

大阪府下における膀胱腫瘍患者の地域集積性

関西医科大学泌尿器科学教室（主任：新谷 浩教授）

原 田 卓

EVALUATION OF GEOGRAPHIC AGGREGATION
OF BLADDER TUMOR PATIENT IN OSAKA

Takashi HARADA

*From the Department of Urology, School of Medicine, Kansai Medical University, Moriguchi, Japan**(Chairman: Prof. H. Shintani, M. D.)*

Chemical carcinogens as causative factor of the occupational bladder tumor were found nearly a century ago. However, spontaneously occurring bladder tumor would not cease to appear despite many efforts of thinkable preventive measures. Geographic epidemiology play the most important role in such situation to detect more precise causative factor in environment. But conventional statistical method is not good enough to ensure any clue for the problem when epidemiologic study was done in a highly industrialized and densely populated large city. There are millions of people in a small plane, and bladder tumor patient can move one urological clinic to another freely under present medicare system. These circumstances make it difficult to continue a long term follow up study for some specified case for years.

On the basis of recent report of the Bladder Tumor Study Group in Osaka, 1977 to 1978, a new test for significance of geographic aggregation of bladder tumor patient in restricted area was examined. The test employed a technique of Monte Carlo simulation and cluster analysis of events.

A new computer program for this purpose was developed in our laboratory and compiled in FORT-RAN language. Then tabulated data were processed by FACOM 230-OS2/VS system. In thirty six areas in suburbs and 26 in city zone, incidence of bladder tumor on both sex were categorized in five hierachies as mean value of the whole area represents median of the distribution. A successive calculation which compare real number of patients in identical area with expected integer value of each concordant category pairs, can reveal aggregation of the bladder tumor patient in Osaka Pref.. At the results, significant concentration($p<0.001$) of the patients was found in city zone with high incidence, and moderate clusters were observed in adjacent suburbs at the same time.

The test will give not only distinctive interpretation of geographic pattern of the disease but a tool to approve statistical significance of distribution.

緒 言

わが国においても近年前立腺腫瘍の増加傾向がみられるものの尿路系腫瘍全体から見ると、男女を通じてその死亡数の首位は膀胱腫瘍である。また、その発生要因については、職業性膀胱腫瘍において証明されているように、環境因子が大きな役割を果たしていることは明らかである¹⁾。

これは膀胱腫瘍の疫学、とくにその地理的分布を調査することが発生要因の分析に役立つことは言うまでもないが、その結果について特定の環境に集積するか否かを判断する必要がある。こうした調査を通して発生要因を知ることができればさらに将来、予防対策を立てることも可能にすることができる。しかし現今のように都市部人口の流動が激しく、地域住民の離合集散も著しい状況下において、疾病の地域集積性を検討

Table 1

市区町村	人 口 (×100人) S・53・12現在	人 口 10万人 対実数	四捨 五入	実数	地区 No.	市区町村	人 口 (×100人)	人 口 10万人 対実数	四捨 五入	実数	地区 No.
大 阪 府	84,412	14.9	15	1,261		泉佐野市	896	0	0	0	34
						富田林市	961	20.8	21	20	26
大 阪 市	26,961	20.3	20	548	11	寝屋川市	2,590	12.4	12	32	14
北 区	405	39.5	40	16	7	河内長野市	748	9.4	9	7	31
都島区	825	29.1	29	24	8	松 原 市	1,360	13.9	14	19	21
福島区	596	20.1	20	12	5	大 東 市	1,146	8.7	9	10	17
此花区	768	18.2	18	14	4	和 泉 市	1,220	9.8	10	12	30
東 区	258	34.9	35	9	12	箕 面 市	926	9.7	10	9	3
西 区	497	20.1	20	10	11	柏 原 市	675	2.9	3	2	23
港 区	1,015	13.8	14	14	10	羽曳野市	1,017	16.7	17	17	25
大正区	865	11.6	12	10	15	門 真 市	1,425	14.7	15	21	13
天王寺区	571	24.5	25	14	18	摂 津 市	808	12.4	12	10	9
南 区	387	31.0	31	12	17	高 石 市	672	16.4	16	11	27
浪速区	515	29.1	29	15	16	藤井寺市	627	4.8	5	3	22
大淀区	429	25.6	26	11	6	東大阪市	5,246	18.3	18	96	18
西淀川区	927	7.6	8	7	1	泉 南 市	508	5.9	6	3	35
東淀川区	1,658	15.6	16	26	3	四条綴市	523	3.9	4	2	16
東成区	916	33.8	34	31	19	交 野 市	597	3.4	3	2	15
生野区	1,822	31.3	31	57	22						
旭 区	1,184	19.4	20	23	9	三 島 郡	243	4.1	4	1	6
城東区	1,571	22.9	23	36	13	島本町					
阿倍野区	1,224	34.3	34	42	21						
住吉区	1,746	20.0	20	35	24	豊 能 郡	203	4.9	5	1	1
東住吉区	1,641	26.2	26	43	25	東能勢村					
西成区	1,596	17.5	18	28	20	能勢町					
淀川区	1,510	11.2	11	17	2						
鶴見区	903	12.2	12	11	14	泉 北 郡	179	0	0	0	29
住之江区	1,105	9.9	10	23	11	忠岡町					
平野区	2,027	9.9	10	20	26						
						泉 南 郡	912	1.1	1	1	36
堺 市	7,965	15.1	15	120	20	熊取町					
岸和田市	1,767	8.5	9	15	32	田尻町					
豊 中 市	4,096	9.5	10	39	7	岬 町					
池 田 市	1,019	9.8	10	10	2	阪南町					
吹 田 市	3,210	15.9	16	51	8						
泉大津市	681	14.7	15	10	28	南河内郡	997	15.0	15	15	24
高 槻 市	3,422	14.6	15	50	5	太子町					
貝 塚 市	809	14.8	15	12	33	河南町					
守 口 市	1,677	15.5	16	26	12	千早赤坂村					
枚 方 市	3,352	9.8	10	33	10	狭山町					
茨 木 市	2,256	9.8	10	22	4	美原町					
八 尾 市	2,718	11.4	11	31	19						

することは困難であり、また得られた疫学的調査結果の解釈においても、多くの問題点を生ずる。

1975年以降、大阪府下主要医療施設泌尿器科の御協力のもとに大阪膀胱腫瘍研究会が発足して多くの症例が集計されるようになったが、今回これらの調査報告をもとにして、これに新しい統計学的手法を用いて膀胱腫瘍患者の地域集積性を検討したので報告したい。

対象ならびに方法

大阪膀胱腫瘍研究会による疫学および病態調査報告の一部はすでに発表されている²⁾。ここでは第1回～第5回集計結果を基礎資料として地域集積性を検討した。

(1) 地域区分

地域区分は大阪市内および府下における自治体行政単位を1ブロックとして使用した。大阪市の一部および府下の一部では調査期間中の行政区画変更がみられているため、新しい区画を用いるように務めた。その結果、1977年より1978年に至る期間の集計結果しか検討できなかった。

(2) 地域区分内人口

地域区分内に居住する人口は国勢調査に数値を用いた。地域区分は単なる行政区分にすぎないので、区分間の交流も全く自由であるから、ここで用いた区分は、現実には大阪府全体に一定の網目をめぐらせて区分したに等しいと考えられる。ただし大阪府北部山間部では人口が非常に少ないことから、この地区を一元的に比較することは注意を要すると思われる。

Table 1 に集積性検討に用いたデータを示すが、ここで示した患者実数ならびに人口は、いずれも男女の合計数である。巨視的観察を主体とした、今回の目的を考えて、男女別の検討は今回の報告に加えない。また膀胱腫瘍患者についてその grade, stage などについては関係なく、臨床診断を得て報告されているものはすべてを包括して対象とした。

(3) 統計学的処理と検定方法

Table 1 より具体的にどの地域区分にどの程度の集積がみられるかを明らかにする必要がある。もっとも簡単な方法として地域全体（この場合大阪府）における平均患者発生数を求め、これより発生頻度の高い区分と低い区分とを取出してその地理的分布を見るとともに、お互いに比較して有意性を検討してもよい。これは対象となる地域区分数が少ない場合には問題はない。たとえば関東、中部、関西と言った大区分ではこれでもよいが、反対に疫学的に価値ある比較検討とはほど遠いものである。もし疫学的に意味のある結果を

得ようとする場合には、こうした検討の対象となる区分は数十ないし数百単位にならざるをえない。こうした場合、前述の方法では実行不能に近いことは明らかでありこれに替わる方法が必要である^{3,4)}。

本論ではモンテカルロシミュレーション法を応用して多角的な統計学的処理を試みた⁵⁾。その基本的な手順をのべると

1°. 地域区分地図上の各区分における患者実数を予め平均患者数から決めた 1～5 のカテゴリーにあてはめてランクづけを行なう。この場合のカテゴリーは 7 または 9 個に設定しても差支えない。

2°. 地域区分地図上で互いに隣接する区画の対（ペア）を同定する。

3°. 同定した区分対（ペア）のうち現象頻度が同じカテゴリーに属しているもの、すなわち (1, 1), (2, 2), …… (5, 5) となるものをえらび出す (concordant category pair)。

4°. 区分数 n に、等しい数の一様分布乱数 (uniformly random number) を作って n 個の区分にそれぞれ割付ける。

5°. ランダムに作った各区画での患者実数について 3° で行なったと同じ操作を行ない、同じ組合せのペア (concordant category pair) をえらび出す。

6°. 4°, 5° の手順を 100 回および 1000 回繰返して行ない、得られた同一カテゴリー対の数を集計する。

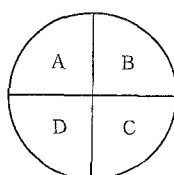
7°. カテゴリー 1～5 について、それぞれ 4°～6° で得た一様分布にみられる理論的患者発生期待値を 100 回または 1000 回の操作ごとに算出する。

8°. 作表

同一区分ペア	実観測値	理論期待値	
		100回	1000回
(1, 1)	a	a'	a''
(2, 2)	b	b'	b''
(3, 3)	c	c'	c''
(4, 4)	d	d'	d''
(5, 5)	e	e'	e''

この表中、もし $a > a''$ であればカテゴリー 1 の地域区分には 0.1% の危険率で有意の集積性があると判断する。

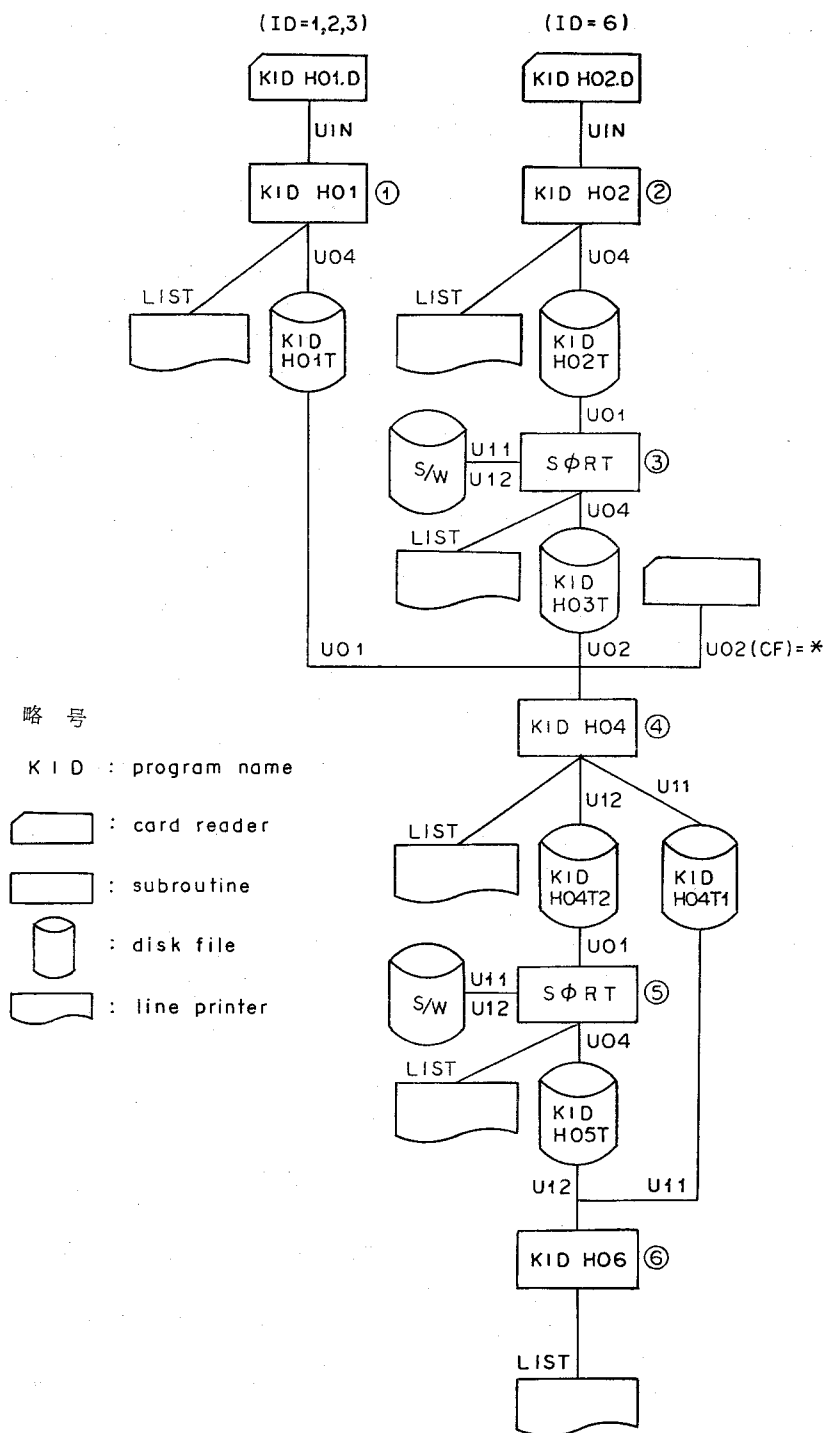
ここで地域区分対（ペア）を実例をあげて詳しくのべると



(a) 地域区分対の例 1

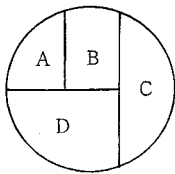
(A, B) (A, C)
(B, C) (B, D)
(C, D)
(D, A)

Fig. 1.



の6通りがこの場合存在する（但、円の中心点でA, B, C, D は接するものとする）。

(b) 地域区分対の例2



(A, B)
(B, C)
(C, D)
(D, B)
(D, A)

の5通りが得られる。

以上のように地理的配列によって対（ペア）の組合せも変化するので、この同定作業は手作業が必要である。しかしこれ以外の手順はすべて計算機で行なわざるをえない。この一連の操作を実行させるために作成した作業流れ図（flow chart）はFig. 1 のようになった。

地理的分布図上の集積性の検出と検定とを図形認識機能を持たせずに計算機で行なうには擬似乱数の発生や、データの大小順、並べ替え作業（sort）など独特の手法に置き換えて処理する必要がある。そのため、フローチャートが出发点での考え方と細部で異なることを御了解願いたい。こうして作成した FORTRAN 言語による地域集積性検定用ソース、プログラムは約

700 ステップ、6 個のサブルーチンから成っている。また使用システムは当初 FACOM 220-0S2/VS 系列で開発したが、FACOM OSIV/F4 系列への変換を行ない、各大型計算機センターでのバッチ処理が行なえるようにした。これによって互換性があり、また同時に拡張性を備えた検定用ソフトウェアにすることができた。

結 果

Table 1 に示したように 1978 年 1 月の時点で大阪市内には 26 区あり、府下には 36 市郡がある。大阪府内において 1977 年 7 月より 1978 年 12 月まで 18 カ月間に

Table 2. 区分定義（カテゴリー区分）

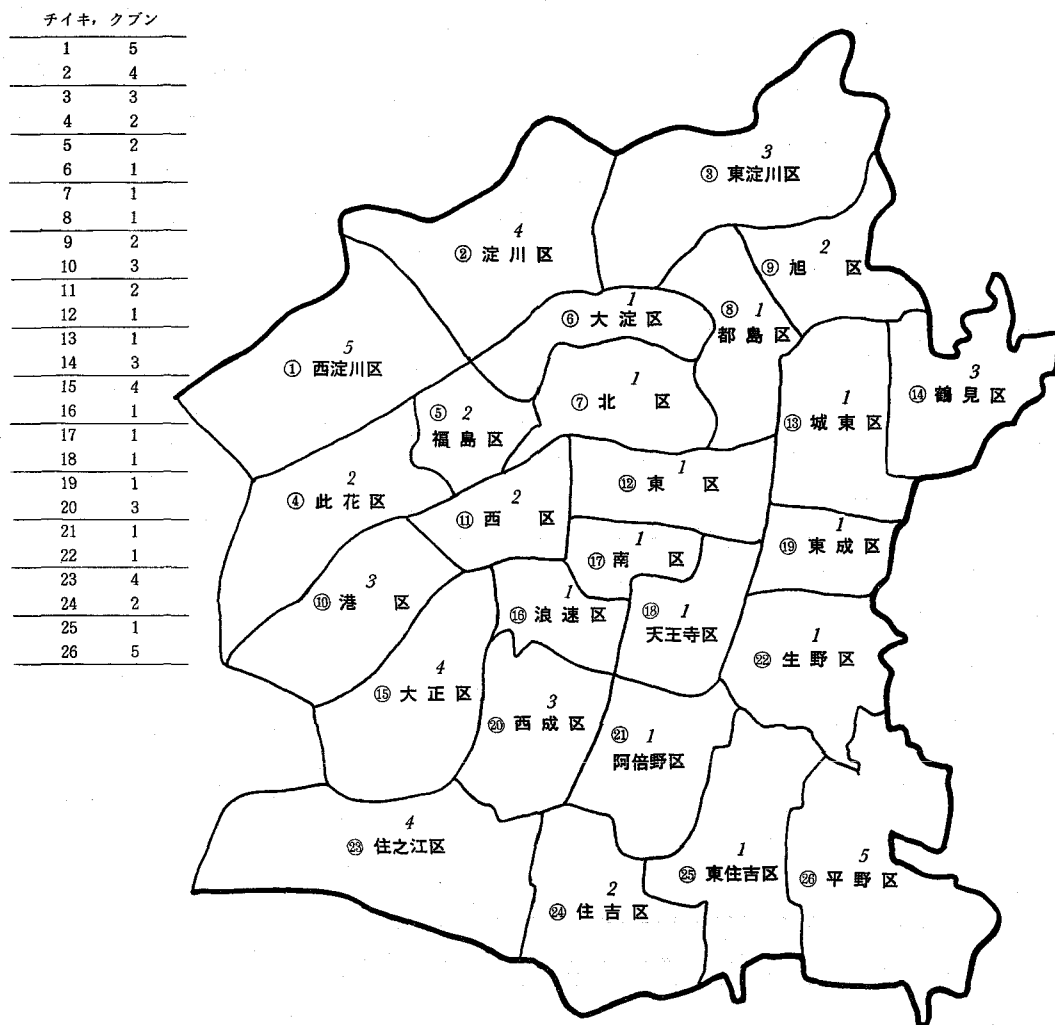
カテゴリー	下 限 比 率	% 比 率
1	0.20920000 E-03	140%以上
2	0.17930000 E-03	120 ~ 140%未満
3	0.11950000 E-03	80 ~ 120%未満
4	0.89600000 E-04	60 ~ 80%未満
5	0.0	0 ~ 60%未満

（府下平均患者数 14.94 人／人口 10 万人を 100% とし、府、市に共通）

Table 3. 地域別区分とカテゴリー（市）

地域	母 数	乗 数	比 率	カテゴリー
1	0.92700000 E+05	0.70000000 E+01	0.75512410 E-04	5
2	0.15100000 E+06	0.17000000 E+02	0.11258280 E-03	4
3	0.16580000 E+06	0.26000000 E+02	0.15681540 E-03	3
4	0.76800000 E+05	0.14000000 E+02	0.18229170 E-03	2
5	0.59600000 E+05	0.12000000 E+02	0.20134230 E-03	2
6	0.42900000 E+05	0.11000000 E+02	0.25641010 E-03	1
7	0.40500000 E+05	0.16000000 E+02	0.39506170 E-03	1
8	0.82500000 E+05	0.24000000 E+02	0.29090910 E-03	1
9	0.11840000 E+06	0.23000000 E+02	0.19425670 E-03	2
10	0.10150000 E+06	0.14000000 E+02	0.13793100 E-03	3
11	0.49700000 E+05	0.10000000 E+02	0.20120720 E-03	2
12	0.25800000 E+05	0.90000000 E+01	0.34883710 E-03	1
13	0.15710000 E+06	0.36000000 E+02	0.22915340 E-03	1
14	0.90300000 E+05	0.11000000 E+02	0.12181620 E-03	3
15	0.86500000 E+05	0.10000000 E+02	0.11560690 E-03	4
16	0.51500000 E+05	0.15000000 E+02	0.29126210 E-03	1
17	0.38700000 E+05	0.12000000 E+02	0.31007730 E-03	1
18	0.57100000 E+05	0.14000000 E+02	0.24518370 E-03	1
19	0.91600000 E+05	0.31000000 E+02	0.33842770 E-03	1
20	0.15960000 E+06	0.28000000 E+02	0.17543860 E-03	3
21	0.12240000 E+06	0.42000000 E+02	0.34313720 E-03	1
22	0.18220000 E+06	0.57000000 E+02	0.31284290 E-03	1
23	0.11050000 E+06	0.11000000 E+02	0.99547500 E-04	4
24	0.17460000 E+06	0.35000000 E+02	0.20045820 E-03	2
25	0.16410000 E+06	0.43000000 E+02	0.26203530 E-03	1
26	0.20270000 E+06	0.0	0.0	5

Fig. 2. 大阪市における地域区分とカテゴリー



調査参加施設において診療を受けた膀胱腫瘍症例は男女を含めて大阪市区において560例、大阪府下において713例あった。これはいずれも新患であるから、1978年12月における登録人口、大阪市2,696,193人、大阪府8,441,776人の合計で発生総数を除すと、この期間の平均発生率は14.9人/人口10万人となる。平均値を100%として上下を20%巾で5つのカテゴリーを設定した (Table 2)。

(1)市区における地域区分とおのの属するカテゴリーは Table 3 および Fig. 2 に示すようになる。分布図からも判るようにカテゴリー1に帰属する区分が多く、Table 4 に示すようにカテゴリー分布はカテゴリー1が12であった。

つぎに隣接地域区分同志で帰属カテゴリーの比較を

行なうと Table 5 に示すように58組の地域ペアを同定した。これらの地域区分対 (ペア) のうち同一カテゴリーを示す組合せを選び出すと Table 6 に示した

Table 4. カテゴリー分布 (市)

カテゴリー	頻度 (%)
1	12 (46.2)
2	5 (19.2)
3	4 (15.4)
4	3 (11.5)
5	2 (7.7)
計	26 (100.0)

Fig. 3. 大阪府における地域区分とカテゴリー

チイキ、クブン	
1	5
2	4
3	4
4	4
5	3
6	5
7	4
8	3
9	3
10	4
11	2
12	3
13	3
14	3
15	5
16	5
17	5
18	2
19	4
20	3
21	3
22	5
23	5
24	3
25	3
26	2
27	3
28	3
29	5
30	4
31	4
32	5
33	3
34	5
35	5
36	5

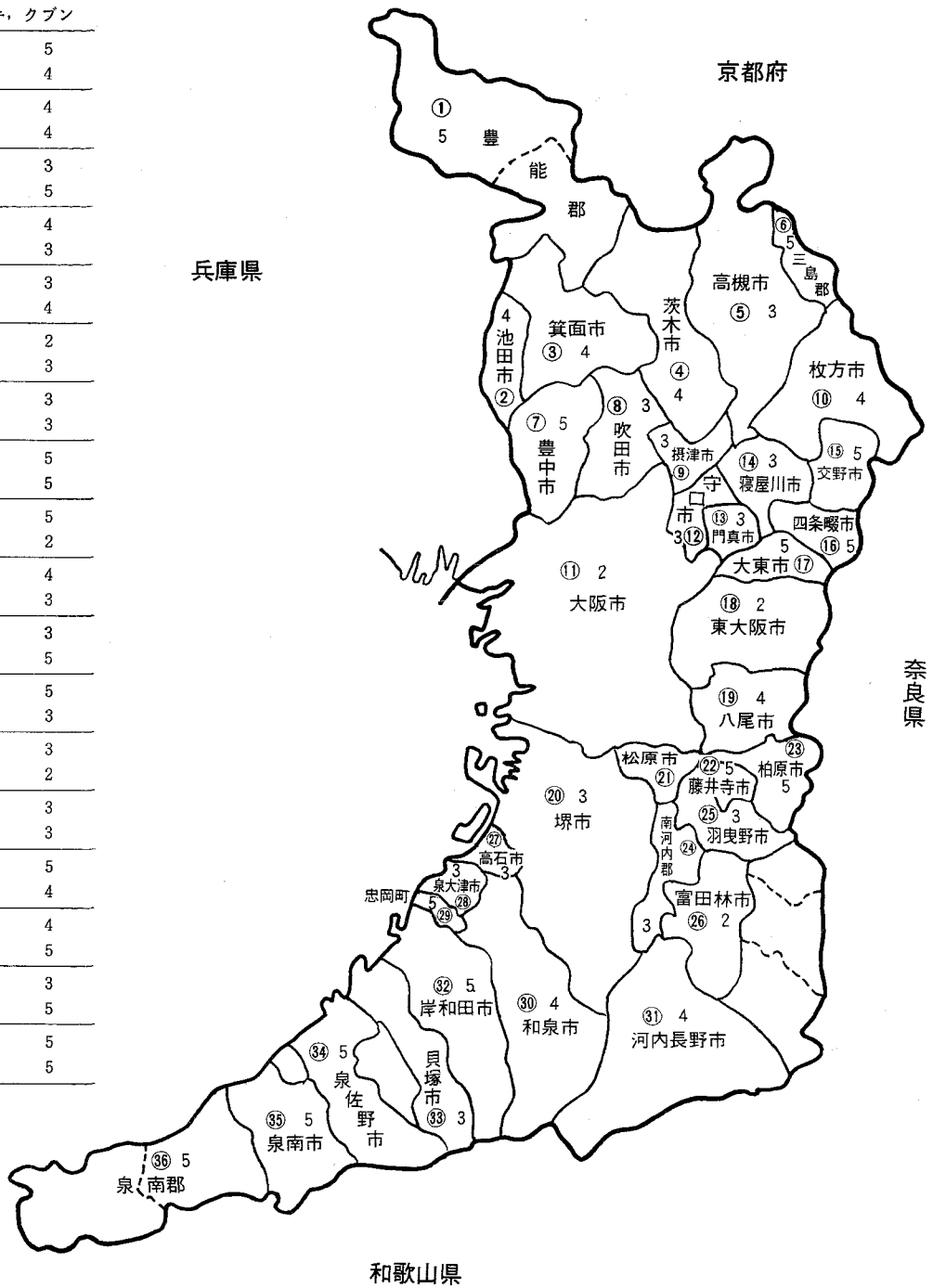


Table 5. 隣接地域対 (ペア) 組合せ (市)

連番	地域 ペア		連番	地域 ペア	
1	1	2	35	13	14
2	1	4	36	13	19
3	1	5	37	15	16
4	2	3	38	15	20
5	2	6	39	15	23
6	3	6	40	16	17
7	3	8	41	16	18
8	3	9	42	16	20
9	4	5	43	17	18
10	4	10	44	18	19
11	4	11	45	18	21
12	5	6	46	18	22
13	5	7	47	19	22
14	5	11	48	20	21
15	6	7	49	20	23
16	6	8	50	20	24
17	7	8	51	21	22
18	7	11	52	21	24
19	7	12	53	21	25
20	8	9	54	22	25
21	8	12	55	22	26
22	8	13			
23	9	13	56	23	24
24	9	14	57	24	25
25	10	11	58	25	26
26	10	15			
27	11	12			
28	11	15			
29	11	16			
30	11	17			
31	12	13			
32	12	17			
33	12	18			
34	12	19			

ように (1, 1) の組合せが21個みとめられた。つぎに前述のモンテカルロシミュレーションによるおのこのカテゴリーに帰属する患者数の理論値を5.0%, 1.0% および 0.1% の危険率で計算すると Table 6 のようになる。

ここでのカテゴリーペア (1, 1) は理論値が19であ

り、観測値21より小さい。 $p < 0.001$ の水準でカテゴリー1 帰属区分に地域集積性があるものと判断できる。

(2)府内においても同様のカテゴリー定義を行なったうえ、地域区分36を対象に、帰属するカテゴリーを決定する (Table 7, 9)。この結果を地理分布図にすると Fig. 3 のようになる。またカテゴリー分布は Table 8 に示すように最大の頻度はカテゴリー 3 にみられる。

同様にモンテカルロシミュレーションを行なうと Table 10 のように $p < 0.05$ の水準でのみ実患者数が理論値を上る結果がカテゴリーペア (3, 3) で認められる。これはカテゴリー3に帰属する地域区分に弱い集積性が認められることを示している。

(1)(2)を総合すると大阪市東部とこれに隣接する府内区分地域に有意の集積性がみられるほか、大阪府南部都市を中心に弱い集積性があるものと判断しうる。

考 察

モンテカルロシミュレーション (Monte Carlo simulation) は従来、核工学などおもに応用工学の分野で利用されてきた手法であるが、まず問題になるのはこうした目的に用いる擬似乱数のランダム性に関する議論である。乱数そのもののランダム性を検定する方法も開発されているため、実用上の差支えはないものとして、ここでは一般に用いられているサブルーチンによって乱数を発生させて利用した⁶⁻⁷⁾。

つぎに疫学調査の集計データに対する信頼性の問題があるが、他の臨床研究におけるデータ整理のときにおける共通の問題でもある。すなわち、種々の止むをえない事情によって欠測値がデータの中に含まれ、いわゆる gappy data しか得られないことである。少数の欠落値のために全体の観測結果を十分に活用することができず、得られた結論を不正確なものにすることが多い。こうした状況に対処するため、blind

Table 6. 大阪市内における集積性検定表

CONCORDANT CATEGORY PAIR	OBSERVED NUMBER OF PAIRS	SIGNIFICANCE LEVEL (1000 TIMES)				STANDARD DEVIATION
		50 TH (5 %)	10 TH (1 %)	FIRST (0.1 %)	MEAN	
(1, 1)	21	16	18	19	11.78	2.38
(2, 2)	3	4	5	6	1.78	1.18
(3, 3)	0	3	3	5	1.08	0.89
(4, 4)	1	2	3	3	0.54	0.64
(5, 5)	0	1	1	1	0.18	0.38

Table 7. 地域別区分とカテゴリー (府)

地域	母 数	乗 数	比 率	カテ ゴリー
1	0.20300000E+05	0.10000000E+01	0.49261070E-04	5
2	0.10190000E+06	0.10000000E+02	0.98135420E-04	4
3	0.92600000E+05	0.90000000E+01	0.97192210E-04	4
4	0.22560000E+06	0.22000000E+02	0.97517720E-04	4
5	0.34220000E+06	0.50000000E+02	0.14611340E-03	3
6	0.24300000E+05	0.10000000E+01	0.41152260E-04	5
7	0.40960000E+06	0.39000000E+02	0.95214840E-04	4
8	0.32100000E+06	0.51000000E+02	0.15887850E-03	3
9	0.80800000E+05	0.10000000E+02	0.12376240E-03	3
10	0.33520000E+06	0.33000000E+02	0.98448680E-04	4
11	0.26961000E+07	0.54800000E+03	0.20325660E-03	2
12	0.16770000E+06	0.26000000E+02	0.15503880E-03	3
13	0.14250000E+06	0.21000000E+02	0.14736840E-03	3
14	0.25900000E+06	0.32000000E+02	0.12355210E-03	3
15	0.59700000E+05	0.20000000E+01	0.33500840E-04	5
16	0.52300000E+05	0.20000000E+01	0.38240910E-04	5
17	0.11460000E+06	0.10000000E+02	0.87260020E-04	5
18	0.52460000E+06	0.96000000E+02	0.18299660E-03	2
19	0.27180000E+06	0.31000000E+02	0.11405440E-03	4
20	0.79650000E+06	0.12000000E+03	0.15065910E-03	3
21	0.13600000E+06	0.19000000E+02	0.13970590E-03	3
22	0.62700000E+05	0.30000000E+01	0.47846890E-04	5
23	0.67500000E+05	0.20000000E+01	0.29629620E-04	5
24	0.99700000E+05	0.15000000E+02	0.15045130E-03	3
25	0.10170000E+06	0.17000000E+02	0.16715830E-03	3
26	0.96100000E+05	0.20000000E+02	0.20811650E-03	2
27	0.67200000E+05	0.11000000E+02	0.16369050E-03	3
28	0.68100000E+05	0.10000000E+02	0.14684290E-03	3
29	0.17900000E+05	0.0	0.0	5
30	0.12200000E+06	0.12000000E+02	0.98360640E-04	4
31	0.74800000E+05	0.70000000E+01	0.93582890E-04	4
32	0.17670000E+06	0.15000000E+02	0.84889630E-04	5
33	0.80900000E+05	0.12000000E+02	0.14833130E-03	3
34	0.89600000E+05	0.0	0.0	5
35	0.50800000E+05	0.30000000E+01	0.59055110E-04	5
36	0.91200000E+05	0.10000000E+01	0.10964910E-04	5

Table 8. カテゴリー分布 (府)

カテゴリー	頻 度 (%)
1	0 (0.0)
2	3 (8.3)
3	13 (36.1)
4	8 (22.2)
5	12 (33.3)
計	36 (100.0)

deconvolution theory が取上げられているものの、一般に用いられるに至っていない⁸⁾。ここで取扱った膀胱腫瘍患者統計においても、本調査に参加された医療施設が大阪地区全体を完全に網羅しているわけではな

い。また地域内の症例が平均して上記の参加医療施設を受診しているとする保証もない。無論、地域内の患者が他府県に赴いて受診している可能性すら考えられる。

こうした人口流動の激しい、転医もめまぐるしい態勢下での疫学的調査結果が何を意味するものであるかを見極めることは非常に困難なことである。しかし、ここでのべた隣接地域ごとに比較してゆく方法は地域集積性を検討する場合、非常にすぐれた方法であり、標本抽出の不均衡やバラツキに対して、そうした偏りがある程度は正できる。人口分布の極端な偏りが対象地域になく、地域区分によって明確な生活環境の差異がなければ、隣合う地域同志の比較によってデータ収集時のバラツキを消去しうるからである。

Table 9. 隣接地域対 (ペア) 組合せ (府)

連番	地域 ペア		連番	地域 ペア	
1	1	3	35	14	15
2	1	4	36	14	16
3	2	3	37	14	17
4	2	7	38	15	16
5	3	4	39	16	17
6	3	7	40	17	18
7	3	8	41	18	19
8	4	5	42	19	22
9	4	8	43	19	23
10	4	9	44	20	21
11	5	6	45	20	24
12	5	9	46	20	27
13	5	10	47	20	30
14	5	14	48	20	31
15	7	8	49	21	22
16	7	11	50	21	24
17	8	9	51	21	25
18	8	11	52	22	23
19	9	11	53	22	25
20	9	12	54	23	25
21	9	14	55	24	25
22	10	14			
23	10	15	56	24	26
24	11	12	57	25	26
25	11	13	58	26	31
26	11	17	59	27	28
27	11	18	60	27	30
28	11	19	61	28	29
29	11	20	62	28	30
30	11	21	63	29	30
31	12	13	64	29	32
32	12	14	65	30	31
33	13	14	66	30	32
34	13	17	67	32	33
			68	33	34
			69	34	35
			70	35	36

地域集積性の検定に際して、ここでのべたモンテカルロ法によらずとも、各地域区分をカテゴリー別に平均事象発生率を算出し、これに人口を乗じた期待値求め、これと実観測値との差からカイ自乗値を求めることもできる。こうして得たカイ自乗分布から、任意の有意水準での期待値 (症例数) を決定することも可能である⁹⁾。しかし、非常に多くの地域区分を対象として取扱う場合、いったん計算機用プログラムの作成が終っていると、モンテカルロ法とカイ自乗分布テスト法との間には実用上の差は少ないものと思われる。

結 語

大阪膀胱腫瘍研究会における調査結果を基礎資料として大阪府下の膀胱腫瘍患者の地域集積性を検討した。地域区分別患者発生率を5段階のカテゴリーに分類し、地理的分布を観察した。またモンテカルロシミュレーション法によって患者の地域集積性を検定した。

その結果、大阪市区の一部に有意の高発生地域分布がみとめられ、これに隣接する府内都市部にも弱い集積性がみられた。本調査が特定期間内の大阪府下膀胱腫瘍症例全部を包括するものではないから、ここで示した患者地域集積性と膀胱腫瘍発生の地域集積性とは即等しいものではないが、非常に近い傾向を反映していることは明らかである。

また、今日までに明らかにされている膀胱腫瘍の発生要因とここで認めた集積性との関連については、さらに広汎な環境因子の分析を行なって検討する必要がある。

Table 10. 大阪府における集積性検定表

CONCORDANT CATEGORY PAIR	OBSERVED NUMBER OF PAIRS	SIGNIFICANCE LEVEL (1000 TIMES)				STANDARD DEVIATION
		50 TH (5%)	10 TH (1%)	FIRST (0.1%)	MEAN	
(1,1)	0	0	0	0	0.0	0.0
(2,2)	1	1	2	3	0.37	0.55
(3,3)	15	14	16	19	8.81	2.60
(4,4)	5	6	8	10	3.19	1.64
(5,5)	6	12	14	17	7.28	2.44

比較的狭小な地域に過大な人口を抱えた日本の大都市圏における疫学的調査の結果を解釈する場合、従来利用されることのなかった統計学的手法が充分に有用

であることを示した。今後さらに多方面での応用を期待したい。

稿を了るにあたり、本研究に対して多大の御助力を頂いた諸氏に感謝いたします。

特に疫学的調査資料に関しては前大阪膀胱腫瘍研究会事務局、大阪医科大学泌尿器科学教室出村 愷講師、疫学的研究方法について示唆を頂いた名古屋大学医学部予防医学教室大野良之講師、データ処理とソフトウェア開発に関して岩井計算センター松田 剛、能勢充希両氏などの御尽力があったことを附記する。

文 献

- 1) Hueper, W. C.: Occupational and environmental cancers of the urinary system. 1, 465, Yale University Press, London, 1969.
- 2) 大阪膀胱腫瘍研究会：大阪膀胱腫瘍研究会報告 (I), 泌尿紀要, **23**: 445, 1977.
- 3) Knox, G.: Epidemiology of childhood leukemia

in Northumberland and Durham. Brit. J. Prev. Soc. Med., **18**: 17, 1964.

- 4) 大久保利晃・安達史郎・外山敏夫：死亡統計におけるメッシュ区分法の検討, 日衛会誌, **32**: 677, 1977.
- 5) 大野良之・青木国雄・青木伸雄・大谷元彦：疾病地域集積性の有意検定法, 日衛会誌, **34**: 512, 1979.
- 6) 津田孝夫：モンテカルロ法とシミュレーション, 2巻 p. 245, 培風館, 東京, 1977.
- 7) 宮武 修・脇本和昌：乱数とモンテカルロ法, 1巻, p. 132, 森北出版, 東京, 1978.
- 8) 田中 博・谷島一嘉・古川俊之：モンテカルロ逐次検定法, 医学のあゆみ, **110**: 945, 1979.
- 9) 大野良之・青木国雄：シミュレーションと疫学, 文部省総合研究 (A) 班会議資料, 東京 1979.

(1979年12月17日受付)