

呼ばれている。その対象は多岐にわたり、一般用医薬品、救急外来、救急車要請、健康電話相談で実際に運用されている^{1,2)}。一般用医薬品や健康電話相談での症候群サーベイランスは、医療機関への受診前でのサーベイランスであり、救急車要請や救急外来での症候群サーベイランスは重症化例をより早期に捉えられる。ニューヨーク市では救急外来において既に2年間運用されており、その最初の1年のまとめが公表されている³⁾。

症候群サーベイランスは、我が国においては G8 福岡・宮崎サミット⁴⁾、FIFA ワールドカップの際に行われた^{5,6)}。G8 福岡・宮崎サミットは、感染症発生動向調査での届け出疾患を出血性・皮膚病変症候群、呼吸器症候群、胃腸炎症候群、神経系症候群、非特異的症候群に分類しなおして集計しており、対象患者という意味では従来の感染症発生動向調査を越えるものではなかった。本格的な症候群サーベイランスの最初となる FIFA ワールドカップの症候群サーベイランスでは、新規入院患者を皮膚・粘膜症状または出血症状、呼吸器症候群、胃腸症候群、神経系症候群、非特異的感染症症候群に分類して把握するものであった。入院時の把握のために正確性という点では外来受診時より優れているが、反面迅速性という点でも外来受診時より劣っていると考えられる。また、FIFA ワールドカップでは試合が行われた都市でその期間およびその前後 2 週間(東京都は日本での全試合日程の期間及びその前後 2 週間)のみに実施されたために、そのベースラインをはじめとする統計学的な性質を明らかにするまでは至らなかった。本研究はこうしたこれまでの経験を踏まえ、現在諸外国で行われている症候群サーベイランスに相当する症候群サーベイランスに開発を進めるために、東京消防庁において過去 10 年間蓄積されている救急車搬送の情報を用いて、その統計学的性質、および実現可能性を検討する。

こうした現在諸外国で行われている症候群サーベイランスに相当する症候群サーベイランスの開発は、

本研究での救急車搬送のみならず、一般用医薬品^{7,8)}、外来受診時での症状においても行われている。救急車搬送は、そうした多面的な症候群サーベイランスの重要な一部として位置づけられる。他の情報源と比較して、救急車搬送にはおける症候群サーベイランスとしての利点は多い。第一に一般用医薬品や医療機関を通じた情報収集では、一部の協力薬局あるいは協力医療機関に限定されるが、救急車搬送の場合にはその業務の性質上、当該地域全域の情報を収集でき、そのような広域性は大きな特徴である。第二に、東京都においては既に日々の業務として情報が電子化されて蓄積されており、医療機関での情報収集と比べて、改めて情報収集のためのシステムを開発する必要がない。そのため既存のシステムに追加的に症候群サーベイランスを運用することが可能で、非常に安価に症候群サーベイランスを実施することができる。第三に、東京都に関しては過去 10 年間の情報を蓄積しており、安定したベースラインを得ることが可能で、長期間の評価が可能である。

他方で、救急車搬送であることの制約も少なくない。救急車搬送では出勤先の住所は記録されるが、それは居住地ではないので、地域的な流行探知は、医療機関からの情報収集よりも劣る可能性がある。また、救急車搬送の情報は行政上収集された情報であるので、一般用医薬品よりも個人情報保護への配慮をしなければならず、倫理的な配慮が必要となる。いずれにしても、救急車搬送の情報は症候群サーベイランスの情報源として有力であることには変わらない。

B. 材料と方法

東京消防庁が保有する 1995 年 1 月 1 日から 2004 年 12 月 31 日までの救急車搬送のデータの内、主訴が発熱であった救急車搬送を対象とする。利用する情報は、日付、出勤場所、出勤場所と居住地の関係(同一行政区域内、東京都内同一行政区域外、東京都外、その他)、年齢群、地区(丁目番号まで)であ

る。

統計学的検討は、行政区域内の救急車搬送数を都全体の救急車搬送数で除した率を対象とする。そのベースラインは、その率を被説明変数とし、トレンド、週数ダミー、曜日ダミー、休日明けダミーを説明変数とする最小自乗法での予測値とする。また、流行探知は、実際の患者数の比率が、推定式からの予測値よりも残差の標準偏差の3倍以上上回った場合と定義する。また、代替的な流行探知の基準を残差の標準偏差の4、5倍も検討する。

ベースラインが5類定点報告疾患で代表される既知の感染症流行の影響を受けていないことを確認するために、前向きに検討する2000年1月1日以降2004年12月31日までの期間で、被説明変数は行政区域単位での発熱による救急車搬送数、比率、ベースラインとし、説明変数は東京都全体での5類定点報告疾患の定点当たり報告数として、救急車搬送数をウェイトとする加重最小自乗を用いて推定する。その際に5類定点報告疾患の定点当たり報告数は週次なので、その1/7の木曜日の報告数とし、それらを連続する週で直線的に結んだ値を日次のデータとして用いる。推定結果は疾患の救急車搬送に与える影響を比較するためにベータ係数で示す。

流行探知は、前半の5年間を参照期間として後半の5年間を前方視的に行う。つまり、2000年1月1日以降1995年1月1日から前日までの情報を用いてベースラインの推定を行い、それに基づいて翌日の比率が流行探知の基準を上回るかどうかで流行が探知されたかどうかを判断する。

流行探知のアルゴリズムの評価は、本来であれば何らかの意味で確認された事象をゴールドスタンダードとし、それに対する感度、特異度を指標として行われる。本研究の場合、過去のパターンから逸脱した流行(バイオテロを含む)を検出することを目的とするので、確認された過去のパターンから逸脱した流行の時期や規模の情報が必要となる。しかしながら、それを明確に定義することは難しいし、また幸いなこ

とに、既知のバイオテロの経験はない。そこで仮想的なシミュレーションとしてデータ上の患者数を人為的に大きく増やすことで、つまり大きなショックをデータに与えることで、過去のパターンから逸脱した流行を起こし、それを感知したかどうかでその感度を確認する⁹⁻¹³⁾。また、逆に日常的な患者数の変動範囲内の小さなショックを、過去のパターンから逸脱した流行として検出してはいけけないので、そうした誤った探知をするかどうかでその特異度を求める。具体的には大きなショックの場合での人為的な患者数増加を5、10、15人とし、小さなショックの場合では患者数増加を1、2、3人と想定する。前者を流行として探知するという意味での感度、後者を探知しないという意味での特異度として求める。

◆ 倫理的配慮

本稿は国立感染症研究所医学研究倫理審査を受け、承認されている(平成17年12月27日付受付番号78「救急車搬送の情報を用いた症候群サーベイランス・システム構築のための基礎的研究」)。

C. 結果

この10年間の発熱による東京都の救急車搬送は21579件であった。1日最大は312件、最小でも15件であった。図1に東京都全体での救急車搬送数を示す。これによると冬期に大きな山があるのに加えて夏期にも比較的大きな山があることが確認される。例えば2001年夏期のピークは、2000年から2001年にかけての冬期のピークを上回っている。

図2は23区内のある区における比率と3種類の基準における流行探知の事例を示している。これによると通常は3%程度であり顕著な季節性は確認できない。最も緩い流行探知の基準である3標準偏差では17回、4標準偏差では5回、5標準偏差では2回の流行が探知されている。また、流行が探知されたあとに救急車搬送数が持続的に高い水準である傾向は確

認められない。

表 1 には、救急車搬送数、比率、ベースラインを東京都全体での 5 類定点報告疾患の定点当たり報告数に回帰させた結果がまとめられている。表の 1, 2 列目から明らかなように救急車搬送数そのものは多くの疾患の流行の影響を受けており、インフルエンザ、水痘、ヘルパンギーナ、伝染性紅斑、咽頭結膜熱の順で影響が大きい。他方で比率にすると、第 3, 4 列が示しているように、比率そのものはなんの疾患の影響も受けていない。そのベースライン(5, 6 列)もほぼ同様である。

表 2 には、流行探知された頻度が示されている。上段ではある行政区域に限定すれば 3 標準偏差を基準とすると平均的には 1.1%、23 区内では 0.5%、都下では 1.6%と、年に数回の程度流行が探知された。また、流行探知の基準をより高くすると、それに応じて頻度は減少し 0.1%前後まで低下する。しかしこれは一行政区域の話であって、東京都全体では単純にはその 49 倍となるため、3 標準偏差を基準とすると平均的には 39.7%、つまり 2.5 日に一回流行を探知された。流行探知の基準をより高くしても同様で、5 標準偏差では平均的には 4.4%まで、つまりほぼ一ヶ月に一回流行が探知される。

表 3 は、3 種類の基準で感度・特異度がまとめられている。特異度は都全体、あるいは 23 区では非常に高く、追加的な救急車搬送数が 1 名であれば 90%、3 名であっても 50%を越えている。つまり 2 回に一回は誤って流行を探知する。しかしながら都下では特異度が低下し、28.4%とほぼ 4 回に 3 回は誤って流行を探知する。当然の事ながら流行探知の基準をあげると特異度は増加し、5 標準偏差では都下でも 50%を越える。

他方で感度は高い。都全体ではバイオテロの規模が 5 人であっても 73%の確率で探知できる。23 区でその感度は 52.7%まで低下するが、10 人であれば感度は 90%を越える。流行探知の基準をあげると感度は低下する。23 区内であれば、5 標準偏差では、5 人の

救急車搬送数の増加に対しては 17.1%まで低下し、7 回に一回程度しか探知されない。10 人になると 66.3%なのでやはり 3 回に一回は探知されない。バイオテロの規模が 15 人となると 98.4%とほぼ確実に探知される。

D. 考察

日本における最初の本格的な症候群サーベイランスである FIFA ワールドカップの際に行われた症候群サーベイランスは、入院時に行われておりそのために迅速性はやや乏しい。他方、本研究は、現在アメリカや台湾で既に実用化されている、過去のパターンから逸脱した流行をより早期に探知するための症候群サーベイランスを目指している。

また、G8 福岡・宮崎サミットあるいは FIFA ワールドカップの際の症候群サーベイランスは、事前に流行探知アルゴリズムを設定しておらず、事後的に検討したにすぎない。その意味でこれらは自動的な流行探知よりもむしろデータ収集に主眼がおかれていたと思われる。それに比して本研究では、前方視的に探知アルゴリズムを設定し運用した際の、流行探知、またその統計学的性質を検討している。実際の症候群サーベイランスは、日々データが更新され、それを評価する前方視的な環境であるために、本研究ではそうした実際の運用環境において探知アルゴリズムの性質を評価している。

したがって、本研究は、現在国際的に主流となっている過去のパターンから逸脱した流行の早期探知を目的とする症候群サーベイランスとして、救急車搬送での症候群サーベイランスを日本で初めて試みたものであり、また、その探知アルゴリズムを実際の状況に即した環境で統計学的に検討した研究であると位置づけられる。

図 2 で示された 23 区内のある区における比率の変動を典型的な例とすると、通常は低い水準で顕著な季節性もなく安定的に推移している。また、流行が探

知された日における救急車搬送数の増加は突発的であり、持続しない。これらのことから、こうした比率で見ることによって、図1で示されるような顕著な季節性は除去され、突発的な救急車搬送数の増加のみを捉えていると判断される。これは、顕著な季節性によって示される既知の感染症の流行パターンを除去しており、その影響を受けずに、急激な救急車搬送数の増加を捉えている様に見える。一般に流行探知は救急車搬送数あるいは患者数等そのものを観察して検討される場合が多いが、その場合には既知の感染症に基づく季節パターンの除去が必要であり、それをベースラインの推定によって行われる。つまりベースラインの推定の精度が、バイオテロあるいは異常な感染症の増加の探知にとって重要になるが、しばしば十分な過去のデータの蓄積がなされておらず、その場合には季節パターンの推定も精度が低くならざるを得ない。本稿のように比率を観察することは、そうした季節パターンが完全とは言えなくともその大部分が除去されている。さらに、本稿ではそうした比率に対してさらにベースラインを推定し、残されているかも知れない季節パターンも除去しているので、二重の意味で季節性が除去されている。表1からそれが統計学的にも確認される。

また、例えばインフルエンザは通常1月下旬から2月上旬にかけて流行のピークを迎えることが多いが、2004/2005シーズンでは2月末から3月にかけて流行のピークを迎えたが、このように東京都全体で通常の流行期とはずれて流行した場合においても、比率を用いる方が頑健である。この場合、通常の流行期からずれた流行は、過去の季節パターンから逸脱しているので、救急車搬送数あるいは患者数等そのものを観察して検討される場合には、流行として探知される。逆に、本稿のように比率を観察する場合には、地域的な救急車搬送数あるいは患者数と、東京都全体での増加は同じ割合で増加するので、流行探知されない。バイオテロの犠牲者が東京都全体で均質的に発生するとは考えにくく、その意味でもバイオテロ

あるいは既知の感染症であっても異常な地域的な流行の探知には比率を用いる方が優れていると言えよう。

ここでは試行的に3種類の流行探知の基準を試みたが、バイオテロ対策においては特異度よりも感度の方が相対的に重視されることを考えると3標準偏差が妥当であると思われる。この場合、バイオテロあるいは異常な流行の規模が10名程度であれば90%以上の確率で探知可能である事が明らかにされた。この対象が東京都全体であることを考えると、10名の救急車搬送数の増加を探知できることは、このシステムの探知能力が優れていると判断できよう。その裏返しで特異度はやや劣る。そもそも症候群サーベイランスは、症状をモニターリングするもので正確性には劣る。したがって、その正確性を増し、また感度を落とさず特異度を挙げるためには他の側面をモニターしている症候群サーベイランスとの比較が必要不可欠である¹⁴⁾。日本においてはこのような比較が可能な症候群サーベイランスとしては、一般用医薬品と外来受診の情報を用いた症候群サーベイランスが試験的に行われている^{7,8)}。こうした研究とも共同して、より正確で信頼性の高い症候群サーベイランスの構築が必要である。

E. 結論

本稿は救急車搬送の情報を用いた症候群サーベイランスが十分な感度あるいは特異度を有しており、その有効性は非常に高いことが確認された。また、既に東京消防庁内では電子的に記録されるシステムが確立しており、それを本稿のような形で解析評価すれば、世界最大の人口を対象とする症候群サーベイランスとなる。その実用性も極めて高いので、早急に東京都などにおけるバイオテロ対策として、位置づけられ、利用されることが可能であると考えられる。

F. 健康危険情報

特になし

G. 論文発表

特になし

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

特になし

参考文献

- [1] Henning.K.J :what is Syndromic Surveillance ?.
MMWR 2004; 53(Suppl): 7-11.
- [2] Siegist DW and Tennyson SL : Technologically-
Based Biodefense. Potomac Institute fro Policy
Studies 2003.
- [3] Buehler JW, Berkelman RL, Hartley DM, Peters
CJ: Syndromic surveillance and bioterrorism-
related epidemics. Emerg Infect Dis 2003; 9(11):
97-204
- [4] 松井珠乃,高橋央,大山卓昭,田中毅,加來浩器,
小坂健,千々和勝巳,岩城詩子,岡部信彦: G8 福
岡・宮崎サミット 2000 に伴う症候群サーベイラン
スの評価. 感染症学雑誌 2002;76:161-6.
- [5] 鈴木里和,大山卓昭,谷口清洲,木村幹男,John
Kobayashi,岡部信彦:2002 年 FIFA ワールドカッ
プ開催に伴う感染症・症候群別サーベイラン
ス.IASR 2003; 24: 37-38.
- [6] 谷口清州,木村幹男,鈴木里和,大日康史: 症候
群サーベイランスの実施とその評価に関する研
究. 平成 14 年度厚生労働科学研究費補助金
新興・再興感染症研究事業「大規模感染症発
生時における行政機関、医療機関等の間の広
域連携に関する研究」総括・分担研究報告書
2003.
- [7] Ohkusa.Y, Shigematsu M, Taniguchi K, Okabe
N: An Experimental OTC Surveillance in Japan.
MMWR 2005; 54(supplement: 47-52.
- [8] 大日康史: 平成 16 年度厚生労働科学研究費
補助金新興・再興感染症研究事業「SARS、バイ
オテロ、インフルエンザ対策としてのリアルタイム・アウトブレイク・サーベイランスシステム構築
のための基礎的研究」総括報告書 2005.
- [9] Hutwagner L, Browne T, Seeman GM and
Fleischauer AT: Comparing Aberration
Detection Methods with Simulated Data.
Emerging Infectious Diseases 2005; 11(2),
314-316.
- [10] Mandel KD, Reis B and Cassa C. Measuring
Outbreak-Detection Performance by using
Controlled Feature Set Simulation, MMWR
130-136, 2004.
- [11] Nordin JD, Goodman MJ, Kulldorff M, Ritzwoller
DP, Abrams AM, Kleinman K, et al: Simulated
anthrax attacks and syndromic surveillance.
Emerg Infect Dis. 2005; 11(9), 1394-1398.
- [12] Buckeridge DL, Burkom H, Moore A, Pavlin J,
Cutchis P, Hogan W: Evaluation of syndromic
surveillance systems design of an epidemic
simulation model. MMWR 2004; 53(Suppl):
137-43.
- [13] Kulldorff M, Zhang Z, Hartman J, Heffernan R,
Huang L, Mostashari F. Benchmark data and
power calculations for evaluating disease
outbreak detection methods. MMWR
2004;53(Suppl):144-51.
- [14] Lawson B: lend me your EARS: a step-by-step
approach to implementing the early aberration
reporting system in a metropolitan public health
department. presented at Bio-Detection
Surveillance. Early Aberration Reporting System
(EARS) Workshop 2005.

表 1: 救急搬送数と定点把握疾患の流行状況

疾患名	搬送数		比率		ベースライン	
	β 係数	確率値	β 係数	確率値	β 係数	確率値
インフルエンザ	.3937495	0.000	-.0936752	0.914	1.573866	0.186
咽頭結膜熱	.0010471	0.000	.002041	0.917	.0475414	0.079
A群溶血性レンサ球菌咽頭炎	-.0034281	0.000	-.0028514	0.959	-.105846	0.166
感染性胃腸炎	-.0325228	0.007	.0449474	0.957	1.804282	0.117
水痘	.0118833	0.000	.0073424	0.952	.2413332	0.147
手足口病	-.0027753	0.519	.0067601	0.982	.0936505	0.820
伝染性紅斑	.0039809	0.000	-.001453	0.979	.1669267	0.062
突発性発疹	-.0013636	0.000	.0031842	0.883	-.057255	0.054
百日咳	.0000376	0.095	-.0000664	0.966	-.0018613	0.38
風疹	-.0004876	0.000	.0001399	0.975	-.0110323	0.078
ヘルパンギーナ	.0846061	0.000	-.0323269	0.960	.7318651	0.413
麻疹(成人麻疹を除く)	-.000217	0.364	.0001541	0.993	-.0272234	0.234
流行性耳下腺炎	-.0011601	0.183	-.0042224	0.944	-.2133885	0.110
急性出血性結膜炎	-.0002831	0.070	.0006543	0.952	-.0046329	0.756
流行性角結膜炎	-.0068471	0.000	-.0112969	0.928	.0612881	0.721
定数項	.4209506	0.000	29.78892	0.000	52.97169	0.000
標本数	50752		50752		50752	
F検定確率値	0.0000		0.0000		0.0000	
自由度修正済み決定係数	0.0359		-0.0003		0.0006	

注：被説明変数は救急搬送数（第 1, 2 列）、当該行政区域での搬送数の東京都全体での比率（第 3, 4 列）、前向き解析で推定されたベースライン（第 5, 6 列）である。説明変数は、東京都全体での定点あたりの患者数を、日次データに変換したものである。標本期間は 2000 年 1 月 1 日から 2004 年 12 月 31 日までである。推定方法は、当該行政区域での 10 年間での総搬送数で加重した加重最小自乗法である。

表 2:アラートの発生頻度(%)

	3 標準偏差	4 標準偏差	5 標準偏差
行政区域内			
都全体	1.10	0.30	0.09
特別区	0.54	0.11	0.03
都下	1.57	0.46	0.15
東京都全体			
都全体	39.68	13.05	4.42
特別区	11.82	2.46	0.60
都下	32.48	11.01	3.87

注:この表は平均的な一行政区域内でのアラート検出頻度(上段)、東京都全体でのアラート検出頻度(下段)を、3つの流行探知基準毎に示している。ここでの1%は、100日に一回の割合でアラートが検出されることを意味する。3,4,5標準偏差は流行探知基準を示している。

表 3:感度・特異度(%)

	追加搬送数	3 標準偏差	4 標準偏差	5 標準偏差
都全体				
特異度	1	89.62	94.58	97.07
	2	70.91	84.00	90.05
	3	51.20	67.95	79.58
感度	5	73.53	58.62	45.33
	10	95.96	90.18	81.90
	15	99.23	97.68	99.23
特別区				
特異度	1	98.05	99.59	99.91
	2	91.07	97.54	99.33
	3	77.76	91.06	96.87
感度	5	52.70	31.46	17.12
	10	92.05	81.11	66.30
	15	98.43	95.36	98.43
都下				
特異度	1	82.40	90.31	94.67
	2	53.64	72.48	82.17
	3	28.44	48.28	64.90
感度	5	91.37	81.74	69.28
	10	99.32	97.89	95.14
	15	99.91	99.66	99.92

注：感度は、人為的な搬送数の増加が 5, 10, 15 名であった場合に、アラートを検出する確率、特異度は搬送数の増加が 1, 2, 3 であった場合に、アラートを検出しない確率をそれぞれ示す。

図 1: 東京都全体での発熱の搬送数

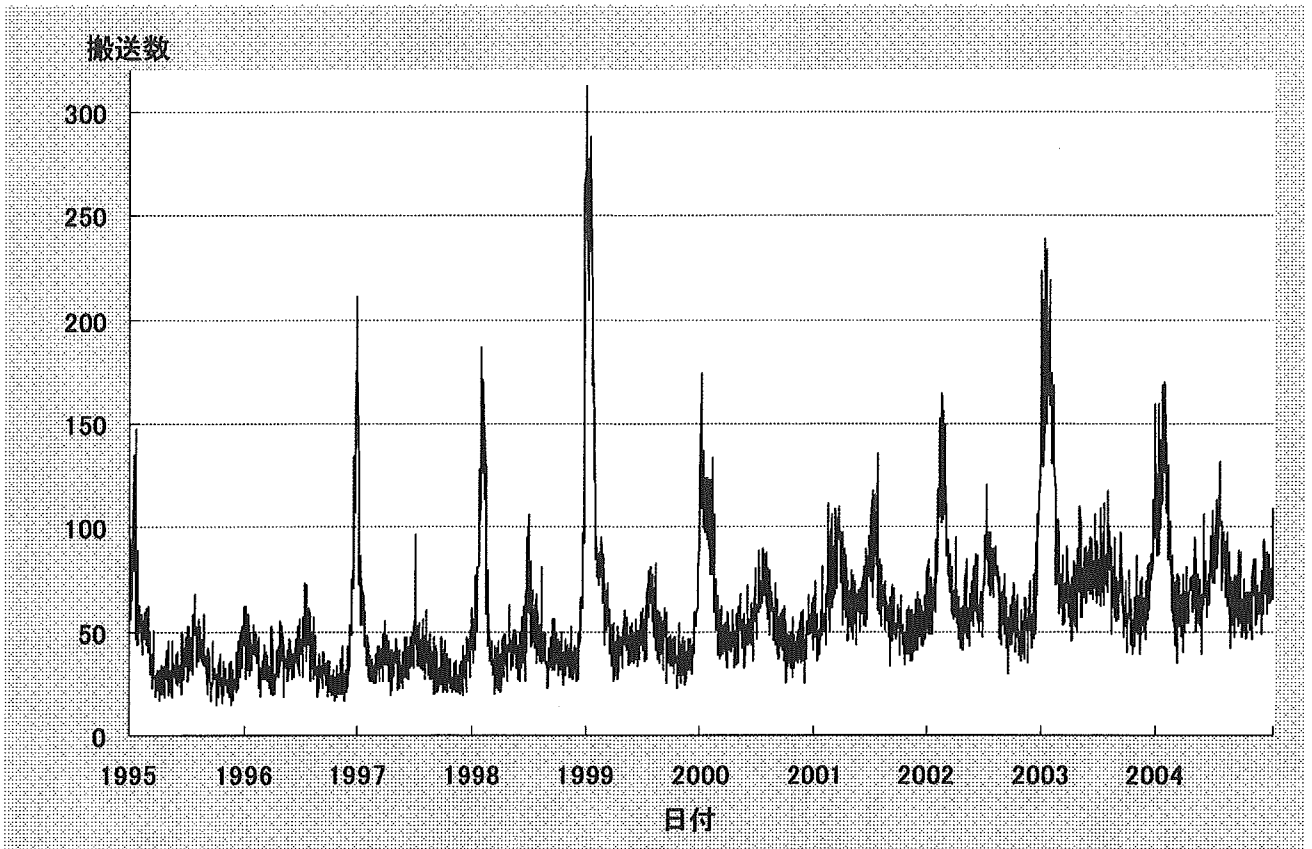
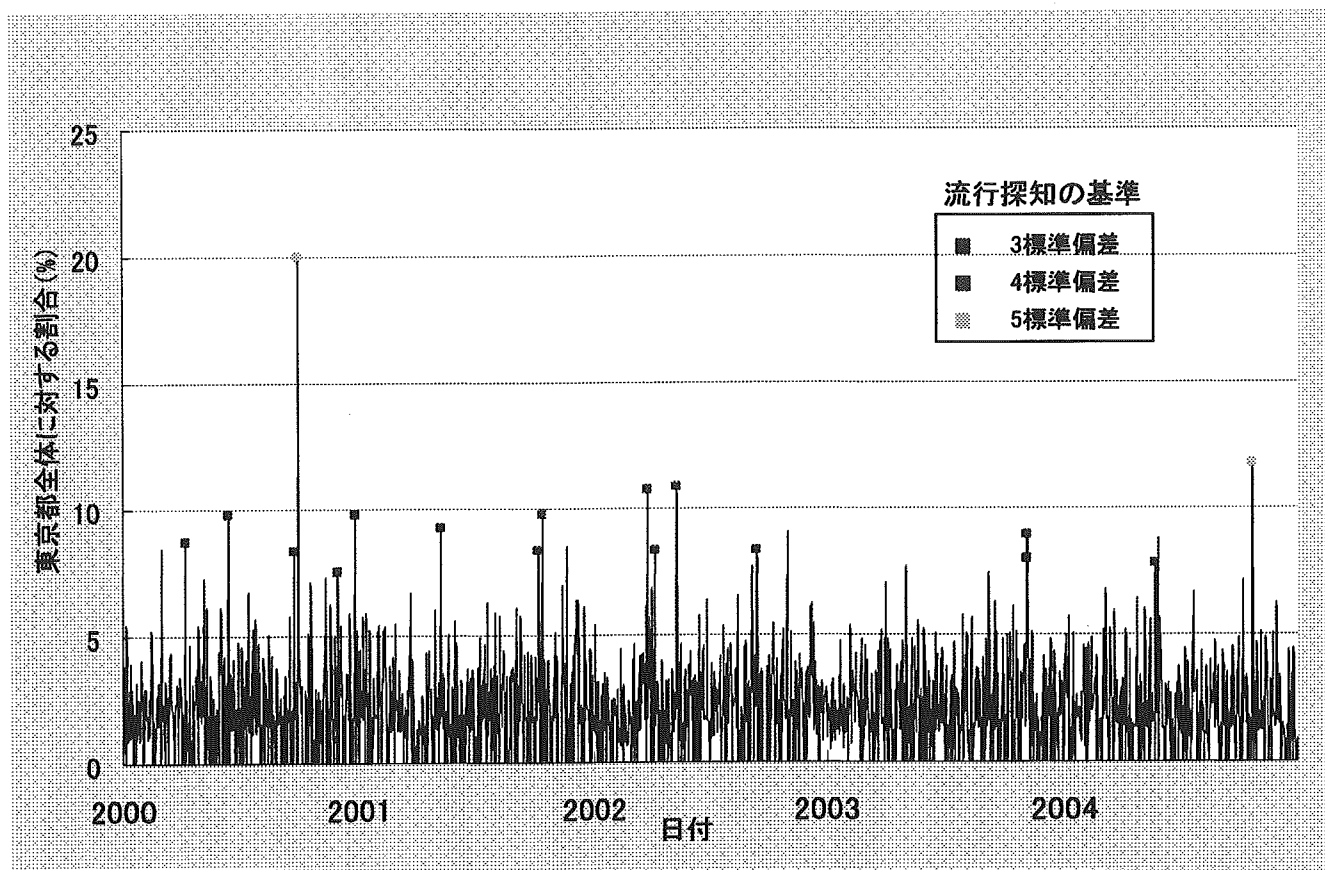


図 2:ある行政区域内での流行探知



平成 17 年度厚生労働科学研究費(新興・再興感染症研究事業)
SARS、バイオテロ、インフルエンザ対策としてのリアルタイム・アウトブレイク・
サーベイランスシステム構築のための基礎的研究
分担報告書

「救急車搬送情報を用いた症候群サーベイランス: 嘔吐・呼吸困難・痙攣」

東京消防庁救急部 川口行彦
国立感染症研究所感染症情報センター 大日康史
順天堂大学医学部 奥村徹
国立感染症研究所感染症情報センター 菅原民枝
国立感染症研究所感染症情報センター 谷口清州
国立感染症研究所感染症情報センター 岡部信彦

要約

目的: 先行研究で検討された発熱に加えて、嘔吐、呼吸困難、痙攣に関する症候群サーベイランスとして救急搬送数に着目し、その統計学的な性質を明らかにする。

材料と方法: 東京消防庁が保有する 1995 年 1 月 1 日から 2004 年 12 月 31 日までの救急車搬送のデータの内、主訴が嘔吐、呼吸困難、痙攣であった救急車搬送数を対象とする。流行探知は、前半の 5 年間を参照期間として後半の 5 年間を前方視的に行う。流行探知は、実際の救急車搬送数が予測値よりも残差の標準偏差の 3 倍以上を上回った場合と定義する。感度・特異度は、前方視分析された 5 年間で、流行が探知されていない日を対象に人為的に救急車搬送数を増加させ、それが探知されたかどうかで判断する。

結果: ある行政区域に限定すれば平均的には 1.5~2.1%、つまり年 8 回程度で流行が探知されたが、東京都全体では 30.3~38.1%、つまりほぼ 2.5 日に一回流行を探知された。特異度は特別区では非常に高く、追加的な救急車搬送数が 1 名であれば 90%を越えている。感度も高く都全体ではバイオテロの規模が 5 人であっても 80%以上の確率で探知できる。

考察: このシステムの探知能力が優れていると判断できよう。したがって、その正確性を増し、また感度を落とさず特異度を挙げるためには他の側面をモニターしている症候群サーベイランスとの比較が必要不可欠であると考えられる。救急車搬送の情報は既に電子的に記録されるシステムが確立しており、それを本稿のような形で解析評価すれば、世界最大の人口を対象とする症候群サーベイランスとなる。その実用性も極めて高いので、早急に東京都のバイオテロ対策として、位置づけられ、活用されることが望まれる。

A. 研究目的

2001 年 9 月 11 日のアメリカにおける同時多発テロ、炭疽菌事件以降、バイオテロによる脅威が現実化しており、公衆衛生当局による準備が進められている。その際に最も重要となるのは、より早期にバイオテロの発生を感知するシステムの構築である。このためにアメリカや台湾などでは既に様々な新しいサーベイランスシステムが構築され、実際に運用され、また評価されている。それ

らはいずれも、診断された疾患名に基づくサーベイランスではなく、症状・所見などに関するサーベイランスであり、症候群サーベイランスと呼ばれている。その対象は多岐にわたり、一般用医薬品、救急外来、救急車要請、健康電話相談で実際に運用されている^{1,2)}。一般用医薬品や健康電話相談での症候群サーベイランスは、医療機関への受診前でのサーベイランスであり、救急車要請や救急外来での症候群サーベイランスは重症化例をより早期に捉えられる。ニューヨーク市では救急外

来において既に 2 年間運用されており、その最初の 1 年のまとめが公表されている³⁾。

症候群サーベイランスは、我が国においては G8 福岡・宮崎サミット⁴⁾、FIFA ワールドカップの際に行われた^{5,6)}。G8 福岡・宮崎サミットは、感染症発生動向調査での届け出疾患を出血性・皮膚病変症候群、呼吸器症候群、胃腸炎症候群、神経系症候群、非特異的症候群に分類しなおして集計しており、対象患者という意味では従来の感染症発生動向調査を越えるものではなかった。本格的な症候群サーベイランスの最初となる FIFA ワールドカップの症候群サーベイランスでは、新規入院患者を皮膚・粘膜症状または出血症状、呼吸器症候群、胃腸症候群、神経系症候群、非特異的感染症症候群に分類して把握するものであった。入院時の把握のために正確性という点では外来受診時より優れているが、反面迅速性という点でも外来受診時より劣っていると考えられる。また、FIFA ワールドカップでは試合が行われた都市でその期間およびその前後 2 週間(東京都は日本での全試合日程の期間及びその前後 2 週間)のみに実施されたために、そのベースラインをはじめとする統計学的な性質を明らかにするまでは至らなかった。本研究はこうしたこれまでの経験を踏まえ、現在諸外国で行われている症候群サーベイランスに相当する症候群サーベイランスに開発を進めるために、東京消防庁において過去 10 年間蓄積されている救急車搬送の情報を用いて、その統計学的性質、および実現可能性を検討する。

こうした現在諸外国で行われている症候群サーベイランスに相当する症候群サーベイランスの開発は、本研究での救急車搬送のみならず、一般用医薬品^{7,8)}、外来受診時での症状においても行われている。救急車搬送は、そうした多面的な症候群サーベイランスの重要な一部として位置づけられる。他の情報源と比較して、救急車搬送にはおける症候群サーベイランスとしての利点は多い。第一に一般用医薬品や医療機関を通じた情報収集では、一部の協力薬局あるいは協力医療機関に限定されるが、救急車搬送の場合にはその業務の性質上、当該地域全域の情報を収集でき、そのような広域性は大きな特徴である。第 2 に、東京都においては既に日々の業務として情報が電子化されて蓄積されて

おり、医療機関での情報収集と比べて、改めて情報収集のためのシステムを開発する必要がない。そのため既存のシステムに追加的に症候群サーベイランスを運用することが可能で、非常に安価に症候群サーベイランスを実施することができる。第三に、東京都に関しては過去 10 年間の情報を蓄積しており、安定したベースラインを得ることが可能で、長期間の評価が可能である。

他方で、救急車搬送であることの制約も少なくない。救急車搬送では出勤先の住所は記録されるが、それは居住地ではないので、地域的な流行探知は、医療機関からの情報収集よりも劣る可能性がある。また、救急車搬送の情報は行政上収集された情報であるので、一般用医薬品よりも個人情報保護への配慮をしなければならず、倫理的な配慮が必要となる。いずれにしても、救急車搬送の情報は症候群サーベイランスの情報源として有力であることには変わらない。

こうした救急車搬送の情報を用いた症候群サーベイランスの試みは既に発熱に関しては検討されている⁹⁾。本稿ではそれに加えて、バイオテロと関連性の深い症状である嘔吐、呼吸困難、痙攣についてその統計学的性質を検討し、有用性を確認する。なお、下痢や発疹は、東京消防庁のシステムでは症状として収集されていない。

B. 材料と方法

東京消防庁が保有する 1995 年 1 月 1 日から 2004 年 12 月 31 日までの救急車搬送のデータの内、主訴が嘔吐、呼吸困難もしくは痙攣であった救急車搬送を対象とする。利用する情報は、日付、出勤場所、出勤場所と居住地の関係(同一行政区域内、東京都内同一行政区域外、東京都外、その他)、年齢群、地区(丁目番号まで)である。

統計学的検討は、行政区域内の救急車搬送数を都全体の救急車搬送数で除した率を対象とする。そのベースラインは、その率を被説明変数とし、トレンド、週数ダミー、曜日ダミー、休日明けダミーを説明変数とする最小自乗法での予測値とする。また、流行探知は、実際の患者数の比率が、推定式からの予測値よりも残差

の標準偏差の3倍以上上回った場合と定義する。また、代替的な流行探知の基準を残差の標準偏差の4あるいは5倍も検討する。

ベースラインが5類定点報告疾患で代表される既知の感染症流行との関係を確認するために、前向きに検討する2000年1月1日以降2004年12月31日までの期間で、被説明変数は行政区域単位での嘔吐、呼吸困難、あるいは痙攣による救急車搬送数、比率、ベースラインとし、説明変数は東京都全体での5類定点報告疾患の定点当たり報告数として、救急車搬送数をウェイトとする加重最小自乗を用いて推定する。その際に5類定点報告疾患の定点当たり報告数は週次なので、その7分の1の木曜日の報告数とし、それらを連続する週で直線的に結んだ値を日次のデータとして用いる。推定結果は疾患の救急車搬送に与える影響を比較するためにベータ係数で示す。

流行探知は、前半の5年間を参照期間として後半の5年間を前方視的に行う。つまり、2000年1月1日以降1995年1月1日から前日までの情報を用いてベースラインの推定を行い、それに基づいて翌日の比率が流行探知の基準を上回るかどうかで流行が探知されたかどうかを判断する。

流行探知のアルゴリズムの評価は、本来であれば何らかの意味で確認された事象をゴールドスタンダードとし、それに対する感度、特異度を指標として行われる。本研究の場合、過去のパターンから逸脱した流行(バイオテロを含む)を検出することを目的とするので、確認された過去のパターンから逸脱した流行の時期や規模の情報が必要となる。しかしながら、それを明確に定義することは難しいし、また幸いなことに、既知のバイオテロの経験はない。そこで仮想的なシミュレーションとしてデータ上の患者数を人為的に大きく増やすことで、つまり大きなショックをデータに与えることで、過去のパターンから逸脱した流行を起こし、それを感知したかどうかでその感度を確認する¹⁰⁻¹⁴⁾。また、逆に日常的な患者数の変動範囲内の小さなショックを、過去のパターンから逸脱した流行として検出してはいけなないので、そうした誤った探知をするかどうかでその特異度を求める。具体的には大きなショックの場合での人為的な患者数増加を5、10、15人とし、小さなショックの場合では患者数増

加を1、2、3人と想定する。前者を流行として探知するという意味での感度、後者を探知しないという意味での特異度として求める。

◆ 倫理的配慮

本稿は国立感染症研究所医学研究倫理審査を受け、承認されている(平成17年12月27日付受付番号78「救急車搬送の情報を用いた症候群サーベイランス・システム構築のための基礎的研究」)。

C. 結果

この10年間の嘔吐、呼吸困難、痙攣による東京都の救急車搬送は嘔吐、呼吸困難、痙攣でそれぞれ148459,252809,160256件であった。1日最大はそれぞれ129,149,111件、最小でも2,29,7件であった。図1-3にそれぞれの東京都全体での救急車搬送数を示す。これによるといずれの症状でも冬期に大きな山があることが確認される。また、発熱と比べると日々の変動が激しく、それが太いバンドとして示されている。

表1には、救急車搬送数、比率、ベースラインを東京都全体での5類定点報告疾患の定点当たり報告数に回帰させた結果がまとめられている。表の1,2列目から明らかなように救急車搬送数そのものは多くの疾患の流行の影響を受けており、嘔吐に関しては感染性胃腸炎、ぐつと影響が小さくなって手足口病、咽頭結膜熱、伝染性紅斑、水痘の順で影響が大きい。同様に呼吸困難に関してはインフルエンザの影響が大きく、遙かに小さい影響ではあるが手足口病、水痘、咽頭結膜熱、伝染性紅斑の順で、また痙攣はインフルエンザ、その40分の1程度の影響でヘルパンギーナ、水痘、以下A群溶血性レンサ球菌咽頭炎、咽頭結膜熱の順で影響を受けている。他方で比率にすると、第3,4列が示しているように、比率そのものはなにの疾患の影響も受けていない。そのベースライン(5,6列)もほぼ同様であるが、嘔吐における感染性胃腸炎、負の意味で麻疹、流行性角結膜炎、痙攣におけるインフルエンザはベースラインに有意な影響を与えている。

表2には、流行探知された頻度が示されている。上段ではある行政区域に限定すれば3標準偏差を基準とす

ると平均的には 1.5~2.1%、特別区内では 1.1~1.9%、都下では 1.7~2.3%と、年に数回程度の頻度で流行が探知された。また、流行探知の基準をより高くすると、それに応じて頻度は減少し 0.2%前後まで低下する。しかしこれは一行政区画の話であって、東京都全体では単純にはその 49 倍となるため、3 標準偏差を基準とすると平均的には 30.3~38.1%、つまり約 2.5~3 日に一回程度の頻度で流行を探知された。流行探知の基準をより高くしても同様で、5 標準偏差では平均的には 4.4%まで、つまりほぼ 1 ヶ月に一回流行が探知される。

表 3 は、3 種類の基準で感度・特異度がまとめられている。特異度は特別区では非常に高く、追加的な救急車搬送数が 1 名であれば 90%、3 名であっても 50%を越えている。つまり 2 回に一回は誤って流行を探知する。しかしながら都下では特異度が低下し、10.5~20.9%とほぼ 10 回に 8,9 回は誤って流行を探知する。当然の事ながら流行探知の基準をあげると特異度は増加し、5 標準偏差では都下でも 30%を越える。

他方で感度は高い。都全体ではバイオテロの規模が 5 人であっても 73%の確率で探知できる。特別区でその感度は 52.7%まで低下するが、10 人であれば感度は 90%を越える。流行探知の基準をあげると感度は低下する。特別区内であれば、5 標準偏差では、5 人の救急車搬送数の増加に対しては 17.1%まで低下し、7 回に一回程度しか探知されない。10 人になると 66.3%なのでやはり 3 回に一回は探知されない。バイオテロの規模が 15 人となると 98.4%とほぼ確実に探知される。

D. 考察

日本における最初の本格的な症候群サーベイランスである FIFA ワールドカップの際に行われた症候群サーベイランスは、入院時に行われておりそのために迅速性はやや乏しい。他方、本研究は、現在アメリカや台湾で既に実用化されている、過去のパターンから逸脱した流行をより早期に探知するための症候群サーベイランスを目指している。

また、G8 福岡・宮崎サミットあるいは FIFA ワールドカップの際の症候群サーベイランスは、事前に流行探知アルゴリズムを設定しておらず、事後的に検討したにす

ぎない。その意味でこれらは自動的な流行探知よりもむしろデータ収集に主眼がおかれていたと思われる。それに比して本研究では、前方視的に探知アルゴリズムを設定し運用した際の、流行探知、またその統計学的性質を検討している。実際の症候群サーベイランスは、日々データが更新され、それを評価する前方視的な環境であるために、本研究ではそうした実際の運用環境において探知アルゴリズムの性質を評価している。

したがって、本研究は、現在国際的に主流となっている過去のパターンから逸脱した流行の早期探知を目的とする症候群サーベイランスとして、救急車搬送での症候群サーベイランスを日本で初めて試みたものであり、また、その探知アルゴリズムを実際の状況に即した環境で統計学的に検討した研究であると位置づけられる。

一般に流行探知は救急車搬送数あるいは患者数等そのものを観察して検討される場合が多いが、その場合には既知の感染症に基づく季節パターンの除去が必要であり、それをベースラインの推定によって行われる。つまりベースラインの推定の精度が、バイオテロあるいは異常な感染症の増加の探知にとって重要になるが、しばしば十分な過去のデータの蓄積がなされておらず、その場合には季節パターンの推定も精度が低くならざるを得ない。本稿のように比率を観察することは、そうした季節パターンが完全とは言えなくともその大部分が除去されている。さらに、本稿ではそうした比率に対してさらにベースラインを推定し、残されているかも知れない季節パターンも除去しているので、二重の意味で季節性が除去されている。表 1 からベースラインはほとんどの疾患の影響を受けず季節性が除去されていることが確認された。しかしながら例外的に、嘔吐における感染性胃腸炎あるいは痙攣におけるインフルエンザなどベースラインに有意な影響を及ぼしている疾患があることが確認された。つまり、嘔吐と痙攣は、呼吸困難あるいは発熱と異なる、比率を取るだけでは季節性の除去は不十分で、ベースラインを推定しその江依拠を除去することが必要であるということの意味している。これは、単に比率をだけを取り、ベースラインの影響の除去を行わない流行探知は、嘔吐では感染性胃腸炎、痙攣ではインフルエンザの流行を反映してしまい、その意味でバイオテロに対する特異性が落ちることを意味している。

また、例えばインフルエンザは通常1月下旬から2月上旬にかけて流行のピークを迎えることが多いが、2004/2005 シーズンでは2月末から3月にかけて流行のピークを迎えたが、このように東京都全体で通常の流行期とはずれて流行した場合においても、比率を用いる方が頑健である。この場合、通常の流行期からずれた流行は、過去の季節パターンから逸脱しているので、救急車搬送数あるいは患者数等そのものを観察して検討される場合には、流行として探知される。逆に、本稿のように比率を観察する場合には、地域的な救急車搬送数あるいは患者数と、東京都全体での増加は同じ割合で増加するので、流行探知されない。バイオテロの犠牲者が東京都全体で均質的に発生するとは考えにくく、その意味でもバイオテロあるいは既知の感染症であっても異常な地域的な流行の探知には比率を用いる方が優れていると言えよう。

ここでは試行的に3種類の流行探知の基準を試みたが、バイオテロ対策においては特異度よりも感度の方が相対的に重視されることを考えると3標準偏差が妥当であると思われる。この場合、バイオテロあるいは異常な流行の規模が5名程度であれば90%以上の確率で探知可能である事が明らかにされた。この対象が東京都全体であることを考えると、5名の救急車搬送数の増加を探知できることは、このシステムの探知能力が優れていると判断できよう。その裏返しで特異度はやや劣る。そもそも症候群サーベイランスは、症状をモニターリングするもので正確性には劣る。したがって、その正確性を増し、また感度を落とさず特異度を挙げるためには他の側面をモニターしている症候群サーベイランスとの比較が必要不可欠である¹⁵⁾。日本においてはこのような比較が可能な症候群サーベイランスとしては、一般用医薬品と外来受診の情報を用いた症候群サーベイランスが試験的に行われている^{7,8)}。こうした研究とも共同して、より正確で信頼性の高い症候群サーベイランスの構築が必要である。

E. 結論

本稿は救急車搬送の情報を用いた症候群サーベイランスが十分な感度あるいは特異度を有しており、その有

効性は非常に高いことが確認された。また、既に東京消防庁内では電子的に記録されるシステムが確立しており、それを本稿のような形で解析評価すれば、世界最大の人口を対象とする症候群サーベイランスとなる。その実用性も極めて高いので、早急に東京都などにおけるバイオテロ対策として、位置づけられ、利用されることが可能であると考えられる。

F. 健康危険情報

特になし

G. 論文発表

特になし

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

特になし

参考文献

- [1] Henning.K.J :what is Syndromic Surveillance ?. MMWR 2004; 53(Suppl): 7-11.
- [2] Siegist DW and Tennyson SL : Technologically -Based Biodefense. Potomac Institute fro Policy Studies 2003.
- [3] Buehler JW, Berkelman RL, Hartley DM, Peters CJ: Syndromic surveillance and bioterrorism -related epidemics. Emerg Infect Dis 2003; 9(11): 97-204
- [4] 松井珠乃,高橋央,大山卓昭,田中毅,加來浩器,小坂健,千々和勝巳,岩城詩子,岡部信彦: G8 福岡・宮崎サミット 2000 に伴う症候群サーベイランスの評価. 感染症学雑誌 2002;76:161-6.
- [5] 鈴木里和,大山卓昭,谷口清洲,木村幹男,John Kobayashi,岡部信彦:2002 年 FIFA ワールドカップ開催に伴う感染症・症候群別サーベイランス.IASR 2003; 24: 37-38.
- [6] 谷口清州,木村幹男,鈴木里和,大日康史: 症候群サーベイランスの実施とその評価に関する研究. 平成 14 年度厚生労働科学研究費補助金新興・再

興感染症研究事業「大規模感染症発生時における行政機関、医療機関等との広域連携に関する研究」総括・分担研究報告書 2003.

- [7] Ohkusa.Y, Shigematsu M, Taniguchi K, Okabe N: An Experimental OTC Surveillance in Japan. MMWR 2005; 54(supplement: 47-52.
- [8] 大日康史: 平成 16 年度厚生労働科学研究費補助金新興・再興感染症研究事業「SARS、バイオテロ、インフルエンザ対策としてのリアルタイム・アウトブレイク・サーベイランスシステム構築のための基礎的研究」総括報告書 2005.
- [9] 大日康史・川口行彦・菅原民枝・奥村徹・谷口清州・岡部信彦,救急車搬送における症候群サーベイランスのための基礎的研究, 平成 17 年度厚生労働科学研究費補助金新興・再興感染症研究事業「SARS、バイオテロ、インフルエンザ対策としてのリアルタイム・アウトブレイク・サーベイランスシステム構築のための基礎的研究」総括報告書 2006.
- [10] Hutwagner L, Browne T, Seeman GM and Fleischauer AT: Comparing Aberration Detection Methods with Simulated Data. Emerging Infectious Diseases 2005; 11(2), 314-316.
- [11] Mandel KD, Reis B and Cassa C. Measuring Outbreak-Detection Performance by using Controlled Feature Set Simulation, MMWR 130-136, 2004.
- [12] Nordin JD, Goodman MJ, Kulldorff M, Ritzwoller DP, Abrams AM, Kleinman K, et al: Simulated anthrax attacks and syndromic surveillance. Emerg Infect Dis. 2005; 11(9), 1394-1398.
- [13] Buckeridge DL, Burkom H, Moore A, Pavlin J, Cutchis P, Hogan W: Evaluation of syndromic surveillance systems design of an epidemic simulation model. MMWR 2004; 53(Suppl):137-43.
- [14] Kulldorff M, Zhang Z, Hartman J, Heffernan R, Huang L, Mostashari F. Benchmark data and power calculations for evaluating disease outbreak detection methods. MMWR 2004;53(Suppl): 144-51.
- [15] Lawson B: lend me your EARS: a step-by-step approach to implementing the early aberration reporting system in a metropolitan public health department. presented at Bio-Detection Surveillance. Early Aberration Reporting System (EARS) Workshop 2005.

表 1: 救急搬送数と定点把握疾患の流行状況

疾患名	搬送数		比率		ベースライン	
	β 係数	確率値	β 係数	確率値	β 係数	確率値
嘔吐						
インフルエンザ	-.0941179	0.000	-.0576945	0.921	.4339157	0.786
咽頭結膜熱	.0067444	0.000	.0005391	0.975	.0949189	0.006
A群溶血性レンサ球菌咽頭炎	-.0030085	0.002	.004176	0.913	.0422761	0.603
感染性胃腸炎	.2870207	0.000	.0016859	0.997	3.562683	0.000
水痘	.0030293	0.042	-.0007053	0.990	.1122895	0.391
手足口病	.0094926	0.001	-.0027075	0.981	.2635906	0.304
伝染性紅斑	.004707	0.000	-.0014584	0.946	.049848	0.269
突発性発疹	-.0037077	0.000	-.0009466	0.931	-.0282448	0.227
百日咳	-.0000623	0.004	.0000168	0.984	.0019085	0.420
風疹	-.0067316	0.000	-.0012909	0.937	-.5145794	0.027
ヘルパンギーナ	-.0136626	0.005	.0060728	0.974	-.0971039	0.812
麻疹(成人麻疹を除く)	-.0004311	0.001	-.0003174	0.951	-.0299169	0.009
流行性耳下腺炎	-.0114267	0.000	.0012116	0.970	-.1926425	0.005
急性出血性結膜炎	-.0002679	0.016	.0002252	0.958	-.0030025	0.756
流行性角結膜炎	-.0037141	0.014	.0015014	0.979	-.2635676	0.042
定数項	.6514019	0.000	22.54488	0.000	50.34587	0.000
標本数	156872		156872		98280	
F検定確率値	0.0000		1.0000		0.0000	
自由度修正済み決定係数	0.0228		-0.0001		0.0013	

呼吸器症状						
インフルエンザ	.1208779	0.000	.0097502	0.989	.5533375	0.739
咽頭結膜熱	.0033498	0.000	.0011842	0.957	.0131974	0.711
A群溶血性レンサ球菌咽頭炎	.0026887	0.000	.0024684	0.959	.016108	0.849
感染性胃腸炎	.0021053	0.781	.007142	0.989	.2358881	0.797
水痘	.0083739	0.000	-.0050881	0.943	.098115	0.469
手足口病	.0084137	0.000	-.0144578	0.919	.0793792	0.765
伝染性紅斑	.0013783	0.001	-.0010107	0.970	.0178878	0.702
突発性発疹	-.0026668	0.000	.000284	0.983	-.0184667	0.447
百日咳	-.0000159	0.305	.0000231	0.982	3.62e-06	0.999
風疹	-.0044869	0.000	-.0000815	0.997	-.1381129	0.568
ヘルパンギーナ	-.0261272	0.000	.0171455	0.941	.0014936	0.997
麻疹(成人麻疹を除く)	-.0008184	0.000	.0005177	0.937	-.0102139	0.393
流行性耳下腺炎	-.0031249	0.000	.0004043	0.992	-.0386022	0.588
急性出血性結膜炎	-.0000603	0.447	-.0000299	0.996	.0005738	0.954
流行性角結膜炎	-.0049546	0.000	-.0045455	0.950	-.1029262	0.445
定数項	.5761826	0.000	33.67744	0.000	64.42484	0.000
標本数	156872		156872		98280	
F検定確率値	0.0000		1.0000		0.89352	
自由度修正済み決定係数	0.0115		-0.0001		-0.0001	

瘧疾

インフルエンザ	.4866567	0.000	-.0182844	0.977	5.478359	0.001
咽頭結膜熱	.0038201	0.000	.0009814	0.960	.0430971	0.239
A群溶血性レンサ球菌咽頭炎	.0068492	0.000	.0020153	0.962	.054293	0.531
感染性胃腸炎	.0149771	0.155	.0202602	0.964	1.551266	0.100
水痘	.0122463	0.000	-.0008492	0.989	.2427289	0.082
手足口病	.0019943	0.494	-.0042151	0.973	.1290252	0.637
伝染性紅斑	.0007574	0.175	-.0003826	0.987	.043254	0.369
突発性発疹	-.0031795	0.000	.0012832	0.915	-.0302074	0.226
百日咳	-.0000613	0.005	5.99e-06	0.995	.0009141	0.717
風疹	-.0049773	0.000	-.0029566	0.870	-.2564864	0.302
ヘルパンギーナ	.0175758	0.000	.0052211	0.980	.2862127	0.512
麻疹(成人麻疹を除く)	-.0000555	0.678	.0001027	0.986	-.0109674	0.373
流行性耳下腺炎	-.0015003	0.069	.002795	0.937	-.0788971	0.282
急性出血性結膜炎	-.0002046	0.064	.0004266	0.928	-.0068356	0.507
流行性角結膜炎	-.0021582	0.149	-.0045011	0.944	-.1182017	0.394
定数項	.6001667	0.000	26.32987	0.000	56.29909	0.000
標本数	156872		156872		98280	
F検定確率値	0.0000		1.0000		0.0000	
自由度修正済み決定係数	0.0175		-0.0001		0.0006	

注:被説明変数は救急搬送数(第1,2列)、当該行政区域での搬送数の東京都全体での比率(第3,4列)、前向き
の解析で推定されたベースライン(第5,6列)である。説明変数は、東京都全体での定点あたりの患者数を、日次デ
ータに変換したものである。標本期間は2000年1月1日から2004年12月31日までである。推定方法は、当該行
政区域での10年間での総搬送数で加重した加重最小自乗法である。

表 2: 行政単位ごとのアラートの発生頻度 (%)

症候群分類 基準	嘔吐			呼吸困難			痙攣		
	3σ	4σ	5σ	3σ	4σ	5σ	3σ	4σ	5σ
日×行政単位数									
都全体	2.12	0.78	0.32	1.46	0.46	0.17	1.84	0.63	0.24
特別区	1.87	0.54	0.15	1.08	0.18	0.03	1.83	0.46	0.11
都下	2.31	0.97	0.46	1.73	0.67	0.28	1.84	0.75	0.33
日数									
特別区	38.06	17.36	8.21	30.25	11.31	4.42	36.7	15.23	6.28
都下	19.02	6.16	1.82	11.75	2	0.4	19.16	5.23	1.46
日数	27.86	13.21	6.68	22.97	9.87	4.1	24.4	11.16	5.07

注: この表は平均的な一行政区域内でのアラート検出頻度 (上段)、東京都全体でのアラート検出頻度 (下段) を、3つの流行探知基準毎に示している。ここでの1%は、100日に一回の割合でアラートが検出されることを意味する。3, 4, 5標準偏差は流行探知基準を示している。

表 3: 行政単位ごとの感度・特異度 (%)

症候群分類	追加搬送数	嘔吐			呼吸困難			痙攣		
		3σ	4σ	5σ	3σ	4σ	5σ	3σ	4σ	5σ
都全体										
特異度	1	76.67	85.02	89.43	85.51	90.49	93.26	81.83	88.38	91.61
	2	47.58	62.44	72.59	65.15	78.64	85.33	52.6	69.4	79.85
	3	28.36	42.42	54.57	42.89	59.84	72.38	29.13	46.44	60.95
感度	5	90.54	81.2	71.22	83.34	69.39	56.23	92.49	82.69	70.65
	10	99.55	98.23	95.51	99.42	97.04	92.03	99.84	99.17	97.23
	15	99.95	99.82	99.95	99.99	99.88	99.99	99.97	99.95	99.97
特別区										
特異度	1	93.16	97.56	99.11	97.05	99.19	99.83	93.94	97.96	99.36
	2	74.87	88.56	95.05	88.59	96.32	98.93	76.57	90.43	96.42
	3	52.31	71.77	84.87	72.39	88.49	95.85	51.16	73.7	87.53
感度	5	80.21	62.46	45.35	65.78	41.33	22.82	84.8	66.45	46.23
	10	99.04	96.12	90.27	98.67	93.41	82.66	99.68	98.24	94.21
	15	99.92	99.63	99.93	99.98	99.73	99.98	99.97	99.92	99.97
都下										
特異度	1	64.39	75.68	82.23	76.89	84.01	88.38	72.84	81.26	85.84
	2	27.24	42.97	55.88	47.64	65.47	75.22	34.81	53.76	67.53
	3	10.51	20.56	32.02	20.85	38.47	54.92	12.79	26.16	41.18
感度	5	98.24	95.17	90.47	96.46	90.32	81.07	98.2	94.78	88.8
	10	99.94	99.81	99.42	99.97	99.75	98.99	99.96	99.86	99.47
	15	99.97	99.96	99.97	100	100	100	99.97	99.97	99.97

注：感度は、人為的な搬送数の増加が 5, 10, 15 名であった場合に、アラートを検出する確率、特異度は搬送数の増加が 1, 2, 3 であった場合に、アラートを検出しない確率をそれぞれ示す。