

In other words, for any given region i , the circular spatial scan statistic considers K concentric circles, whereas the flexible scan statistic considers K concentric circles plus all of the sets of connected regions (including the single region i) whose centroids are located within the K th largest concentric circle. Therefore, the size of $\mathcal{Z}_2$ is much larger than that of $\mathcal{Z}_1$, which is at most mK . Because of this type of heavy computational load, that is, combinatorial explosion, the maximum length K should be less than 30; otherwise, the computation may take more than 1 day, or 1 week, depending on the data. Therefore, the value of K is set as 15 as the default in FlexScan.

2.2. Likelihood ratio statistic

With the use of the notation of window $\mathbf{Z} \in \mathcal{Z}$, the null hypothesis (1) is expressed as

$$H_0 : E(N(\mathbf{Z})) = \xi(\mathbf{Z}), \quad \text{for all } \mathbf{Z} \in \mathcal{Z}, \quad (3)$$

where $N()$ and $\xi()$ denote the random variable for the number of cases and the null expected number of cases within the specified window, respectively. Under the alternative hypothesis H_1 , there is at least one window $\mathbf{Z} \in \mathcal{Z}$ for which the underlying risk is higher inside the window when compared with outside, that is,

$$H_1 : E(N(\mathbf{Z})) > \xi(\mathbf{Z}), \quad \text{for some } \mathbf{Z} \in \mathcal{Z}. \quad (4)$$

For each window $\mathbf{Z}$, it is possible to compute a likelihood of observing the observed number of cases within and outside the window, respectively. Under the assumption of a Poisson distribution (1), the well-known likelihood ratio statistic proposed by Kulldorff [6] is given by

$$\lambda_K = \max_{\mathbf{Z} \in \mathcal{Z}} \lambda_K(\mathbf{Z}) = \max_{\mathbf{Z} \in \mathcal{Z}} \left(\frac{n(\mathbf{Z})}{\xi(\mathbf{Z})} \right)^{n(\mathbf{Z})} \left(\frac{n - n(\mathbf{Z})}{n - \xi(\mathbf{Z})} \right)^{n - n(\mathbf{Z})} I \left(\frac{n(\mathbf{Z})}{\xi(\mathbf{Z})} > \frac{n - n(\mathbf{Z})}{n - \xi(\mathbf{Z})} \right), \quad (5)$$

where $n()$ denotes the observed number of cases within the specified window and $I()$ is the indicator function. The window $\mathbf{Z}^*$ that attains the maximum likelihood ratio is defined as the MLC. However, it does not seem to be well recognized that the spatial scan statistics using the likelihood ratio defined earlier tend to detect an MLC that is much larger than the true cluster by swallowing neighboring regions with nonelevated risk [10, 15]. Tango [16] proposed the following:

Proposition ([16])

In the process of scanning the window based on $\lambda_K(\mathbf{Z})$, there is a possibility that there exists two disjoint windows $\mathbf{Z}_1$ and $\mathbf{Z}_2$ and several regions $\{i_1\}, \dots, \{i_r\}$ such that

$$\lambda_K(\{\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \{i_1\}, \dots, \{i_r\}\}) > \max\{\lambda_K(\mathbf{Z}_1), \lambda_K(\mathbf{Z}_2)\}, \quad (6)$$

where

$$\frac{n(\mathbf{Z}_1)}{\xi(\mathbf{Z}_1)} > 1, \quad \frac{n(\mathbf{Z}_2)}{\xi(\mathbf{Z}_2)} > 1 \quad \text{and} \quad \frac{n_i}{\xi_i} \leq 1 \quad (i = 1, \dots, r)$$

The aforementioned proposition means that if we allow any window and/or region to be a candidate for the MLC, it causes the possibility of detecting an unrealistically large MLC by swallowing up neighboring regions with nonsignificantly elevated risk due to random fluctuation or with nonelevated risk.

2.3. Restricted likelihood ratio statistic

To avoid or scale back such undesirable phenomena, Tango [16] proposed the following restricted likelihood ratio by taking each individual region's risk into account:

$$\lambda_T(\mathbf{Z}) = \left(\frac{n(\mathbf{Z})}{\xi(\mathbf{Z})} \right)^{n(\mathbf{Z})} \left(\frac{n - n(\mathbf{Z})}{n - \xi(\mathbf{Z})} \right)^{n - n(\mathbf{Z})} I \left(\frac{n(\mathbf{Z})}{\xi(\mathbf{Z})} > \frac{n - n(\mathbf{Z})}{n - \xi(\mathbf{Z})} \right) \prod_{i \in \mathcal{Z}} I(p_i < \alpha_1), \quad (7)$$

where p_i is the one-tailed p -value of the test for $H_0 : E(N_i) = \xi_i$ and is given by the *middle p -value*

$$p_i = \Pr\{N_i \geq n_i + 1 \mid N_i \sim \text{Poisson}(\xi_i)\} + \frac{1}{2} \Pr\{N_i = n_i \mid N_i \sim \text{Poisson}(\xi_i)\}, \quad (8)$$

and α_1 is the prespecified significance level for the individual region. The reason why the middle p -value was used is to adjust for conservatism of the ordinary definition of p -value for small ξ_i and count outcomes. In this formulation, we devised $I(p_i < \alpha_1)$ as a screening criterion. Therefore, as in the case of the original flexible spatial scan statistic, the p -value of the flexible scan statistic based on the restricted likelihood ratio is obtained through Monte Carlo hypothesis testing [17].

Tango [16] investigated properties of the circular spatial scan statistic with the restricted likelihood ratio via a Monte Carlo simulation study. It was shown to have better ability to identify the true circular cluster compared with Kulldorff's original one in all of the circular cluster models considered as described in the succeeding discussion. The results of the Monte Carlo simulation study also suggest the following guidance regarding the choice of α_1 for a restricted likelihood ratio statistic of the nominal α level of 0.05 ($= \alpha_0$): (1) $\alpha_1 = 0.10$ – 0.20 to detect small clusters with a sharp increase in risk; (2) $\alpha_1 = 0.20$ – 0.30 to detect small to middle-sized clusters with a moderate increase in risk; and (3) $\alpha_1 = 0.30$ – 0.40 to detect larger clusters with a slight increase in risk. Tango [16] further recommends $\alpha_1 = 0.20$ as a default.

In what follows, we shall examine the properties of the proposed flexible spatial scan statistic implemented with the restricted likelihood ratio statistic $\lambda_T = \max_{Z \in \mathcal{Z}} \lambda_T(Z)$ with $\alpha_1 = 0.20$ by comparing its performance with that of Kulldorff's circular spatial scan statistic and that of the original flexible spatial scan statistic via illustration with mortality data and Monte Carlo simulations at a significance level of $\alpha_0 = 0.05$.

3. Illustration

As an illustration, we shall apply the three spatial scan statistics, that is, the proposed flexible spatial scan statistic with $\alpha_1 = 0.2$, the original flexible spatial scan statistic, and Kulldorff's circular spatial scan statistic, to data on mortality from cerebrovascular disease (1993–1997) in women in the areas

Table I. The most likely clusters detected at $\alpha_0 = 0.05$ by three methods: the original flexible spatial scan statistic with $K = 20$, the proposed flexible spatial scan statistic with $K = 50$ (about half the number of regions and essentially no restrictions) and $\alpha_1 = 0.02$, and Kulldorff's circular spatial scan statistic with $K = 50$ in their application to the data on mortality from cerebrovascular disease (female, 1993–1997) in the areas of Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture in Japan.					
No.	Region no.	Observed no. of cases	Expected no. of cases	Relative risk	One-tailed p_i
1	23	1297	1072.3	1.21	1.5×10^{-11}
2	22	1266	1013.2	1.25	1.0×10^{-14}
3	18	738	522.7	1.41	$< 1.0 \times 10^{-17}$
4	7	737	620.4	1.19	2.7×10^{-6}
5	8	896	780.6	1.15	2.7×10^{-5}
6	6	678	550.5	1.23	7.7×10^{-8}
7	1	164	144.7	1.13	0.057
8	17	1110	999.3	1.11	0.00029
9	21	1530	1335.1	1.15	9.2×10^{-8}
10	16	798	743.4	1.07	0.024
The proposed flexible scan's MLC = {23, 22, 18, 7, 8, 6, 1, 17, 21, 16}, which is the same result as that of the original flexible scan $\log \lambda_T = 151.7$, $\hat{\theta} = 1.18$, p -value = 0.001 Running time: the original = 338 s, the proposed = less than 1 s					
11	5	548	566.3	0.97	0.778
12	2	267	251.3	1.06	0.161
Kulldorff's circular scan's MLC = {23, 22, 18, 7, 8, 6, 1, 17, 21, 16, 5, 2} $\log \lambda_K = 140.6$, $\hat{\theta} = 1.17$, p -value = 0.001 Running time: 2 s					

国土地理院承認 平14誌第 第149号

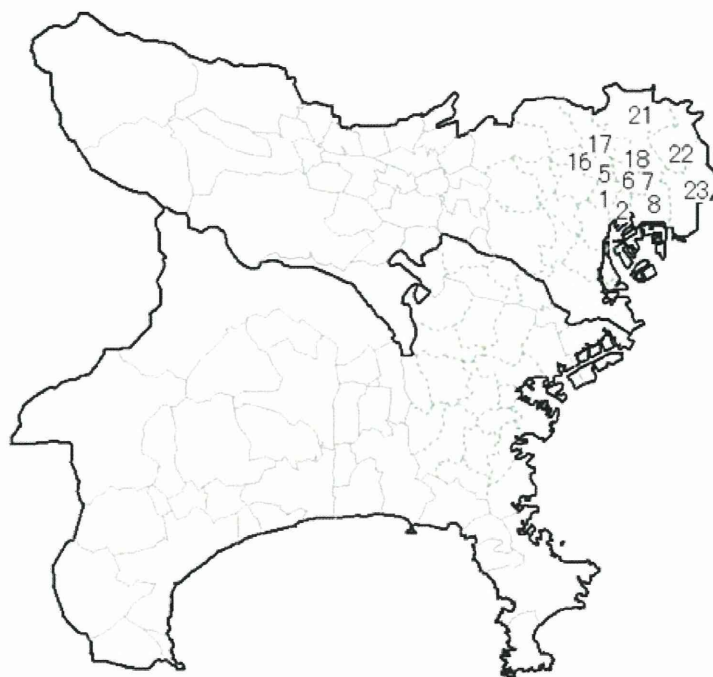


Figure 1. The 113 regions that comprise wards, cities, and villages in the Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture in Japan. The region numbers used in Section 3 are indicated.

of Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture in Japan. The total number of observed deaths from cerebrovascular disease in women over the 5-year period was 45,700 in this area. Regarding the maximum length for K -nearest neighbors, we shall select $K = 20$ for the original flexible spatial scan statistics and $K = 50$ for the proposed flexible and Kulldorff's circular spatial scan statistics. The value of $K = 50$ in this example corresponds to about half the number of regions. We calculate the p -value of spatial scan statistics with the use of 999 replications for the Monte Carlo hypothesis testing. We provide the results in Table I and summarize these as follows: the proposed flexible spatial scan statistic detected an MLC consisting of 10 regions $\{1, 6, 7, 8, 16, 17, 18, 21, 22, 23\}$ (Figure 1 shows these region numbers) with $\log \lambda_T (= \log \lambda_K) = 151.7$, $\hat{\theta} = 1.18$, and $p = 1/(999 + 1) = 0.001$. Most of these 10 regions within the MLC are shown to have significantly elevated risk. The original flexible spatial scan statistic detected the same MLC in this example. However, the running time of the proposed flexible spatial scan statistic was less than 1 s, which is much less than the running time of 338 s (using PC Window 7, Intel(R), Core(TM)2 Duo CPU P8800) of the original flexible spatial scan statistic. On the other hand, Kulldorff's circular spatial scan statistic added two more regions $\{2, 5\}$ to the MLC detected by the proposed flexible spatial scan statistic, with $\log \lambda_K = 140.6$, $\hat{\theta} = 1.17$, and $p = 0.001$. However, the two regions $\{2, 5\}$ did not have significantly elevated risk. Especially, region $\{5\}$, called 'Bunkyo-ku', is well known as a 'healthy district' in this area, and it had a nonelevated relative risk of 0.97 and $p_5 = 0.778$ as expected. Therefore, it seems unacceptable that 'Bunkyo-ku' is included in the MLC.

4. Simulation study

In this section, we shall carry out an extensive Monte Carlo simulation study to compare the performance of three spatial scan statistics: Kulldorff's circular spatial scan statistic, the original flexible spatial scan statistic, and the proposed flexible spatial scan statistic with restricted likelihood ratio. We will sometimes refer to these statistics as CS, FS, and FSR, respectively.

4.1. Simulated data

As the entire study population, we will use the area of Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture, which consist of 113 regions (wards, cities, and villages), in Japan (Figure 1), described in Section 3. The maximum length of K -nearest neighbors is set as $K = 20$ for FS and $K = 50$ (indicating virtually no restrictions) for FSR. The maximum cluster size for CS is also set as $K = 50$. We shall consider the following two different clustered areas with different types of shapes:

1. a crossed-line-shaped cluster $Z = \{25, 29, 30, 31, 32, 33, 38, 39, 40, 41, 47, 49, 53, 72, 73, 74, 75, 76, 86, 93, 92, 97\}$ ($s^* = 22$) and
2. a ring-shaped cluster $Z = \{32, 56, 57, 58, 59, 62, 63, 73, 74, 75, 76, 78, 81, 82, 86, 93, 92\}$ ($s^* = 17$)

where s^* denotes the length of the cluster. In one simulation study, we assume that there is only one true cluster out of the aforementioned two clusters. Figures 2 and 3 respectively show these two clusters. The reason why we chose these two clustered areas is that neither CS nor FS (because of the restrictions on the number of regions) can detect these two clusters exactly.

Data to be simulated underwent the following three steps:

1. In each region i ($= 1, \dots, m = 113$), we have a random (nonclustered) observed number of cases n_{0i} , which have a Poisson distribution with the null expected number of cases ξ_i , which was defined as

$$\xi_i = n_0 \frac{w_i}{\sum_{k=1}^m w_k}, \quad i = 1, \dots, m,$$

where n_0 denotes the prespecified total expected number of cases under the null hypothesis of no clustering, and we consider here three values of n_0 , $n_0 = 100, 200$, and 500 .

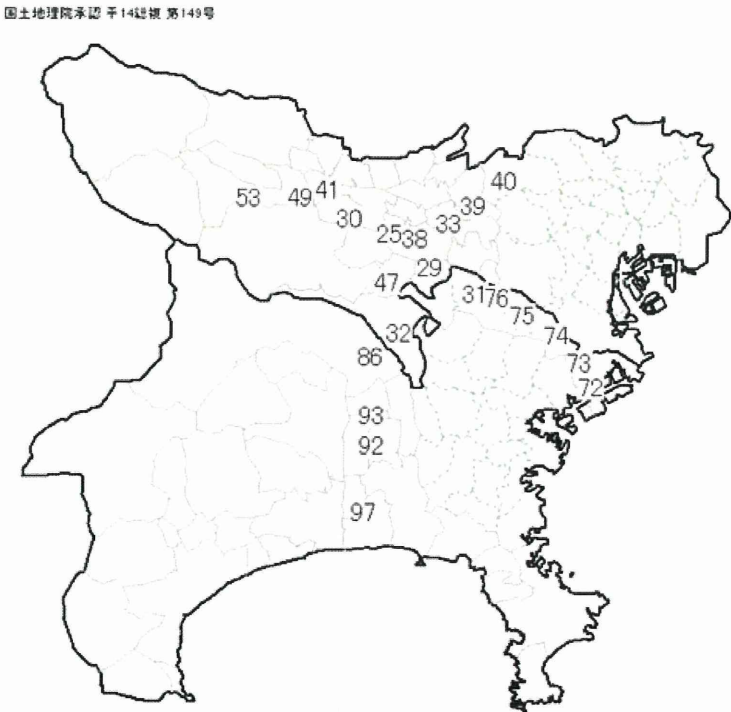


Figure 2. The 113 regions that comprise wards, cities, and villages in the Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture in Japan, which were used as the entire study population for the Monte Carlo simulation study in Section 4. The 22 regions whose region number is shown here constitute the crossed-line-shaped cluster assumed in the simulation study.

国土地理院承認 平14誌第 第149号

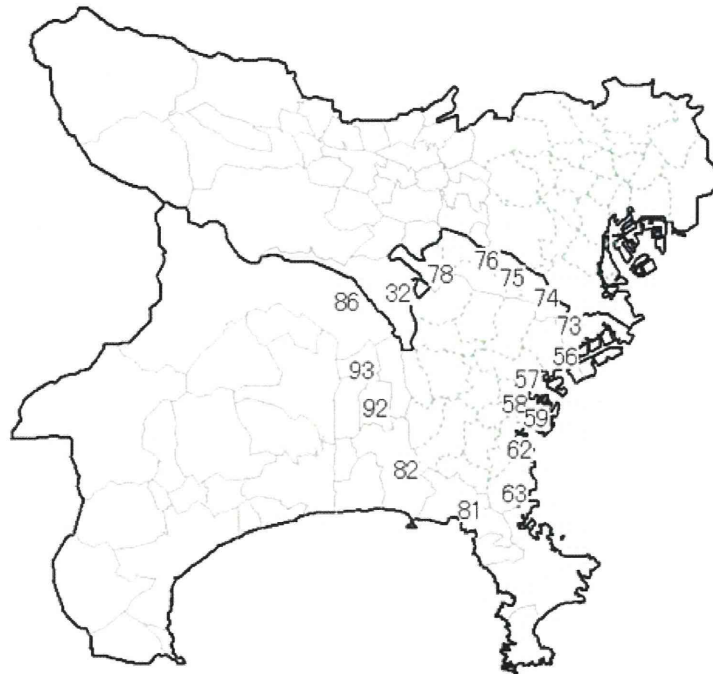


Figure 3. The 113 regions that comprise wards, cities, and villages in the Tokyo Metropolis and Kanagawa prefecture in Japan, which were used as the entire study population for the Monte Carlo simulation study in Section 4. The 17 regions whose region number is shown here constitute the ring-shaped cluster assumed in the simulation study.

2. In each region $i \in \mathbf{Z}$, we have an additional number of cases n_{1i} due to clustering such that

$$\Pr\{X \geq n_{1i} \mid X \sim \text{Poisson}(\xi_i)\} = Q \quad (9)$$

in which the number n_{1i} denotes the upper $100Q$ percentile of the Poisson distribution. We call the value of Q *strength of cluster* throughout the paper in that the smaller the value of Q , the stronger the cluster. We consider here three values of Q , $Q = 0.05, 0.01$, and 0.001 .

3. Finally, we have

$$n_i = \begin{cases} n_{0i} + n_{1i}, & \text{if } i \in \mathbf{Z} \\ n_{0i}, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (10)$$

Thus, we evaluate a total of 18 ($2 \times 3 \times 3$) clustering scenarios.

4.2. Bivariate power distribution

We carried out Monte Carlo simulations with the use of 1000 replications at significance levels of $\alpha_0 = 0.05$ and $\alpha_1 = 0.20$. To compare the performance of the cluster detection tests, the usual power has been used by many authors. However, it should be noted that the usual power estimates reflected the *power to reject the null hypothesis for whatever reason*, whereas the probability of both rejecting the null hypothesis and accurately identifying the true cluster is a different matter altogether. To compare the performance of the spatial cluster detection tests, Tango and Takahashi [10] proposed a bivariate power distribution $P(l, s|s^*)$ based on Monte Carlo simulation where l is the *length* of the significant MLC and s is the number of regions identified out of the assumed true cluster with s^* regions.

$$\begin{aligned} P(l, s) &= \Pr\{L = l, S = s \mid s^*\} \\ &= \frac{\#\{\text{significant MLC has length } l \text{ and includes } s \text{ true regions}\}}{\#\{\text{trials for each simulation}\}}, \end{aligned} \quad (11)$$

where L and S denote the random variable of l and s under the specified model, respectively, and $1 \leq l$ and $0 \leq s \leq \min\{l, s^*\}$. We are especially interested in the power around the point $(l = s^*, s = s^*)$ and $P(s^*, s^*)$, the probability of exact detection. The usual power, on the other hand, is defined as the sum of $P(l, s)$:

$$P(+, +) = \sum_{l=1}^{l_{\max}} \sum_{s=0}^{\min\{l, s^*\}} P(l, s) = 1 - P(0, 0), \tag{12}$$

where $l_{\max}$ denotes the maximum length l observed in the simulation and $P(0, 0)$ denotes the probability that the spatial scan statistic does not detect any clusters.

4.3. Results

We provide the results in Tables II–V. Tables II–IV show the estimated bivariate power distributions $P(l, s) \times 1000$ of CS, FS, and FSR, respectively, for the crossed-line-shaped cluster Z shown in Figure 2, where the strength of the cluster is set as $Q = 0.01$ and the total expected number of cases under the null hypothesis as $n_0 = 500$. The three spatial scan statistics have perfect usual power, that is, 100% power. However, Table II indicates that the support of the power distribution of CS tends to be scattered over the range $\{(l, s) : 1 \leq l \leq l_{\max}, 1 \leq s \leq s^*\}$ and has zero probability of detecting the cluster exactly, indicating that the detected clusters never contain the whole true cluster and tend to be much larger than the true cluster by swallowing up neighboring regions with nonelevated risk. Table III also

Length l	Included s hotspot regions												
	0	1-2	3-4	5-6	7-8	9-10	11-12	13-14	15-16	17-18	19-20	21	22
1-2	0	0											
3-4	0	0	0										
5-6	0	0	0	0									
7-8	0	0	0	0	0								
9-10	0	0	0	0	0	0							
11-12	0	0	0	0	9	0	0						
13-14	0	0	0	0	0	9	0	0					
15-16	0	0	0	0	0	103	0	0	0				
17-18	0	0	0	0	0	18	0	0	0	0			
19-20	0	0	0	0	0	0	21	0	0	0	0		
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
22	0	0	0	0	0	0	0	141	0	0	0	0	0 [#]
23	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0
24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	0	0	0	0	0	0	0	1	108	0	0	0	0
28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	0	0	0	0	0	0	0	2	1	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0
31-35	0	0	0	0	0	0	0	0	14	0	0	0	0
36-40	0	0	0	0	0	0	0	1	3	308	0	0	0
41-45	0	0	0	0	0	0	0	0	1	195	0	0	0
46-50	0	0	0	0	0	0	0	0	1	58	0	0	0
Total*	0	0	0	0	9	130	21	148	131	561	0	0	0

Significance level was $\alpha_0 = 0.05$. We carried out $n_0 = 500$ and 1000 trials. Running time per trial was 1 s on average.
*Usual power is 1000/1000.
[#]The proportion of exact detection is 0/1000.

Table III. Estimated bivariate power distributions $P(l, s) \times 1000$ of Tango and Takahashi's original flexible spatial scan statistic with $K = 20$ for the crossed-line-shaped cluster $Z = \{25, 29, 30, 31, 32, 33, 38, 39, 40, 41, 47, 49, 53, 72, 73, 74, 75, 76, 86, 93, 92, 97\}$ ($s^* = 22$) with $Q = 0.01$.

Length l	Included s hotspot regions												
	0	1-2	3-4	5-6	7-8	9-10	11-12	13-14	15-16	17-18	19-20	21	22
1-2	0	0											
3-4	0	0	0										
5-6	0	0	0	0									
7-8	0	0	0	0	0								
9-10	0	0	0	0	1	19							
11-12	0	0	0	0	0	28	781						
13-14	0	0	0	0	0	5	155	0					
15-16	0	0	0	0	0	0	9	0	0				
17-18	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0			
19-20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0 [#]
Total*	0	0	0	0	1	52	947	0	0	0	0	0	0

Significance level was $\alpha_0 = 0.05$. We carried out $n_0 = 500$ and 1000 trials. Running time per trial was 120 s on average.

*Usual power is 1000/1000.

[#]The proportion of exact detection is 0/1000.

Table IV. Estimated bivariate power distributions $P(l, s) \times 1000$ of the proposed flexible spatial scan statistic with restricted likelihood ratio with $K = 50$ for the crossed-line-shaped cluster $Z = \{25, 29, 30, 31, 32, 33, 38, 39, 40, 41, 47, 49, 53, 72, 73, 74, 75, 76, 86, 93, 92, 97\}$ ($s^* = 22$) with $Q = 0.01$.

Length l	Included s hotspot regions												
	0	1-2	3-4	5-6	7-8	9-10	11-12	13-14	15-16	17-18	19-20	21	22
1-2	0	0											
3-4	0	0	0										
5-6	0	0	0	0									
7-8	0	0	0	0	0								
9-10	0	0	0	0	0	0							
11-12	0	0	0	0	0	0	0						
13-14	0	0	0	0	0	0	0	0					
15-16	0	0	0	0	0	0	0	0	0				
17-18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
19-20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	107 [#]
23	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	260
24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	271
25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	173
26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100
27	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	54
28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	23
29	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9
30	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
31	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Total*	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1000

Significance levels were $\alpha_0 = 0.05$ and $\alpha_1 = 0.2$. We carried out $n_0 = 500$ and 1000 trials. Running time per trial was less than 1 s on average.

*Usual power is 1000/1000.

[#]The proportion of exact detection is 107/1000.

Table V. Estimated bivariate power distributions $P(l, s^*) \times 1000$, $l = s^*, \dots, l_{\max}$ of the proposed flexible spatial scan statistic with $K = 50$ for the two true clusters assumed in our Monte Carlo simulation study.

Cluster type	Strength Q of cluster l	$n_0 = 100$			$n_0 = 200$			$n_0 = 500$		
		0.05	0.01	0.001	0.05	0.01	0.001	0.05	0.01	0.001
Cross	22 [#]	0	88	188	53	108	211	59	107	245
	23	2	233	335	148	241	340	178	260	344
	24	3	260	263	185	279	255	258	271	227
	25	3	224	158	183	195	130	211	173	111
	26	2	124	43	126	111	45	133	100	46
	27	2	51	11	83	42	13	87	54	19
	28	0	13	1	45	13	3	35	23	5
	29	0	7	1	18	7	1	19	9	3
	30	1	0	0	6	3	2	12	2	0
	31	0	0	0	4	0	0	3	1	0
	32	0	0	0	1	0	0	1	0	0
	Total	13	1000	1000	852	999	1000	996	1000	1000
Loop	17 [#]	37	124	288	70	180	233	138	278	385
	18	90	256	372	181	347	372	304	356	347
	19	134	261	215	255	258	255	267	190	176
	20	93	189	84	195	134	94	146	116	63
	21	70	110	34	102	53	36	89	40	19
	22	40	41	5	54	19	8	35	14	7
	23	13	16	2	31	6	2	13	4	1
	24	2	2	0	10	0	0	3	0	1
	25	0	1	0	2	0	0	1	1	1
	26	0	0	0	4	0	0	1	1	0
	27	0	0	0	0	0	0	1	0	0
	Total	479	1000	1000	905	997	1000	998	1000	1000

Significance levels were $\alpha_0 = 0.05$ and $\alpha_1 = 0.2$. We carried out 1000 trials.
[#] $l = s^*$ for the exact detection.

shows undesirable property of FS in that FS always detects clusters smaller than the true cluster, which is obviously due to the small value of K to avoid the heavy computational load of FS. Table IV, on the other hand, shows a good property of FSR. Namely, the power distribution appears to be concentrated in a relatively narrow range of the length l on the line $s = s^* = 22$, thereby indicating that the observed significant MLC always contains the true cluster in this case. Regarding the average *running time* per trial, the average running time is less than 1 s for FSR, 1 s for CS, and about 120 s for FS, indicating that the running time for FSR with virtually no restrictions on K is surprisingly less than that for FS with $K = 20$.

Although we omit here details of the estimated bivariate power distributions for other parameter values such as $Q = 0.05, 0.001$ and $n_0 = 100, 200$, and also for the case of the ring-shaped cluster shown in Figure 3, the relative performances of CS, FS, and FSR were essentially unchanged. Table V shows the estimated bivariate power distributions on the line $s = s^* (l = s^*, \dots, l_{\max})$ of FSR for each of the two types of the true cluster, indicating clearly that FSR can detect an arbitrarily shaped cluster reasonably well as the strength or the relative risk of the cluster becomes large. Both CS and FS, on the other hand, have no such property. However, Table V also suggests that FSR still has an undesirable property to a certain extent in that the probability of detecting the true cluster together with a few of the neighboring regions with nonelevated risk is not small even when Q is quite small.

5. Discussion

In this paper, we examined the performance of the flexible spatial scan statistic implemented with the restricted likelihood ratio via a Monte Carlo simulation study and also compared the performance of the three spatial scan statistics, Kulldorff's circular spatial scan, Tango and Takahashi's flexible spatial scan,

and the proposed flexible spatial scan. As a result, the proposed flexible spatial scan statistic was shown to eliminate the constraint of the maximum of 30 nearest neighbors for searching the cluster candidates and to have surprisingly much less running time than the original flexible spatial scan statistic of Tango and Takahashi. Furthermore, it tended to detect clusters of any shape reasonably well as the relative risk of the cluster becomes large as shown in Table V. Other spatial scan statistics do not seem to have this property. For example, Kulldorff's circular spatial scan statistic was shown to have relatively high usual power but tended to detect an MLC that was much larger than expected from the data. When applied to a noncircular cluster, the supports of the bivariate power distribution $P(l, s)$ of Kulldorff's circular spatial scan statistic were scattered over a wide range of points (l, s) . In comparison, we did not include the elliptical version of spatial scan statistic [12], which introduces an *eccentricity penalty* that discourages eccentric clusters. The reason is that an elliptical window is obviously not able to detect clusters of any shape and is plagued with a large dose of subjectivity and noninterpretability in the penalty parameters.

The idea of the restricted likelihood ratio $\lambda_T(\mathbf{Z})$, on the other hand, seems to be quite natural and interpretable in that the regions with nonelevated risk should not be included in the MLC. However, this restriction may be too strict in some cases depending on the choice of α_1 . For example, for a small to moderate increase in risk in a local area, random variation might result in nonelevated observed count ($p_i > \alpha_1$) in regions with truly elevated risk. In this case, the proposed procedure may only identify the elevated portion of the true cluster. To remedy this situation to a certain extent, we recommend adopting a larger value for α_1 as discussed in Section 2.3.

Our simulation study adopted the value of $\alpha_1 = 0.20$, which was recommended as a default option by Tango [16]. We think this problem is quite similar to *selection of covariates* in any regression model. A well-known *stepwise regression* combines the two procedure of *forward selection* and *backward elimination* where *p*-values of selection criterion and elimination criterion are usually set at around 0.15–0.20. Needless to say, we can vary the value depending on the situation and/or the user's specific consideration. However, we do not think that the basic property of the proposed flexible spatial scan statistic observed in our simulation study would change drastically for other values of α_1 (< 0.5).

Finally, the proposed flexible spatial scan statistic has a better property in that the running time is quite fast and it can detect the true cluster with any shape reasonably well when the value of Q is large. However, it still suffers from the undesirable property that the probability of perfect detection of the true cluster cannot be 1.00 even when Q is quite small. We would like to examine this issue in our future work.

We have conducted all of the computations and simulations on a PC with Windows 7.

Acknowledgements

The authors would like to thank the referee for his insightful comments and suggestions. This research was partly funded by 2011 Grant-in-Aid for Scientific Research (grant no. 23300107) from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, Japan.

References

1. Lawson AB, Biggeri A, Böhning D, Lesaffre E, Viel JF, Bertollini R (eds). *Disease Mapping and Risk Assessment for Public Health*. John Wiley & Sons: New York, 1999.
2. Lawson AB, Denison D. *Spatial Cluster Modelling*. CRC Press: Boca Raton, Florida, 2002.
3. Waller LA, Gotway CA. *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. John Wiley & Sons: New York, 2004.
4. Tango T. *Statistical Methods for Disease Clustering*. Springer: New York, 2010.
5. Kulldorff M, Nagarwalla N. Spatial disease clusters: detection and inference. *Statistics in Medicine* 1995; **14**:799–810. DOI: 10.1002/sim.4780140809.
6. Kulldorff M. A spatial scan statistic. *Communications in Statistics: Theory and Methods* 1997; **26**:1481–1496.
7. Kulldorff M. Information Management Services Inc. SaTScan v9.1.1: Software for the spatial and space-time scan statistics, 2011. <http://www.satscan.org/>.
8. Duczmal L, Assunção R. A simulated annealing strategy for the detection of arbitrarily shaped spatial clusters. *Computational Statistics & Data Analysis* 2004; **45**:269–286.
9. Patil GP, Taillie C. Upper level set scan statistic for detecting arbitrarily shaped hotspots. *Environmental and Ecological Statistics* 2004; **11**:183–197.
10. Tango T, Takahashi K. A flexibly shaped spatial scan statistic for detecting clusters. *International Journal of Health Geographics* 2005; **4**:11. DOI: 10.1186/1476-072X-4-11.
11. Assunção R, Costa M, Tavares A, Ferreira S. Fast detection of arbitrarily shaped disease clusters. *Statistics in Medicine* 2006; **25**:723–742. DOI: 10.1002/sim.2411.

12. Kulldorff M, Huang L, Pickle L, Duczmal L. An elliptic spatial scan statistic. *Statistics in Medicine* 2006; **25**:3929–3943. DOI: 10.1002/sim.2490.
13. Takahashi K, Yokoyama T, Tango T. *FlexScan v3.1: Software for the Flexible Scan Statistic*. National Institute of Public Health: Japan, 2010. <http://www.niph.go.jp/soshiki/gijutsu/download/flexscan/index.html/>.
14. Huang L, Pickle LW, Das B. Evaluating spatial methods for investigating global clustering and cluster detection of cancer cases. *Statistics in Medicine* 2008; **27**:5111–5142. DOI: 10.1002/sim.3342.
15. Tango T. A test for spatial disease clustering adjusted for multiple testing. *Statistics in Medicine* 2000; **19**:191–204. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0258(20000130).
16. Tango T. A spatial scan statistic with a restricted likelihood ratio. *Japanese Journal of Biometrics* 2008; **29**:75–95.
17. Dwass M. Modified randomization test for nonparametric hypotheses. *Annals of Mathematical Statistics* 1957; **28**: 181–187.



わが国における救急蘇生統計を用いた 冬季の心肺機能停止傷病者救急搬送件数の 時間的集積性の検出

高橋 邦彦^{1,2} 武村 真治² 長谷川 学³
金谷 泰宏² 齋藤 大蔵⁴ 阪本 敏久⁵

【要旨】 目的：一般に心肺機能停止傷病者の発生は冬季に多いことが知られており，消防庁救急統計活用検討会でのデータの集計結果でも明らかになっている。本研究では心肺機能停止傷病者の救急搬送件数が増える冬季に注目し，そのなかで特異的に件数が高く集積している期間があるかどうかを客観的に判断するために解析，検討を行った。方法：2005～2008年の日本全国において救急搬送された心肺機能停止傷病者の救急蘇生統計データを用い，性別，心原性・非心原性の別などについて集計を行い，12～1月の期間に注目し，発生の有意な集積期間があるか時間集積性の検定を行った。結果：いずれの年も，男女ともに年末年始時期に最も有意な時間集積が認められた。また，心原性・非心原性とも同様の集積があり，原因による差は認められなかった。結論：わが国における心肺機能停止傷病者の救急搬送件数が，年末年始時期に統計的に有意に集積していることが明らかになった。

索引用語：ウツタイン様式，心肺機能停止傷病者，時間集積性，年末年始

はじめに

近年，少子高齢化，核家族化の進展や住民意識の変化などに伴い，救急需要が増加し，平成20（2008）

年の救急出場件数は約510万件で，平成10（1998）年からの10年間で約38%増加していた¹⁾。そのなかで毎年約10万件が心肺機能停止傷病者の搬送となっている²⁾。心肺機能停止症例について，地域間・国際間での蘇生率などの統計比較を可能とするために，1990年の国際蘇生会議において，「ウツタイン様式」とよばれる記録に関する統一的なガイドライン³⁾が提唱された。わが国においては，平成15（2003）年「救急業務高度化推進検討会」によるウツタイン様式導入の提言をもとに，平成17（2005）年1月より，全国の消防本部におけるすべての心肺機能停止傷病者のウツタイン様式に基づくデータ収集が開始され，救急蘇生統計として公表されている。ウツタイン様式の調査項目では，病院搬送前の心肺機能停止傷病者に対する救命活動による蘇生，1か月後の生存率や回復程度など，救命処置の成績に関する項目に重点がおかれている。その一方で，心肺機能停止傷病者が発生するリスク要因に関しては，十分に検討されていないのが実情である。

心肺機能停止のリスク要因として，患者個人の要因とそれを取り巻く環境の要因に大別できるが，予防方

Detection of Temporal Clustering of Emergency Medical Transport Cases Who Are Cardiopulmonary Arrest Patients in Japan during Winter Using Emergency Resuscitation Statistics

Kunihiko TAKAHASHI^{1,2}, Shinji TAKEMURA², Manabu HASEGAWA³, Yasuhiro KANATANI², Daizoh SAITOH⁴, Toshihisa SAKAMOTO⁵

¹Department of Health Policy and Technology Assessment, National Institute of Public Health,

²Department of Health Crisis Management, National Institute of Public Health, ³Ambulance Service Planning Office, Fire and Disaster Management Agency,

⁴National Defense Medical College Research Institute,

⁵Department of Traumatology and Critical Care Medicine, National Defense Medical College

¹国立保健医療科学院政策技術評価研究部，²国立保健医療科学院健康危機管理研究部，³総務省消防庁救急企画室，⁴防衛医科大学校防衛医学研究センター，⁵防衛医科大学校病院救急部

〔原稿受付日：2011年10月31日 原稿受理日：2012年8月7日〕

策を検討するうえでは後者の分析が不可欠である。このうち最も重要なリスク要因の1つとして「季節性」が挙げられる。一般に心肺機能停止は冬季に多いことが知られており、平成21(2009)年度第2回救急統計活用検討会の集計⁴⁾や、新潟市における検討⁵⁾などでも明らかになっている。しかし具体的にどの時期にどの程度発生しているかなど、その発生時期についての詳細な分析や厳密な統計学的検討は十分に行われていない。一般に疾病などの発生を経時的に観測している場合、その発生が特定の期間に集積しているとき「時間集積性」があるという。時間集積性が認められた場合、その期間の発生増加をもたらす何らかの要因が背後にあることが示唆される。この集積性の検出のためには疾病集積性の検定手法が利用できる⁶⁾。そこで本研究では、ウツタイン様式に基づき集計され消防庁救急企画室から公開されている救急蘇生統計データを用い、とくに心肺機能停止傷病者発生が多い冬季12～1月の2か月間に注目し、その期間内において発生が集中している時期があるかどうか時間集積性の検出を検討する。

対象と方法

1. 対象データ

2005～2008年の日本全国において救急搬送された心肺機能停止傷病者を対象として、匿名化・電子化されたうえで消防庁救急企画室から提供されている、ウツタイン様式に基づく救急蘇生統計データを用いた。本研究ではとくにその発生の特徴をつかむことを目的とし、発生日、都道府県、性別、年齢、心原性・非心原性の別、および覚知の時刻の項目を用いた。データは年ごとのファイルに分けられ提供されているが、入力されている発生日の年が収録されている年と異なっていたものについては、収録されているファイルの年に合わせた。また発生日が未入力のものについては解析から除外した。以上により対象解析例数は、2005年が102,738件(うち発生日不明2件)、2006年が105,943件(うち発生日不明4件)、2007年が109,461件(うち発生日不明0件)、2008年が113,827(うち発生日不明6件)件であった。

2. 発生動向の観察

年間および12～1月における搬送件数の動向を観察するため、以下の手順でデータの要約を行った。

1) 週別搬送件数の推移

発生日をもとに、日曜日を初めとし土曜日を終わりとした週に分け、男女別、総数と心原性・非心原性の別に週別の搬送件数を集計し、その件数の推移を観察した。

2) 12～1月における日別搬送件数の推移

毎年12～1月の2か月間について、男女別、総数と心原性・非心原性の別に搬送件数の集計を行い、その件数の推移を観察した。

3) 12～1月における都道府県別件数

都道府県によってこの期間の件数の変化が異なるかどうかをみるため、2005年12月～2006年1月の2か月間で都道府県別に搬送件数を集計した。またその期間の件数の多い上位10都道府県について詳細に日別件数を観察し、併せてそれ以外の37府県での総数も集計した。

3. 12～1月における搬送件数の時間集積性の検出

1) 時間集積性の検定

各年12～1月の2か月について日単位の発生件数を用いて、特定の期間に統計的に有意な時間集積性が確かめられるか、男女別の総数、ならびに心原性・非心原性別に集積性の検定を行った。検定には疾病集積性の検定法であるKulldorff's scan statistic^{7,8)}を用いた。ここではこの2か月内に集積期間がないことを帰無仮説とし、1日あたり期待件数は、当該2か月間の搬送件数の総数を日数(62日)で割った数を用いた。また検定に必要なパラメータとして、検出される集積期間の最大期間(maximum temporal length)を15日間とし、モンテカルロ検定のための繰り返し数を9,999回、有意水準5%として検定を行った。最もp値が小さい期間をmost likely clusterとし、それ以外にも $p < 0.05$ となる有意な集積期間があったものは、secondary clusterとしてp値の小さい順に挙げた⁹⁾。この解析には、集積性の検定を行うソフトとしてMS-Windows用に開発提供されているFlexScan Version 3.1⁹⁾を用いた。

2) 集積期間内外の発生動向比較

検出された集積期間内の搬送事例について、特定の年齢層のみが増加しているかどうかを検討するため、検出された集積期間内とそれ以外の時期において傷病者の年齢構成を調べ、年齢階級別の件数を比較した。

同様に、覚知時刻に違いがあるかについてもそれぞれの件数を集計し比較した。

結 果

1. 発生動向の観察

1) 週別搬送件数の推移

男女別に、週別搬送件数の総数ならびに心原性・非心原性別の件数を集計し、推移を図1に示した。ここでは各週を日曜日から始まるとして集計し、2005年1月2日（日曜日）～2008年12月27日（土曜日）を示した。まず総数をみると、男女とも夏季7～9月よりも冬季12～2月に発生件数が多く、1月1日を含む週が毎年のピークとなっていた。男性総数、女性総数では、2006年1月1日を含む週はそれぞれ2,101件、1,451件、同様に2007年1月1日を含む週はそれぞれ1,951件、1,400件、2008年1月1日を含む週は2,115件、1,416件であった。また12～1月における各週の1週あたり平均件数は男性総数、女性総数がそれぞれ1,587.36件、1,118.48件であり、同様にその期間での最小値は1,392件、945件であった。2007年夏季の第33週（2007年8月12～18日）において男性総数、女性総数がそれぞれ1,160件、930件で、その前後の第32週1,017件、707件および第34週972件、697件と比べて一時的な増加がみられた。しかし、いずれも上記12～1月での最小値よりも少なかった。

次に心原性の件数、非心原性の件数のいずれにおいても、1月1日を含む週がそれぞれの毎年のピークになっていた。また心原性の発生のほうが年間を通してほとんどの週で多くなっていた。男性で心原性が非心原性よりも少なくなっていたのは2005年8月7～13日、2006年8月13～19日、同年9月17～23日、同年10月29日～11月4日、2007年8月12～18日、同年9月2～8日の6週だけであった。同様に女性では2006年6月11～17日、同年8月13～19日、同年10月14～21日、2007年6月10～16日、同年6月24～30日、同年8月5～11日、同年8月12～18日の7週のみ心原性が非心原性よりも少なかった。

2) 12～1月における日別搬送件数の推移

各12～1月の2か月間について日ごとの発生件数について男女別に集計し、総数および心原性、非心原性の件数を図2に示した。いずれの年でも男女とも1月1日、2日を含む年末年始時期にそのピークがあった。

3) 12～1月における都道府県別件数

2005年12月～2006年1月の2か月間で都道府県別に搬送件数を集計し、上位15都道府県までを表1に示した。東京都、神奈川県、大阪府、愛知県など人口の多い都道府県での搬送件数が多くなっており、上位10都道府県で件数は、男性7,610件（全国計14,442件）、女性5,469件（同10,216件）で、全国の発生件数のほぼ半分を占めていた。この上位10都道府県について日別件数の総数を集計すると、いずれの都道府県でも年末年始時期に件数が増加していた（図3上）。さらに上位10都道府県以外の37府県における発生件数（男性6,832件、女性4,747件）を日別に集計し、図3下に示した。ここでも1月1日がピークになっており、年末年始時期の件数増加が確認できた。なお、これらの結果は他の年度でも同様であった。

3. 12～1月における搬送件数の時間集積性の検出

1) 時間集積性の検定

毎年12～1月の2か月間における男女別、総数と心原性・非心原性別での時間集積性の検定を行った結果は表2のようになった。まず総数での結果をみると、2005年12月30日～2006年1月10日の12日間が有意な集積期間（ $p=0.0001$ ）として検出された。12～1月の2か月間を基準とした集積期間内の発生の相対リスク（RR）は1.23であった。同様に女性については、2005年12月30日～2006年1月11日の13日間が有意な集積期間（ $p=0.0001$, $RR=1.21$ ）として検出された。2006年12月～2007年1月、2007年12月～2008年1月においても、男女とも有意な集積期間が検出された。なお2006年12月～2007年1月の男性では、最も有意な集積が①12月29日～1月9日の12日間（ $p=0.0001$ ）であり、次いで②1月15日の1日間が2番目の集積期間（ $p=0.0298$ ）であったことを示している。いずれの年においても最も有意な集積が検出されたのは、男女とも1月1日を含む年末年始時期であり、相対リスクも1.2倍を超えていた。

心原性・非心原性別の検定においても、いずれの場合でも有意な時間集積性が検出された。男女問わず、心原性、非心原性とも、それぞれ最も有意な集積期間として検出されたのは1月1日を含む年末年始時期であった。とくに非心原性で検出された集積期間では、相対リスクが1.63（2005年12月～2006年1月、男性）、1.72（2006年12月～2007年1月、男性）、1.51（同、

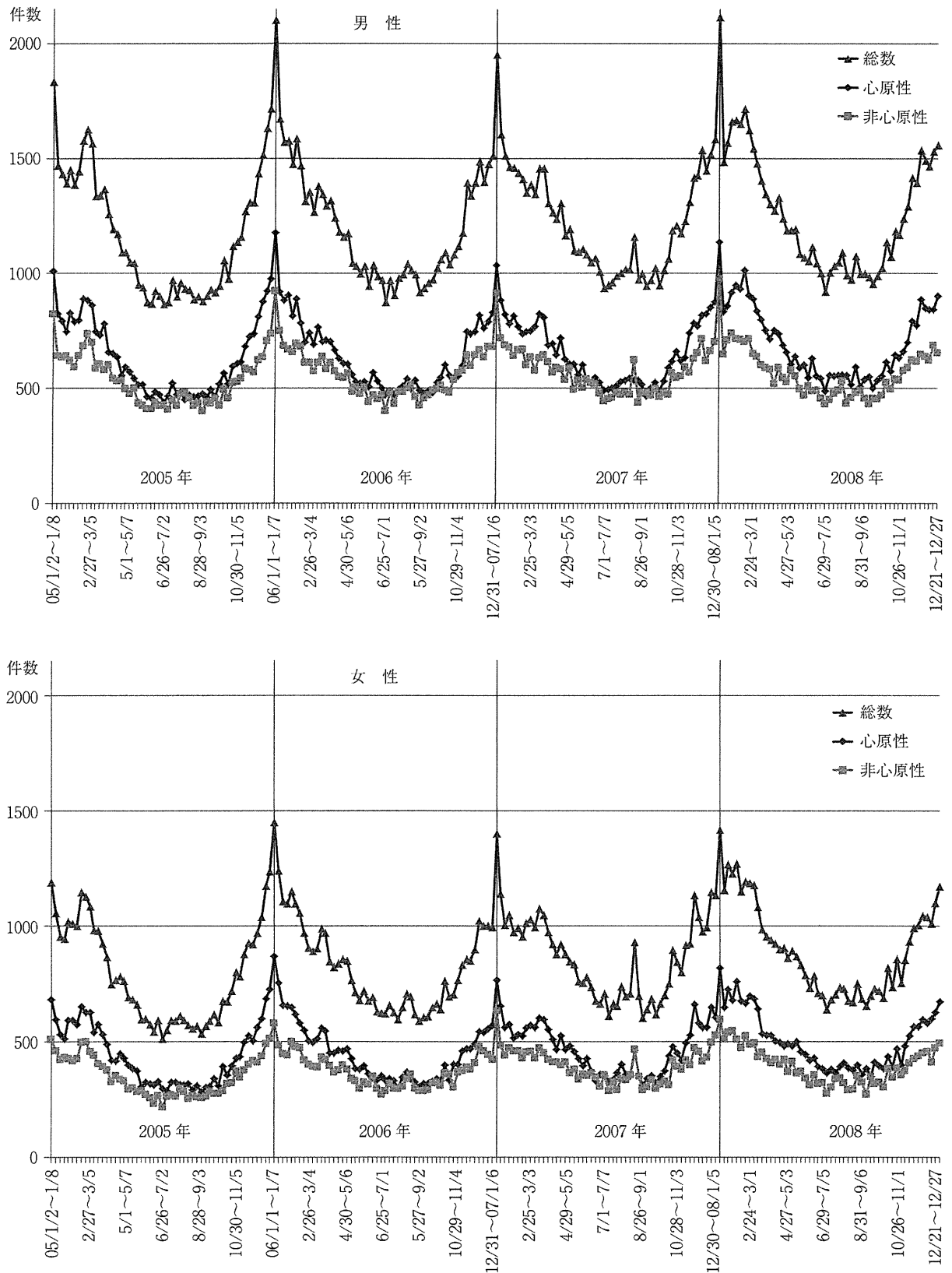


図1 2005～2008年における週ごとの心肺機能停止傷病者救急搬送件数
(男女別、総数および心原性・非心原性別)

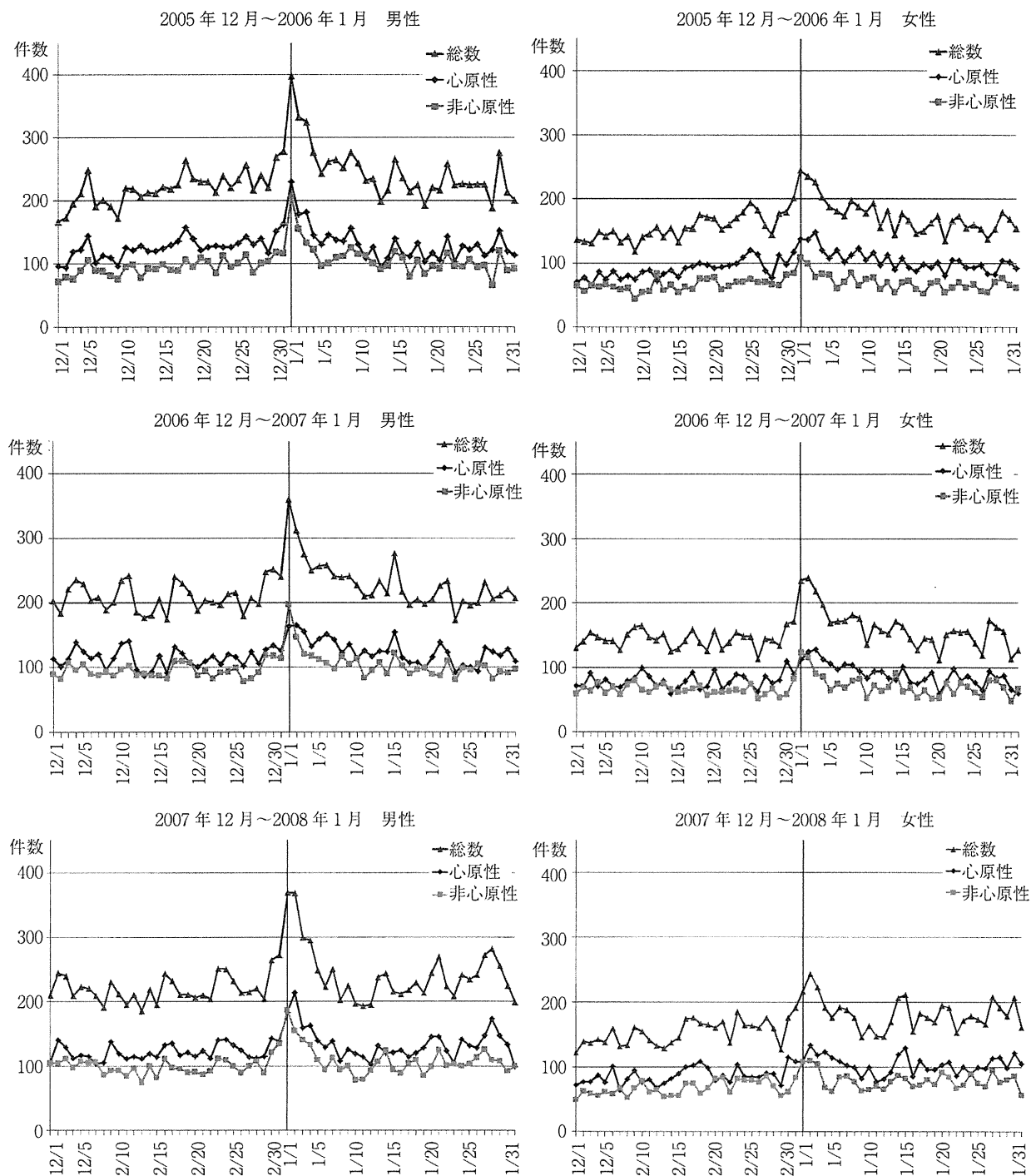


図2 12～1月における日単位での心肺機能停止傷病者救急搬送件数
(男女別, 心原性・非心原性別)

女性) など, 心原性のみの場合の年末年始時期の集積期間の相対リスク (1.22～1.40) よりもさらに高いリスクをもつ期間が検出されていた。

2) 集積期間内外の発生動向比較

2005年12月～2006年1月の2か月間の発生について, 検出された有意な集積期間内とそれ以外の期間とで救急搬送された傷病者の年齢構成を表3に示し

た。男性の非心原性において集積期間内での70歳代の搬送が35.35%となり, 集積期間外での26.29%よりも9.06%増加がみられた。それ以外の変動幅はすべて5%未満であり, 半数は1%未満の変化しかなかった。同様に集積期間内外で覚知時刻の比較を表4に示した。非心原性で6～12時の件数が男性で集積期間内34.34% (集積期間外28.23%), 女性で集積期間内30.78% (集積期間外27.58%) と集積期間内の方が高

表 1 2005 年 12 月～2006 年 1 月における心肺機能停止傷病者搬送件数（県別、上位 15 都道府県）

都道府県	件数	(男性)	(女性)
1 東京都	2,586	1,536	1,050
2 神奈川県	1,673	945	728
3 愛知県	1,465	847	618
4 大阪府	1,421	819	602
5 埼玉県	1,170	649	521
6 千葉県	1,058	618	440
7 兵庫県	1,019	610	409
8 北海道	917	559	358
9 福岡県	894	514	380
10 静岡県	876	513	363
11 茨城県	667	393	274
12 長野県	538	322	216
13 新潟県	523	328	195
14 京都府	509	287	222
15 福島県	490	280	210
全国計	24,658	14,442	10,216
上位 10 都道府県	13,079	7,610	5,469
その他	11,579	6,832	4,747

くなっていたが、その差はそれぞれ 6.11%, 3.2%であり全体としては大きな違いはなかった。

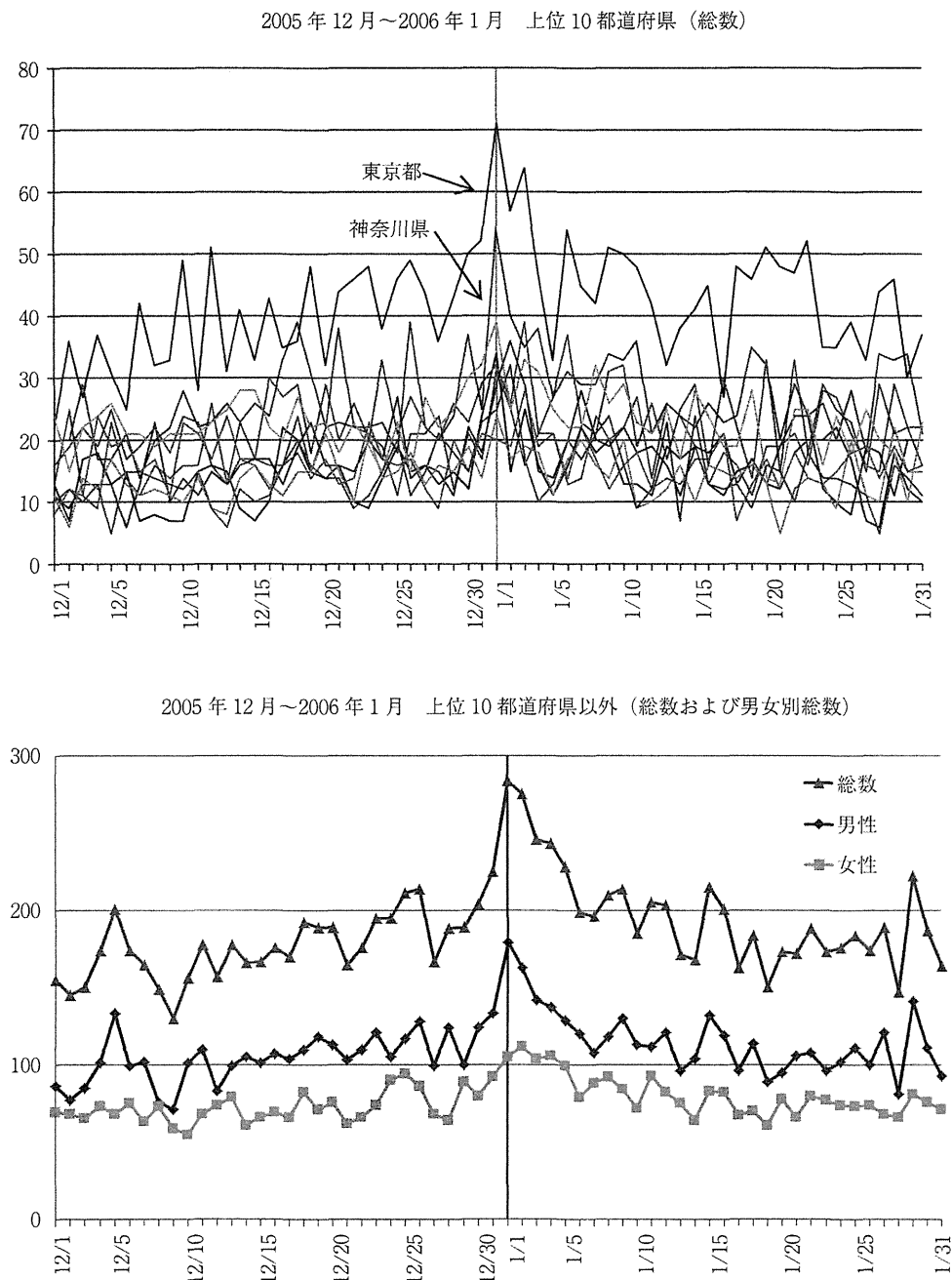
考 察

近年、救急車による搬送件数の増加が指摘され、その要因についていくつかの検討が行われており^{10, 11)}、救急搬送率には医学的要因以外のものも関与していることが示唆されている¹¹⁾。また救急医療システムと地域の健康指標の関連も認められている¹²⁻¹⁴⁾。本研究では、心肺機能停止傷病者の救急搬送が網羅されているウツタイン様式に基づいた救急蘇生統計のデータを用いて、その搬送件数の発生時期について詳しく検討を行った。わが国においては、心肺機能停止傷病者の発生は冬季に高くなる傾向にあることが知られており、本研究での集計からも夏季よりも冬季に件数が多い傾向が確認された。とくに発生件数の多い冬季 12～1 月に注目し詳細に日単位で検討を行ったところ、年末年始時期に特異的な増加が認められた。この増加が誤差範囲と考えられるかどうか、時間集積性の検定による解析を行ったところ、いずれの年でも 1 月 1 日を含む年末年始時期に最も有意な集積が検出された。この結果は図 3 のとおり、人口の多い都道府県だけの影響ではなく、全国的に心肺機能停止傷病者の救急搬送

件数がこの時期に増加していると認められた。また図 2 および表 2 のとおり、男女別、心原性・非心原性の別のいずれの場合でも、1 月 1 日を含む年末年始時期に最も有意な集積期間が検出された。

このことから年末年始の件数増加に関しては、たとえば正月に多く発生する、餅による窒息などの外的要因での事故が顕著に増えているのではなく、性別や心原性・非心原性の別なく全体に発生の集積が起きていると考えられた。さらに表 3 のとおり、検出された集積期間内とそれ以外で搬送された傷病者の年齢構成を比較しても、大きな違いがみられなかったことから、特定の年代だけが年末年始に増加しているのではなく、どの年代でも増加していると考えられる。なお時間集積性の検定では、発生が集中している期間を検出するため、最も有意な集積期間の相対リスクが必ずしも最大になるわけではない。実際、2006 年 12 月～2007 年 1 月の男性総数において、最も有意な集積期間は 2006 年 12 月 29 日からの 12 日間で、相対リスクは 1.20 ($p=0.0001$) であったが、2 番目の集積として 2007 年 1 月 15 日の 1 日だけが検出され、その相対リスクは 1.26 ($p=0.0298$) であり、最も有意な集積期間のリスクよりも高かった。また時間集積性の検定法はいくつか提案されているが、本研究のように事前に集積のある期間を想定せず、検定と同時に集積期間の同定も行う解析では、とくに検定の多重性を考慮しているという点で、Kulldorff's scan statistic の利用が推奨されている⁸⁾。実際の解析には本研究で用いた FlexScan のほかに、SaTScan¹⁵⁾などを利用することも可能である。

一方、図 3 に示したように、2005 年 12 月～2006 年 1 月における最も件数の多い東京都での元日の発生総数は 71 件であった。これは日単位でみると、年末年始時期以外における多い日より東京都全体で 20 件程度の増加であり、それを消防署単位や病院単位として単純に考えれば 1～2 件増えた程度になる。さらに人口の少ない県などでは県全体でも数件増える程度になっている。また救命救急センターなどの救急外来では、心肺機能停止傷病者に限らず総じて受診患者が年末年始時期に増加している¹⁶⁾。このことから各地域や医療機関では、年末年始時期に、急激に心肺機能停止傷病者の搬送件数が増えているとは認識されていないのではないかと思われる。しかし本研究によって、この年末年始時期における心肺機能停止傷病者搬送件数の特異的に集中した増加は、全国的に起きていることが明らかになった。実際、12～1 月の 2 か月間にお



いて、年末年始時期の集積期間では 1.2 倍を超えるリスクで発生が増加していた（表 2）。このことは、心肺機能停止や救急搬送の問題を、個々の患者ではなく、地域の課題として取り組む必要があることを示唆している。

今回用いた時間集積性の検定による検討では、集積の原因を明らかにすることは困難であるが、いくつかの仮説と考察が挙げられる。1 つには、心肺機能停止傷病者の発生要因として、心筋梗塞のリスクファクターである低温環境が考えられる。しかし年間を通して最

も寒冷になるのは、年末年始時期ではなくむしろ 1 月下旬から 2 月である。本研究の結果からは、年末年始時期の搬送件数は男女、心原性・非心原性とも 1 月下旬～2 月の件数よりも多いことが観察された。冬季にその発生が増加していることから、低温環境による人体に対するストレスが大きいことも 1 つの要因になる可能性はあるが、そのみが年末年始に心肺機能停止傷病者が集積する要因とは考えられない。もう 1 つは、長期休日による医療アクセシビリティの低下が考えられ、それが高血圧、糖尿病などの基礎疾患を有する者

表 2 検出された有意な集積期間

(男女別, 総数)		全国総件数	1日あたり期待件数		検出された集積期間	日数	期間内件数	p 値	RR
2005 年 12 月	男性	14,442	232.94	①	12/30 - 1/10	12	3,439	0.0001	1.23
～ 2006 年 1 月	女性	10,216	164.77	①	12/30 - 1/11	13	2,587	0.0001	1.21
2006 年 12 月	男性	13,629	219.82	①	12/29 - 1/9	12	3,171	0.0001	1.20
～ 2007 年 1 月				②	1/15	1	276	0.0298	1.26
	女性	9,437	152.21	①	1/1 - 1/4	4	889	0.0001	1.46
				②	1/5 - 1/9	5	869	0.0102	1.14
2007 年 12 月	男性	14,356	231.55	①	1/1 - 1/4	4	1,331	0.0001	1.44
～ 2008 年 1 月				②	1/27 - 1/29	3	809	0.0022	1.16
	女性	10,388	167.55	①	12/31 - 1/7	8	1,620	0.0001	1.21
				②	1/14 - 1/28	15	2,725	0.0005	1.08
(男女別, 心原性のみ)									
		全国総件数	1日あたり期待件数		検出された集積期間	日数	期間内件数	p 値	RR
2005 年 12 月	男性	8,177	131.89	①	12/30 - 1/10	12	1,930	0.0001	1.22
～ 2006 年 1 月	女性	6,020	97.10	①	12/29 - 1/11	14	1,652	0.0001	1.22
2006 年 12 月	男性	7,422	119.71	①	1/1 - 1/7	7	1,053	0.0001	1.26
～ 2007 年 1 月	女性	5,209	84.02	①	12/30 - 1/9	11	1,177	0.0001	1.27
2007 年 12 月	男性	7,931	127.92	①	1/1 - 1/4	4	718	0.0001	1.40
～ 2008 年 1 月				②	1/27 - 1/29	3	467	0.0040	1.22
	女性	5,880	94.84	①	12/30 - 1/6	8	927	0.0001	1.22
				②	1/14 - 1/15	2	248	0.0073	1.31
				③	1/27 - 31	5	552	0.0324	1.16
(男女別, 非心原性のみ)									
		全国総件数	1日あたり期待件数		検出された集積期間	日数	期間内件数	p 値	RR
2005 年 12 月	男性	6,265	101.05	①	1/1 - 1/3	3	495	0.0001	1.63
～ 2006 年 1 月	女性	4,196	67.68	①	12/30 - 1/5	7	614	0.0001	1.30
2006 年 12 月	男性	6,207	100.11	①	1/1 - 1/2	2	344	0.0001	1.72
～ 2007 年 1 月	女性	4,228	68.19	①	1/1 - 1/4	4	413	0.0001	1.51
2007 年 12 月	男性	6,425	103.63	①	12/31 - 1/4	5	747	0.0001	1.44
～ 2008 年 1 月	女性	4,508	72.71	①	1/1 - 1/3	3	323	0.0001	1.48

の健康リスクをさらに高めている可能性は否定できない¹⁷⁾。急性心筋梗塞による死亡と地域の救急医療資源の関連も示唆されており^{13,14)}、この時期多くの医療機関が休診になることや、それが患者の医療受診行動に少なからず影響を与えている可能性も考えられる。実際、週単位の集計（図 1）で若干一時的な増加がみられた 2007 年の 33 週は、お盆の時期になっていた。この年は記録的な猛暑に見舞われた年でもあり、この増加も医療機関の休診が重なったことが影響した可能性も考えられる。また、年末年始においては大都市圏への野宿者の流入が生じることが指摘されており、越年者についてはとくに健康状態が相対的に重篤化していることが指摘されており¹⁸⁾、年末年始における社会・文化的な特徴が影響していることも考えられる。

しかし本研究で用いたウツタイン様式に基づく救急蘇生統計で集計されるのは、病院外心停止患者の搬

送・治療成績に焦点が当てられた記録集計であり、その発生の原因についての項目は限られている。そのため心原性の傷病者も、非心原性の傷病者も、ともに年末年始に搬送件数が集中して増加していることや、その期間内外で年齢構成や覚知時間に大きな違いがみられないことは明らかにできたものの、本研究で用いたデータからは発生集積の原因を明らかにしえなかった。これらの発生増加の原因を探るためには、より詳細な救急搬送記録や医療データなどを用いて、さらなる解析、検討が必要となる。また海外においても、この年末年始時期における心肺停止傷病者の発生集積などの研究は、われわれが知る限り行われていないが、海外での状況についての検討も行い、比較を行うことも必要であろう。なお平成 22（2010）年度救急業務高度化推進検討会報告書¹⁹⁾にあるとおり、平成 25（2013）年から新たな調査項目が追加された救急業務統計の報

表3 2005年12月～2006年1月において検出された集積期間内外における年齢別搬送件数

男性心原性					女性心原性			
年齢	集積期間内 12/30 - 1/10		集積期間外		集積期間内 12/29 - 1/11		集積期間外	
	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)
0 - 9	7	0.36	40	0.64	17	1.03	18	0.41
10 - 19	12	0.62	23	0.37	4	0.24	9	0.21
20 - 29	20	1.04	42	0.67	9	0.54	21	0.48
30 - 39	29	1.50	118	1.89	12	0.73	50	1.14
40 - 49	73	3.78	246	3.94	28	1.69	77	1.76
50 - 59	185	9.59	690	11.05	71	4.30	202	4.62
60 - 69	357	18.50	1,120	17.93	136	8.23	423	9.68
70 - 79	626	32.44	1,908	30.54	395	23.91	1,071	24.52
80 - 89	485	25.13	1,597	25.56	656	39.71	1,704	39.01
90 -	136	7.05	463	7.41	324	19.61	793	18.15
計	1,930	100.00	6,247	100.00	1,652	100.00	4,368	100.00

男性非心原性					女性非心原性			
年齢	集積期間内 1/1 - 1/3		集積期間外		集積期間内 12/30 - 1/5		集積期間外	
	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)
0 - 9	3	0.61	102	1.77	3	0.49	63	1.76
10 - 19	5	1.01	66	1.14	3	0.49	33	0.92
20 - 29	6	1.21	172	2.98	11	1.79	107	2.99
30 - 39	10	2.02	253	4.38	12	1.95	111	3.10
40 - 49	15	3.03	342	5.93	28	4.56	133	3.71
50 - 59	41	8.28	712	12.34	46	7.49	284	7.93
60 - 69	92	18.59	898	15.56	79	12.87	387	10.80
70 - 79	175	35.35	1,517	26.29	135	21.99	745	20.80
80 - 89	112	22.63	1,344	23.29	196	31.92	1,145	31.97
90 -	36	7.27	364	6.31	101	16.45	574	16.02
計	495	100.00	5,770	100.00	614	100.00	3,582	100.00

告が行われる予定である。そこで追加された「疾病」の分類や「発生場所」の区分などを利用した解析を行うことができれば、予防対策をするうえでも有用な要因の分析が可能になると考えられる。今後、今回明らかになったわが国における年末年始時期における心肺機能停止傷病者発生の集積の要因について明らかにしていくことは、社会的な対策を探るうえでの重要な情報になると考えられ、公衆衛生・救急医学における重要な研究課題として引き続き検討を行う必要がある。

結 論

わが国における心肺機能停止傷病者の救急搬送件数について、その発生が多くなると知られている冬季に

において、そのなかでもとくに年末年始時期に、統計的に有意な搬送数の集積が検出された。今後の対策や原因を検討するうえで有益な情報になると考えられる。

文 献

1) 総務省消防庁編：消防白書 平成21年版. 日経印刷, 2009.
2) 総務省消防庁：平成21年度救急統計活用検討会報告書. 2010年3月.
http://www.fdma.go.jp/html/intro/form/kikaku-shiryo_h21.html(2012年6月13日アクセス可能)
3) Cummins RO, Chamberlain DA, Abramson NS, et al: Recommended guidelines for uniform reporting of data

表 4 2005 年 12 月～2006 年 1 月において検出された集積期間内外における覚知時間別件数

覚知時間	男性心原性				女性心原性			
	集積期間内 12/30 - 1/10		集積期間外		集積期間内 12/29 - 1/11		集積期間外	
	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)
0～6 時	265	13.73	851	13.62	202	12.23	517	11.84
6～12 時	599	31.04	2,000	32.02	548	33.17	1,494	34.20
12～18 時	536	27.77	1,658	26.54	398	24.09	1,048	23.99
18～24 時	530	27.46	1,738	27.82	504	30.51	1,309	29.97
計	1,930	100.00	6,247	100.00	1,652	100.00	4,368	100.00

覚知時間	男性非心原性				女性非心原性			
	集積期間内 1/1 - 1/3		集積期間外		集積期間内 12/30 - 1/5		集積期間外	
	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)
0～6 時	63	12.73	744	12.89	72	11.73	379	10.58
6～12 時	170	34.34	1,629	28.23	189	30.78	988	27.58
12～18 時	125	25.25	1,761	30.52	172	28.01	1,040	29.03
18～24 時	137	27.68	1,636	28.35	181	29.48	1,175	32.80
計	495	100.00	5,770	100.00	614	100.00	3,582	100.00

from out-of-hospital cardiac arrest: the Utstein style. Circulation 1991; 84: 960-75.

4) 総務省消防庁：第2回救急統計活用検討会配布資料。2009 年12月。
http://www.fdma.go.jp/html/intro/form/kikaku-kyukyu_toukei.html(2012年6月13日アクセス可能)

5) 遠藤裕，肥田誠治，大橋さとみ，他：自宅における突然の心停止を対象とした自動体外式除細動器の効果的配置の検討－地理情報システムを用いたシミュレーション－。日救急医学会誌 2011; 22: 1-8.

6) 丹後俊郎，横山徹爾，高橋邦彦：空間疫学への招待。朝倉書店，東京。2007，p142-8.

7) Kulldorff M, Nagarwalla N: Spatial disease clusters: detection and inference. Stat Med 1995; 14: 799-810.

8) Tango T: Statistical Methods for Disease Clustering. Springer, New York, 2010, p59-60.

9) Takahashi K, Yokoyama T, Tango T. FleXScan v3.1: Software for the Flexible Scan Statistic. National Institute of Public Health, Japan. 2010. http://www.niph.go.jp/soshiki/gijutsu/download/flexscan/index_j.html(2012 年 6 月13日アクセス可能)

10) 大重賢治，水嶋春朔，渡辺淳子，他：横浜市における救急車利用に関する市民意識調査研究。日本公衛誌 2001; 48:56-64.

11) 石井敏弘，大井田隆，藤崎清道，他：急車利用に影響を与える諸要因について：特に軽傷者の利用に焦点をあてて。

日本公衛誌 2001; 48:109-20.

12) 大重賢治，井伊雅子，縄田和満，他：横浜市における救急医療の需要分析。日本公衛誌 2003; 50:879-89.

13) 大坪浩一，山岡和枝，横山徹爾，他：標準化死亡比の経験的ベイズ推定量による医療資源の死亡に及ぼす影響に関する研究－福岡県における事例－。日本公衛誌 2004; 51:347-56.

14) 大坪浩一，山岡和枝，横山徹爾，他：標準化死亡比の経験的ベイズ推定量に基づく医療資源と死亡との関連：全国の市区町村を対象として。日本公衛誌 2009 ; 56:101-10.

15) Kulldorff M, Information management Services. SaTScan v8.0: Software for the spatial and space-time scan statistics. <http://www.satscan.org/>(2012年6月13日アクセス可能)

16) 千代孝夫，木内俊一郎：ER型救急における2年間の年末年始9連休の救急患者の分析と問題点。日臨救急医学会誌 2006; 9: 366-74.

17) 千代孝夫，辻本登志英，久保健児，他：2008-2009年年末年始9連休における救急患者への対応と課題。日救急医学会誌 2009;20:445.

18) 大脇甲哉，金沢さだ子，中久木康一，他：新宿における野宿者の健康地域生活移行支援事業の影響。社医研 2009; 26: 109-12.

19) 総務省消防庁：平成22年度救急業務高度化推進検討会報告書。2011. http://www.fdma.go.jp/html/intro/form/kinkyugyoumu_h22_houkoku.html(2012年6月13日アクセス可能)