健全男性の総合的性機能指標と性機能等価年齢

浅井 憲 義*, 白 鷹 増 男**, 宮 原 英 夫*
佐 藤 嘉 一***, 熊 本 悦 明***

Sexual Function Scale and Sexual Age in Healthy Male

Noriyoshi ASAI, Masuo SHIRATAKA, Hideo MIYAHARA
Yoshikazu SATO and Yoshiaki KUMAMOTO

A comprehensive investigation of sexual functions in aged persons, covering more than 10,000 subjects, was made by Kumamoto and his colleagues (1992). We have tried to construct a single index for evaluating sexual function from part of their original data. Twelve questions concerning psychological and physical aspects of sexual activity were selected from the multiphasic questionnaire used by Kumamoto's group. Each question was answered as a numeric grade ranging from 0 to 5. A principal component analysis was carried out. The eigenvalues, the eigenvectors of the 10 principal components, and the principal component scores of 3,677 subjects were all calculated. Since the signs of the first eigenvectors were positive for all 10 items, we proposed that they represented intensity of sexual function, an "S-score". For ease of use, we simplified this S-score to Sum-score (simple sum of the response of each question) and further developed a nomogram to show the sexual function of each subject on the Sum-score vs age plane. Although the Sum-score used only about half of the information originally contained in the answers, we concluded that this simple presentation of complex sexual functions would likely have considerable merit in evaluating patients in clinical practice.

1. は じ め に

熊本らは早くから高齢者の性の問題の重要性を指摘し、様々な面から論じてきた。その一環として行なわれた性機能の年齢による推移の研究(熊本ほか, 1992)を見ると、これまで考えられていた以上に高齢者の性機能は活動的であり、性的関心の持続が証明されている。従来ややもするとタブー視されて曖昧にしか論じ

られていなかった高齢者の性の問題が、この様に具体的に数字や図を使って示されてきた以上、QOLの内容や施設内での男女共同生活のあり方などを、性を真正面から取り込んで見直し、実態にあった形に改善していくことが急務になってきたといえる。一口に性機能と云っても、それは社会的、個人的、精神的、肉体的と実に様々な側面を持ち、どの側面を重視するかによって、結論が大きく変わってしまう可能性がある。数量化も容易とは云えないし、個体差も大きい。これまでの報告で熊本たちが性機能を一つの尺度にまとめずに、いくつかの機能に大別して論じることが多かったのも、この様な事情を考えての上である。

ところで、これらの研究の成果を診療の現場や一般の人々を交えた話し合いの場に持ち込もうとすると、具体的な議論が行ないにくいという別の問題に直面する。この様な場合、「あなたの性機能は、健康な人の平均で云うとほぼ45歳に相当します」というような説明

* 北里大学医療衛生学部, ** 同医学部, *** 札幌医科大学泌尿器科学

* Dept. of Allied Health Sciences, Kitasato University.

** Dept of Medical Informatics, School of Medicine, Kitasato University.

*** Dept of Urology, Sapporo Medical College.

連絡先氏名: 浅井憲義

郵便宛先: 〒228 相模原市北里1-15-1

北里大学医療衛生学部リハビリテーション学科

が出来れば、第三者の性機能との比較という形で、相手の性機能の評価を具体的に伝えることが可能になる。このような表現は、多面的な性機能の一面を伝えるにすぎないが、多くの相談者が抱える「自分の性機能は他の人に比べてひどく劣っているのだろうか、それとも平均的なのだろうか」といった個人的、肉体的な不安に一つの目安を与えることができるだろう。

私たちは後者の立場からある程度までの情報の損失を許容して、調査表によって多面的に捕らえられた性機能をできるだけ小さい次元、できれば一つの総合指標にまとめられないか検討した。そして、その総合指標を使って、被検者の性機能が何歳の男性の平均的性機能に相当するかを簡単に読み取れるノモグラムの作成を試みた。

2. 対象と方法

2.1 対象と調査方法

対象男性は、1991年1月から1992年12月までに3施設で人間ドックを受診した1820例と、日本ゲートボール連合会の会員2,858例、総計4,678例である。

質問表は札幌医大式性機能質問紙を用いた。質問項目の抜粋を付表に示す。質問は前半に健康全般に関する32項目、中段に性機能に関する質問12項目、後半に排尿機能に関する質問8項目が用意され、全項目について回答されたが、今回は性機能に関する質問だけを利用した。記入尺度は、6段階に設定され、該当する項目の数字を選ぶ形式である。たとえばQ3では、病気がちである(0)、あまり健康でない(1)、やや健康である(2)、健康である(3)、かなり健康である(4)、極めて健康である(5)の中から選んでもらい、対応する数字を丸で囲んでもらった。分析にはここで選ばれた数字(0-5)をそのまま使用した。

記入に当たって、学問的用途に限って利用することを明記し、率直にありのままを記入してもらうように依頼した。しかし、このような質問に対して不慣れな対象が多いことを考慮して、回収後、未記入項目や明らかに記入の誤りと考えられる項目が見つかったも、記入者に照会することは行なわなかった。

人間ドック受診者は受診時に質問紙に記入してもらい回収したが、日本ゲートボール連合会の会員は、全国の支部の協力を得て、1992年から1993年の間に会員に質問票を郵送し、記入後回収した。年齢の記入が無かった31例を除いて4647例の年齢分布をドック受

表1. 対象症例の年齢別分布。年齢区分は5歳幅でまとめた、括弧内は、主成分分析で使用した10項目の質問に欠損値を含まない症例数。

年齢区分	会員	検診	合計 (主成分分析)
-19	0	4	4 (3)
20-24	2	33	35 (30)
25-29	1	116	117 (108)
30-34	4	209	213 (203)
35-39	9	196	205 (190)
40-44	11	334	345 (318)
45-49	22	241	263 (244)
50-54	43	195	238 (223)
55-59	52	214	266 (239)
60-64	214	174	388 (336)
65-69	684	69	753 (580)
70-74	962	19	981 (711)
75-79	623	7	630 (391)
80-84	183	1	184 (78)
85-89	18	1	19 (7)
90-94	5	1	6 (1)
合計	2,833	1,814	4,647 (3,662)
	60.96	39.04	100.00

年齢未記入者=31 (主成分分析対象者中未記入者=15)

診者と連合会会員とを分けて表1に示す。60歳未満ではドック受診者の比率が大きくなり、60歳から64歳で両者の割合がほぼ等しくなり、65歳を越えると連合会会員の比率が大きくなる。25歳未満および85歳以上で対象数が急減するが、30歳から80歳に互って、各年齢層で35名以上の対象数が認められた。

2.2 個別項目の応答の年齢による推移

各項目別に対象を1歳刻みに層別化し、回答の点数の平均と標準偏差を求めた。また年齢による平均点の変化は年齢を横軸、得点を縦軸にとって図示し、相互に比較した。その際、18歳から22歳までと、85歳から94歳までの間には対象数が少なかったため、前者はプロットせず、後者はひとまとめにして90歳で代表させた。

2.3 総合指標の作成

質問項目の応答に基づき分散共分散行列から出発する主成分分析を施行し、固有値、固有ベクトル、主成

分得点を求めた。ここで各質問項目と対応する第1主成分ベクトルとの積和から第1主成分得点を求める式に注目して、第1主成分得点を各質問項目で得られる性機能の総合的指標とみなし、仮の「性機能の総合指標得点」と定義した。次に、実用性の観点から各人の質問項目の応答から第1主成分得点を求める計算式を簡略化した。その際、近似の良さは全対象者で求めた近似値と第1主成分得点の相関係数で評価した。最後に得られた近似値の単位を使いやすい形に選んだ後、あらためて「性機能の総合指標得点」と定義した。

2.4 「性機能等価年齢」を読みとるノモグラムの作成

「性機能の総合指標得点」を用いると、複数の対象者間で、互いに性機能の高低を比較することが出来る。しかし、平均的な性機能あるいは各人の性機能が年齢と共に変化することが知られているので、総合指標得点を使用するに当たっては、対象の年齢を考慮する必要がある。そこで、ある総合指標得点を、その得点を平均とする年齢で表すことにし、それを「性機能等価年齢 (S-age)」と定義した。これを使うと、もし対象の実年齢と比較して S-age の方が高ければ、同年齢の平均的な日本人に比べて性機能が低いと判断できる。

S-age の点推定は、1 歳刻みで年齢別に総合指標得点の平均を求め、x 軸に年齢、y 軸に総合指標得点をとったグラフ上にプロットし、滑らかな線 (S-age 曲線) で結んだ図を利用する。また、S-age 曲線の上下両側に各年齢別に総合指標得点の 90 パーセンタイル点、10 パーセンタイル点をプロットし、各々を滑らかにつないで上限、下限を定めた。対象者の年齢と総合指標得点から決められるプロットが、上限と下限に挟まれた帯状の領域内に入れば、対象者と同年齢の健康日本人の個人差の範囲内であると判断できる。

2.5 統計パッケージ

基本統計量および主成分分析の計算には SAS (SAS, 1990) を使用した。

3. 成 績

3.1 個別項目の応答の年齢による変化

12 項目それぞれについて、1 歳刻みで年齢別に平均、標準偏差を求め、図示した (図 1)。対象数が多い 30 歳から 80 歳の間でみると、Q3, Q5 で年齢による変化が

小さかったが他の項目では年齢と共に平均が低下した。Q11, Q14 では 40 歳位まで平坦でそれから低下する傾向が認められたが、残りの 8 項目では 30 歳代から高齢にかけて単調に低下した。これらの結果は、総合的にまとめられる性機能が年齢と共に低下する傾向を持つことを示唆していた。また年齢による変化が小さい Q3, Q5 の 2 項目の主成分得点に対する寄与は小さいと考えられた。

3.2 主成分分析とそれに基づく S-score の作成

年齢による変化の小さい Q3, Q5 の 2 項目を除いた 10 項目の分散共分散行列から出発する主成分分析を施行した。質問項目の内、1 項目でも回答が欠けている症例は、男性の全対象例 4,678 例中 1,001 例に達したが、すべて除外し 3,677 例を対象とした。除外後の年齢別分布は、表 1 の合計欄の括弧内に示した。採用された対象例中 15 例で年齢が未記入であった。

固有値、固有ベクトル (第 4 主成分まで、第 1 主成分のみ因子負荷量も記載) を、表 2 に示す。第 1 主成分の寄与率は 58.1% で、いちじるしく高いとは云えなかったが、性機能の強さに対応する固有ベクトルがすべて正であったので、第 1 固有ベクトルから計算される第 1 主成分得点 (P1SCORE)

表 2. 主成分分析で得られた基本統計量。全分散、第 1 (PRC1) から第 4 主成分 (PRC4) までの固有値、累積寄与率、質問 4 (Q4) および質問 6 (Q6) から質問 14 (Q14) までの 10 項目について、固有ベクトルと第 1 主成分の因子負荷量。

	第 一 主成分	第 二 主成分	第 三 主成分	第 四 主成分	因 子 負荷量
固有値	10.510	1.776	1.297	0.923	*
累積寄与率	0.581	0.680	0.751	0.802	*
Q 4	0.209	0.579	-.036	-.040	0.567
Q 6	0.202	0.570	-.007	-.025	0.553
Q 7	0.272	0.418	-.004	-.053	0.701
Q 8	0.207	-.024	0.244	0.555	0.657
Q 9	0.226	-.071	0.301	0.655	0.661
Q 10	0.291	-.140	0.758	-.436	0.675
Q 11	0.471	-.242	-.092	-.103	0.896
Q 12	0.384	-.164	-.123	-.108	0.874
Q 13	0.293	-.015	-.036	-.202	0.777
Q 14	0.456	-.234	-.499	0.068	0.852

全分散=18.075

図1. Q3 から Q14 まで各質問項目に対する回答値の年齢別平均値。

$$\begin{aligned} \text{P1SCORE} = & 0.209 * (\text{Q4} - 1.88) + 0.202 * (\text{Q6} - \\ & 2.05) + 0.272 * (\text{Q7} - 1.76) + 0.207 * \\ & (\text{Q8} - 1.94) + 0.226 * (\text{Q9} - 2.15) + \\ & 0.291 * (\text{Q10} - 1.98) + 0.471 * \\ & (\text{Q11} - 3.05) + 0.384 * (\text{Q12} - 3.17) + \\ & 0.293 * (\text{Q13} - 2.37) + 0.456 * \\ & (\text{Q14} - 3.37) \cdots \cdots \cdots (1) \end{aligned}$$

をそのまま仮の「総合指標」として取り上げることにした。第2主成分の寄与率は9.8%で、第2主成分までの累積寄与率も68.0%に留まった。第3主成分以降の寄与率の増加率は7.2%以下に低下した。

全症例を第1, 第2主成分平面上へプロットしたところ, 第1主成分得点は, 症例が密集する中央から最大値あるいは最小値まで連続的に並んでいるが, 第2主成分得点は, 最大値付近で数人の得点が中央の集団から離れて認められた。

P1SCOREは, Q4からQ14まで10項目のそれぞれに, 全対象の平均を代入したときに0, 10項目のすべてが5のとき, 最大値7.420, 10項目のすべてが0のとき, 最小値-7.633をとる。そこでP1SCOREを, 式

$$\text{S-score} = (\text{P1SCORE} + 7.633) / (7.420 + 7.633) * 50 \cdots \cdots \cdots (2)$$

を使って総合指標得点(S-score)に変換した。S-scoreは最小値が0, 最大値が50になる。P1SCORE=0に対応するS-scoreは, 25.35で, 最小値と最大値のほぼ中央に位置している。また全10項目すべてに0, 1, 2, 3, 4と答えると, S-scoreはそれぞれ, 10, 20, 30, 40となり, 素点の総和に等しくなる。式(1)を式(2)に代入して整理すると, 各項目の得点からS-scoreを求める式は次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{S-score} = & 0.69 * (\text{Q4}) + 0.67 * (\text{Q6}) + 0.90 * \\ & (\text{Q7}) + 0.69 * (\text{Q8}) + 0.75 * (\text{Q9}) + 0.97 \\ & * (\text{Q10}) + 1.57 * (\text{Q11}) + 1.28 * \\ & (\text{Q12}) + 0.98 * (\text{Q13}) + 1.51 * (\text{Q14}) \\ & \cdots \cdots \cdots (3) \end{aligned}$$

右辺の係数を見ると10個の中, 8個が小数点以下一位で四捨五入すると1になり, 最大の係数でも, 最小の係数の2.3倍強であったので, すべての係数を等しい(=1)としてS-scoreの近似式を次のように定義した。

$$\begin{aligned} \text{Sum-score} = & \text{Q4} + \text{Q6} + \text{Q7} + \text{Q8} + \text{Q9} + \text{Q10} + \text{Q11} + \\ & \text{Q12} + \text{Q13} + \text{Q14} \cdots \cdots \cdots (4) \end{aligned}$$

Sum-scoreは最大値50, 最小値0で, 10項目のすべてが等しい得点のときには上述したようにS-scoreと一致する。S-scoreとSum-scoreとの相関係数は0.993であった。他の係数は1のままQ11とQ14の係数だけを2とすると, 相関係数は0.999となるが, 前者の相関係数も高いので簡便性という点から式(4)の利点が明らかである。これらの結果から, Sum-scoreが実用的であるだけでなく主成分得点に基づく指標の良い近似値であることが確かめられたので, 「性機能の総合指標得点」と定義し, 以後の解析に使用した。この論文では, 以降, 「性機能の総合指標得点」の略称としてSum-scoreを使用する。

3.3 Sum-scoreの年齢別分布

全3,677例をx軸を年齢, y軸をSum-scoreにとつてプロットした(図2)。40代までは機能低下者が少ないが50代を過ぎると増加してくる。しかし, 80近くまでほとんど低下しない人から60代に入る前に大きく低下する人まで, 大きな個体差が認められた。この様なばらつきは80歳を越えてもお認められる。

つぎに対象を階級幅1歳で層別して, Sum-scoreの平均, 10パーセンタイル点, 90パーセンタイル点を求め, x軸を年齢, y軸をSum-scoreにとってプロットした(図3)。1歳刻みのプロットは凹凸が目立つので, 実測値を参考に目分量で滑らかな曲線を引いた。対象数の少ない29歳以下ならびに81歳以上は, 30歳から80歳の範囲内で引いた曲線から外挿した。

Sum-scoreの年齢別平均は, 30歳以下と80歳以上の対象数が少ない年齢層を除くと, 30歳の33.5から80歳の15.7まで年齢とともに減少する傾向が認められた。30歳から80歳までの各年齢層の標準偏差は30歳で6.1, 80歳で9.1と年齢と共に増加する傾向があったが, この間の年齢別標準偏差の加重平均は7.40(25歳から84歳の範囲で最小は3.77; 38歳-最大は9.45; 74歳)で, 30歳と80歳の年齢別平均の差17.78の41.6%であった。

第2主成分得点の年齢別平均の方はこの様な単調な傾向が認められず, 一旦下降した後, 再び元のレベルに戻る傾向が認められた。これは固有ベクトルの符号から予想されるように, 第2主成分得点が年齢変化が小さい他者との関係に基づく機能の強さと, 年齢と共に低下する自己の肉体的機能の強さが互いに相殺される形で構成されているためと考えられた。30歳から80歳までの年齢別平均の範囲は0.85で, 年齢層別に求め

図2. 全対象者の性機能総合指標得点 (Sum-score) の年齢による変化。
対象が重なってプロットされていることを示すために ABCが使われている。すなわち A は同じ位置
に1人, B は2人, C は3人……と重なってプロットされている。

図3. 性機能等価年齢ノモグラム。

1歳刻みの層別で求められた平均、10および90パーセンタイルをプロットし、なめらかな線を引いて作成した。年齢とともにSum-scoreが低下する傾向が認められる。使用に当たっては、対象者の年齢と質問項目の得点の総和(Sum-score)から図上に個体点をプロットし、健常者の範囲にはいるかどうかを判定する。個体点からx軸に平行に線を引いて、等価年齢(S-age)曲線と交わる点のx座標が、等価年齢、上下の曲線と交わる点のx座標がそれぞれS-ageの上限と下限である。

た標準偏差の最小値 0.89 よりも小さかった。

3.4 「性機能等価年齢 (S-age)」を読みとるノモグラム

図3は各個人の Sum-score から S-age を読みとるノモグラムとして利用できる。しかし、対象例における Sum-score の最大値と最小値はそれぞれ 50 と 0 であるのに対して、S-age に対応する Sum-score は 30 歳相当の S-age に当たる 34.6 から 80 歳相当の S-age に当たる 11.5 と狭い範囲に限られるので、この枠から逸脱する Sum-score を示す個人も少なくない。このような対象に対して 34 以上の Sum-score を示す人は 30 歳以下の年齢に相当し、11 未満の Sum-score を示す人は 80 歳以上の年齢に相当すると定義した。

10 及び 90 パーセンタイルを示す曲線ではさまれる範囲は本来、各年齢層ごとに健常人の Sum-score の上限下限を決めるものであるが、ここでは、x 軸方向に眺めて S-age の上限下限としても利用した。

もし 40 歳の男性が全 10 項目の質問に全て 3 と答えたとなると Sum-score は 30 となり、40 歳の平均 32.2 よりも低い側に偏っていると判定できる。同じ 30 点でも年齢が 65 歳であれば逆に平均 22.4 よりも高い側に位置することになる。Sum-score が 30 に相当する S-age は 46-47 歳、S-age の範囲は 30 歳未満から 68-69 歳となる。ちなみに全 10 項目の質問にすべて 0 と答えると Sum-score は、前述したように 0、すべて 5 と答えると 50 となる。被検者中、すべて 0 と答えた人は 33 名存在したがすべて 63 歳以上で、その内 4 名は 80 歳以上であった。すべて 3 と答えた人は 1 名 (65 歳)、すべて 5 と答えた人は 2 名 (29 歳、68 歳) であった。これらの人々はこの基準でみると、すべて 0 と答えた 80 歳未満の人は機能低下、すべて 5 と答えた 2 人は機能亢進と判定できる。またすべて 3 と答えた 1 名 (65 歳) は上述したように、平均よりは高い性機能を維持しているが、異常というわけではない。

4. 考 案

4.1 対象集団の普遍性

付表にみられるような質問内容であるために、欠損値が多くなることを覚悟していたが、若青年層、成年層ではほとんど欠損値がない回答が得られた。すなわち、20 歳から 59 歳までで欠損回答の比率は 8% 弱 (127/1,682) であった。これに対して高齢者では欠損値

が目立ち、60 歳代では 20% (225/1,141) に留まったものの 70 歳代では 32% (1,102/1,611)、80 歳以上ではデータの 59% (123/209) が、主成分分析に使用できなかった。

この研究では、高齢対象者の中心が男女ともにゲートボール愛好者に置かれているので、介護老人など、なんらかの疾患を抱えている人々よりは、ずっと活動的な可能性がある。一方、若年層、成年層の対象は検診の受診者であるが、特に身体の不調を感じて受診しているわけではないので一般健康人並みに考えて良いだろう。しかし、性機能については、客観的に測定できる信頼できる指標がなく、他人のそれと比較する機会も少ないので、機能低下を自覚しないまま生活している人がどの位含まれているかが分からない。ここでは、対象の大部分、10 パーセンタイルから 90 パーセンタイルまでを機能正常者と考えて処理を進めたが、このような事情を考慮して、S-age やその範囲を厳密に決めなかった。今回提案された幅の広い評価基準から出発して、だんだんと試行錯誤的に基準の精度を高めていくのが实际的であろう。

4.2 個別機能の年齢による変化

熊本らは、多くの質問項目の回答平均が年齢が増すとともに、単調に減少する傾向を示すと報告している。ここでは熊本らが 10 歳刻みで行った解析を 1 歳刻みで追試し、より細かい変化のパターンを追ってみたが、ばらつきが大きく、Q11、Q14 で 40 歳を境に急に平均の低下が起こる傾向が見られる他は、ある年齢の前後で急激に衰えるという傾向は観察できなかった。50 歳を境に急に元気がなくなったなどという個人的体験を聞かされるので、個人個人の性機能でみるとそれぞれギャップがあるのかも知れないが、ギャップの起こる年齢の個体差が大きいために、1 歳刻みで観察してもグラフには現れないのかも知れない。

前述したように Q5 では、20 代後半から 70 代前半まで年齢による平均得点の変化がほとんど見られない。これは、この質問が Q7 などの質問と違い主観的で、性機能と一緒に基準も変化してしまうためと考えられ、Sum-score の決定にはあまり役立ちそうもない。むしろ、この質問は、Sum-score が決まってから、指標と本人の自覚とがどの程度一致しているかを見るために使えるかも知れない。

4.3 総合指標の考え方、意義と限界

大まかであっても性機能を総合的に表す一次元尺度が用意できれば、性に関する相談、治療、性機能回復手術前後の評価、性を含めたQOLの改善の目標設定など、医療の現場や啓蒙活動での利用が期待できる。多様な側面を持つ性機能を一次元的にまとめることは、かなりの情報の損失を免れないが、この様な利点を考えて、「性機能の総合指標」の設定を計画した。

質問表で捕らえられる個々の機能が、それぞれ性機能の一面にすぎないとしても、他の側面もすべて同じ様な年齢変化を辿るのであれば、どれか一つの質問項目を使って、総合的性機能の指標とし、利用することが可能であろう。しかし、図1でも見られるように、その年齢変化のパターンは、様々で、一つだけの質問で広い範囲の年齢層をカバー出来るような項目は見つかりそうもない。鈴木ら(1995)は、次善の策としてQ11とQ13の2項目の質問に対する回答の数字を単純に加え0から10まで11段階の「勃起得点」という尺度を考案し、この目的に利用している。糖尿病患者や透析患者の性機能の評価に有用性が認められているが、一般人を対象にすると、高齢になるにしたがい尺度の有効性が落ちてくることが予想され、また他の10項目から得られる情報も加えたいという要望も強い。今回は出来るだけ多くの情報を取り入れようという見地から、10項目の得点に基づく分散共分散行列から出発する主成分分析の結果得られた第1主成分得点を基準化して使用したが、寄与率が58%だったので、取り上げられなかった性機能の重要な側面も少なくないだろう。

Sum-scoreのばらつきは1歳刻みで年齢別に層別しても大きく、対象者の性機能の正常、異常を狭い幅で判断することは出来なかった。本来人間の性機能というものが、この様に多様なものであるのかもしれないが、前述したように機能低下者が自身の機能低下を自覚せずに含まれている可能性もある。仮にこれらの無自覚者が下側に30%存在すると、S-age曲線は、60パーセンタイルの点をつないだ曲線に相当することになり、y軸の正の方向に移動する。日本人以外の集団との比較も参考になるであろう。

いずれにせよ、今回の基準は対象集団に機能異常者が含まれている可能性を無視して全員が健常であると仮定して作られているので、仮に軽度の低下があっても健常限界内に入ってしまう恐れがある。したがって、機能低下を気にしている人々を安心させる道具として

は役立つだろうが、軽度の性機能異常者や、治療を受けている患者の機能の回復状況を把握するのには、まだ十分とは言えない。

この様にSum-scoreは健常機能者の範囲が広く、異常者の判別目的には十分とは云えないが、いくつかの派生的な利点が生じている。その一つは、単刀直入になされる個々の質問内容が、総合化によって抽象化されるために、記入当事者と個人的に面談する際の資料として使いやすいという利点である。「あなたは、総合的にみれば、他の人と同じような性機能を保持しています。」というような説明で記入者は安心し、精神的な負担が軽くなるかも知れない。計算も簡単なのでノモグラムを入手できれば、他人の介入無しに被検者自身で結果を知ることでも可能である。

上述したように、全年齢層に亘って、一次元尺度にまとめることにより相当量の情報の損失があるとすれば、2次元の尺度にまとめるのが妥当であろうか。さきに第2主成分が年齢と単調の関係を持たないことを示したが、第2主成分と質問項目との関連を固有ベクトルの符号でみると、他人との関係を訊ねる質問項目で正、自己の性機能を訊ねる質問項目で負の関与を示している。これは、第2主成分得点では、他者との関係に基づく機能の強さと自己の機能の強さが互いに相殺されることを意味するので、単独で性機能の強さを表現する指標として使うのは難しいと考えられる。しかし、他者との関係を中心に考える(熊本, 1996, 1997)など、使用する目的によっては第1主成分得点だけでなく、性機能の質の情報を含む第2主成分得点を加味して、たとえば第1主成分得点+0.4*第2主成分得点を総合指標とする選択も可能であろう(奥野, 1971)。一次元的尺度を使うにしても、広い年齢範囲に亘って1個の総合指標で十分かと云う問題もある。因みに対象を5歳幅で年齢別に層別して、Sum-scoreと個々の項目得点との相関を見ると、50歳以上で高い相関を示すQ11やQ14も、50歳未満では相関が低くなる。これは性機能が加齢の影響を受けずに、ほぼ一定のまま推移する年齢層と、年齢によって変化する年齢層と二分して分析するなど、さらに詳しい検討の必要性を示唆する所見といえよう。

4.4 総合指標の簡便化

第1主成分の寄与率が58.1%であったことから、第1主成分から導かれたSum-scoreを「性機能の総合指標得点」と銘打つてみても、捕らえられていない側面

図 4. 3 項目だけによる簡易判定尺度 (S-triad) による簡易ノモグラム。
 3 項目の得点の総和を求め、Sum-score の代わりに使用する。75 歳以上で 10 パーセントイルが、最小値 0 まで達しているの、高齢者の機能低下は検出が難しい。

も少なくないはずである。個々の項目の得点を単独で使用する場合や、熊本らの勃起得点と比較して Sum-score や S-age が、面倒な計算を補ってあまりあるほど優れているのだろうか。

個々の項目の得点と S-score との相関係数（第 1 因子負荷量）を求めると、表 2 のように多くの項目で高い相関が認められる。Q11 と Q13 の得点の和で与えられる勃起得点と S-score との相関係数はさらに上がって 0.93 と高く、これを使えば S-score によるノモグラムの簡略版が用意できると考えられた。しかし、S-score の代わりに勃起得点を使って S-score と同様の手順でノモグラムを試作してみると、尺度が不連続的な 11 段階しかないために、プロットからの曲線の推定が難しく、また下限を 10 パーセンタイルでとると、S-score の場合にはまだ低下を続けている 70 歳代半ばで健常者の下限が 0 となり、そのまま 0 が続くなど高齢側で問題が生じた。

そこで勃起得点との相関が 0.58 と低く、S-score との相関がまずまずの Q7 の得点を勃起得点に加えた 3 項目の和による尺度 S-triad を考え、ノモグラムを作成した（図 4）。S-triad と S-score との相関係数は 0.95 である。勃起得点によるノモグラムと似た欠点が残るが、S-score と S-triad との相関係数が高いことから、得点の計算が楽な簡便法として利用できるであろう。

4.5 尺度の信頼性

Q3, Q5 の寄与が小さいと言っても、12 項目を使って主成分分析をし、その第一主成分得点を指標とした方が、10 項目のそれを使うよりも高い信頼性が得られるのではないだろうか。信頼性の高さを重み付き Cronbach の α 係数（池田・藤田・柳井・繁樹, 1992）で評価すると、12 項目の場合は 0.869 であったが、Q3 を除くと 0.872、さらに Q5 を除くと 0.876 と上昇した。さらに項目数を減らし 9 にすると最大でも 0.874 と再び低下し、8 項目ではさらに低下した。一方、主成分得点を 10 項目の得点の総和で近似した場合の α 係数を求めると、0.902 が得られた。この値は主成分得点の場合と同様、11, 12 項目や 9 項目の得点の総和で近似した場合の α 係数の最大値；0.898（11 項目）、0.893（12 項目）、0.900（9 項目）のいずれよりも高かった。Q4 を除き 8 項目とすると 0.901 と 9 項目より α 係数が上昇するが、10 項目の場合よりは低かった。これらのことから 10 項目の総和という形で作られた指標が、計算の便だけでなく信頼性の点でも優れていると考えられ

た。

簡便法として取り上げた S-triad の α 係数は 0.782（重みつき α ；0.713）に留まった。Q11 との組合せを、S-score や Sum-score との相関係数が高い Q12, Q14 に変える α 係数が 0.893 に上昇する。これはこの 3 者が、内容から見て同質の質問であるためと考えられた。多面的に機能を捕らえようとして、Q7 という Q11 と異質の質問を加えて S-triad を構成したが、信頼性の点からさらに検討する必要があると認められた。

5. ま と め

4,678 名の男性を対象に施行された札幌医大式性機能質問紙法による調査結果の中から性機能に関する質問 12 項目を選び、そこで多面的に捕らえられている性機能が、一つの総合的な指標に集約出来ないかどうか、主成分分析を使って検討した。その結果以下のような知見を得た。

1. 性機能に関する 12 項目の質問の回答を 0 から 5 までの数値で表現し、その平均を求めると、多くの質問で年齢とともに単調に低下する傾向が認められた。しかし個体差が大きく、年齢に比べて低いとか、高いとか評価するには、プラスマイナス 20 歳程度という大きな年齢幅を考えに入れる必要があった。

2. 回答に記入漏れが無い 3,632 例を対象に 10 項目の質問を使って主成分分析を行ったところ、第 1 主成分の寄与率が 58.1% であったので、第 1 主成分得点を使って性機能の総合指標を示すことを試みた。まず、得られた第 1 固有ベクトルを使って、任意の回答パターンから第 1 主成分得点を計算する式を作成した。次に式の係数をすべて等しいとした 10 項目の得点の単純和と第 1 主成分得点との相関が 0.993 と高いことが確かめられたので、実用性の観点から単純和を「性機能の総合指標得点（Sum-score）」と定義した。

3. Sum-score の年齢別平均は、年齢が高くなるにつれて単調に低下する。そこで、ある Sum-score を平均に持つ年齢をその Sum-score の「性機能等価年齢（S-age）」と定義した。性機能を年齢という身近な尺度で表現することにより、指標が直観的に理解しやすくなった。

4. 平均的日本人の Sum-score の年齢別分布を使って、対象者の性機能を、「平均的日本人に比べて何歳くらいの機能に相当するのか」を判りやすく提示するノモグラムを作成した。

人口の急速な高齢化を迎えて、高齢者の性は避けて通れない重要な問題である。それにも係わらず、これまで表だって取り扱うことが難しかったのは、性をあからさまに語らない日本的な伝統によるところが大きい。性を公開の場で論じ合える適当な指標が無かったことも一因として挙げられよう。ここで提案した「性の総合指標得点」や「性機能等価年齢」、それを図示する「性機能等価年齢ノモグラム」は、対象者の性機能を平均的な健康者の性機能を基準に測る一つの方法であるが、表現が和らげられる上、判りやすいので活用を期待したい。

参 考 文 献

- 福富和夫 (1995). 主成分分析, 宮原英夫, 丹後俊郎 編著: 医学統計ハンドブック, 朝倉書店, 295-301.
- 熊本悦明 (1992). 加齢による男子性機能低下, 日老医誌, **29**: 350-360.
- 熊本悦明, 塚本泰司, 青木正治, 佐藤嘉一, 丹田 均, 毛利和富, 杉山善朗, 竹川忠男 (1996). 札幌大式質問紙による日本男性性機能の疫学的調査, 日泌医会誌, 印刷中.
- 熊本悦明, 塚本泰司, 青木正治, 佐藤嘉一, 宮原英夫, 白鷹増男, 浅井憲義 (1997). 札幌大式質問紙を用いた性機能調査成績の因子分析による検討, 日泌医会誌.
- Linn, R.L. (Ed.) (1989). *Educational measurement* (3rd ed.). Macmillan. (池田 央・藤田恵璽・柳井晴夫・繁榊算男 (編訳) (1992). 教育測定学 第3版, みくに出版, 上 160-165.)
- 奥野忠一 (1971). 主成分分析, 奥野忠一ほか: 多変量解析法, 日科技連, 218.
- SAS (1990). The PRINCOMP Procedure. (Chapt. 33, 1241-1263), SAS/STAT User's Guide (Vol. 2). Version 6. 4th ed., SAS Institute Inc.
- 鈴木伸和, 熊本悦明 (1995). 男性透析患者の性機能の研究, 一質問紙法による性機能調査一, 日泌尿会誌, **86**: 1088-1097.
- 1996年5月10日受付,
1996年9月19日最終修正—

付表 調査表の質問項目抜粋 (男性用)

-
- Q 3. 最近, 奥様 (またはお相手の方) の健康状態はいかがですか?
- Q 4. 奥様 (またはお相手の方) はセックスに関して協力的ですか?
- Q 5. 全体として現在の性生活に満足していますか?
- Q 6. あなたの性生活は, 生活に潤いを与えていると思いますか?
- Q 7. 現在のあなたのセックスの回数は, 次のどれですか?
- Q 8. 性的な絵や映画を見て興奮しますか?
- Q 9. 女性に, 性的な雰囲気では体を触られるとセックス (性交渉) したくなりますか?
- Q 10. 朝目覚めた時, 勃起しているのに気づくことがありますか?
- Q 11. セックスしようとする時またはマスターベーションをする時陰茎が硬くなりますか?
- Q 12. その時の陰茎の硬さはいかがですか?
- Q 13. 勃起の持続時間は十分ですか?
- Q 14. セックス又は自慰を行なった時, どの程度の頻度で射精できますか?
-