膀胱腫瘍の統計学的研究

—多変量解析による予後因子の検討—

	高	士	宗	久
名古屋大学医学部泌尿器科学教室	村	瀬	達	良
(主任: 三矢英輔教授)	三	宅	弘	治
	三	矢	英	輔
名古屋市立大学医学部公衆衛生学教室	大	野	良	之
(主任: 大野良之教授)				
名古屋大学医学部予防医学教室	浜	島	信	之
(主任: 青木国雄教授)				

STATISTICAL STUDY ON TUMORS OF THE URINARY BLADDER
—Multivariate Analyses of Prognostic Determinants for Bladder Cancer—

Munehisa Takashi, Tatsuro Murase, Koji Miyake and Hideo Mitsuya

Department of Urology, Nagoya University School of Medicine

(Director: Prof. H. Mitsuya)

Yoshiyuki Ohno

Department of Public Health, Medical School, Nagoya City University

(Director: Prof. Y. Ohno)

Nobuyuki Hamajima

Department of Preventive Medicine, Nagoya University School of Medicine

(Director: Prof. K. Aoki)

In order to evaluate the relative importance of clinicopathological factors for survival of patients with urinary bladder cancer, two multivariate analyses were undertaken on 121 patients initially treated at Nagoya University Hospital from 1973 to 1982. The factors included in the analyses were sex, age, symptoms, interval between the onset of symptoms and first consultation, and six tumor characteristics such as location, size, number, shape, grade and stage.

Using Hayashi's quantification theory (type II), the authors found that the three major determinants of prognostic importance were stage, tumor size and grade in this order. At the same time multiple regression analysis demonstrated that approximately 40 percent of variability in the prognosis could be explained by stage alone. When the remaining nine factors listed above were included, the accuracy increased only to about 50 percent, indicating that stage is the single major determinant of prognostic significance in urinary bladder cancer. Grade seemed to be less important for prognosis in multiple regression analysis, since grade was closely associated with stage, with a significant positive correlation coefficient of 0.689. The contribution of stage to survival was relatively large for the first and third post-operative years, and decreased slightly thereafter. As the contribution of stage decreased, the prognostic importance of grade and tumor location tended to increase.

The authors believe that the overall results of the present multivariate analyses confirm the prior clinical impressions both quantitatively and objectively. It is therefore concluded that improved prognosis of patients with bladder cancer requires accurate staging of the tumors, together with selection of appropriate treatment procedures based on this staging.

要旨: 1973年から1982年までに名古屋大学医学部附属病院泌尿器科において初回入院治療を施行した膀胱癌患者121例を対象に, 多変量解析法(数量化理論II類および重回帰分析)を用いて, 予後因子の相対

の重要度を評価した。分析には性・年齢・症状・初発症状から受診までの期間・腫瘍の発生部位・大きさ・数・形態・異型度・深達度の10因子を用いた。

数量化理論Ⅱ類による結果から深達度、腫瘍の大きさ、異型度の三者が予後因子として重要であることが明らかになった。また、重回帰分析の結果では、深達度の予後に対する寄与率は約40%であり、深達度に他の9因子を加えても寄与率は約50%まで増加するにすぎず、膀胱癌では深達度が最も重要な予後因子であることが示唆された。術後1年・3年の時点では深達度の予後に対する相対的関与度は大きい。術後の観察期間が長くなるにつれて深達度の関与度は次第に小さくなり、一方異型度・部位の関与度が大きくなる傾向がみられた。

以上、二つの多変量解析の成績は同様の傾向を示したが、これらの結果は従来与えられている臨床的印象をさらに計量的客観的に明示したものとして意義がある。膀胱癌患者の予後を向上させるためには、深達度診断の精度を高めることと深達度診断に基いて適切な治療法を選択することが重要であると考えられる。

緒 言

膀胱癌患者の予後にとって、Jewett ら¹⁾²⁾の指摘以来、腫瘍の深達度が重要であることは知られているが、宿主、腫瘍および治療の諸因子が相互に複雑に関与しているものと考えられる。著者らはこれまでに、初回治療を施した膀胱腫瘍症例を対象に、臨床的・病理学的因子の特性³⁾とそれらと生存率との関係⁴⁾について検討してきた。その結果、性・年齢・膀胱刺激症状・腫瘍発生部位・大きさ・形態・組織型・異型度・深達度・発育様式が予後を左右する重要な因子であり、初発症状から受診までの期間や腫瘍数は予後指標として意義が少ないことを報告した。一般に臨床的・病理学的各因子はそれぞれ相互に密接に関連しあっているため、そのままでは各因子独自の予後に対する関与度を十分に評価することは困難である。そこで今回は、膀胱癌患者の予後に対する臨床的・病理学的因子各々の相対的関与度を明らかにするために多変量解析法を用いて検討したので、ここに報告する。

対象および方法

1. 対象

1973年から1982年までの10年間に、名古屋大学医学部附属病院泌尿器科で初回入院治療を施した膀胱原発性上皮性腫瘍228症例³⁾のうち、後述の各項目に欠損値がなく、かつ術後1年以上経過を観察しえた121症例（男子99例・女子22例、平均年齢男子59.9歳・女子59.7歳）を分析対象とした。これら症例の各因子別頻度分布の詳細については既に述べたとおりである³⁾。分析対象症例数は、観察期間が長くなるにつれて減少し、術後3年・5年・7年にてそれぞれ90例・73例・59例である。

2. 方法

上記症例の臨床的・病理学的因子を10要因（アイテム）・30区分（カテゴリー）に分類した（Table 1）。内視鏡の所見および組織学的所見は膀胱癌取扱い規約⁵⁾

Table 1 分析に用いた要因とその区分

アイテム	カテゴリー
1：性別	1 男 2 女
2：年齢	1 49歳以下 2 50—69歳 3 70歳以上
3：症状	1 膀胱刺激症状なし 2 膀胱刺激症状あり
4：症状発現から受診までの期間	1 1カ月以内 2 1—6カ月 3 6—12カ月 4 12カ月をこえる
5：腫瘍発生部位	1 尿管口近傍領域 2 その他の部位
6：主腫瘍の大きさ	1 1cm以下 2 1.1—3cm 3 3.1—5cm 4 5.1cm以上
7：腫瘍数	1 単発性 2 多発性
8：腫瘍の形態	1 乳頭状 2 非乳頭状
9：組織型・異型度	1 TCC・G1と乳頭腫 2 TCC・G2 3 TCC・G3とTCC以外の癌
10：組織学的深達度	1 pTa 2 pT1 3 pT2 4 pT3a 5 pT3b 6 pT4

TCC：移行上皮癌

に従ったが、とくに腫瘍発生部位については両側の尿管口から外側あるいは背側にかけての尿管口近傍領域³⁾に注目し、この部位を独立して扱った。

各因子間の相互関係は単相関係数を求めて検討した。術後1年・3年・5年・7年の各時点における生死を、外的基準変数あるいは従属変数として多変量解析を行なった。多変量解析法は林の数量化理論II類と重回帰分析^{6)~8)}である。解析には名古屋大学大型計算機センターにおいて、SPSS (Statistical Package for the Social Science)⁹⁾¹⁰⁾を用いた。

結 果

1. 各因子間の単相関係数

各因子間の単相関係数を Table 2 に示した。

有意水準0.1%以下で、＜深達度＞と＜症状・腫瘍発生部位・大きさ・形態・異型度＞の間、＜異型度＞と＜症状・腫瘍発生部位・大きさ・形態＞の間、＜形態＞と＜症状・腫瘍発生部位・大きさ＞の間に有意の正相関がみられた。

有意水準1%以下で有意の正相関を示したものは＜年齢＞と＜腫瘍数＞の間、＜症状＞と＜部位＞の間、＜大きさ＞と＜受診までの期間＞の間であった。

有意水準5%以下では、＜年齢＞と＜受診までの期間＞の間に有意の負相関がみられ、＜年齢＞と＜部位＞の間、＜症状＞と＜大きさ＞の間、＜部位＞と＜大きさ＞の間で各々正相関がみられた。

2. 林の数量化理論II類による成績

術後1年・3年・5年・7年の各時点における各因子の偏相関係数とその順位を Table 3 に示した。偏相関係数は、他因子の影響を除いて各因子の予後に対する“重み”を示す一つの指標である。術後1年目の予後に対する偏相関係数は、大きい順に深達度(0.564)、大きさ(0.233)、異型度(0.216)、形態(0.158)である。術後3年目の予後には、深達度(0.446)、大きさ(0.376)、性(0.275)、異型度(0.263)の順である。術後5年目では、大きさ(0.422)、深達度(0.407)、異型度(0.275)、部位(0.259)の順、術後7年目では、

Table 2 各因子間の単相関係数

因 子	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
1. 性	1.000									
2. 年齢	-0.080	1.000								
3. 膀胱刺激症状	0.121	0.049	1.000							
4. 受診までの期間	0.054	-0.148*	-0.024	1.000						
5. 部位	-0.028	0.149*	0.196**	-0.025	1.000					
6. 大きさ	0.088	-0.001	0.128*	0.221**	0.167*	1.000				
7. 数	0.044	0.201**	0.045	0.001	0.118	-0.048	1.000			
8. 形態	0.080	0.008	0.369***	0.045	0.312***	0.261***	0.035	1.000		
9. 異型度	0.028	0.105	0.339***	0.051	0.258***	0.327***	0.076	0.685***	1.000	
10. 深達度	0.053	0.007	0.392***	0.052	0.343***	0.484***	-0.067	0.721***	0.689***	1.000

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Table 3 数量化理論II類による偏相関係数とその順位

説明変数 (例数)	術後1年(順位) (n = 121)	術後3年(順位) (n = 90)	術後5年(順位) (n = 73)	術後7年(順位) (n = 59)
1. 性	0.118 (5)	0.275 (3)	0.190 (5)	0.128 (7)
2. 年齢	0.105 (7)	0.219 (6)	0.184 (7)	0.129 (6)
3. 膀胱刺激症状	0.034 (10)	0.182 (8)	0.119 (8)	0.100 (9)
4. 受診までの期間	0.109 (6)	0.206 (7)	0.190 (6)	0.076 (10)
5. 部位	0.102 (8)	0.225 (5)	0.259 (4)	0.325 (4)
6. 大きさ	0.233 (2)	0.376 (2)	0.422 (1)	0.399 (1)
7. 数	0.063 (9)	0.039 (10)	0.030 (10)	0.103 (8)
8. 形態	0.158 (4)	0.088 (9)	0.040 (9)	0.157 (5)
9. 異型度	0.216 (3)	0.263 (4)	0.275 (3)	0.369 (3)
10. 深達度	0.564 (1)	0.446 (1)	0.407 (2)	0.398 (2)
相関比	0.548	0.598	0.622	0.598

大きさ (0.399), 深達度 (0.398), 異型度 (0.369), 部位 (0.325) の順である。

術後1年目における相関比は0.548, 術後3年目では0.598, 術後5年目では0.622, 術後7年目では0.598である。相関比は1に近いほど, 生存群と死亡群との間の分離の程度あるいは判別がよいことを示す指標である。

3. 重回帰分析による成績

術後1年・術後3年・術後5年・術後7年の時点における各因子の標準化偏回帰係数, 寄与率 (重相関係数の2乗で, すべての分散の何パーセントが重回帰式で説明されるかを示す), 寄与率の増分をそれぞれTable 4~Table 7に示した。重回帰分析における項目の選定は変数増加法によっている。術後1年目における標準化偏回帰係数は, 深達度が0.644と最も大きく, 深達度の予後に対する寄与率は39.3%である。異型度

Table 4 予後因子についての重回帰分析結果
(術後1年)

予後因子	標準化偏回帰係数	寄与率	寄与率の増分
深達度	0.644**	0.393	0.393
異型度	-0.307**	0.418	0.025
年齢	0.102	0.434	0.016
大きさ	0.162	0.445	0.011
形態	0.104	0.453	0.008
症状	0.074	0.459	0.006
受診までの期間	-0.052	0.462	0.003
数	0.054	0.464	0.002
性	-0.032	0.465	0.001
部位	0.025	0.465	0.000

** p < 0.01
重相関係数 0.682 (F = 9.56, p < 0.01)

Table 5 予後因子についての重回帰分析結果
(術後3年)

予後因子	標準化偏回帰係数	寄与率	寄与率の増分
深達度	0.391**	0.398	0.398
年齢	0.156	0.432	0.034
症状	0.177	0.460	0.028
大きさ	0.170	0.479	0.019
性	0.139	0.496	0.017
受診までの期間	-0.073	0.500	0.004
異型度	0.078	0.503	0.003
部位	0.038	0.505	0.002
数	-0.025	0.505	0.000
形態	0.016	0.505	0.000

** p < 0.01
重相関係数0.711 (F = 8.07, p < 0.01)

を加えることにより得られる寄与率の増分は2.5%であり, 年齢は1.6%, 大きさは1.1%, その他の因子はいずれも1%以下である。10因子全体の予後に対する寄与率は46.5%であるが, 深達度以外の9因子による寄与率の増分は7.2%にすぎない。すなわち, 10因子全体で術後1年の時点における予後の46.5%を説明することができるが, 深達度のみで予後の39.3%を説明するということである。術後3年, 5年の時点における深達度の, 予後に対する寄与率はそれぞれ39.8% (Table 5), 41.6% (Table 6) で, 術後1年に比べると若干大きい。また, 術後7年では, 深達度の寄与率は35.1%と反対にやや小さくなるが, やはり最も重要な予後左右因子であることには変りない。10因子全体の寄与率は, 術後3年で50.5% (Table 5), 術後5年で53.4% (Table 6), 術後7年で47.3% (Table 7) である。深達度以外の9因子による寄与率の増分は, 術後3年・5年・7年でそれぞれ10.7%, 11.8%, 12.2%

Table 6 予後因子についての重回帰分析結果
(術後5年)

予後因子	標準化偏回帰係数	寄与率	寄与率の増分
深達度	0.306*	0.416	0.416
年齢	0.136	0.456	0.040
大きさ	0.227*	0.479	0.023
症状	0.129	0.500	0.021
部位	0.114	0.509	0.009
異型度	0.155	0.518	0.009
受診までの期間	-0.098	0.527	0.009
性	0.088	0.534	0.007
数	-0.019	0.534	0.000
形態	—	—	—

* p < 0.05
重相関係数 0.731 (F = 8.03, p < 0.01)

Table 7 予後因子についての重回帰分析結果
(術後7年)

予後因子	標準化偏回帰係数	寄与率	寄与率の増分
深達度	0.198	0.351	0.351
異型度	0.241	0.400	0.049
部位	0.168	0.434	0.034
大きさ	0.126	0.446	0.012
症状	0.086	0.456	0.010
年齢	0.095	0.462	0.006
性	0.078	0.467	0.005
形態	0.086	0.470	0.003
受診までの期間	-0.040	0.472	0.002
数	-0.039	0.473	0.001

重相関係数 0.688 (F = 4.31, p < 0.01)

Table 8 t 値のまとめ

予後因子	術後1年	術後3年	術後5年	術後7年
性	-0.45	1.73	1.01	0.69
年齢	1.39	1.88	1.45	0.81
膀胱刺激症状	0.90	1.90	1.30	0.72
受診までの期間	-0.71	-0.86	-1.10	-0.36
部位	0.31	0.42	1.17	1.41
大きさ	1.89	1.71	2.12	0.92
数	0.72	-0.30	-0.20	-0.32
形態	0.91	0.11	—	0.47
異型度	-2.83	0.62	1.24	1.47
深達度	5.11	2.70	2.02	1.03

t 値：偏回帰係数/偏回帰係数の標準誤差

にすぎない。

術後1年目の重相関係数は0.682 ($F=9.56$, $p<0.01$), 術後3年目は0.711 ($F=8.07$, $p<0.01$), 術後5年目は0.731 ($F=8.03$, $p<0.01$), 術後7年目は0.688 ($F=4.31$, $p<0.01$)であり, すべて有意である。

各術後時点における各因子の偏回帰係数の t 値を Table 8 にまとめて示した。t 値は予後に対する各因子の関連度の有意性を示す指標で, 1.96 をこえる場合が有意性のめやすとなる (有意水準 5%)。これよりみると, 術後1年目では深達度と異型度, 術後3年目では深達度, 術後5年目では大きさと深達度が有意である。観察期間と t 値との関係についてみると, 観察期間が長くなるにつれて深達度の t 値は次第に小さくなるが, 一方, 異型度の t 値と部位の t 値は次第に大きくなる傾向が認められる。これは, 術後早期には深達度の関与が相対的に大きい, その後は異型度と部位の関与も大きいことを示している。

考 察

多変量解析を用いることによって, 各因子独自の予後に対する関与度を, 他の因子の影響を補正して計量的に表わすことができる。著者らは数量化理論 II 類によって, 深達度・大きさ・異型度が術後の各時点を通じて予後因子として重要であることを示した。また, 重回帰分析による検討で, 深達度の寄与率が術後いずれの時点でも最も高いことを明らかにした (35.1%~41.6%)。重回帰分析による成績では, 異型度の予後に対する関与度は予想外に小さかったが, これは, 深達度と異型度との間には強い内部相関 (Table 2 参照, $r=0.689$)があるためである。今回の二つの多変量解析による成績は互いによく一致する結果を得たが, 一方臨床家の従来の経験的印象ともほぼ合致するもので,

これをさらに計量的客観的に示した点で意義があるといえよう。

膀胱癌患者の予後因子について, 多変量解析を用いた検討はいまだ少ない。Narayana ら¹¹⁾は, 膀胱癌患者の予後因子の相対的重要度を Cox の proportional hazards model¹²⁾を用いて検討している。初回治療群では深達度・異型度・大きさが, また, 治療歴を有する群では, 深達度と年齢が予後に大きな影響を及ぼす因子であると報告している。Nilsson ら¹³⁾による Cox の proportional hazards model¹²⁾を用いた検討では, 膀胱癌患者の予後にとって, 性・深達度・異型度・尿中 CEA のうち深達度が最も重要であって, 異型度は深達度に比べ予後規定因子としての意義は小さいと報告している。

今回の多変量解析の成績から, 膀胱癌患者に対する治療法の選択や術後経過の観察に際し, 最も重要な指標となるものは深達度であることが計量的に示されたのであるが, 一方臨床的観点からすれば, 臨床的深達度と病理組織学的深達度との一致率が低いという事実があげられねばならない^{14)~16)}。両者の一致率について, Kenny ら¹⁷⁾は44%, Richie ら¹⁸⁾は34%, 小磯ら¹⁹⁾は68%, 岡田ら²⁰⁾は47%と報告している。また, 深達度別では特に pT2 症例と pT3 症例に対する診断率が低いとも言われている^{14)~16)}。この問題に関して, 近年 CT scan²¹⁾²²⁾および超音波検査^{23)~26)}が臨床的深達度診断に有用であることが指摘されている。たとえば中村ら²⁶⁾によると, 経尿道的超音波検査法による深達度診断は20例中19例において組織学的深達度と一致したとしている。以上より, 少なくとも現時点では, 深達度についての正確な情報を得るためには CT scan・経尿道的超音波検査の実施が大切であり, 今後さらに臨床的深達度の診断法についての一層の開拓が必要となる。

今回は, 比較的容易で客観的に評価できる臨床的・病理学的因子に限って, 多変量解析による検討を行なったが, 今後さらに宿主側因子・治療因子をも含めた多面的な予後因子についての解析が必要であると考え。

総括および結論

(1) 1973年から1982年までに, 名古屋大学医学部附属病院泌尿器科において初回入院治療を施した膀胱原発性上皮性腫瘍の患者のうち, 術後1年以上追跡可能であった121例を対象に, 多変量解析法 (数量化理論 II 類および重回帰分析) を用いて, 予後因子の相対的重

要度を評価した。

(2) 症状、腫瘍の形態、部位、大きさ、異型度、深達度の間には相互に有意の関連がみられた。

(3) 数量化理論II類による結果から深達度、異型度、腫瘍の大きさが予後因子として、相対的に重要であることが示された。

(4) 重回帰分析の結果によると、術後の各時期にて深達度の予後に対する寄与率は約40%、また、深達度に他の9因子を加えた10因子の寄与率は約50%で、深達度が最も相対的に重要な予後因子であることが示された。深達度の予後に対する相対的関与度は、術後の観察期間が長くなるにつれて若干低くなり、異型度、部位の関与度が高くなる傾向がみられた。

(5) 以上、二つの多変量解析の成績は一致したが、これらの結果は従来与えられている臨床的印象をさらに計量的に明示したものとして意義がある。膀胱癌患者の治療法の決定や治療後の経過観察には、まず深達度を重視し、今後深達度診断の向上に努めることが重要であると考ええる。

本論文の要旨は、第34回泌尿器科中部連合総会において発表した。

文 献

- Jewett, H.J. and Strong, G.H.: Infiltrating carcinoma of the bladder: relation of depth of penetration of the bladder wall to incidence of local extension and metastases. *J. Urol.*, 55, 366—372, 1946.
- Jewett, H.J.: Carcinoma of the bladder: influence of depth of infiltration on the 5-year results following complete extirpation of the primary growth. *J. Urol.*, 67, 672—676, 1952.
- 高士宗久, 村瀬達良, 傍島 健, 伊藤 博, 青田泰博, 安藤 正, 下地敏雄, 三宅弘治, 三矢英輔: 膀胱腫瘍の統計学的研究—臨床的・病理学的因子の考察. *日泌尿会誌*, 75, 1452—1460, 1984.
- 高士宗久, 村瀬達良, 三宅弘治, 三矢英輔: 膀胱腫瘍の統計学的研究—臨床的・病理学的因子と生存率との関係. *日泌尿会誌*, 76, 1323—1335, 1985.
- 日本泌尿器科学会・日本病理学会編: 泌尿器科・病理膀胱癌取扱い規約. 第1版, 金原出版, 東京, 1980.
- 富永祐民: 治療効果の評価のための統計学シリーズ(3). 多変量解析の応用. 癌と化学療法, 6, 883—894, 1979.
- 富永祐民: 多変量解析の応用. 治療効果の評価のための実用統計学—生命表法の解説. 改訂第1版, p. 48—72, 蟹書房, 東京, 1982.
- 古川俊之, 田中 博: 重回帰分析. 数量化I, II類, 多変量解析プログラムパッケージ入門. 第1版, p. 17—39, p. 128—150, 医学書院, 東京, 1983.
- 司馬正次: 重回帰分析, 林の数量化理論. データ解析入門SPSSへの招待. 第1版, p. 178—194, p. 206—219, 東洋経済新報社, 東京, 1977.
- 三宅一郎, 中野嘉弘, 水野欽司, 山本嘉一郎: 重回帰分析, 数量化理論2類, SPSS統計パッケージII解析編, 第1版, p. 13—40, p. 180—193, 東洋経済新報社, 東京, 1977.
- Narayana, A.S., Loening, S.A., Slymen, D.J. and Culp, D.A.: Bladder cancer: factors affecting survival. *J. Urol.*, 130, 56—60, 1983.
- Cox, D.R.: Regression models and life tables. *J.R. Statist. Soc., B*, 34, 187—220, 1972.
- Nilsson, B., Wahren, B., Esposti, P.I. and Edsmyr, F.: Prediction of survival and recurrence in bladder carcinoma. *Urol. Res.*, 10, 109—113, 1982.
- Skinner, D.G.: Current state of classification and staging of bladder cancer. *Cancer Res.*, 37, 2838—2842, 1977.
- Skinner, D.G.: Current perspectives in the management of high-grade invasive bladder cancer. *Cancer*, 45, 1866—1874, 1980.
- Prout, G.R. Jr.: Classification and staging of bladder carcinoma. *Bladder cancer*. Bonney, W. W. and Prout, G.R. Jr. ed., AUA Monographs, Vol. 1, p. 133—146, Williams & Wilkins, Baltimore London, 1982.
- Kenny, G.M., Hardner, G.J. and Murphy, G.P.: Clinical staging of bladder tumors. *J. Urol.*, 104, 720—723, 1970.
- Richie, J.P., Skinner, D.G. and Kaufman, J.J.: Radical cystectomy for carcinoma of the bladder: 16 years of experience. *J. Urol.*, 113, 186—189, 1975.
- 小磯謙吉, 大谷幹伸, 赤座英之, 中村昌平, 上野精, 新島端夫: 膀胱癌. 癌の臨床, 28, 620—625, 1982.
- 岡田清己, 野垣讓二, 斎藤忠則, 森田博人, 佐藤安男, 岸本 孝: 膀胱腫瘍の深達度に関する検討. *臨泌*, 36, 845—849, 1982.
- Lagergren, C.: Evaluation of tumour extension by whole body scanner. *Urol. Res.*, 6, 191—192, 1978.
- Colleen, S., Ekeluund, L., Henrikson, H., Karp, W. and Månsson, W.: Staging of bladder carcinoma with computed tomography. *Scand. J. Urol. Nephrol.*, 15, 109—113, 1981.
- Boyce, W.H., Mckinney, W.M., Resnick, M.I. and Willard, J.W.: Ultrasonography as an aid in the diagnosis and management of surgical

- diseases of the pelvis: special emphasis on the genitourinary system. *Ann. Surg.*, **184**, 477—489, 1976.
- 24) 白石哲朗：尿路疾患の超音波診断—膀胱腫瘍の浸潤度判定に関する検討。日泌尿会誌, **69**, 47—57, 1978.
- 25) 金子茂男, 永井信夫, 松浦 健, 郡健二郎, 井口正典, 南 光二, 門脇照雄, 秋山隆弘, 八竹 直, 栗田 孝：泌尿器科領域における超音波一経直腸的超音波断層法による膀胱腫瘍の浸潤度判定について。日泌尿会誌, **69**, 572—577, 1978.
- 26) Nakamura, S. and Nijima, T.: Staging of bladder cancer by ultrasonography: a new technique by transurethral intravesical scanning. *J. Urol.*, **124**, 341—344, 1980.

(1985年6月5日受付, 特別掲載)