

1.研究目的

1997年に実施された全国調査では、日本人の21.4%が何らかの睡眠障害を有していることが報告されている¹。夜間の睡眠障害は昼間の眠気や居眠りを誘発し、その結果として、日中の作業の能率を低下させる。昼間の過度な眠気は、様々な睡眠障害と関連性があることが知られているが²、交通機関の運転手や機械のオペレーターなどの職種においては、大きな産業事故をもたらす危険性を有している^{3,4}。従って、睡眠障害は現代の先進国において重要な公衆衛生学的問題と認識されており、これに関する疫学研究が盛んに行われるようになってきている^{5,9}。

欧米の研究では、身体的あるいは精神的愁訴が睡眠障害や不眠症と関連することが報告されている。Bixlerらは、18歳以上の1,006人を対象にした研究を行い、不眠症は、種々の健康問題や、入院の回数、入院期間と、関連することを、指摘している⁵。Fordらは、7,954人を対象にした研究において不眠症は高率に新たなうつ病や不安症を併発しやすいことを報告している⁶。Vollrathらは、スイスでコホート研究を行い不眠がうつ、不安、パニックなどの精神疾患や精神症状と関連すること、更に、胃の異常、食欲の問題、呼吸器の異常、心臓の異常、疲労感、性的問題などの身体症状とも関連性することを指摘している⁷。Weissmanらは、18歳以上の成人の18,571人を対象とした研究において不眠症がうつ病、パニック障害、アルコール中毒と関係することを指摘している⁸。

同様に日本の研究においても、身体的愁

訴や精神的愁訴が不眠症と関連することが指摘されている。Kimらは、日本人の不眠症が肩こり、背中の痛み、胃腸症状、体重減少、頭痛、心配、イライラ、興味喪失などの身体的愁訴や精神的愁訴に関連する事を報告した¹⁰。

Kimらの報告は、日本の一般住民を対象に、睡眠障害と身体的、精神的愁訴との関連性について検討を行った最初の研究であり、その学術的意義は深い。しかし、対象者が、3030人と比較的少ないことが、研究の限界点としてあげられる。

そこで我々は日本人における一般的な睡眠障害の傾向を明らかにするために約3万人のデータを用いて、身体的愁訴や精神的愁訴と不眠症との関連性について検討を行った。

2.研究方法

本研究は2000年に厚生労働省によって実施された保健福祉動向調査のデータの一部を用いたものである。この調査は、全国の保健所を介して実施された。調査対象は全国より抽出された300地区の12歳以上の世帯員である。これらの地区は国勢調査の約824,000の調査地区から無作為に選ばれたものである。調査時期は2000年6月であり、全国で同時に行われた。保健所より調査員が世帯を訪問し、調査対象に質問用紙を配り、数日後に質問用紙を回収した。インフォームド・コンセントは口頭によって確認された。

質問用紙は、32,729人から回収された。厚生労働省は対象地域の住民数を公表していないため回収率は集計できなかった。し

かし、3年前の保健福祉動向調査の回収率は87.1%、4年前は89.6%と報告されており^{11,12}、本研究も全く同一の方法を用いているため、その回収率は過去のものと同程度であることが推測される。所定の手続きを経て、厚生労働省は、このデータを我々が使用することを承認した。

解析に先立って無回答の707例が除外された。また、本研究は成人を対象に企画されたため20歳未満の3,086例が除外された。更に、性別と年齢に回答していない222例が除外された。これらの除外ののち、残った28,714例の回答を用いて本研究の解析が行われた。

調査票は自答式であり、次の5つの項目に区分される44の質問から構成された：(1)個人のデータ、(2)一般の健康状態、(3)身体的および精神的愁訴、(4)心理的ストレス、(5)睡眠習慣と睡眠問題。これらの質問は、厚生労働省の担当者と2人の共著者によって作成された。睡眠習慣と睡眠問題に関する具体的な質問を以下に記す。

この1ヵ月で次の(1)~(3)のようなことを感じましたか？

- (1)なかなか寝つけない [入眠障害]
- (2)夜中に何度も目が覚める [中途覚醒]
- (3)朝早く目が覚めてしまう [早朝覚醒]

(1)~(3)は“あり”、“なし”の二者択一で回答させた。本研究においては、先行研究に準じて、(1)~(3)のうちのどれか一つ以上を有することを [不眠症] とした。

(4)この1ヵ月間、睡眠によって休養が十分とれましたか？

この質問は、“十分とれた”、“まあ十分だった”、“やや不足していた”、“全く不足して

いた”の四者択一で回答させ、後二者を選択した場合を「自覚的睡眠不足」とした。

(5)1日あたりの平均的な睡眠時間はどれくらいですか？

この質問に対して6時間未満と回答した場合を「短時間睡眠」とした。

身体または精神的愁訴に関する具体的な質問を以下に記す。

この1ヵ月間における日常生活で次の(a)~(l)のようなことを感じましたか？

- (a)頭が重かったり頭痛がする
- (b)めまいがする
- (c)どうき、息切れがする
- (d)胃の具合が悪い
- (e)便秘や下痢をする
- (f)かたや首すじがこる
- (g)背中や腰が痛む
- (h)つかれやすい
- (i)前日のつかれが朝まで残っている
- (j)イライラする
- (k)気持ちにゆとりがない
- (l)健康のことが気になる

(a)~(l)は“あり”、“なし”の二者択一で回答させた。

統計学的解析では、最初に、性、年齢階級別に身体または精神的愁訴の有訴率を個別に算出し、 χ^2 検定を用いて男女差を検討した。次に身体または精神的愁訴を有する数ごとに入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、不眠症、短時間睡眠、自覚的睡眠不足の有病率を算出した。最後にロジステック回帰分析法を用いて、入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、不眠症、短時間睡眠、自覚的睡眠不足と12個の身体または精神的愁訴との関連性を検討した。この際に、性、年齢階級、居住地を調整因子として共変量に投入

した。統計解析には SPSS for Windows Version11.5 を用い、有意水準は 5%未満とした。

3.研究結果

解析例の、男女別、年齢階級別の割合を表 II-1 に示した。男女とも、70 歳以上を除いた全ての年齢階級において国勢調査に近似した割合を示した。

身体的精神的愁訴の有訴率は、「頭痛」20.7%、「めまい」8.5%、「動悸息切れ」8.3%、「胃が悪い」15.7%、「便秘下痢」19.4%、「肩や首がこる」42.9%、「背中や腰が痛む」34.8%、「疲れやすい」40.1%、「疲れが残る」24.8%、「イライラする」20.2%、「気持ちに余裕がない」20.0%、「健康が気になる」31.6%であった。このうち「胃が悪い」を除く愁訴の全てにおいて、女性が男性より有意に有訴率が高値であった。男女別、年齢階級別の身体または精神的愁訴の有訴率を表 II-2 に示した。「頭痛」、「イライラする」、「気持ちに余裕がない」の 3 項目においては、男女ともに 50 歳以上より 50 歳未満の対象者において有訴率は高値を示した。

一方、「動悸息切れ」と「健康が気になる」の 2 項目においては、年齢階級が増すほどにその有訴率は高値となった。

身体・精神的愁訴を有する数ごとの入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、不眠症、短時間睡眠、自覚的睡眠不足の有病率を表 II-3 に示した。入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、不眠症、短時間睡眠、自覚的睡眠不足のすべてにおいて、身体・精神的愁訴を有する数が増すほどに、それらの有病率は増加する傾向が認められた。

多変量解析の結果を表 II-4 に示した。

性別については、男性は早朝覚醒と不眠症において、女性は入眠障害と中途覚醒においてそれぞれ有意にオッズ比は高値となった。短時間睡眠と自覚的睡眠不足については、有意な性差は認められなかった。

年齢階級でみると、高齢者は中途覚醒、早朝覚醒、不眠症においてそれぞれオッズ比は高値となる傾向を示した。一方、若年者は短時間睡眠と自覚的睡眠不足においてそれぞれオッズ比は高値となる傾向を示した。

愁訴に関しては、入眠障害、中途覚醒、不眠症を目的変数とした場合は、12 個の全ての愁訴において、そのオッズ比が有意に高値となった。早朝覚醒については「頭痛」と「疲れが残る」を除く 10 個の愁訴において、そのオッズ比が有意に高値となった。短時間睡眠については「めまい」、「胃が悪い」、「便秘下痢」、「健康が気になる」を除く 8 個の愁訴において、そのオッズ比が有意に高値となった。自覚的睡眠不足については「めまい」、「動悸息切れ」、「便秘下痢」を除く 9 個の愁訴において、そのオッズ比が有意に高値となった。

表 II-1 解析例の年齢分布

	本研究(2000年)		国勢調査(2000年)	
	男性	女性	男性	女性
年齢階級	(%)	(%)	(%)	(%)
20-29歳	16	16	19	17
30-39歳	17	16	18	16
40-49歳	18	16	17	16
50-59歳	20	19	20	19
60-69歳	17	16	15	15
70歳+	13	16	12	17
計	100	100	100	100
N	13599	15115	48669000	52067000

表 II-2 性、年齢階級別の身体・精神的愁訴の有訴率

	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70歳+	計
男性							
頭痛がする	15.3	17.7	14.4	11.6	11.3	12.9	13.8
めまいがする	5.5	5.1	4.5	5.0	5.7	9.0	5.6
どうき、息切れがする	3.0	4.4	5.8	6.8	11.1	16.0	7.5
胃の具合が悪い	12.8	18.0	19.3	15.9	14.0	13.2	15.7
便秘や下痢をする	17.5	22.3	18.3	14.1	15.4	21.0	17.8
かたや首すじがこる	27.9	34.7	38.2	37.2	34.2	30.0	34.0
背中や腰が痛む	23.7	33.5	37.4	35.1	33.2	36.3	33.2
つかれやすい	36.1	38.0	37.6	35.0	33.3	37.9	36.2
つかれが残っている	26.7	30.5	30.7	22.0	15.9	14.1	23.7
イライラする	22.2	22.2	20.1	16.6	12.8	11.8	17.8
気持ちにゆとりがない	20.2	23.0	23.9	17.8	12.6	11.3	18.4
健康のことが気になる	16.6	21.1	28.3	33.7	39.2	42.5	29.8
女性							
頭痛がする	27.6	33.2	31.6	27.1	21.8	20.2	26.9
めまいがする	10.9	12.7	10.6	10.5	10.4	11.9	11.1
どうき、息切れがする	4.5	5.8	8.0	9.4	10.2	16.4	9.1
胃の具合が悪い	15.8	17.0	17.1	15.8	15.3	13.8	15.8
便秘や下痢をする	29.8	23.4	18.6	16.3	17.3	20.7	20.8
かたや首すじがこる	47.6	56.7	56.4	57.3	48.0	38.5	51.0
背中や腰が痛む	27.0	33.8	35.5	36.6	38.5	45.6	36.2
つかれやすい	43.3	44.8	45.8	42.4	40.3	44.7	43.5
つかれが残っている	24.6	30.6	33.3	29.2	20.4	15.8	25.8
イライラする	30.3	35.3	23.3	18.4	15.6	12.4	22.4
気持ちにゆとりがない	23.3	30.2	27.3	21.1	15.2	11.8	21.5
健康のことが気になる	16.4	21.2	29.3	36.7	44.6	49.6	33.1

(単位: %)

表 II-3 身体・精神的愁訴の保有数と睡眠障害の有病率

身体・精神的愁訴 の保有数	N	入眠障害	中途覚醒	早朝覚醒	不眠症	短時間睡眠	自覚的睡眠不足
0	4054	5.2	6.8	11.7	19.4	8.4	11.3
1	5748	9.0	12.3	20.4	35.1	9.9	20.6
2	5511	15.0	18.0	23.4	44.0	11.2	28.4
3	4256	18.0	23.1	25.9	50.3	13.8	35.7
4	2965	22.9	26.5	27.5	54.4	15.8	43.0
5	2075	25.8	30.7	28.3	58.8	19.5	49.0
6	1508	29.4	33.3	30.4	60.5	18.9	53.9
7	965	32.8	36.6	31.2	63.1	22.5	59.2
8	681	36.7	42.1	33.6	66.7	25.9	67.0
9	432	37.0	47.9	36.1	69.9	23.7	64.8
10	278	43.9	47.1	32.0	71.9	25.6	71.1
11	118	51.7	54.2	43.2	77.1	39.8	78.2
12	123	52.0	54.5	42.3	70.7	26.1	65.8

(単位:%)

表 II-4 睡眠障害と身体・精神的愁訴の関連性

	入眠障害		中途覚醒		早朝覚醒		不眠症		短時間睡眠		自覚的睡眠不足	
	AOR	P	AOR	P	AOR	P	AOR	P	AOR	P	AOR	P
性別		<0.01		<0.01		<0.01		<0.01		NS		NS
男性	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
女性	1.29		1.19		0.61		0.89		1.06		0.97	
年齢階級		<0.01		<0.01		<0.01		<0.01		<0.01		<0.01
20-29歳	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
30-39歳	0.74		1.33		1.34		1.10		0.96		1.16	
40-49歳	0.59		1.30		2.14		1.24		0.95		1.02	
50-59歳	0.85		1.76		3.36		2.02		0.87		0.82	
60-69歳	1.00		2.24		4.69		2.80		0.77		0.61	
70歳+	0.95		2.75		4.30		2.80		0.62		0.41	
居住地人口		NS		NS		NS		NS		<0.01		<0.01
50万人以上の市	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
15万人以上50万人未満の市	0.95		1.01		1.04		1.03		0.99		0.96	
5万人以上15万人未満の市	0.87		1.01		0.98		0.98		0.92		0.93	
5万人未満の市	0.92		0.82		1.13		1.06		0.60		0.87	
郡部	0.96		1.03		1.05		1.07		0.66		0.84	
身体・精神的愁訴												
頭痛がする	1.32	<0.01	1.25	<0.01	1.03	NS	1.22	<0.01	1.11	0.02	1.25	<0.01
めまいがする	1.25	<0.01	1.23	<0.01	1.12	0.03	1.21	<0.01	1.06	NS	1.10	NS
どうき、息切れがする	1.16	<0.01	1.32	<0.01	1.16	<0.01	1.26	<0.01	1.32	<0.01	1.05	NS
胃の具合が悪い	1.16	<0.01	1.23	<0.01	1.12	<0.01	1.20	<0.01	1.10	NS	1.17	<0.01
便秘や下痢をする	1.43	<0.01	1.29	<0.01	1.15	<0.01	1.32	<0.01	1.03	NS	1.06	NS
かたや首すじがこる	1.20	<0.01	1.13	<0.01	1.19	<0.01	1.23	<0.01	1.12	<0.01	1.28	<0.01
背中や腰が痛む	1.11	<0.01	1.33	<0.01	1.23	<0.01	1.27	<0.01	1.10	0.01	1.14	<0.01
つかれやすい	1.44	<0.01	1.36	<0.01	1.20	<0.01	1.40	<0.01	1.18	<0.01	1.66	<0.01
つかれが残っている	1.27	<0.01	1.23	<0.01	1.00	NS	1.15	<0.01	1.48	<0.01	2.22	<0.01
イライラする	1.41	<0.01	1.39	<0.01	1.28	<0.01	1.44	<0.01	1.12	0.02	1.24	<0.01
気持ちにゆとりがない	1.21	<0.01	1.20	<0.01	1.18	<0.01	1.27	<0.01	1.41	<0.01	1.81	<0.01
健康のことが気になる	1.32	<0.01	1.33	<0.01	1.24	<0.01	1.38	<0.01	0.95	NS	1.13	<0.01

AOR:調整オッズ比, P:P値, NS:not significant

4. 考察

日本の一般成人において、身体的あるいは精神的愁訴が睡眠と深く関連することを示した全国規模の疫学研究は、1997年にKimらが行った調査が最初である。本研究結果はKimらの研究結果に概ね一致するものであった。

しかしながら本研究は、(1)Kimらの研究が3,030例と比較的少ない解析例であるのに対して、28,714例と10倍近い例数であること、(2)国勢調査で示された年齢構成に近似するように対象者が抽出されたことの二つの点においてその意義を有している。つまり、日本人の一般成人を代表する質の高いサンプリングに基づいてデータが収集されたため、その解析から導かれた身体・精神的愁訴と睡眠障害の関連性は、より信頼性が高められたエビデンスといえるであろう。

それに加えて、Kimらが睡眠障害を不眠症という単一の評価で行っていることに対して、入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、不眠症、短時間睡眠、自覚的睡眠不足の6つの目的変数を設定することによって睡眠障害を多角的に評価したことは、本研究の独自の意義として主張できるところである。実際、それぞれの睡眠障害によって、関連する身体・精神的愁訴が異なることが初めて見いだされた。

例えば、めまいや便秘下痢は不眠症のリスクに成り得るものの、短時間睡眠や自覚的睡眠不足には結びつかないことは、その代表的な知見である。

身体的あるいは精神的愁訴が睡眠障害と関連する機序について、先行疫学研究の主

張は二つの考え方に大別される。第一は、身体的あるいは精神的愁訴が原因となって、その結果として睡眠障害がもたらされる考えである。^{5,6,8,13-16}例えば、下痢があつて頻回にトイレに行かなければならない状況では、おのずと睡眠が妨げられることは想像しやすい。第二は、睡眠障害が原因となって、その結果として身体的あるいは精神的愁訴がもたらされる考えである^{17,18}。実験的にヒトを断眠させると、種々の生理機能が低下することが知られている¹⁹。一般的に考えて、上述した二つの機序のどちらか片方のみの一方向性の関連性ではなく、身体・精神的愁訴と睡眠障害は、お互いがそれぞれの原因にも結果にも成り得る両方向性の関連性と理解することのほうが自然であろう。実際、種々の精神的愁訴を来す、うつ病と睡眠障害の間には両方向性の関連性があることがよく知られている²⁰。

本研究は横断研究であるため、これらの因果関係についての結論を下すことはできない。しかしながら、本研究結果から、身体的あるいは精神的愁訴を有する患者の診療においては、同時に併存し得る睡眠障害についても考慮に入れる必要があることが示唆される。

本研究で睡眠障害に関して6つの目的変数を設定したことは、身体・精神的愁訴との関連性だけではなく、性や年齢との関連性を検討する上でも興味深い知見が得られた。不眠症の3つの主症状において、女性は入眠障害と中途覚醒においてそのリスクが高くなることに対して、男性は早朝覚醒においてそのリスクが高くなることが示された。

一方で、短時間睡眠や自覚的睡眠不足と

いう観点については、有意な性差はなかった。年齢については、高齢であることは不眠症のリスクとなるが、逆に若年であるということは短時間睡眠や自覚的睡眠不足のリスクになるという全く反対の関連性が認められた。多変量解析によって性、年齢、身体・精神的愁訴の間の交絡が調整された後に以上のような関連性を認めたことは意義深い。これらの知見は、今後の睡眠に関する公衆衛生学的施策に有益な指針を与えるものである。

本研究には、いくつかの限界点がある。第一に、先にも述べたが本研究は横断研究であるため身体・精神的愁訴と睡眠障害の因果関係については決定できない。しかし、本研究の主要な目標は、両者の因果関係を議論することではなく、どのような睡眠障害のパターンが身体・精神的愁訴に関連しているかを明らかにすることであり、その目標は達成された。第二の限界点は、睡眠障害の評価に客観的データ、つまり脳波検査のような生理学的測定を用いることができなかったことである。しかしながら、そのような測定は理想的ではあるが、地域住民を対象とした疫学研究においては、用いることができないのが通常である。本研究では、より多くの参加者を全国から無作為に集めることを優先としたため生理学的測定を実施することができなかった。しかしながら、いくつかの報告では睡眠習慣に関する自己申告が生理学的データにある程度一致することが報告されている^{21, 22}。第三の限界点は、調査方法に自記式アンケート調査法が用いられたため、70歳以上の回答者が、国勢調査に比較して少なくなったことである。視力低下、筆記不能など加齢に

伴う身体的問題のために回答することができなかった対象者が存在したことが予想される。この点については、面接聞き取り方式を取り入れるなどの今後の改良が課題として残される。

5. 結論

本研究では、日本人の一般成人を代表する28,714例から、睡眠と身体・精神的愁訴に関する自己申告データが収集された。検索したほとんどの愁訴において、その有訴率は女性が男性に比べて有意に高率であった。多変量解析において、ほとんど全ての身体的、精神的愁訴が独立してそれぞれの睡眠障害と促進的関連性を有することが示された。身体的あるいは精神的愁訴を有する患者の診療においては、同時に併存し得る睡眠障害についても考慮に入れる必要がある。

Reference

1. Kim K, Uchiyama M, Okawa M, Liu X, Ogihara R. An epidemiological study of insomnia among the Japanese general population. *Sleep* 2000; **23**:41-7.
2. El-Ad B, Korczyn AD. Disorders of excessive daytime sleepiness--an update. *J Neurol Sci.* 1998;**153**:192-202.
3. Roth T, Roehrs TA. Etiologies and sequelae of excessive daytime sleepiness. *Clin Ther* 1996;**18**:562-76; discussion 561.
4. Roehrs T, Carskadon MA, Dement WC, Roth T. Daytime sleepiness and alertness. In: Kryger MH, Roth T, Dement WC, eds. Principles and practice of sleep medicine, 4th edn. Philadelphia : W.B. Saunders Company, 2005; 39-50.
5. Bixler EO, Kales A, Soldatos CR, Kales JD, Healey S. Prevalence of sleep disorders in the Los Angeles metropolitan area. *Am J Psychiatr* 1979;**136**:1257-62.
6. Ford DE, Kamerow DB. Epidemiologic study of sleep disturbances and psychiatric disorders. An opportunity for prevention? *JAMA* 1989 Sep 15;**262**:1479-84.
7. Vollrath M, Wicki W, Angst J. The Zurich study. VIII. Insomnia: association with depression, anxiety, somatic syndromes, and course of insomnia. *Eur Arch Psychiatry Neurol Sci* 1989;**239**:113-24.
8. Weissman MM, Greenwald S, Nino-Murcia G, Dement WC. The morbidity of insomnia uncomplicated by psychiatric disorders. *Gen Hosp Psychiatry* 1997;**19**:245-50.
9. Ohida T, Kamal AM, Uchiyama M, Kim K, Takemura S, Sone T, Ishii T. The influence of lifestyle and health status factors on sleep loss among the Japanese general population. *Sleep* 2001;**24**:333-8.
10. Kim K, Uchiyama M, Liu X, ShRefeibui K, Ohida T, Ogihara R, Okawa M. Somatic and psychological complaints and their correlates with insomnia in the Japanese general population. *Psychosom Med* 2001;**63**:441-6.
11. The Ministry of Health, Labour and Welfare, Active Survey of Health and Welfare. 1997 Available at:<http://www1.mhlw.go.jp/toukei/h> (Accessed July 13,2004).(in Japanese)
12. The Ministry of Health, Labour and Welfare, Active Survey of Health and Welfare. 1996 Available at:<http://www1.mhlw.go.jp/houdou/> (Accessed July 13,2004).(in Japanese)
13. Hammond ES. Some preliminary findings on physiological complaints from a prospective study of 1,064,004 men and women. *Am J Public Health* 1964; **54**: 11-23.
14. Kales JD, Kales A, Bixler EO, Soldatos CR, Cadieux RJ, Kashurba GJ, Vela-Bueno Biopsychobehavioral correlates of insomnia, V: Clinical characteristics and behavioral correlates. *Am J Psychiatry* 1984;**141**:1371-6.
15. Gislason T, Almqvist M. Somatic diseases and sleep complaints. An epidemiological study of 3,201 Swedishmen. *Acta Med Scand* 1987;**221**:475-81.

16. Chang PP, Ford DE, Mead LA, Cooper-Patrick L, Klag MJ. Insomnia in young men and subsequent depression. The Johns Hopkins Precursors Study. *Am J Epidemiol* 1997;146:105-14.
17. Caldwell JA Jr,JA Jr. Fatigue in the aviation environment: an overview of the causes and effects as well as recommended countermeasures. *Aviat Space Environ Med* 1997;68:932-8.
18. Bonnet MH, Arand DL. The consequences of a week of insomnia. II: Patients with insomnia. *Sleep* 1998;21:359-68.
19. Bonnet MH. Acute sleep deprivation. In: Kryger MH, Roth T, Dement WC, eds. Principles and practice of sleep medicine, 4th edn. Philadelphia : W.B. Saunders Company, 2005; 51-66.
20. Lustberg L, Reynolds CF. Depression and insomnia: questions of cause and effect. *Sleep Med Rev* 2000; 4:253-262.
21. Frankel BL, Coursey RD, Buchbinder R, Snyder F. Recorded and reported sleep in chronic primary insomnia. *Arch Gen Psychiatry* 1976;33:615-23.
22. Hoch CC, Reynolds CF 3rd, Kupfer DJ, Berman SR, Houck PR, Stack JA. Empirical note: self-report versus recorded sleep in healthy seniors. *Psychophysiology* 1987; 24:293-9.
- ・健康危険情報
 - ・研究発表
 - 1. 論文発表
特になし
 - 2. 学会発表
特になし
 - ・知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）
 - 1. 特許取得
特になし
 - 2. 実用新案登録
特になし
 - 3. その他
特になし

第Ⅲ部 生命表の手法を利用した要介護度の悪化期間の予測に関する研究

厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）

分担研究報告書

「介護サービスと類型化された要介護状態像との相互関連に関する研究」

生命表の手法を利用した要介護度の悪化期間の予測に関する研究

分担研究者 齋藤 安彦 日本大学大学院総合科学研究科

研究要旨：介護保険制度が施行された平成 12 年 4 月から平成 15 年 3 月まで要介護認定を受けた全国の 65 歳以上の高齢者を対象として収集された要介護認定情報をもとに人口学の基本定期分析ツールである生命表の手法を用い、生命表では平均余命に相当する介護保険サービスの平均利用期間を推計するモデルを開発し、これに利用する介護保険情報データの有用性とその課題に関して考察することを目的とした。

この結果、介護保険の利用を 65 歳で始めた場合、男性は平均で 9.5 年、女性は 10.9 年間介護保険を利用することが計算された。85 歳から利用を始めた場合は男性 4.1 年、女性 6.5 年であった。また利用開始の要介護レベルが要支援の場合、65 歳の男性は 8.1 年、女性は 9.7 年介護保険を利用すると計算された。利用開始時の要介護レベルが要介護 1 の場合、65 歳の男性は平均で 9.4 年、女性は 10.2 年であった。これらの値は介護保険の利用期間であり、利用期間を通じて介護レベルが同じである必要はない。ただし本研究で得られた計算の結果はあくまでも、用いられたデータが観測された期間におけるパターンが継続するものと仮定した結果である。

これらの結果が得られたことは重要であるが現在の介護保険データには、死亡や入院、転出といった移動のデータが含まれていないため、分析のうえで制約がある。しかし、得られた分析の結果から、介護保険データを生命表の手法や健康状態別余命の概念を用いて分析することで介護保険制度の制度としての有用性を評価するための指標となる可能性が示唆された。

1.研究目的

平成 12 年 4 月に施行された介護保険制度も 5 年が経ち、平成 18 年 4 月から制度が見直されることになった。

見直しの基本的視点として 1) 制度の「持続可能性」の観点から給付の効率化・重点化の促進、2) 「明るく活力ある超高齢社会」の観点から要介護状態の予防・改善を重視した「予

防重視型システム」への転換、3) 社会保障の統合化の観点から介護、年金、医療等の「各制度間の機能分担」を明確化し、相互の調整を進めることの3点が上げられていた¹⁾。

これらの点を念頭に、平成12年4月から平成15年3月までの全国の介護保険データと、人口学における基本的データ分析ツールである生命表の手法を用い、制度評価の可能性を検討する。例えば、これまでの介護保険制度において、要支援、要介護1が増加し全体の5割近くに達しているが、これら軽度者に対するサービスが、利用者の状態の改善につながっていないとの指摘がある。当然、給付の効率化という面からは問題がある。しかし、一方で、予防という面から考えると、介護サービスを受けることで、重度の介護レベルに移行しない可能性もある。

介護保険制度見直しの効果を評価する一つの指標として、年齢、死亡を調整した上で、要支援、要介護1から介護を必要としない状態に戻る平均期間や要介護5へ移行する平均期間の計算ができれば、制度変更がもたらえる効果を客観的に示すことができる指標となる可能性が考えられる。

すなわち、非該当、要支援という判定から、要介護5という重度になるまでの平均期間が生命表における平均余命と考へ、このような生命表における平均余命に類似した指標として、本研究の指標を用いることができる。これを用いることによって、介護保険制度の改正の評価も可能となる考えられ、行政的研究として極めて有用である。

2.研究方法

(1) データ

本研究には全国の全介護保険データ約142万件のうち65歳以上の第1号被保険者である約136万件を用いて分析を行った。

使用したデータの項目は平成12年4月から平成15年3月までの各月の要介護度、被保険者区分、平成12年4月における年齢、性別である。

ただし現在の介護保険データには保険利用停止にかかる理由としての死亡のデータや、入院、転出などの移動の情報がない。後にも詳しく述べるが、これらのデータがないことによる分析への影響は非常に大きいといえる。

(2) 方法論

基本的には生命表における平均余命を計算するが、生命表の計算のベースとなる死亡率(本研究においては移動率)の計算にはSaito & Crimmins²⁾が開発した手法および、齋藤³⁾の推計方法を利用した。つまり、移動率の計算に必要な、研究対象事象の発生件数と、生命表における定常人口に当たる、対象事象が起こる可能性のあった露出時間を各月ごとに割り当て、月ベースのプールデータを作成する。表 III-1 と表 III-2 に簡単な例を表す。表 II-1 の ID1 のデータから表 III-2 のようなプールデータを作成する。このプールデータを性・年齢別に露出時間を合計し、研究対象事象の発生件数を割ることで、移動率が計算される。

本研究における移動率は、介護保険利用開始から死亡や入院等の理由による介護保険利用停止と要支援および要介護1から利用停止または要介護5への移動とした。

生命表の計算方法に関して、ここでは詳しく述べないが、山口他⁴⁾による『生命表研究』などを参照していただきたい。また、本研究で用いている年齢は生年月日から正確に計算したものではなく、平成12年4月時点における年齢を用いているため、年齢別移動率は回帰分析を用いカーブフィッティングを行っている。

表 III-1 介護保険データの例

I D	性別	年齢	各月の要介護度					
			4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月
1	男	74	21	21	21	22	22	22
2	男	81	23	23	23	23	23	23
3	女	68	11	11	11	11	11	11
4	男	90	24	24	25	25	25	25
・	・	・	・	・	・	・	・	・
・	・	・	・	・	・	・	・	・

表 III-2 プールデータの例

I D	性別	年齢	要介護度	露出時間
1	男	74	21	1ヶ月
1	男	74	21	1ヶ月
1	男	74	21	1ヶ月
1	男	74	22	1ヶ月
1	男	74	22	1ヶ月
1	男	74	22	1ヶ月
2	男	81	23	1ヶ月
・	・	・	・	・
・	・	・	・	・

このような手順を踏まえて、まず、介護保険利用開始からの平均利用期間の推計を行う。これは、前述したようにデータに死亡や移動を示す情報が含まれていないため、介護保険利用停止がどのような理由によるものか判断できないことによる。

ただし、介護保険の利用がいったん途切れてもデータの観測期間に再度利用が再開された場合や、複数回再利用があった場合などはすべての利用期間が推計に反映されている。

次に、介護保険の平均利用期間を要支援および要介護1の状態からの推計を行う。また、これらの状態から要介護5を含む平均利用期間を推計する。さらに、平均利用期間を平成12年4月時点で既に要介護認定が終了し介護サービスを受け始めていた高齢者と、4月以降に要介護認定の申請をおこなってサービスを受けている高齢者を分けて推計する。

平成12年4月の制度施行後のすべてのデータを用いた場合、制度のスタート時点で既に介護サービスが必要であった高齢者が含まれることになる。これらの高齢者がいつから介護が必要になったかは不明であり、統計的にはレフトセンサーの問題を含んでいる。した

がって、平均利用期間の推計を制度施行時点で介護保険を利用していた高齢者と施行以降に要介護認定審査を依頼して介護保険を利用している高齢者に分けて推計を行う。

(倫理面への配慮)

利用したデータは非常に私的なデータではあるが、前述したように、使用したデータ項目には個人情報に当たる、個人の氏名、住所、電話番号などは一切含まれていない。したがって、本研究にあたっての特別な倫理的配慮は必要ないものと考えた。

3.研究結果

(1) 介護保険利用開始からの平均利用期間の推計

性・年齢別に推計した介護保険利用停止率を図 III-1 に示す。年齢により率にばらつきがあるため、回帰分析を用いたスムージングにより推計値を求めた。回帰分析の結果は以下の通りである。推計値も図 III-1 に同時に示してある。

$$\begin{aligned} \text{男性：} & -0.28861 + 0.00557 * \text{年齢} \\ & (0.07150) (0.00086) \\ & \text{Adjusted } R^2 = 0.54 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{女性：} & -0.18295 + 0.00376 * \text{年齢} \\ & (0.06089) (0.00073) \\ & \text{Adjusted } R^2 = 0.42 \end{aligned}$$

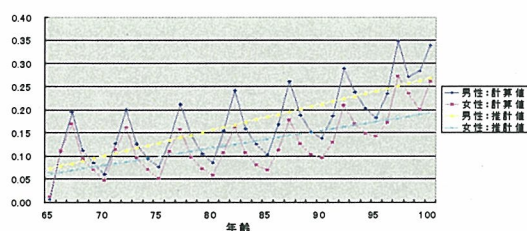


図 III-1 性年齢別介護保険利用停止率：計算値及び推計値

推計された介護保険利用停止率をもとに計算した性別による平均利用期間を表 III-3 にまとめた。介護保険の利用を65歳で始めた場合、男性は平均で9.5年、女性は10.9年間介護保険を利用することになる。この間の要介護度の変化などは考慮に入れておらず、単純に介護保険を利用する期間と考えてよい。また、利用の停止は、介護の必要がなくなった場合、死亡、入院、転出などによるものである。男性も女性も年齢が高くなるにつれて平均利用期間が短くなる。また、男女差が各年齢において1.4年から1.8年と比較的少ないことは興味深い。平成13年の簡易生命表⁵⁾によると65歳における平均余命は男性が17.8年、

女性が 22.7 年でその差が約 5 年ある。介護が必要になった高齢者の平均余命は日本の平均より短く男女差も少ないと考えられるが、平均利用期間の男女差は死亡率の差を、女性の入院や転出によってカバーしているものと考えられる。

表 III-3 介護保険利用開始からの平均利用期間：性別

年齢	男性	女性
65	9.5	10.9
70	7.5	9.3
75	6.4	8.1
80	5.5	7.2
85	4.1	6.5

介護保険利用のタイミング別による推計結果は表 III-4 にまとめた。つまり、制度施行時点で介護保険を利用していた高齢者は平成 12 年 4 月以前に介護が必要となっていたため、制度施行以前から順次、要介護認定を申請していた。したがって、これら的高齢者においては、いつ介護が必要になったのか把握が困難であり、厳密には統計分析からこれらのデータを削除する必要があると思われる。

そこで、介護保険の利用が制度施行と同時に始まった被保険者と、制度施行後に要介護認定を受け利用を始めた被保険者を分けて平均利用期間の推計を行った。もちろん、制度施行後に要介護認定を受けた被保険者のすべてが制度施行後に介護が必要になったと考えることには問題はあるが、データの制約からこのような仮定が必要である。用いられた推計式は以下の通りである。

制度施行時からの介護保険利用者：

$$-0.19273 + 0.00419 * \text{年齢}$$

$$(0.07209) \quad (0.00087)$$

$$\text{Adjusted } R^2 = 0.39$$

制度施行後に要介護認定を受けた介護保険利用者：

$$-0.11063 + 0.00267 * \text{年齢}$$

$$(0.04711) \quad (0.00057)$$

$$\text{Adjusted } R^2 = 0.38$$

制度施行と同時に介護保険を利用し始めた高齢者と施行後に利用を始めた高齢者の間には平均利用期間において明らかな違いが見られる。(統計的な差のテストに関しては検討中であり、今後の課題である。)

65 歳時で 2 年以上の男女差があり、制度施行後に介護保険を利用した高齢者の平均利用

期間が長い。したがって、介護保険制度の比較評価をする場合には介護保険施行以前に要介護認定を受けた高齢者のデータを除く必要があるようである。

もちろん、制度施行後の平均利用期間が長い背景には施行後の5年間で介護保険利用者が倍増しその約半数が、要支援、要介護1であることが挙げられる。

表 III-4 介護保険利用開始からの平均利用期間：介護保険利用のタイミング別

年齢	施行同時	施行後
65	9.2	11.5
70	7.9	10.2
75	6.9	9.2
80	6.1	8.3
85	5.5	7.6

(2) 介護保険の利用が要支援および要介護1で始まった利用者の平均利用期間

要支援で介護保険利用を始めた利用者の利用停止率とその推計値を図 III-2 に示す。回帰分析の結果2次式が一番高いR²を示しており、理論的にも2次式が介護保険利用停止率の年齢による推移をよりの確に示していると判断したため、以下の推計式を用いた。

判断の理由として、

- 1) 死亡率は年齢の上昇と共に高くなる。
- 2) 要支援の状態は前期高齢者では相対的に健康状態が悪い状態であると考えられる。したがって、死亡率を引き上げる可能性がある。一方で、
- 3) 要介護者が増加する後期高齢者で要支援の状態は比較的健康状態が良いと考えられ、相対的な死亡率を引き下げる可能性がある。
- 4) 前期高齢者ではCrimmins & Saito⁶⁾ が述べているように要支援の状態から健康な状態へ戻る可能性が高く、したがって介護保険利用停止率を引き上げるなどが挙げられる。

男性： $1.37032 - 0.0333 * \text{年齢}$
 (0.55373) (0.01357)
 $+ 0.00022 * \text{年齢}^2$
 (0.00008)
 Adjusted R² = 0.37

女性： $1.21873 - 0.02886 * \text{年齢}$
 (0.43916) (0.01076)
 $+ 0.00209 * \text{年齢}^2$
 (0.00007)
 Adjusted R² = 0.26

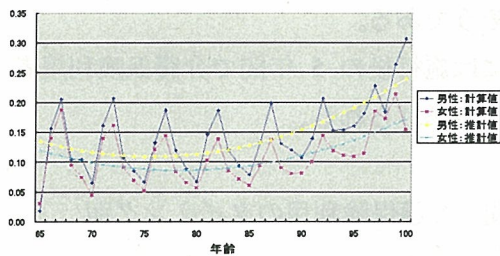


図 III-2 性別介護保険利用停止率：要支援で利用開始

推計値をもとに計算した介護保険制度の平均利用期間は表 III-5 に示した。

要支援で介護保険利用を始めた利用者の平均利用期間で特徴のある点は、男女共に 65 歳時の平均利用期間が最大ではなく、70 歳時における値のほうが大きくなっていることである。

これは、介護保険利用停止率のスージングの結果 2 次式が一番高い R2 を示したことで、容易に理解できる。年齢が高くなったにもかかわらず、余命の値が大きくなることは生命表の計算上問題はなく、平成 16 年の簡易生命表⁷⁾でも女性の出生時の余命が 85.59 年から出生後第 1 週の 85.64 歳へわずかではあるが余命の値が大きくなっている。前述の通り 65 歳時における平均余命の男女差は 5 年ほどあるが、平均利用期間の差は 1.6 年である。この差は、85 歳時でもあまり変化はなく、平均余命の男女差である 2 年とほとんど同じである。

ただし男女とも平均利用期間が平成 13 年の 85 歳における平均余命を少し上回っており、この値は入院や転出などを含めた結果であるので要支援で介護利用を始めた高齢者は 85 歳全体の平均より健康なようである。

表 III-5 要支援で介護保険利用を始めた利用者の平均利用期間：性別

年齢	男性	女性
65	8.1	9.7
70	8.4	10.3
75	8.0	10.2
80	7.3	9.4
85	6.4	8.4

介護保険利用が要介護 1 から始まった被保険者の平均介護保険利用期間を性別で表 III-6 に示した。ここでも介護保険利用停止率は回帰分析を用いて推計しているが、詳細は省略する。

要介護 1 で介護保険利用を始めた高齢者は、65 歳時で男性が 9.4 年、女性で 10.2 年の利

用期間が見込まれる。要支援で利用を開始した利用者より、この値は若干長くなっている。要支援と比較して要介護1から介護不要な状態への移動が少ないことが考えられる。85歳での平均利用期間が男性で5.4年、女性で7.5年である。

この値は、平成13年の85歳時における平均余命の5.9年と7.8年に近いものである。

表 III-6 要介護1で介護保険利用を始めた利用者の平均利用期間：性別

年齢	男性	女性
65	9.4	10.2
70	7.9	9.3
75	6.9	8.6
80	6.1	8.0
85	5.4	7.5

(3) 要支援または要介護1から要介護5または介護保険利用停止までの平均利用期間

要支援から要介護5または介護保険利用停止までの平均利用期間を性別で表 III-7 に示した。65歳時における男性の平均利用期間は7.0年で女性は8.5年である。この値の意味は、男性を例にとって説明すると、少なくとも平均で7年は介護保険を利用し、何らかの介護サービスを受けるということを示している。

要介護度は要支援とは限らず、要介護レベルの変化の可能性はある。また、平均で7年介護保険を利用するということは当然その間は生存しているから余命は7年以上ということになる。

ただし、この値は、平成13年の簡易生命表における65歳時の平均余命17.8年と比較するとかなり短い。もちろん理由の一つとして健康の回復があり、平均余命以上の長寿の高齢者も当然存在することになる。

表 III-7 要支援からの平均利用期間：性別

年齢	男性	女性
65	7.0	8.5
70	7.2	9.0
75	7.0	8.9
80	6.3	8.2
85	5.5	7.2

ここで、表 III-7 と表 III-5 を比較してみたい。要支援で介護保険の利用を始めた65歳の女性の平均利用期間が9.7年であるのに対して、要支援から要介護5または利用停止までの

平均期間は 8.5 年である。この差 1.2 年が要介護 5 のカテゴリーを含むか含まないかの影響と考えることが出来る。したがって、65 歳の女性が介護保険を要支援で利用し始めたとすると、平均で 8.5 年要介護 5 以下のレベルで介護保険を利用し、1.2 年は要介護 5 での介護保険利用となる。

ただし、この 8.5 年も 1.2 年も連続したものとは限らず、要介護 5 の状態である 1.2 年も 9.7 年の最後の 1.2 年と限る必要はない。このように考えると、健康状態別余命の概念と介護保険のデータを用いて、介護保険利用期間を介護レベルで分割することが可能であり、十分検討する必要があるが、もし、これが可能であるならば、制度変更による利用期間の変化、その変化の要因、すなわち、どの要介護レベルに変化が起きているかなどを理解することが可能になる。

また、要介護レベルと経済的負担はある程度把握することが可能であるので、経済的な負担の変化も捉えることが可能であろう。

次に要介護 1 から要介護 5 または利用停止までの平均利用期間の推計結果を表 III-8 に示す。この結果も単独で検討するよりは、表 III-6 との比較で検討したほうが興味深い。ここでも 65 歳における女性を比較してみるとその差は 1.7 年である。

この値はさらに前述の 1.2 年と比較することが可能である。つまり、65 歳の女性が介護保険を要支援から始めたとすると、あくまでも平均であるが、介護保険の利用期間は 9.7 年あり、そのうち 1.2 年は要介護 5 での利用となる。これに対し要介護 1 で利用を開始した場合は、利用期間で半年、要介護 5 の状態でも半年長く介護保険を利用することになる。

表 III-8 要介護 1 からの平均利用期間：性別

年齢	男性	女性
65	7.6	8.5
70	6.5	7.7
75	5.7	6.9
80	5.0	6.2
85	4.4	5.7

4. 考察

生命表の手法を用い、介護保険の平均利用期間の推計を試みた。本来、死亡がエンドポイントである生命表の計算に死亡と同時に入院、転出や健康の回復といった健康状態の面からは正反対のイベントも含まれている。制度上は介護保険の利用停止が以上のような理由であるが結果の解釈等に細心の注意が必要である。

ただし、これまで齋藤³⁾が行った、本研究と同じ期間の〇市のデータの分析によると介護保険利用者全体の約 60%は研究対象期間中、介護保険の利用を継続していた。35%は死亡で 5%が転出もしくは他の理由で移動という結果であった。

したがって利用停止の理由は死亡がかなりの部分を占めると考えられる。これらの分析結果はあくまでも平均での値であり、また、データの観測された3年間でのパターンが継続するという仮定のもとに推計したものであることから結果の解釈には慎重を期する必要がある。

また、データの問題点として、一度転出し、また他の場所で介護保険を利用した場合、同一人物が介護保険を利用しているにもかかわらず、2つのケースをして別々に処理されることになる。このため個人の健康状態の変化を継続的に見ることが出来なくなっている。このことは、結果に対して若干の影響を及ぼすことになると予想される。

5. 結論

生命表の手法を用いた指標を制度評価に用いることは可能であると思われる。しかし、現在のデータでは制約があり今後は、少なくとも死亡のデータを収集して欲しいと提案したい。出来れば、入院、転出といったデータを含めることも考えるべきであろう。

今後、国が社会保障の統合化を考えているのであればデータの共有も考えるべきであるし、これらのデータが利用可能になれば、科学的根拠に基づいたサービス提供の方法論の確立がなされると考えられる。

既存のデータの有効利用ということから言えば、介護保険データは日本では非常に貴重で稀なパネルデータである。可能であればアメリカ合衆国で行われているNDI (National Death Index) マッチのような死亡データを付加することも考えても良いのではないのだろうか。

アメリカ合衆国では国が行っている、もしくは国の助成金で行われた諸調査の調査対象者と死亡者のデータベースの付けあわせが可能である。この作業により、調査のデータに死亡のデータが付け加えられ、制度評価などの目的で非常に多くの研究が可能となる。ただし、個人情報を含んだデータベースを利用するため、利用条件やセキュリティの面で非常に厳しい制約がある。

最後に、これは日本に限ったことではないが国の統計として死因別、年齢別、性別、地域別、人種別以外に死亡率が公表されていることはほとんどない。

既に高齢社会となり、ますます高齢化が進む日本の社会で高齢者の健康は重要な研究課題である。介護保険データに死亡のデータが加えられることで機能の面から捉えた健康状態別による死亡率の計算が可能となり、国の健康政策等に寄与することが考えられる。

文献

- 1) 厚生労働省、「介護保険制度見直しについて」、
<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/tp040922-1.html>
- 2) 厚生労働省、「介護保険制度改革の全体像（持続可能な介護保険制度の構築）」
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/12/h1222-3.html>

- 2) Saito, Yasuhiko & Eileen M. Crimmins "Mortality in the LSOA II and from Vital Statistics," 2004年ワシントンD. C. におけるアメリカ老年学会で発表
- 3) 齋藤安彦, 「生命表および健康状態別余命の介護保険データへの応用」, 報告書, 2005年3月
- 4) 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 編著, 『生命表研究』, 1995年
- 5) 厚生労働省大臣官房統計情報部, 平成13年簡易生命表, 2002年
- 6) Crimmins, Eileen M. & Yasuhiko Saito, "Getting Better and Getting Worse: Transitions in Functional Status Among Older Americans," *Journal of Aging and Health*, Vol. 5, No. 1, February 1993, pp. 3-36.
- 7) 厚生労働省大臣官房統計情報部, 平成16年簡易生命表, 2005年

・健康危険情報
特になし

- ・研究発表
1. 論文発表
特になし
 2. 学会発表
特になし

- ・知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）
1. 特許取得
特になし
 2. 実用新案登録
特になし
 3. その他
特になし