

救急車搬送数による 症候群サーベイランスのための基礎的研究

大日 康史¹ 川口 行彦² 菅原 民枝¹ 奥村 徹³
谷口 清州¹ 岡部 信彦¹

日本救急医学会雑誌 17巻10号 別刷

(2006年10月)

[禁複製]

救急車搬送数による 症候群サーベイランスのための基礎的研究

大日 康史¹ 川口 行彦² 菅原 民枝¹ 奥村 徹³
谷口 清州¹ 岡部 信彦¹

要旨 目的: バイオテロを含む異常な流行を早期探知するための症候群サーベイランスの候補の一つとして救急車搬送数に着目し, 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数のデータの内, 主訴が発熱であった救急車搬送数を対象とする。異常な救急車搬送数の増加の探知は, 前半の5年間をベースライン推定のためだけに用い, 後半の5年間を前方視的に解析する。異常な救急車搬送数の増加の探知は, 実際の救急車搬送数がベースライン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, 前方視的に分析された5年間で, 異常な救急車搬送数の増加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1.1%, つまり年4回程度で流行が探知されたが, 東京都全体では39.7%, つまり2.5日に一回異常な救急車搬送数の増加が探知された。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%を越えている。感度も高く都全体では異常な救急車搬送数の増加の規模が5人であっても73%の確率で探知できる。考察: 以上の成績からこのシステムの異常な救急車搬送数の増加を探知する能力は優れていると判断される。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上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。

(日救急医学会誌 2006; 17: 712-20)

キーワード: 救急車搬送, 症候群サーベイランス, バイオテロ, 発熱, 流行探知アルゴリズム

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

An Experimental study for syndromic surveillance in ambulance transfer

¹ 国立感染症研究所感染症情報センター

² 東京消防庁救急部 ³ 順天堂大学医学部救急・災害医学

著者連絡先: 〒162-8640 東京都新宿区戸山1-23-1

原稿受理日: 2005年12月9日 (05-065)

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4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⁾。この症候群サーベイランスはファクシミリで毎日、症状(発熱、呼吸器症状、下痢、嘔吐、喘息、到着時死亡)を呈する患者数を報告するシステムで、ニューヨーク市の全ての救急外来を持つ病院の約80%が参加している。この1年の成績ではインフルエンザの流行よりはやく発熱の患者数の増加を感知し、また認知されていなかったカンピロバクターの流行を感知している。

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の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。

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、救急隊が記録する受傷形態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、出動場所、出動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、実際の搬送数の比率が、ベースラインよりも残差の標準偏差の3倍以上上回った場合に、異常な救急車搬送数の増加が見られたと定義する。また、代替的な基準として残差の標準偏差の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、前方視的に検討する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、救急車搬送数をウエ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数に与える影響を比較するために係数間の比較が可能なベータ係数で示す。また、同様の推定を、比率やベースラインに対しても行う。

異常な救急車搬送数の感知は、前半の5年間をベースライン推定のためだけに用い、後半の5年間を前方視的に解析する。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基準を上回った場合に、異常な救急車搬送数の増加が

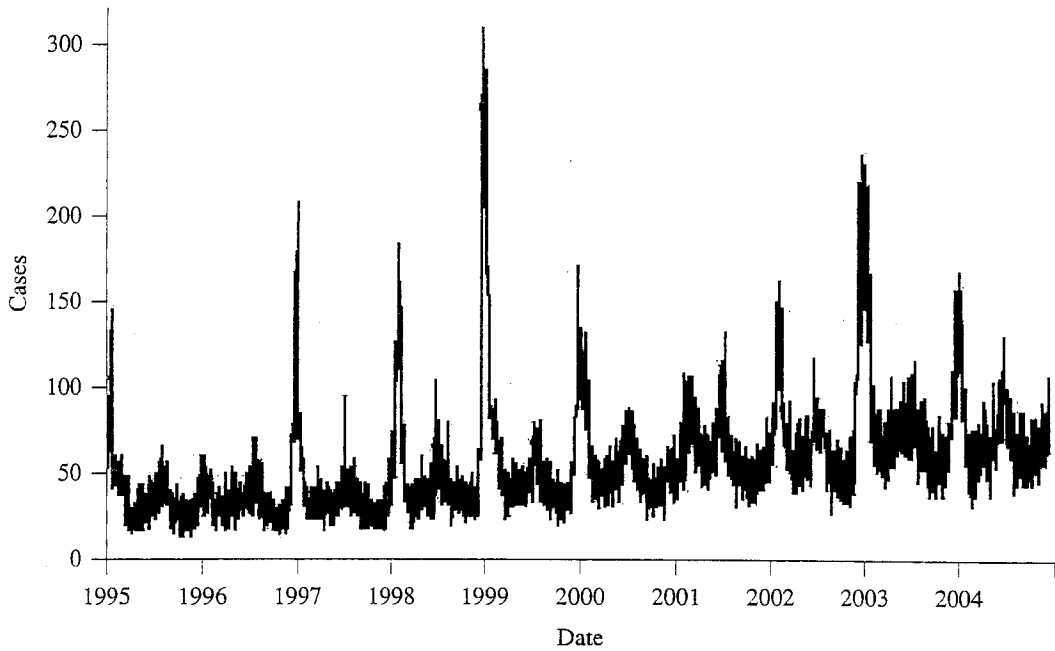


Fig. 1. Number of ambulance transferred in the whole of Tokyo.

あったと判断する。

システムの評価は、仮想的なシミュレーションとして行う。具体的には大きなショックの場合での人為的な救急車搬送数の増加を5, 10, 15人とし、小さなショックの場合では救急車搬送数の増加を1, 2, 3人と想定する。前者を異常な救急車搬送数の増加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する。

結 果

この10年間の発熱による東京都の救急車搬送数は21,579件であった。1日最大は312件, 最小でも15件であった。Fig. 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。

Fig. 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異常な救急車搬送数の増加が探知された事例を示している。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されない。

Table 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有意に受けている。ベータ係数は説明変数間での影響の大きさを比較可能であるので, それによるとインフルエンザ, 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。他方で比率では, 第3, 4列が示しているように, 比率そのものはなんらの疾患の有意な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。

Table 2には, 異常な救急車搬送数の増加が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おける頻度, 下段では行政区域を限定せずに東京都全体での頻度を示している。つまり, 上段は市区町村の立場にとっての頻度, 下段は東京都全体に対し

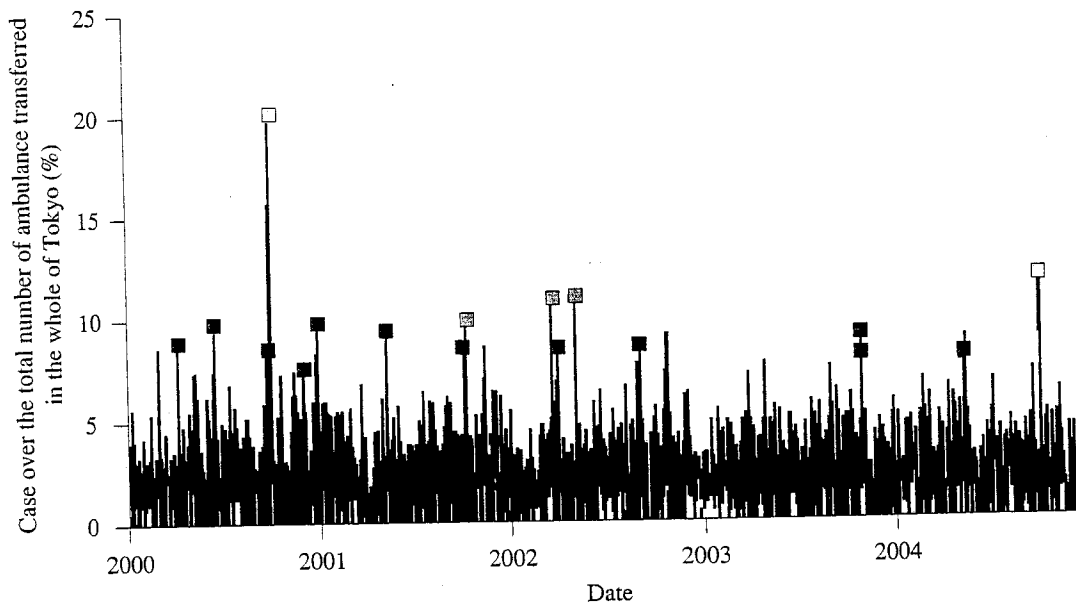


Fig. 2. Outbreak detection in a district.
Criterion of outbreak detection: ■ 3SD, ◐ 4SD, □ 5SD

Table 1. Relation among ambulance transferred and sentinel surveillance.

Disease	Transferred		Ratio		Baseline	
	β coef.	<i>p</i> -value	β coef.	<i>p</i> -value	β coef.	<i>p</i> -value
Influenza	.3937495	0.000	-.0936752	0.914	1.573866	0.186
Pharyngoconjunctival fever	.0010471	0.000	.002041	0.917	.0475414	0.079
A hemolytic streptococcus adenoiditis	-.0034281	0.000	.0028514	0.959	-.105846	0.166
Infectious gastroenteritis	-.0325228	0.007	.0449474	0.957	1.804282	0.117
Varicella	.0118833	0.000	.0073424	0.952	.2413332	0.147
Hand-foot and mouth disease	-.0027753	0.519	.0067601	0.982	.0936505	0.820
Erythema infectiosum	.0039809	0.000	-.001453	0.979	.1669267	0.062
Roseola infantum	-.0013636	0.000	.0031842	0.883	-.057255	0.054
Pertussis	.0000376	0.095	-.0000664	0.966	-.0018613	0.380
Rubella	-.0004876	0.000	.0001399	0.975	-.0110323	0.078
Herpangina	.0846061	0.000	-.0323269	0.960	.7318651	0.413
Measles in child	-.000217	0.364	.0001541	0.993	-.0272234	0.234
Mumps	-.0011601	0.183	-.0042224	0.944	-.2133885	0.110
Acute hemorrhagic conjunctivitis	-.0002831	0.070	.0006543	0.952	-.0046329	0.756
Epidemic Keratoconjunctivitis	-.0068471	0.000	-.0112969	0.928	.0612881	0.721
Constant	.4209506	0.000	29.78892	0.000	52.97169	0.000
No. of samples	50752		50752		50752	
Adjusted R^2	0.0359		-0.0003		0.0006	

Note: The dependent variables are ambulance transferred (the first and second columns), ratio of number of transferred in a district over the number in the whole of Tokyo (the third and fourth columns), and estimated baseline in the prospective analysis (the fifth and sixth columns). Explanatory variables are the reported number of sentinel surveillance in the whole of Tokyo, which are converted to the daily data form weekly. Sample period is from January 1st, 2000 to 31st December, 2004. Estimation method is the weighted least square weighted by the number of ambulance transferred in a district. " β coef." Indicates how the dependent variables change when each explanatory variable increases by one standard deviation. If it is one, the dependent variables increases by one standard deviation of the dependent variables due to increasing in an explanatory variable by one standard deviation. "Adjusted R^2 " indicates how proportion of the depended variables are explained by all explanatory variables in total. If it is one, all change in the dependent variable are explained by the model.

Table 2. Frequency of outbreak detection (%).

	Alert Detection Criterion		
	3 SD	4 SD	5 SD
In a district			
All area	1.10	0.30	0.09
The special 23 wards	0.54	0.11	0.03
Other area	1.57	0.46	0.15
In total			
The whole of Tokyo	39.68	13.05	4.42
The whole of special 23 wards	11.82	2.46	0.60
The whole of other area	32.48	11.01	3.87

Note: This tables show the frequency of outbreak detection in a district or in the whole of Tokyo under three criterion of outbreak detection. 1% in this table means that outbreak are detected in every 100 days. "SD" indicates standard deviation as criterion for outbreak detection. The upper panel show the frequency of outbreak detection in a district and the lower panel shows the frequency of outbreak detection in total of the whole of Tokyo, special 23 eards, or other areas.

Table 3. Sensitivity and specificity (%).

	Additional transferred	3 SD	4 SD	5 SD
All area				
Specificity	1	89.62	94.58	97.07
	2	70.91	84.00	90.05
	3	51.20	67.95	79.58
Sensitivity	5	73.53	58.62	45.33
	10	95.96	90.18	81.90
	15	99.23	97.68	99.23
The special 23 wards				
Specificity	1	98.05	99.59	99.91
	2	91.07	97.54	99.33
	3	77.76	91.06	96.87
Sensitivity	5	52.70	31.46	17.12
	10	92.05	81.11	66.30
	15	98.43	95.36	98.43
Other area				
Specificity	1	82.40	90.31	94.67
	2	53.64	72.48	82.17
	3	28.44	48.28	64.90
Sensitivity	5	91.37	81.74	69.28
	10	99.32	97.89	95.14
	15	99.91	99.66	99.92

Note: Sensitivity is defined by the proportion of outbreak detection to artificial additional transferred by 5, 10 or 15 cases when outbreak was not detected in actual data. Specificity is defined by the proportion that outbreak was not detected to artificial additional transferred by 1, 2 or 3 cases when outbreak was not detected in actual data.

て責任を負う部局にとっての頻度である。ある行政区域においては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%、多摩地区では1.6%と、年に数回の程度異常な救急車搬送数の増加が探知された。また、基準をより厳しくすると、それに応じて頻度は減少し0.1%前後まで低下する。他方で東京都全体では単純には上段の49倍とはならないが、3標準偏差を基準とすると平均的には39.7%、つまり2.5日に一回異常な救急車搬送数の増加が探知された。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%まで低下し、ほぼ1カ月に一回異常な救急車搬送数の増加が探知された。

Table 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。しかしながら多摩地区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。当然の事ながら基準をあげると特異度は増加し、5標準偏差では多摩地区でも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。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。

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、入院時の症状に関して行われており、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、事前に異常な患者数の増加を探知する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異常な患者数の増加を探知すること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、異常な救急車搬送数の増加の探知、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、救急車搬送数による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。

Fig. 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、Fig. 1で示されるような顕著な季節性は除去され、救急車搬送数の増加のみを捉えることに成功したと判断される。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が除去され、その影響を受けずに、真に知りたい異常な救急車搬送数の増加を捉えている。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。Table 2の第2列において、比率を有意に説明する5類定点報告疾患がないことから、本稿のように比率を分析対象にすることによって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ことが伺える。その意味で、比率を分析の対象とすることは、季節パターンの除去という意味で適切であると結論づけられる。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。Table 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、異常な救急車搬送数の増加とは判断されない。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種類の異常な救急車搬送数の増加を判断する基準を試みたが、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、バイオテロを含めて異常な患者数の増加の規模が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。この対象がある行政区域に限定されることを考えると、10名の救急

車搬送数の増加をほぼ確実に探知できることは、このシステムが求められている能力を有していると判断されよう。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⁷⁾。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^{8,9)}。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。本研究での救急車搬送数を用いた症候群サーベイランスは、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。

一般用医薬品と外来受診といった症候群サーベイランスの他の情報源と比較して、救急車搬送数に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、その意味で網が小さくまた粗くならざるを得ないが、救急車搬送数では管轄地域全域での情報を収集できるために、網が広くその目が細かい。そうした救急車搬送の情報を持つ広域性は大きな利点である。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、救急車搬送数であることの制約も少なくない。救急車搬送では出動先住所は記録されるが、それは必ずしも居住地ではないので、地域的な流行の探知という意味では、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。そもそも東京都の場合には症状の情報が電子化されており、それを有効に利用することが可能であるが、この症状は国が報告を求めている事項に含まれていないために、必ずしも東京都以外の全ての消防機関において実施されているわけではない。むしろ、症状の情報を収集し、それを電子化している消防機関は少数であると思われる。症状の情報が収集されていなければ、本稿で検討した様な形での症候群サーベイランスを直ちに実施することはできず、実施するためには消防機関のシステムの変更を伴う一定の投資を必要とする。それらの場合でも、救急車搬送数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ので、それを普及させるためには、国が症状の報告を求めることが重要になるとと思われる。

サーベイランスシステムの評価は、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。しかしながら症候群サーベイランスの場合は、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評価することが、これまでの研究では行われており、本研究もそれに従った⁹⁻¹⁴⁾。つまり、データ上の救急車搬送数を人為的に大きく増やすことで、大きなショックを実際の救急車搬送数のデータに加えることによって、過去のパターンから逸脱した流行を起こし、それがシステムによって異常な救急車搬送数の増加として感知されたかどうかでその感度を確認する。また、逆に日常的な救急車搬送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異常な救急車搬送数の増加

として検出してはいけないので、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。したがって、本稿における評価方法は、標準的であり妥当であると言える。

結 論

本稿は救急車搬送数の情報を用いた症候群サーベイランスがバイオテロを含む異常な救急車搬送数の増加を検知する十分な感度を有しており、実用化を検討するに十分に値すると思われる。一方で特異度を高める努力も必要であり、その改善はシステムの有効性を高めるであろう。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、早期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、利用されることが望まれる。

謝辞 データを御提供いただきました東京消防庁救急部に深謝致します。本研究は平成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 (H16-新興-14)」(代表: 大日康史国立感染症研究所感染症情報センター主任研究官)の研究成果の一部である。

文 献

- 1) Henning KJ: What is syndromic surveillance? *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 2004; 53(Suppl): 5-11.
- 2) Siegist DW, Tennyson SL: Technologically-based biodefense. Potomac institute fro policy studies, 2003.
- 3) Buehler JW, Berkelman RL, Hartley DM, et al: Syndromic surveillance and bioterrorism-related epidemics. *Emerg Infect Dis* 2003; 9: 1197-204.
- 4) 松井珠乃, 高橋央, 大山卓昭, 他: 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. *感染症誌* 2002; 76: 161-6.
- 5) 鈴木里和, 大山卓昭, 谷口清洲, 他: 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. *病原微生物情報* 2003; 24: 37-8.

- 6) 谷口清州, 木村幹男, 鈴木里和, 他: 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) 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.
- 8) Ohkusa Y, Shigematsu M, Taniguchi K. et al: Experimental surveillance using data on sales of over-the-counter medications--Japan, November 2003-April 2004. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 2005; 54(Suppl): 47-52.
- 9) 大日康史, 杉浦弘明, 菅原民枝, 他: 症状における症候群サーベイランスのための基礎的研究. 感染症誌 2006; 80: 366-76.
- 10) Hutwagner L, Browne T, Seeman GM, et al: Comparing aberration detection methods with simulated data. Emerg Infect Dis 2005; 11: 314-6.
- 11) Mandl KD, Reis B, Cassa C: Measuring outbreak-detection performance by using controlled feature set simulation. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 2004; 53(Suppl): 130-6.
- 12) Nordin JD, Goodman MJ, Kulldorff M, et al: Simulated anthrax attacks and syndromic surveillance. Emerg Infect Dis 2005; 11: 1394-8.
- 13) Buckeridge DL, Burkom H, Moore A, et al: Evaluation of syndromic surveillance systems --design of an epidemic simulation model. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 2004; 53(Suppl): 137-43.
- 14) Kulldorff M, Zhang Z, Hartman J, et al: Benchmark data and power calculations for evaluating disease outbreak detection methods. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 2004; 53(Suppl): 144-51.

ABSTRACT

An Experimental Study for Syndromic Surveillance in Ambulance Transfer

Yasushi Ohkusa¹, Yukihiko Kawaguchi², Tamie Sugawara¹, Tetsu Okumura³
Kiyosu Taniguchi¹, and Nobuhiko Okabe¹

¹ Infectious Diseases Surveillance Center, National Institute of Infectious Diseases

² Emergency Medical Service Division, Tokyo Fire Department

³ Department of Acute and Disaster Medicine, Juntendo University School of Medicine

Objective: To study ambulance transfers in Tokyo as a potential source of Syndromic Surveillance, and examine the possibility of practical application from a statistical view point. Method and Material: The Tokyo Fire Department has recorded the chief complaints of ambulance transferred patients for more than 10 years. We use the number of patients transferred by ambulance due to fever from January 1st, 1995 to December 31st, 2004. We perform the calculations prospectively for days after January 1st, 2000. Meaning, we estimate the baseline from January 1st, 1995 to the day before any given day. Then we predict the number of ambulance transfers in that day. An outbreak is detected if the actual number is larger than the estimated by three times the standard deviation of residuals. So as to check sensitivity and specificity, we add artificial transfers to the data and judge whether they are detected or not. Results: In an average city, we found outbreaks at 1.1%, i.e. a few times a year. However, it rises to 39.7%, i.e. once every two and a half days, in the whole of Tokyo. Specificity in the whole of Tokyo or other urban areas is high and an outbreak is not detected in the case of only one additional patient being transferred. Sensitivity is also high because an outbreak can be detected even if there are only 5 victims of a bioterrorist attack. Discussion: We can evaluate that this system has a high ability to detect outbreaks. However, so as to raise precision and specificity without losing sensitivity, we should use other syndromic surveillance monitoring or monitor other aspects besides ambulance transfers at the same time. The information on ambulance transfers is already electronically recorded. Therefore, if we can add an analytical tool such as the one described in this paper to the system, we can operate a system of syndromic surveillance which covers the largest population in the world. Since its usefulness is confirmed in this paper, we hope the local government of Tokyo will adopt and operate this system as a counter measure for bioterrorism attacks. (JJAAM 2006 ; 17 : 712-20)

Keywords: ambulance transfer, syndromic surveillance, bioterrorism attack, fever, outbreak detection algorithm

Accepted for publication on December 9, 2005 (05-065)