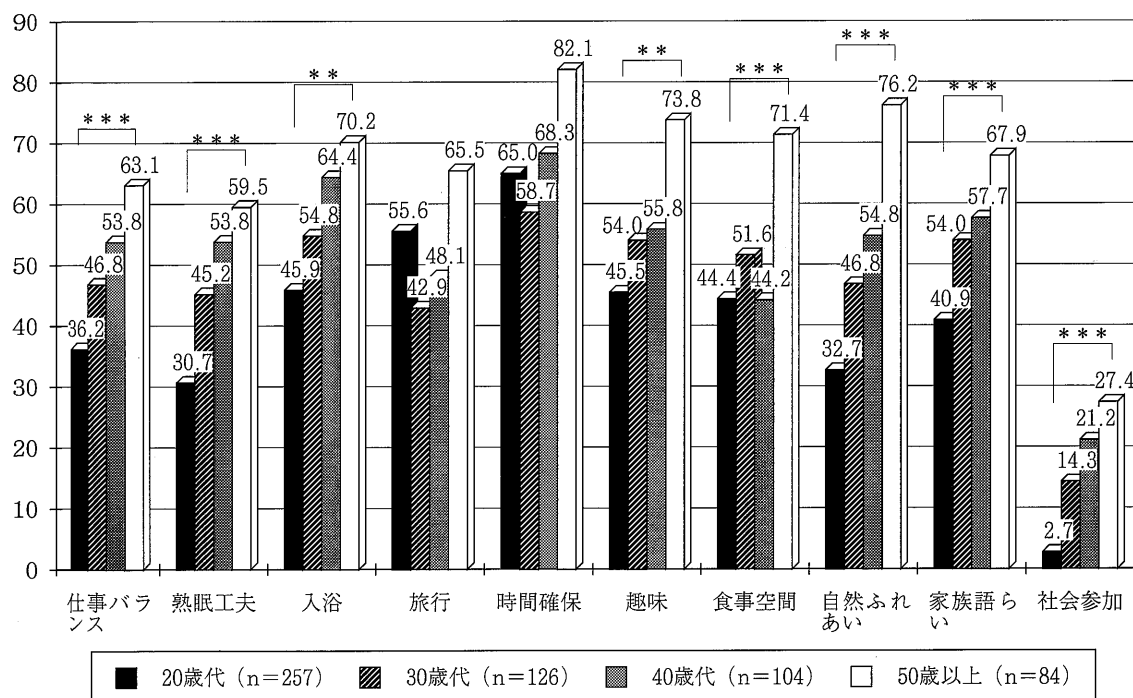


図1. 休養行動



** P<0.01
*** P<0.001

図2. 年齢別に見た休養行動の実施割合

との関係が上位を占めていた。主観的健康感は正規近似を示し平均値は2.8 (±0.6) であり、非常によい者は49名 (8.5%), まあよいが361名 (62.8%) であり、まったくよくないと回答した

者は11名 (1.9%) であった。職場内サポートの平均値は12.1 (±2.8), 職場外サポートの平均値は13.7 (±2.7) であり, それぞれの項目で<悪いともない>と回答した割合は, 何でも言える仲間

(職場内34.9%，職場外58.4%)，相談できる友人(職場内35.5%，職場外59.4%)，支持者(職場内32.8%，職場外56.1%)，安心できる人の存在(職場内25%，職場外59.6%)であり，全項目において職場内よりも職場外サポートの方が多かった。

5. 休養行動と属性及び関連因子の関係

1) 属性との関係

表2に示したように、『休』行動は女性よりも男性の方が高く($p<0.05$)，『休』『養』行動共に年齢が高くなるほど有意に高くなり，50歳以上が最高値を示した($p<0.001$)。対比較では20歳代と50歳以上，30歳代と50歳以上，20歳代と40歳代で有意差が認められた($p<0.001$)。『養』行動でも20歳代と30歳代・40歳・50歳代，

30歳代と50歳以上の間に有意差が認められた($p<0.001$)。婚姻形態別では『休』行動には有意差はないが，『養』行動において離婚や既婚者が有意に高く($p<0.0001$)，対比較では未婚者と既婚や離婚者間に有意差が認められた($p<0.001$)。同居家族を有する者は，『休』行動には差は認められないが『養』行動は有意に低かった($P<0.001$)。その中で子供を有する者は『休』行動が低い($p<0.05$)反面『養』行動は高く($p<0.01$)，親と同居の者は『休』『養』行動共に有意に低かった($p<0.05\sim 0.001$)。職種別では少数の助産師を除いて，看護師と准看護師とを比較したが有意差はなかった。職位別では『休』行動に差はなく，『養』行動は主任・副師長が有意に高かった($p<0.001$)。対比較では主任・副師長と師長には有意差はなく，

表2. 休養行動と属性との関係

基準変数		休 行 動		養 行 動	
項目-カテゴリー		mean±sd		mean±sd	
性別	女性	14.6±4.4	* }	7.9±3.5	
	男性	16.6±3.2		8.9±3.7	
年齢	20歳代	14.1±4.1	* *** *** ***	6.8±3.2	*** *** *** ***
	30歳代	1.43±4.5		8.2±3.5	
	40歳代	15.5±4.5		9.0±3.0	
	50歳以上	16.9±4.0		9.8±3.5	
婚姻	未婚	14.6±3.9		6.6±3.1	*** ***
	既婚	14.7±4.7		9.3±3.3	
	離婚	16.5±4.3		9.7±3.3	
	死別	14.8±5.5		7.0±3.8	
同居	あり	14.7±4.3		6.3±3.3	***
	なし	15.0±4.4		9.1±3.2	
子供	あり	14.5±4.8	* }	9.5±3.2	**
	なし	15.6±3.5		8.5±3.0	
親	あり	14.4±3.9	* }	8.4±2.9	***
	なし	15.4±4.7		9.7±3.3	
職位	スタッフ	14.6±4.4		2.6±3.5	*** **
	主任・副師長	15.4±3.8		9.3±3.0	
	師長	15.7±4.6		9.1±3.6	
科別	一般科	14.4±4.2	* }	7.6±3.4	***
	精神科	15.6±4.5		8.7±3.6	

注：一元配置の分散分析(対比較はBonferroniの方法5%水準:0.0083採用)
n=571(子供・親は同居者のみn=343)

*significant at $p<0.05$ ** $p<0.01$ *** $p<0.001$

スタッフとの間に有意差が認められた ($p < 0.01$)。所属別では『養』行動のみ、外来や手術室に比べて病棟勤務者が有意に低かった ($p < 0.05$)。また、一般科よりも精神科勤務者の方が『休』『養』行動共に有意に高かった ($P < 0.05 \sim 0.001$)。週休との関係はなかった。

以上の属性に関して、その影響度を確認する

ために数量化理論 I 類で解析を行った結果を表 3 に示した。偏相関係数が 0.2 以上であったのは、『休』行動では年齢 0.25, 『養』行動では婚姻 0.20, 同居の家族 0.24 で、他の属性の偏相関は小さかった。また、重相関係数 (2 乗 = 多重決定係数) は、『休』行動 0.33 (0.11), 『養』行動 0.48 ((0.23) とそれほど大きくはなかった。

表 3. 休養行動と属性

項目-カテゴリー	休 行 動			養 行 動		
	重み数量	単相関	偏相関	重み数量	単相関	偏相関
1) 性別		0.10204	0.08080		0.05612	0.02514
女性	-0.10100			-0.02302		
男性	1.31297			0.29920		
2) 年齢		0.21529	0.24560		0.27043	0.18495
20歳代	-1.09633			-0.40347		
30歳代	-0.15894			-0.12933		
40歳代	1.14996			0.04728		
50歳代	2.06350			1.20935		
60歳代	2.64720			2.21064		
3) 婚姻		0.06901	0.11421		0.33762	0.20069
未婚	0.25676			-0.49981		
既婚	-0.38108			0.58059		
離婚	1.30764			1.31409		
死別	-2.16865			-2.94830		
4) 家族同居		0.02839	0.12518		0.38228	0.23718
無し	-0.99658			-1.42572		
有り	0.68477			0.97964		
5) 子ども同居		0.12023	0.17685		0.15036	0.08528
無し	1.00662			-0.34612		
有り	-0.67763			0.23300		
6) 親同居		0.11950	0.17635		-0.19971	0.15755
無し	0.76111			0.48918		
有り	-0.89117			-0.57278		
5) 職位		0.04585	0.08455		0.12792	0.08137
スタッフ	-0.11614			-0.08116		
主任・副師長	1.00893			0.71906		
師長	-0.26948			-0.20625		
6) 診療科		0.11991	0.05449		0.11556	0.00063
一般科	-0.07886			-0.00141		
精神科	0.16303			0.00291		
重相関係数 (2 乗)	0.328880 (0.10811)			0.48375 (0.23402)		
平均予測誤差	4.10928			3.05414		

注：数量化理論 I 類による分析

2) 関連因子との関係

関連因子はそれぞれの平均値を境にして2群として、休養行動との関連性を検討した結果を表4に示した。『休』『養』行動共に職場内及び職場外サポート、主観的健康感に有意差が認められた ($p<0.05\sim0.001$)。ストレス度が高い群は休養行動の実施が低い傾向にあるものの有意ではなかった ($p<0.06\sim0.09$)。また、職場内・外のサポートを項目別に見ると、『休』行動では職場内の友人や支持者、『養』行動では職場外の仲間や友人については有意な差は認められなかった。次に重回帰分析(逐次選択法: stepwise methods)の結果を表5に示した。『休』行動では主観的健康感、職場外サポートに ($p<0.001$)、『養』行動では主観的健康感

($p<0.001$)と職場内及び職場外サポート ($p<0.01\sim0.05$)に有意差が認められた。ストレス度は『休』『養』行動共に負を示したが有意ではなかった。重相関係数(2乗)は『休』行動0.29(0.08)、『養』行動0.28(0.07)と小さかった。

V. 考 察

1. 病院勤務看護職者の休養行動の実態

休養の『休』は生理的な心身の疲労からの回復で時間的な要素を、休養の『養』は健康の潜在的能力を高め充実感のある自己実現を意味し、生活の質を高める行動的な要素が含まれる。特に『養』の部分は文化的背景や社会的条件が影響するが、主として個人の考え方に依拠し、最終的にはその

表4. 休養行動と関連因子

変数	休 行 動				養 行 動			
	n	順位和	U統計量	Z値(p)	n	順位和	U統計量	Z値(p)
職場内サポート (0-12)	332	87499	32221	3.235 (**)	332	87559	32281	3.206 (**)
(13-16)	231	71266	44470		231	71207	44411	
職場外サポート (0-13)	222	54963	30210	4.450 (***)	222	54977	30224	4.446 (***)
(14-16)	349	108343	47268		349	108329	47254	
	n	平均値	標準偏差	F値(p)	n	平均値	標準偏差	F値(p)
主観的健康感 (0-2)	165	13.5	4.62	20.34 (***)	165	7.10	3.62	14.40 (***)
(3-4)	409	15.3	4.13		409	8.32	3.40	
ストレス度 (0-20)	290	15.1	4.54	3.532 (0.06)	290	8.21	3.57	2.867 (0.09)
(21-40)	281	14.4	4.16		281	7.71	3.46	

注：職場内及び職場外サポートはMann-WhitneyのU検定、主観的健康感とストレス度は一元配置の分散分析で解析。 **significant at $p<0.01$ *** $p<0.001$

表5. 休養行動と関連因子

変 数	休 行 動				養 行 動			
	偏回帰(標準誤差)	標準偏回帰	F値(p値)	偏相関	偏回帰(標準誤差)	標準偏回帰	F値(p値)	偏相関
主観的健康感	1.287 (0.297)	0.180	18.79 (0.00002)	0.1817	0.923 (0.241)	0.160	14.71 (0.0001)	0.1614
職場外サポート	0.285 (0.071)	0.172	15.99 (0.00007)	0.1681	0.169 (0.058)	0.127	8.58 (0.0035)	0.1240
職場内サポート	0.107 (0.067)	0.069	2.55 (0.1115)	0.0679	0.138 (0.054)	0.110	6.43 (0.0115)	0.1075
ストレス度	-0.038 (0.027)	-0.059	2.02 (0.155)	-0.0605	-0.036 (0.022)	-0.070	2.79 (0.0954)	-0.0710
重相関係数(2乗)	0.291 (0.0849)				0.276 (0.0761)			
自由度調整済重相関係数	0.280 (0.0782)				0.263 (0.0693)			
自由度再調整済重相関係数	0.268 (0.0716)				0.250 (0.0626)			
F値(p値)	12.75 (0.0000)				11.32 (0.0000)			

注：重回帰分析 stepwise methods (F out=2)

個人の生き方そのものである。生活の満足には豊かさの質としてのゆとりが求められ、実感できるバロメーターは文化的ゆとり・空間的ゆとり・時間的ゆとりであり、中でもわが国に最も必要なのは“時間的ゆとり”であると言われる²⁰⁾。今回の調査では、全体的傾向としては生活リズムや時間的要素、空間的要素は、約半数の者が日常生活の中に取り入れていた。調査対象者が交代勤務を主とする病棟勤務であることから、「時間的要素」の不足を予測したが、6割以上が自分の時間を確保出来ていた。しかし、全体を通して実施が5割以下の項目も多いこと、20～30歳代の者の実施度が総じて低いこと、また出会いと絆で豊かな人生を目指そうとする社会的要素である“社会参加”の取り入れが極端に少ないこと等が、今回の対象者の特徴と言える。

これらより、休養に関する看護職者の全体的傾向は把握できたが、これが現代社会の勤労者一般の特性か、或いは看護集団の傾向であるのかについては他職種との比較が必要と考える。しかし、原野¹⁵⁾も職場のストレス対策として、連続休暇の取得の促進で静養より「動養」を勧めているように、実質的には質の高い『養』の部分の実践の前提となるものは時間の確保である。今回、時間的要素の2項目の実施度は5～6割で他の要素に比べて高かったことから、『養』の実践は可能な状況と考える。但し、今回は週休との関係はなかったが、時間の確保として直接的な影響を及ぼす休暇などの取り方については今回の調査では確認できていないので、今後検討していきたい。

2. 休養行動の関連因子

ここでは休養行動を促進或いは阻害する因子について検討する。設定した因子の中では、年齢、婚姻形態、同居の家族、職位、診療科、主観的健康感、職場内及び職場外サポートが影響することが示唆された。年齢が高くなるほど休養行動得点が高くなっているが、これは市民対象の健康意識調査「年齢上昇と共に満足のいく休養をとっている比率は増加した」²¹⁾と一致する。しかし、看護職者対象の「36歳以上のベテラン層は十分な休養、

栄養のバランス、適度な運動を心がけている」¹⁶⁾と報告されているが、今回の結果では30歳代の者の休養行動は高いとは言えなかった。これは心がけていることと実際の行動は同じではないことを示唆するものであろう。この年代は職場における中核的存在であり、更には結婚し育児を担いはじめる年代であることが影響しているのか、更なる検討が必要である。また、同居家族を有する者は『休』行動に差はないが『養』行動が有意に低かった。『休』行動では子供や親と同居する者は低いが、『養』行動では子供と同居、親と同居していない者が有意に高かった。これらの結果を総合すると、同居家族を有すると時間的要素は制約されるが、子供と過ごす時間そのものが『養』行動に結びつくことを示唆していると捉えられる。大西²²⁾は仕事ストレスの高い者は育児感情がネガティブであると報告しているが、今回の結果から子供は『休』行動を制約しても『養』行動は阻害しないことが示唆されたので、子供との関わりで『養』行動を促進し、ストレス緩和を図り育児感情をポジティブに転換させることも可能と考える。職位については休行動には差はなかったが、養行動では職位が高くなるほど実施度が高かった。職位は年齢と相関するが、養行動のみ有意差があったことから、養行動を上手に実施するには、職位が有する要素を探究することも必要である。また、診療科別では精神科勤務の方が休養行動は有意に高かったが、これには精神科看護の特性や、対象とする患者の特徴が影響していることが推察される。しかし、職位や診療科は、数量化I類による分析では偏相関が低かったことから、休養行動に及ぼす影響は少ないと言える。

次に関連因子との関係について検討する。休養行動は職場外サポートと関連しており、仕事を離れた場所での支持者や安心できる人の存在が、休養行動の促進につながるということがわかった。折津らは、「休養のとれている者はストレス度が低い、ストレス度が高くなるに従い休養を希望する」⁷⁾と報告しているが、今回の結果でも、ストレス度が低い群は休養行動の実施が高い傾向を示しており、重回帰分析でもストレス度のF値は2以上の

負の関係にあった。以上から、ストレス度は休養行動が促進されることで緩和されることが推察される。また、自分が健康であると実感する主観的健康感に関しても、休養行動と密接に関係していたことから、これらストレス度や主観的健康感とは休養行動とは相互に関係しあい、双方向的関係にあることが推察できる。

以上より、日常生活の中に『休』『養』行動を積極的に取り入れていくことは、看護職者の健康確保の一助として有効と考えられる。特に、20～30歳代の看護職者は業務や生活の見直しを行い、『休』『養』行動の取り入れには年長者や上司から学ぶことや、職場外の人的サポートを活用することを勧める。尚、今回の調査では、多忙な臨床それ自体のストレスに加えて上司との関係が上位のストレス要因となっていたが、概して上司は年長者でもあることから、上司自身がストレス要因となる存在であることを自覚して、より若年者の手本となる姿勢が求められるとも言えよう。

VI. 結論

1. 看護職者の休養行動の特徴は、『休』行動としての“時間的要素”はある程度実施されていたが、『養』行動である“社会的要素”の社会参加が極端に少なかった。
2. 『休』『養』行動は年齢が高くなるほど実施度が高い反面、20～30歳代は総じて低かった。同居の家族を有する者は実施度が低い反面、子供を有する者の『養』行動は高かった。
3. ストレス度の高い項目は、看護業務、勤務体制、院内教育・研究と上司の関係であった。
4. 『休』『養』行動に関連する属性は、年齢、婚姻形態、同居の家族、職位、診療科であったが、職位や診療科の影響度は小さい。関連因子は主観的健康感、職場内及び職場外の人的サポートであり、ストレス度とは負の関係が示されたが有意ではなかった。

VII. 研究の限界

今回使用した尺度の基となっている休養指針は行動レベルの表現ではないことから、提案者の文

献を参考にして項目を選択修正して使用し、尺度構成と信頼性の検討を行った。因子分析では回転前因子負荷量は1因子で寄与率は30.9%であり、バリマックス回転後では因子負荷量の2乗和が1以上は2因子で寄与率は第1因子20.6%、第2因子10.4%であった。主成分分析でも信頼係数($\alpha = 0.8$)は高くなるが第2主成分となることから、『休』と『養』に二分して検討した結果、各々主成分は1でありcronbachの α 信頼性係数も0.7以上であった。以上から、今回の『休』『養』行動の区分はほぼ妥当とも考えるが、野崎が指摘するように、休む(時間)に対応して休養となるための『養』が期待されるといった関係にあり分離しがたいこと、特に指標の入浴や旅行などは『養』の要素が大きいと考えられる。今後は『休』『養』行動の構成要素の見直しを含めて、直接的要素である休暇などの時間の確保を含め、『養』行動促進因子の探究や、具体的な職場ストレスとの関連について検討していく必要がある。また、対象者選択においては、郵送による依頼で施設の看護部長に一任せざるを得ない状況であったことから、個々の対象者の意思がどのように守られたか、選択はどのようになされたのか等が不明であることが、今回の調査の限界と考える。

謝辞

本研究にご協力いただいた医療施設の看護職の皆様に感謝致します。

文献

- 1) 岩崎輝男, 岩崎恵美子: 休養のすすめ, 30-34, 財団法人日本ウエルネス協会, 1990
- 2) 厚生統計協会編: 国民衛生の動向, 92-97, 厚生統計協会, 1997
- 3) 野崎貞彦: 新しい健康生活の創造, 公衆衛生情報, 24(8), 30-33, 1994
- 4) 野崎貞彦: 健康づくりのための休養, 公衆衛生, 58(12), 861-864, 1994
- 5) 野崎貞彦: 健康づくりにおける休養のあり方について, ストレス科学, 13(1), 1-9, 1998
- 6) 野原忠博: 休養と健康, 保健の科学, 38(2),

- 76-81, 1996
- 7) 折津政江, 野崎貞彦: 休養必要性の評価に関する研究—ストレス・健康習慣との関連から—, 日大医誌, **56**(3), 143-156, 1997
- 8) 松原 悟, 岩根久夫, 友松英二, 他: 健康づくり技法開発に関する研究, 東京都健康推進財団研究年報 (1994), 17-34, 1995
- 9) 太田尋城, 石川和子, 前田 清: ストレス対策としての健康保養地プログラムの効果, ストレス科学, **13**(1), 29-36, 1998
- 10) 及川しほ: 女性労働者の職場ストレスと疲労, 上畑鉄之丞編: 日本の産業労働者のストレスと健康総合調査報告その2, 71-82, 1993
- 11) 看護問題研究会監修, 日本看護協会出版会編集: 平成13年看護関係統計資料集, p.21-25, 2001
- 12) 影山隆之, 森 俊夫: 病院勤務看護職者の精神衛生, 産業医学, **33**, 31-44, 1991
- 13) 稲岡文昭, 松野かほる, 宮里和子: 看護職にみられるBurn Outとその要因に関する研究, 看護, **36**(4), 81-104, 1984
- 14) 稲岡文昭, 川野雅資, 宗像恒次, 他: 看護者のBURN OUTと社会的環境および行動特性との関連についての研究, 日本看護科学会誌, **6**(3), 50-60, 1986
- 15) 原野 悟: 職場ストレスと積極的休養の確保との関連, 労働の科学, **52**(1), 12-26, 1997
- 16) 富永幸江: 看護者の仕事上のストレスと健康管理との関係, 神奈川県立看護大学校看護教育研究集録, **23**, 268-274, 1998
- 17) 神郡 博: 看護職とストレス, 看護実践の科学, **22**(5), 27-31, 1997
- 18) Richard S. Lazarus and Susan Folkman: Stress, Appraisal, and Coping 19, Springer, 1984
- 19) Selye H (杉靖三郎ほか訳): 現代社会とストレス, 原著改訂版, **9**, 法政大学出版局, 1988
- 20) 杉澤あつ子, 上畑鉄之丞, 何類, 他: 中年期男性労働者における精神健康と労働環境, 保健習慣, 産業医学, **35**(1), p.7-18, 1993
- 21) 土屋八千代: 看護学生のストレス・コーピングとその要因, 日本看護学会誌, **2**(1), 40-50, 1993
- 22) 上畑鉄之丞, 関谷栄子, 阿部真雄, 他: 日本の産業労働者のストレスと健康総合調査報告その1, 1-116, ストレス疾患労災研究会, 1991
- 23) 上畑鉄之丞, 関谷栄子, 阿部真雄, 他: 日本の産業労働者のストレスと健康総合調査報告その2, 1-104, ストレス疾患労災研究会, 1993
- 24) 前掲1), 73
- 25) 的場恒孝, 中川経子, 石竹達也, 他: 市民の健康意識と日常保健行動, 日本公衆衛生誌, **4**, 330-340, 1994
- 26) 大西由希子: 看護職の子育てと仕事ストレス, 日本助産学会誌, **12**(3), 200-203, 1999