

喘息発作受診の季節集中性と 環境諸因子の関連

——トレンド増加率の影響評価——

東京女子医科大学* 清水 悟

(1997年6月 受付)

要 旨

横浜市夜間急病センターを受診した週別喘息発作患者数と気象因子(気圧, 気温, 水蒸気圧, 湿度及び風速)及び汚染質因子(NO , NO_2 , NO_x , SO_2 及びSPM)との関係を検討し, 次の様な結論を得た. ①喘息発作受診数及び汚染質因子のトレンド相互の比較では, 喘息発作受診数は9月~10月に大きなピークを, 5月~6月に小さなピークを示すが, 気象因子及び汚染質因子のピークとは一致しなかった. しかしながら気温, 水蒸気圧及び湿度とは正の相関, 汚染質因子とは負の相関を示した. ②喘息発作受診数のトレンドと気象因子及び汚染質因子のトレンドの増加率を比較すると, 喘息発作受診数のピークと風速を除いた気象因子及び汚染質因子の増加率が強い相関を示した. また喘息発作受診数と汚染質因子の増加率のピークが一致した. ③重回帰分析により喘息発作に影響を及ぼす環境因子として疑われるべき4変数を選ぶと, NO の増加率, SPMの増加率, 水蒸気圧の増加率及び風速の増加率の組み合わせが最も良いことがわかった.

1. はじめに

喘息発作に影響を及ぼす環境諸因子は数多く指摘され, 多くの議論(伊藤 他(1989))の対象となっている. それらの因子を大別すると, 気象因子と環境汚染質因子に分けられるが, 気象と環境汚染質は密接な関係を保っており, 気象変化が汚染質の環境濃度に影響を及ぼすことは周知の事実である.

毎年同じ時期(9月~11月)に喘息発作受診数の集中期が見られるという報告(石崎 他(1974), 稲岡 他(1984), 伊藤 他(1989, 1992), 勝呂 他(1983)), さらにイングランド及びウェールズにおける晩春と初秋に起こる小児の喘息発作受診のピーク(Khot et al. (1984)), またカナダ・バンクーバーにおける調査(Bates and Sizto (1987))でも9月下旬の喘息発作による急病センター受診数の増加が報告されている. これらの報告は喘息という疾患の季節集中性を端的に顕わしている. 喘息発作の誘因・増悪因子が季節的な変化をなし, それに伴って喘息発作も季節的な増減を繰り返していると考えられる. 季節的に変動する環境因子として気象(Salvaggio et al. (1970), 石崎 他(1974), Khot et al. (1984), Piccolo et al. (1988), Strannegård and Strannegård (1990), Cody et al. (1992), 伊藤 他(1989, 1992), Rossi et al. (1993)), 孢子(Khot et al. (1988)), 花粉(Salvaggio et al. (1971), Hill et al. (1979)),

* 医学部: 〒162 東京都新宿区河田町8-1.

ダニ (Murray et al. (1980, 1985), Korsgaad (1982)) 及び大気汚染物質 (Richards et al. (1981), Bates and Sizto (1987), Bates et al. (1990), Cody et al. (1992), Forsberg et al. (1993), Rossi et al. (1993)) などが指摘されているが、未だ明確な関係は見いだされていない。

喘息発作と汚染質環境濃度の関係について多くの研究 (Girsh et al. (1967), Bates and Sizto (1987), Bates et al. (1990), Cody et al. (1992), 伊藤 他 (1989, 1992)) がなされている。それらの多くは喘息発作受診動向と汚染質環境濃度との相関関係を検討したものである。汚染質因子の環境濃度には季節的な変動があって、低濃度期と高濃度期が見られる。横浜市を例にとると、毎年11月から12月に高い値を示し、その後徐々に減少し8月に最低となり、そして9月から上昇を続けるのが一般的な変動である。さらに同様な傾向は他の地域でも見られるという報告 (渡辺 他 (1984)) がある。喘息発作受診の場合、多くの報告で9月から10月に受診数のピークが起こる (石崎 他 (1974), 稲岡 他 (1984), 伊藤 他 (1989, 1992)) とされている。つまり、汚染質因子のピークより喘息発作受診のピークが1ヶ月程度先行する。この受診数のピーク期は汚染質環境濃度の上昇期と一致している。これらの点から、喘息発作受診と汚染質環境濃度の関係を検討する場合、汚染質環境濃度の上昇度合 (増加率) に注目すべきである。

汚染質環境濃度の変化は、症状の発症原因と考えるより喘息発作の誘因あるいは増悪因子と考えられる。今日のように、汚染質環境濃度が改善され、低濃度であっても、毎年同時期に喘息発作受診が集中することから、汚染物質が喘息症状の原因と考えるよりも、その誘因・増悪因子と考えることが適切である。また、同様に気象因子の影響も無視できない大きな要因であることから、①喘息発作と汚染質因子の環境濃度の関係、②喘息発作と気象因子との関係、③喘息発作に対する汚染質因子と気象因子の相乗効果について評価する必要がある。

そこで、本研究の目的は喘息発作と汚染質因子の一般大気環境濃度の増加率及び気象因子の関係を検討し、汚染質因子及び気象因子の変動傾向と喘息発作との関係を明らかにすることである。

2. 方 法

2.1 資 料

2.1.1 喘息発作受診数

喘息発作数の指標として使ったのは1982年 (昭和57年) 1月から1985年 (昭和60年) 12月までの4年間に横浜市夜間急病センターを受診し、担当医師によって喘息発作と診断された患者数である。また対象者は同センターが設置されている中区及び中区周辺の神奈川区、南区、保土ヶ谷区、西区の居住者とした。中区以外の区は中区を中心とする同心円内に位置し、同夜間急病センターからはほぼ半径4~6 km以内の地域である。なお同センターは毎日午後8時から翌朝午前6時まで診療を行っているため、対象とした喘息発作受診数は同センターの診療時間帯に受診したものである。

2.1.2 汚染質因子

汚染質因子の環境濃度は横浜市公害対策局大気課による大気環境常時監視局で測定された1時間値データの24時間平均値を用いた。その場合、欠損値は含めず、得られたデータから週平均を求めた。本研究において対象とした汚染質因子は一酸化窒素 (NO)、二酸化窒素 (NO₂)、窒素酸化物 (NO_x)、浮遊粒子状物質 (SPM) 及び二酸化硫黄 (SO₂) の5物質である。

2.1.3 気象因子

気象因子としてのデータは気象庁横浜気象台の観測値を用いた。気象因子として対象としたのは気圧 (Pressure)、気温 (Temperature)、水蒸気圧 (Vapor)、湿度 (Humidity) 及び風速

(Wind speed) である。

2.2 方 法

2.2.1 トレンドの推定——BAYSEA

前述した5区からの週喘息発作患者受診数、5区の汚染質因子の週平均値を原系列とした。喘息発作受診数及び汚染質因子は週ごとの変動が激しいことから、それぞれの平均的な変動傾向を示すトレンド(trend)を求め、解析の対象とした。トレンドを推定する方法はAkaike and Ishiguro (1980) 及び、石黒 (1981, 1986) の方法を用いた。季節調整プログラムBAYSEAは1変量の系列 $\{y_n\}$ を

$$y_n = t_n + s_n + r_n \quad (n=1, 2, \dots, N)$$

の形に分解するプログラムである。 t_n , s_n および r_n はそれぞれ、トレンド(サイクル)成分、季節変動成分、不規則変動成分である。 $\{t_n\}$ と $\{s_n\}$ を求める計算の本質的な部分はペナルティー付き最小2乗法と考えることができ、コスト

$$\sum_{n=1}^N (y_n - t_n - s_n)^2 + u^2 \sum_{n=1}^N (\Delta^2 t_n)^2 + v^2 \sum_{n=1}^N (\Delta_L s_n)^2 + w^2 \sum_{n=1}^N \left(\sum_{j=0}^{L-1} s_{n-j} \right)^2$$

$$\Delta t_n = t_n - t_{n-1}, \quad \Delta_L s_n = s_n - s_{n-L}$$

の最小化であるが、“ペナルティー”の重み u^2, v^2, w^2 はこの方法のベイズ的解釈から導かれる情報量基準ABIC(Akaike and Ishiguro (1980))の最小化で選ばれる。

さらに、汚染質因子及び気象因子のトレンドにおける前週値との差を前週値で除した値を増加率とした。すなわち増加率を $\{i_n\}$ とすると

$$i_n = \frac{t_n - t_{n-1}}{t_{n-1}}$$

である。本研究において注目したのは $\{y_n\}, \{t_n\}$ 及び $\{i_n\}$ であり、その他に関しては議論しない。また喘息発作受診数と環境因子との関係を調べるため相関係数の計算及び重回帰分析を行った。相関係数、AIC等の統計量の計算はSAS(Statistical Analysis System)を用いた。

3. 結 果

Table 1 に週喘息発作受診数、汚染質因子及び気象因子の対象期間における概要を示す。

3.1 喘息発作受診

対象期間(209週)における横浜市夜間急病センターを喘息発作で受診した週患者数の平均値はTable 1に示すように、週平均受診数は23.13人で、最低3人、最高107人であった。また喘息発作受診数及び推定したトレンドをFig. 1に示す。喘息発作による受診は毎年9月から10月に大きなピークがあり、5月から6月にかけて小さなピークを持つことを示している。

3.2 汚染質因子

Fig. 2に測定されたNOの週平均値の変動と推定したトレンドを示す。NOは毎年11月から12月に最も高い値を示し、夏期に低いという傾向を示している。NO₂, NO_x及びSO₂もNOと同様な変動傾向を示した。Fig. 3にSPMの週平均値の変動と推定したトレンドを示す。SPMの変動は1982年から1993年にかけて変動が激しく、トレンドから窒素酸化物と同様な11月～12月のピークは認められないが、1984年から1985年にかけて冬期にピークが出現している。

Table 1. Weekly visits of asthmatic attack and weekly mean of air pollutants and meteorological factors.

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
Weekly visits of Asthma					
ASTHMA (persons)	209	23.13	16.57	3	107
Environment factors					
NO _x (ppb)	209	66.43	30.80	16.32	167.45
NO (ppb)	209	33.25	23.07	7.01	116.61
NO ₂ (ppb)	209	33.16	9.06	8.30	62.80
SPM ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	209	51.98	20.36	9.36	154.06
SO ₂ (ppb)	209	10.37	2.62	4.34	20.56
Pressure (hPa)	209	1009.16	4.19	994.40	1023.10
Temperature (°C)	209	14.94	7.58	0.90	28.40
Vapor (mb)	209	13.57	7.69	2.70	29.40
Humidity (%)	209	68.29	11.36	40.40	88.90
Wind speed (m/s)	209	3.36	0.55	2.00	4.80

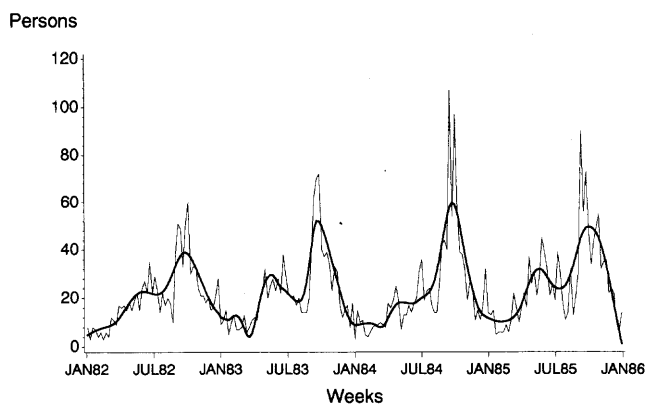


Fig. 1 Original and trend variation of weekly asthmatic visits in the emergency clinic room in Yokohama (1982-1985).

3.3 喘息発作受診と汚染質因子

Fig. 4 (Fig. 1~3の再掲を含む)に喘息発作受診数及び汚染質因子のトレンドを示す。汚染質因子のピーク出現時期は喘息発作受診のピーク出現時期と一致せず、汚染質因子のピークが3~4週間遅れて出現している。喘息発作受診のトレンドでは9月~10月のピークの外、5月~6月の時期に小さなピークを示すが、それに対応する汚染質因子のピークは、NO_x、NO及びNO₂で、1985年のみ若干小さなピークが認められるが、それは3~4週程度遅れて出現している。

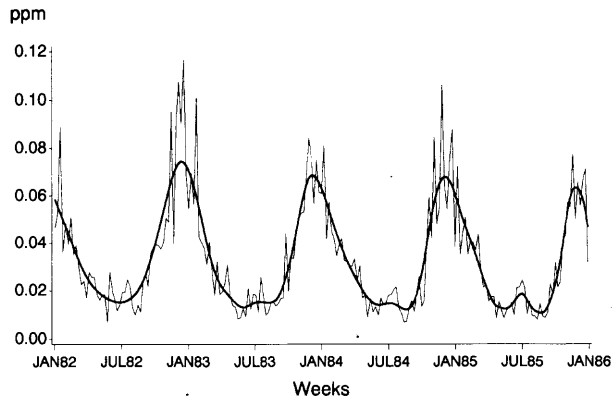


Fig. 2 Original and trend variation of weekly NO concentration in Yokohama (1982-1985).

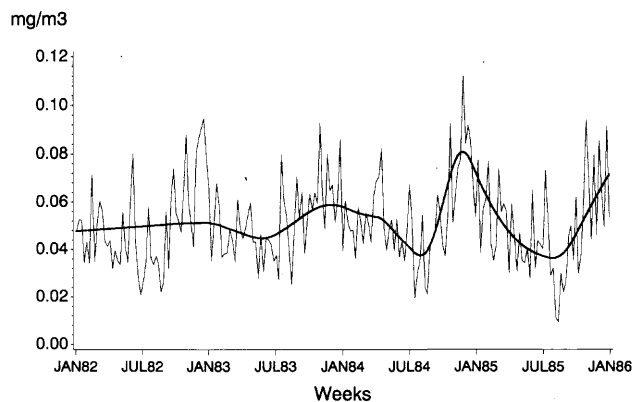


Fig. 3 Original and trend variation of weekly SPM concentration in Yokohama (1982-1985).

3.4 気象因子

Fig. 5 に喘息発作受診と気象因子のトレンドを示す。喘息発作受診の9月～10月におけるピーク、さらに5月～6月のピークに対応する気象因子のピークは認められない。視覚的に、喘息発作受診の9月～10月のピークに対して、気圧は上昇期、気温、水蒸気圧及び湿度はピークを過ぎた下降期であることが窺われる。また風速は低値を示している時期が対応する。

3.5 喘息発作受診と環境因子の増加率

喘息発作受診数のトレンドと汚染質因子の増加率を Fig. 6 に示す。喘息発作受診数のピーク出現時期と汚染質因子の増加率のピーク出現時期がほぼ一致している。さらに喘息発作受診の5月～6月に出現するピークに対応する汚染物質 (NO_x , NO_2 , NO) のピークが1982年を除き出現している。

気象因子の増加率と喘息発作受診のトレンドを Fig. 7 に示す。喘息発作受診のピークに一致する気象因子は認められないが、喘息発作受診の9月～10月のピーク時期は気圧のピーク期の直後、気温、水蒸気圧湿度の増加率の低い時期すなわち下降期に相当している。喘息発作受診の5月～6月の小さなピークに相当する気象因子のピークは認められないが、気温の増加率が

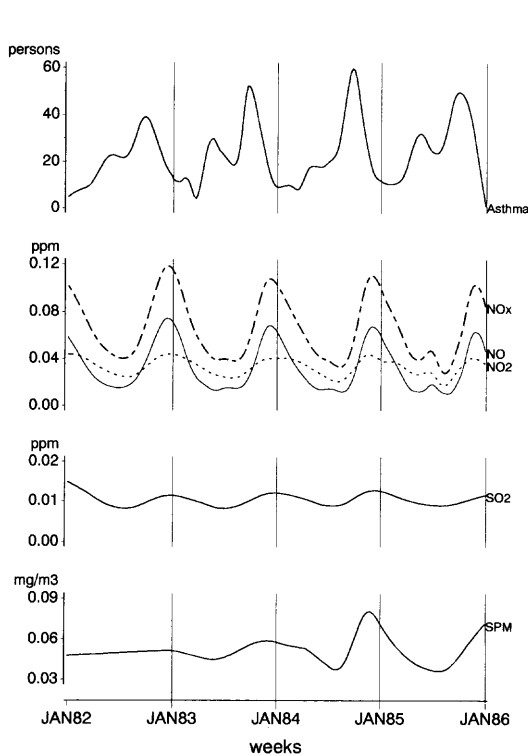


Fig. 4 Trends of weekly asthmatic visits and air pollutants in Yokohama (1982-1985).

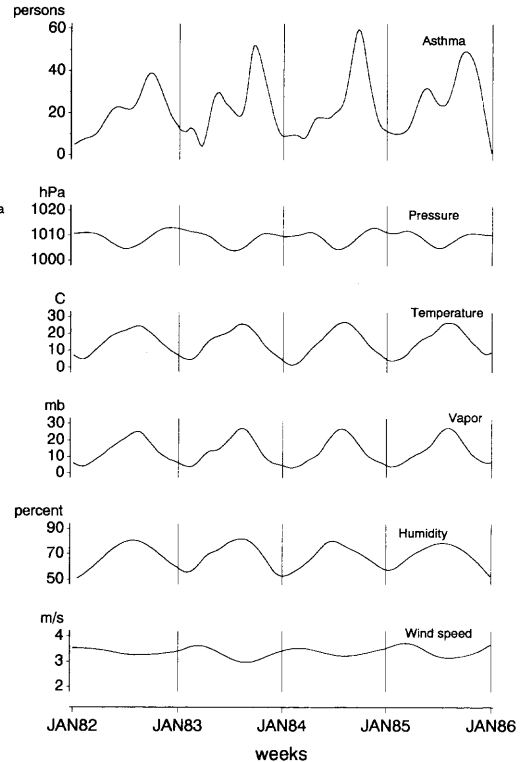


Fig. 5 Trends of weekly asthmatic visits and meteorological parameters in Yokohama (1982-1985).

低い時期、水蒸気圧及び湿度の増加率の高い時期にほぼ相当している。

3.6 喘息発作受診と環境因子との相関関係

喘息発作受診と汚染質因子の相関係数を Table 2 に示す。喘息発作受診数と汚染質因子の原系列間の相関係数を Original, それぞれのトレンド間の相関係数を Trend, 喘息発作受診のトレンドと汚染質因子の増加率との相関係数を Increase rate の項に示す。原系列間及びトレンド間の相関係数は、いずれの変数とも負の相関を示した。気象因子では原系列間とトレンド間で気圧及び風速が負の相関を示すが、気温、水蒸気圧及び相対湿度はいずれも正の相関を示した。喘息発作のトレンドに対する気象因子の増加率及び汚染質因子の増加率の相関係数は汚染質因子のいずれとも正の相関を示し、気象因子では気圧が正の相関、気温、水蒸気圧及び湿度では負の相関を示した。

喘息発作受診数と汚染質因子原系列間（及びトレンド間）の相関係数の符号は汚染質の環境濃度が高いと喘息発作受診が増えることを示唆しており、トレンドの増加率との間の相関係数の符号からは汚染質の環境濃度が増加傾向にある時は喘息発作受診が増加するという解釈になる。汚染質因子は喘息発作受診に影響するという仮説からすれば、汚染質因子のトレンドの増加率が喘息発作に影響するということは納得できる。

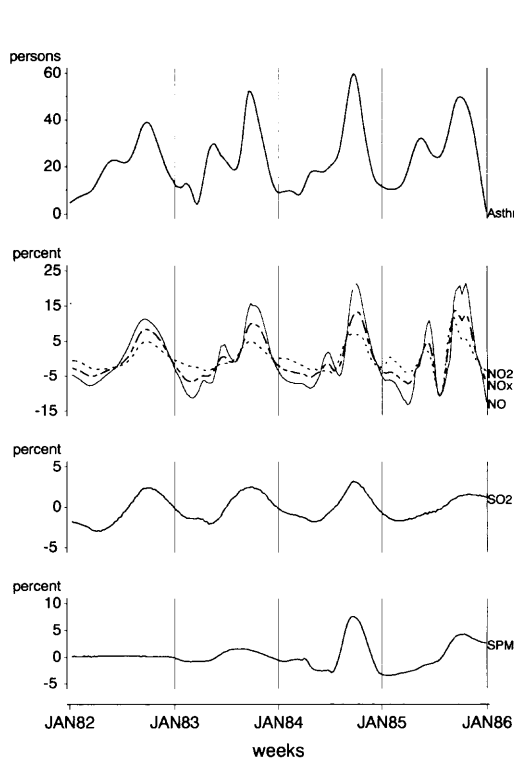


Fig. 6 Trends of weekly asthmatic visits and the increase rates of air pollutants.

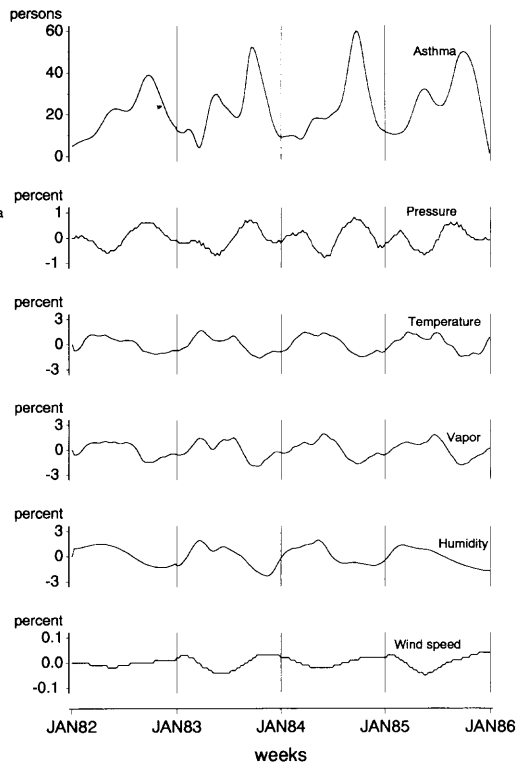


Fig. 7 Trends of weekly asthmatic visits and the increase rates of meteorological parameters.

Table 2. Pearson correlation coefficients between weekly visits of asthmatic attack and environment factors.

Variables	Original	Trend	Increase rate
NO	-0.222*	-0.276**	0.812**
NO ₂	-0.189*	-0.387**	0.764**
NO _x	-0.222*	-0.314**	0.843**
SPM	-0.005	-0.102	0.647**
SO ₂	-0.172	-0.407**	0.711**
Pressure	-0.084	-0.178*	0.500**
Temperature	0.455**	0.627**	-0.557**
Vapor	0.387**	0.544**	-0.617**
Humidity	0.410**	0.563**	-0.517**
Wind speed	-0.186*	-0.637**	0.044

*: p < 0.01 **: p < 0.001

3.7 汚染質因子と気象因子との相関関係

汚染質因子及び気象因子の原系列間,トレンド間及び増加率間の相関係数を Table 3 に示す。原系列間では風速と NO, NO₂ 及び NO_x との相関係数の符号は負となり,他の組み合わせでは

Table 3. Pearson correlation coefficients between air pollutants and meteorological factors.

Original	NO	NO2	NOX	SPM	SO2
Pressure	0.397**	0.510**	0.448**	0.399**	0.367**
Temperature	-0.637**	-0.751**	-0.698**	-0.321**	-0.530**
Vapor	-0.624**	-0.760**	-0.692**	-0.338**	-0.551**
Humidity	-0.525**	-0.501**	-0.541**	-0.127**	-0.476**
Wind speed	-0.102	-0.106	-0.107	-0.275**	-0.226**
Trend	NO	NO2	NOX	SPM	SO2
Pressure	0.736**	0.861**	0.789**	0.565**	0.779**
Temperature	-0.732**	-0.897**	-0.796**	-0.537**	-0.837**
Vapor	-0.728**	-0.914**	-0.798**	-0.544**	-0.830**
Humidity	-0.775**	-0.887**	-0.825**	-0.514**	-0.901**
Wind speed	0.299**	0.546**	0.375**	0.243**	0.531**
Increase rate	NO	NO2	NOX	SPM	SO2
Pressure	0.500**	0.638**	0.571**	0.558**	0.720**
Temperature	-0.708**	-0.729**	-0.752**	-0.561**	-0.768**
Vapor	-0.673**	-0.783**	-0.754**	-0.589**	-0.762**
Humidity	-0.642**	-0.562**	-0.656**	-0.486**	-0.848**
Wind speed	0.237**	0.368**	0.292**	0.307**	0.461**

*: $p < 0.01$ **: $p < 0.001$

総て正となった。気圧は汚染質因子と正の相関を示し、気温、蒸気圧及び相対湿度は負の相関を示した。風速はSPM及びSO₂と正の相関を示した。

またトレンド間では気圧及び風速は正の相関を示し、気温、水蒸気圧及び相対湿度は負の相関を示した。汚染質因子と気象因子の増加率では、気圧及び風速が汚染質因子と正の相関を示し、気温、水蒸気圧及び相対湿度は負の相関を示した。

気象因子のうち気圧は原系列間、トレンド及び増加率で汚染質因子と正の相関を示し、気温、水蒸気圧及び湿度は汚染質と負の相関を示した。風速は原系列間でSPM及びSO₂と負の相関、トレンド及び増加率では正の相関を示す結果を得た。

気象因子と汚染質因子には関係があるということが予想されるが、本研究でも「気圧が高い」、「風が強い」傾向にあれば、汚染質環境濃度も高い傾向にあり、「気温も低く」、「空気も乾燥」しているほど、汚染質濃度も高い傾向にあることがわかった。

3.8 重回帰分析によるモデルの選択

Table 4に喘息発作受診の原系列を目的変数とし、気象因子及び汚染質因子の原系列を説明変数とした場合の重回帰モデルにおける変数選択についての情報量規準AICの値を示す。さらにTable 5に喘息発作受診の原系列に対する環境因子のトレンドの場合、Table 6に喘息発作受診の原系列に対する環境因子のトレンドの増加率の場合を示す。回帰モデルに取り込む説明変数の数を1とした場合、喘息発作受診及び環境因子の原系列では気温が最もAICが低く(1128.1)最も良いモデルということになり、ついで湿度、水蒸気圧、NO、NO₂の順となる。

Table 4. Independent variables as original and AIC of regression models for dependent variable original series of asthmatic visits.

Variables number in Model	AIC	Independent Variables in Model				
1	1128.1	Temperature				
1	1138.3	Humidity				
1	1142.7	Vapor				
1	1166.2	NO				
1	1169.2	NO2				
2	1114.4	Temperature	Vapor			
2	1115.3	NO2	Temperature			
2	1123.3	Pressure	Temperature			
2	1124.1	SPM	Temperature			
2	1127.6	Temperature	Humidity			
3	1102.3	Temperature	Vapor	Humidity		
3	1105.9	NO2	Temperature	Vapor		
3	1110.5	NO2	SO2	Temperature		
3	1112.1	SPM	Temperature	Vapor		
3	1113.6	Pressure	Temperature	Vapor		
4	1098.8	NO2	Temperature	Vapor	Humidity	
4	1099.7	NO2	SO2	Temperature	Vapor	
4	1101.3	NO	Temperature	Vapor	Humidity	
4	1102.2	Temperature	Vapor	Humidity	W. Speed	
4	1102.9	SPM	Temperature	Vapor	Humidity	

説明変数の数を4にした場合、最もAICが低値を示す組み合わせはNO₂、気温、水蒸気圧及び湿度で、そのAICは1098.8であった。喘息発作受診に対して環境因子の原系列では、気温が最も説明変数としては良いことになり、トレンドでも気温であるが、増加率ではNOである。

喘息発作受診の変動を説明する為の変数選択をAICで評価すると環境因子の原系列及びトレンドよりも増加率の方が良いことになる。また良い説明変数としては原系列の場合、気温、湿度、水蒸気圧など気象因子が上位3位までに入り、さらにトレンドの場合でも風速、気温、湿度の順になるが増加率ではNO、NO₂、SO₂など汚染質因子が上位を占める。環境因子の原系列、トレンド及びトレンドの増加率の中で最も良い、すなわちAICが最も小さい説明変数はNOの増加率である。また説明変数の選択を総あたり法で9変数まで行った場合、最もAICが低い値を示した組み合わせは6変数であった(AIC=961.3)。その6変数とはNO、NO₂、SPM、気温、水蒸気圧及び風速の増加率の組み合わせである。

この様な問題を取り扱う時、説明変数を対数変換した場合の方が一般にあてはまりが良いと考えられるが、今後の課題としたい。

4. 考 察

4.1 喘息発作と受診数

本研究で扱った喘息発作受診数が喘息発作を代表するものかどうか議論が必要である。第1

Table 5. Independent variables as trend and AIC of regression models for dependent variable original series of asthmatic visits.

Variables number in Model	AIC	Independent Variables in Model				
1	1118.1	Temperature				
1	1119.3	W. Speed				
1	1130.7	Humidity				
1	1135.6	Vapor				
1	1153.2	SO ₂				
2	1074.9	Pressure	Temperature			
2	1087.2	Temperature	Vapor			
2	1088.2	NO ₂	Temperature			
2	1100.9	Pressure	Vapor			
2	1105.9	SPM	Temperature			
3	1067.1	Pressure	Temperature	W. Speed		
3	1068.1	Pressure	Temperature	Vapor		
3	1070.4	Temperature	Vapor	W. Speed		
3	1071.9	NO ₂	Pressure	Temperature		
3	1071.9	SPM	Pressure	Temperature		
4	1054.5	Pressure	Temperature	Vapor	W. Speed	
4	1064.3	SPM	Pressure	Temperature	Vapor	
4	1066.5	NO ₂	Pressure	Temperature	Vapor	
4	1066.5	NO	Pressure	Temperature	W. Speed	
4	1067.3	SPM	Pressure	Temperature	W. Speed	

に対象とした夜間急病センターの開設時間帯は午後8時より翌朝6時までの10時間であり、受診もその開設時間帯に限られている。第2に対象受診患者を夜間急病センターの周囲5区の居住者に限定したことである。もとより喘息発作受診の動向を把握するには終日にわたり、対象地域すべての救急外来施設を受診した喘息発作患者を対象とすることが望ましい。このような条件を満たす対象を得ることは困難な為、本研究においては1施設を受診数を対象としたが、この点は今後の課題としたい。本研究で対象とした期間(1982~1985年)における同センターの総受診者は延べ127,766人であり、その約5.5%が喘息発作と診断された。また喘息発作と診断されたものの約64%が対象とした5区からの受診者であった。5区以外からの喘息発作患者の中には横浜市以外の居住者も含まれ、また比較する汚染質の環境濃度も広範囲な地域を代表する必要がある、本研究では、この理由から対象地域を限定した。

4.2 対象データの週平均化

4年間に亘る対象期間中に得られた週喘息発作受診数は9月~10月にかけてピークを示し、2月前後に低値を持つ季節的な変動を示した。これは石崎 他(1974)及び伊藤 他(1989, 1992)の報告とも一致する。喘息発作受診は曜日による影響が報告(Bates et al. (1990), 渡辺 他(1984))されているが、週単位で集計することによって、曜日による影響は排除できるものと考えられる。また日単位では、汚染質因子の環境濃度も喘息発作受診数の場合と同様に曜日の影響を受け、さらに測定局の中には故障のためデータの得られなかった日もあり、週平均化するこ

Table 6. Independent variables as increase rate of trend and AIC of regression models for dependent variable original series of asthmatic visits.

Variables number in Model	AIC	Independent Variables in Model			
1	1010.2	NO			
1	1081.5	NO2			
1	1095.3	SO2			
1	1099.8	SPM			
1	1114.6	Vapor			
2	997.6	NO	W. Speed		
2	1006.3	NO	Temperature		
2	1007.4	NO	Humidity		
2	1008.6	NO	SPM		
2	1011.9	NO	SO2		
3	979.9	NO	Vapor	W. Speed	
3	981.8	NO	Temperature	Vapor	
3	991.6	NO	SPM	W. Speed	
3	995.2	NO	Pressure	W. Speed	
3	997.6	NO	SO2	W. Speed	
4	966.3	NO	Temperature	Vapor	W. Speed
4	976.9	NO	SPM	Vapor	W. Speed
4	980.1	NO	NO2	Temperature	Vapor
4	980.7	NO	NO2	Vapor	W. Speed
4	980.7	NO	Pressure	Temperature	Vapor

とは研究上適切であったと考える。

4.3 トレンドの推定と増加率

喘息発作受診数及び汚染質因子の変動傾向を把握する目的で、そのトレンドを推定したが、原系列では喘息発作受診及び汚染質因子とも種々の要因により、週ごとの変動が激しいため、目的とする関係を検討することは困難である。また、呼吸器症状及び喘息発作に対する影響因子として、多くの因子が示唆 (Pierson and Koenig (1992)) されているが、原系列のトレンドを推定することにより、様々な攪乱因子の影響を排除し、対象の通年的な変動傾向を把握することができたと考える。また推定したトレンドは結果 (Fig. 1~5) に示されたように、視覚的に原系列の変動傾向を、SPM の 1982 年を除いて的確に示しているものと推定される。

喘息発作あるいは呼吸器症状と汚染質環境濃度の関係を検討した報告の中で、その関係が指摘されているのは、喘息受診とオゾン (Bates and Sizto (1987), Cody et al. (1992)), NO₂ 及び SO₂ (Richards et al. (1981), Bates et al. (1990), Rossi et al. (1993)) などがあるが、それらの多くの報告で汚染質環境濃度の増加率について検討した報告は見あたらない。Bates et al. (1990) の報告では喘息受診のピークが、その地域の NO₂ 及び SO₂ 濃度の増加に先んじていることが指摘され、その理由は不明であるとしている。本研究においても、喘息発作受診のピークは、汚染質因子のピークに 1 ヶ月程度先行しており、Bates et al. (1990) の報告と一致する。

本研究では汚染質因子の増加率を求めることによって、喘息発作受診のピークと汚染質の増加率のピークが、9月～10月及び5月～6月の時期にほぼ一致することが明らかになった。稲岡 他 (1984) は喘息患者の喘息日誌と大気汚染濃度との関連を検討したパネルスタディを報告している。その中で、調査期間は10月から翌年の8月末までではあるが、発作発現率は11月が最も高く、6月にもピークが出現すること、一次発作率も秋が高いことを指摘している。さらに、稲岡らは汚染質因子 (SO_2 , NO , NO_2 , TSP 及び CO) は12月に高く、 O_3 は冬から春にかけて上昇するとしている。このことから考えても、喘息発作は秋に最も大きなピークを示し、5～6月にも小さなピークを示すが、汚染質因子のピークは12月であり、汚染質因子のピークと喘息発作受診のピークには“ずれ”があるということは本研究でも認められた。この喘息発作受診のピークに対して汚染質因子が約1ヶ月程度遅れてピークを示すのは、日本のみならず海外 (北半球) でも認められている。このような前提のもとで、喘息発作と汚染質因子を原系列のまま比較すれば、その関係が認められないのは当然と言える。見逃してならないのは、汚染質因子のピークが1ヶ月遅れであっても、喘息発作受診のピークは汚染質因子の上昇期にあることである。

4.4 環境因子と喘息発作受診

喘息発作と気象因子の関連を報告する研究は数多くある。さらに汚染質因子と気象因子は関連しており、従って環境を構成する多くの因子によって喘息発作は影響を受けていることになる。喘息発作と環境因子の関連についての研究では多数因子の複合された影響 (Girsh et al. (1967), Cody et al. (1992), Richards et al. (1981), Rossi et al. (1993)) をどのように評価するかが今後の課題である。この点から喘息発作の誘因として、汚染質因子だけを扱うのは短絡的過ぎ、あくまでも他の環境因子の影響を考慮して検討せねばならない。本研究で対象とした因子も、喘息発作に関係する多くの因子の一部に過ぎないので、今後他の因子を含めた場合の影響に関しても課題としたい。

重回帰モデルを用いて、環境因子を説明変数とした場合、目的変数である喘息発作受診に対して、最も低い AIC を示したのは NO の増加率であった。原系列及びトレンドよりも増加率の方が低い AIC を示したことから、増加率を説明変数とするのが良いことになる。さらに説明変数の数を2変数としたモデルの場合、各変数の増加率の中では NO と風速であった。説明変数の数を3とした場合、最も低い AIC を示した組み合わせは NO 、水蒸気圧及び風速であり、4とした場合では NO 、SPM、水蒸気圧及び風速の組み合わせが最も良いモデルということになる。選択する変数が多くなれば AIC も小さくなる傾向を示した。これは説明変数の数を増やせば当然予想されることであるが、本研究では6変数 (NO , NO_2 , SPM, 気温, 水蒸気圧及び風速) の増加率の組み合わせが最も小さい AIC を示すことが解った。さらに喘息発作に対する環境因子の影響評価には、環境因子の増加率をもモデルに取り入れる変数として考えるべきであることが明らかとなった。

このように、喘息発作に影響を与える環境因子は多種多様であり、特異的な単一因子を喘息発作の誘因として求めることよりも、多くの因子を同時に評価できる方法が求められる。さらに今後、汚染質因子のみならず気象因子や、その他の因子の増加率と、それらの組み合わせによる効果とその順序に関しても検討すべきであり、今後の検討課題としたい。

5. む す び

喘息発作に影響を与える環境因子は多種多様であり、特異的な単一因子を喘息発作の誘因として求めることよりも、多くの因子を同時に評価できる方法が求められる。さらに今後、汚染

質因子のみならず気象因子や、その他の因子の増加率と、それらの組み合わせによる効果とその順序に関しても検討すべきであり、この点は今後の検討課題としたい。

また、本研究によって「汚染質因子や気象因子のトレンド」の変化と「喘息発作」に何らかの関係があるに違いないことが証明された。その関係が「因果関係」であることを疑わざるを得ない。勿論、因果関係が証明されたとは言えない。また、手持ちのデータの解析だけで証明するのは難しいと考える。ただし、この因果関係が本物であるとする、汚染質因子の年平均レベルを下げるだけでは公害対策としては不十分であり、その変動も押えることが重要であることになる。本研究の結果は、この因果関係が実際にあるものであるかどうか、さらに研究を深めることが必要であることを示唆していると考えられる。

謝 辞

本研究内容に関して適切な助言及び季節調整プログラム-BAYSEA を提供して頂いた文部省統計数理研究所 石黒真木夫教授に感謝します。さらに、丁寧な査読を通して貴重なご指摘とご意見を頂いた査読者の皆様に感謝いたします。

参 考 文 献

- Akaike, H. and Ishiguro, M. (1980). BAYSEA, a Bayesian seasonal adjustment program, *Comput. Sci. Monographs*, No. 13, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- Bates, D. V., Sizto, R. (1987). Air pollution and hospital admissions in Southern Ontario: the acid summer haze effect, *Environmental Research*, **43**, 317-331.
- Bates, D. V., Baker-Anderson, M., and Sizto, R. (1990). Asthma attack periodicity: a study of hospital emergency visits in Vancouver, *Environmental Research*, **51**, 51-70.
- Cody, R. P., Weisel, C. P., Birnbaum, G. and Liroy, P. J. (1992). The effect of ozone associated with summer time photochemical smog on the frequency of asthma visits to hospital emergency departments, *Environmental Research*, **58**, 184-194.
- Forsberg, B., Stjemberg, N., Falk, M., Lundback, B. and Wall, S. (1993). Air pollution levels, meteorological conditions and asthma symptoms, *European Respiratory Journal*, **6**, 1109-1115.
- Girsh, L. S., Shubin, E., Dicks, C. and Schulaner, F. A. (1967). A study on the epidemiology of asthma in children in Philadelphia, *Allergy*, **39**, 347-357.
- Hill, D. J., Smart, I. J. and Knox, R. B. (1979). Childhood asthma and grass pollen aerobiology in Melbourne, *Medical Journal of Australia*, **1**, 426-429.
- 稲岡則子, 横山泰彦, 新田裕史, 前田和甫 他(1984). 気管支喘息発作と大気汚染要因の関連に関する研究, *日本公衆衛生雑誌*, **31**, 625-636.
- 石黒真木夫 (1981). ベイズ型季節調整モデル, *数理科学*, **213**, 57-61.
- 石黒真木夫 (1986). ベイズ型季節調整プログラム BAYSEA, *統計数理*, **34**, 241-254.
- 石崎 達, 牧野荘平, 荒木英斉, 根本順吉 (1974). 気管支喘息発作と気象要因の解析, *アレルギー*, **23**, 753-759.
- 伊藤 繁, 近藤洋輝, 比留間藤昭, 高島宏哉 他(1989). 気管支喘息発作と気象因子との関連について—多変量解析(数量化理論II類)による分析—, *アレルギー*, **38**, 1077-1083.
- 伊藤 繁, 川生泰子, 近藤康夫, 比留間藤昭 他(1992). 気管支喘息発作と気象因子との関連について—2地域における比較—, *アレルギー*, **41**, 475-484.
- Khot, A., Burn, R., Evans, N., Lenney, C. and Lenney, W. (1984). Seasonal variation and time trends in childhood asthma in England and Wales 1975-81, *British Medical Journal*, **289**, 235-237.
- Khot, A., Burn, R., Evans, N., Lenney, W. et al. (1988). Biometeorological triggers in childhood asthma, *Clinical Allergy*, **18**, 351-358.
- Korsgaard, J. (1982). Preventive measures in housedust allergy, *American Review of Respiratory Disease*, **125**, 80-84.

- Murray, A. B., Ferguson, A. C. and Morrison, B. (1980). The seasonal variation of allergy respiratory symptoms induced by house dust mites, *Annals of Allergy*, **45**, 347-350.
- Murray, A. B., Ferguson, A. C. and Morrison, B. (1985). Sensitization to house dust mites in different climatic areas, *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, **76**, 108-112.
- Piccolo, M. C., Perillo, G. M. E., Ramon, C. and DiDio, V. (1988). Outbreaks of asthma attacks and meteorologic parameters in Bahia Blanca Argentina, *Annals of Allergy*, **60**, 107-110.
- Pierson, W. E. and Koenig, J. Q. (1992). Respiratory effects of air pollution on allergic disease, *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, **90**, 557-566.
- Richards, W., Azen, S. P., Weiss, J., Stocking, S. et al. (1981). Los Angeles air pollution and asthma in children, *Annals of Allergy*, **47**, 348-354.
- Rossi, O. V. J., Kinnula, V. L., Tienari, J. and Huhti, E. (1993). Association of severe asthma attacks with weather, pollen and air pollutants, *Thorax*, **48**, 244-248.
- Salvaggio, J., Hasselblad, V., Seabury, J., Heiderscheidt, L. T. (1970). New Orleans asthma. II. Relationship of climatologic and seasonal factor to outbreaks, *Allergy*, **45**, 257-265.
- Salvaggio, J., Seabury, J., Schoenhardt, E. A. (1971). New Orleans asthma. V. Relationship between charity hospital admission rates, semiquantitative pollen and fungal spore counts, and total particulate aerometric sampling data, *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, **48**, 96-114.
- Strannegård, I. L. and Strannegård, Ö. (1990). Childhood bronchial asthma in a desert country, *Allergy*, **45**, 327-333.
- 勝呂 宏, 中野猛夫, 杉内政己, 寺道由晃 他 (1983). 小児気管支喘息における気象条件の関与, *小児科*, **24**, 735-743.
- 渡辺直大, 吉田 亮, 柳本武美 (1984). 気管支喘息に及ぼす環境因子の急性影響の解析法に関する検討, *アレルギー*, **33**, 868-878.

On the Correlation between the Seasonality of Asthmatic Emergency
Clinic Visits and Environmental Factors in Yokohama
—Evaluation of Trend's Increase Rate Effect—

Satoru Shimizu

(Faculty of Medicine, Tokyo Women's Medical College)

In the period from January 1982 to December 1985, the number of weekly nocturnal emergency clinic visits for reasons of asthmatic attack were compared with the weekly values of air pollution variables (SO_2 , NO, NO_2 , NO_x and SPM), as well as weekly weather variables (temperature, relative humidity, atmospheric pressure, air-vapor and wind-velocity), recorded at five air monitoring stations in Yokohama City. The values were decomposed into trend-cycle, seasonal, and irregular components by BAYSEA.

Every year, two peaks were observed in the weekly sums of asthmatic attacks: the higher one being from the end of September to the middle of October, and the lower one appeared from the end of May to the middle of June. The weekly sums of asthmatic attacks showed significant negative correlations to the weekly means values of NO, NO_2 , NO_x , and wind-velocity; while there were significant positive correlations between the values of temperature, vapor, and humidity. As for the trend component, there are strong negative correlations between the values of weather variables and the frequencies of nocturnal urgent calls by asthmatic attacks all through the year. The asthmatic visits were highly correlated with the increase rates of pollution variable trend components and negatively correlated with the increase rates of weather variable trend components.

This study indicated that nocturnal asthmatic visits to the emergency clinic had a positive correlation with the increase rates of pollution variables, and a negative correlation with the increase rates of weather variables in Yokohama City.