

秋田県で分離された *Salmonella enterica* subsp. *enterica* serovar Enteritidis の プラスミドプロファイルについて (第1報)

八 柳 潤 齊 藤 志保子 遠 藤 守 保 佐 藤 宏 康 森 田 盛 大

キーワード: *Salmonella* Ser. Enteritidis, プラスミドプロファイル, フェージ型, Kado 法

I はじめに

サルモネラは、腸炎ビブリオ、黄色ブドウ球菌に次いで食中毒の代表的な原因菌であり、また、散发下痢症の原因菌としても重要視されている。われわれは、1975年から、河川水、下水処理場流入水、食肉などを対象として県内におけるサルモネラ菌の侵淫動向を調査すると共に¹⁾²⁾、感染症サーベイランス検査定点医療機関を中心に下痢症患者からの同菌の検出状況を調査してきたところ、1989年に入り、それまでは分離頻度の極めて小さかった *Salmonella* Ser. Enteritidis (SE) が食中毒や散发下痢症から多数分離されるようになった³⁾。SE 感染症の原因を追求する際の疫学指標として、わが国では1990年3月からフェージ型別が導入された⁵⁾。このSEのフェージ型別は、国立予防衛生研究所においてのみ実施しており、1990年に発生した食中毒事例において、疫学指標として有効性が確認されている⁵⁾。

一方、プラスミドプロファイルの解析は、*Salmonella* Ser. typhimurium⁶⁾、Enterobacteriaceae⁷⁾、Enterohemorrhagic E.coli⁸⁾などの細菌について、疫学指標として有効であることが既に報告されている。このプラスミドプロファイルの解析は、フェージ型別と異なり、手技が比較的容易であることから、各地研においても実施可能な方法であり、実際にSEに対しても疫学指標としての有効性が示されている⁹⁾¹⁰⁾。

このため、当所においても、1987年以降、秋田県内において分離されたSEのプラスミドプロファイルを解析し、フェージ型の知見と合わせて県内におけるSEの疫学的情報を得ることを目的として、本調査研究を開始した。今年度は、プラスミドプロファイルの測定方法について検討した。

II 材料と方法

A. 材料

菌株: 1987年から1990年にかけて、散發的SE感染

者、鶏卵、SE 集団食中毒患者などから分離され、当所に保存されていたSE (Sa-230~Sa-420) から、任意に選択した52株を実験に供した。

プラスミド標準株: プラスミド標準株として、以下に示す菌株を使用した。

Salmonella Ser. Enteritidis L-156 (1.4Kb, 60Kb, 200Kb)

E. coli K-12 W-677 NR-1¹¹⁾ (95Kb)

E. coli V-517¹²⁾ (2.2Kb, 2.8Kb, 3.1Kb, 4.0Kb, 5.2Kb, 5.7Kb, 7.4Kb, 60Kb)

E. coli K-12 J53 R-478¹¹⁾ NCTC 50038 (250Kb)

なお、*S. Ser. Enteritidis* L-156、*E. coli* K-12 W-677、および *E. coli* V-517 は、東京医科歯科大学微生物学教室、堀内三吉先生から分与いただいた。

B. 方法

SEからのプラスミドの抽出は、Kado and Liuの方法¹³⁾の変法¹¹⁾に準じて、図1の如く行った。すなわち、-20°Cで保存しておいた、SEのスキムミルク懸濁液の1白金耳量を、DHL寒天板培地(日水製薬、粉末培地)に塗抹し、30°C、18時間培養した。生じたSEのコロニーを、5mlのLB Broth (Difco、pH7.0に調整)に接種し、30°C、15~20時間静置培養した。培養液1.5mlをエッペンドルフ遠心チューブに入れ、8,000 r.p.m x 2分、遠心

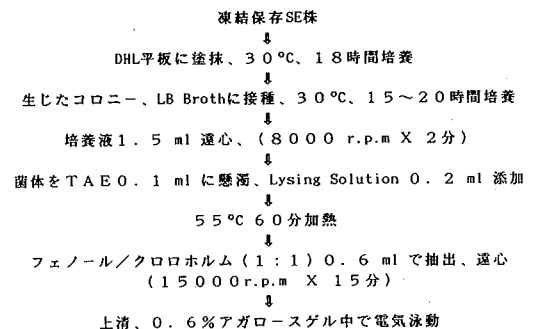


図 1 SEからのプラスミドの抽出方法

して集菌した。上澄みを除去した後、沈殿した菌体を0.1mlのTAE(40mM Tris-Acetate, 2mM EDTA pH 7.4)に懸濁し、0.2mlのLysing solution(SDS 3%, Tris 0.05M, NaOH 0.128M)を加え、混和した。混液を55°C、60分加熱した後、フェノール/クロロホルム1:1混液0.6mlを加えて転倒混和した。15,000 r.p.m x 15分遠心して、得られた上清を電気泳動用試料とした。電気泳動には0.6%アガロースゲル(宝酒造 LO-3)を使用し、TBEバッファー中、10V/cmで2時間泳動を行った。その後、ゲルをエチジウムブロマイドで染色し、紫外線を照射してプラスミドを検出した。

III 結果及び考察

図2に今回われわれが得た、SEのプラスミドプロフィールの1例を示した。ここに示したSa-232~Sa-246は全てフェージ型34のSEであるが、大半の株は約60Kbと約200Kbのプラスミドを保有していた。しかし、約200Kbのプラスミドのみを保有するもの、ここには示していないが、約60Kbのプラスミドのみを保有するもの、約60Kb、約90Kb、約200Kbの3種類のプラス

ミドを保有しているものも認められた。

表1に、今回調査したSEのプラスミド保有状況を示した。フェージ型34のSEは、プラスミドプロフィールの違いから、更に4種類に分類可能であった。また同様にフェージ型4のSEも、2種類に分類可能であった。

以上の結果は、同一フェージ型のSEの中に、起源の異なるものがあることを示しており、従って、フェージ型とプラスミドプロフィールの解析を組み合わせることにより、一段と詳細な疫学的解析が可能であると考えられた。このように、プラスミドプロフィールの解析は、SEの疫学指標として有効であったが、SEのプラスミド

表1 *Salmonella enteritidis*のプラスミド保有状況

フェージ型	保有プラスミド	株数
34	≒ 200 Kb, ≒ 60 Kb	39
	≒ 200 Kb, ≒ 95Kb, ≒ 60 Kb	1
	≒ 200 Kb	1
	≒ 60 Kb	1
4	≒ 200 Kb, ≒ 60 Kb	2
	≒ 60 Kb	6
9a	≒ 60 Kb	1

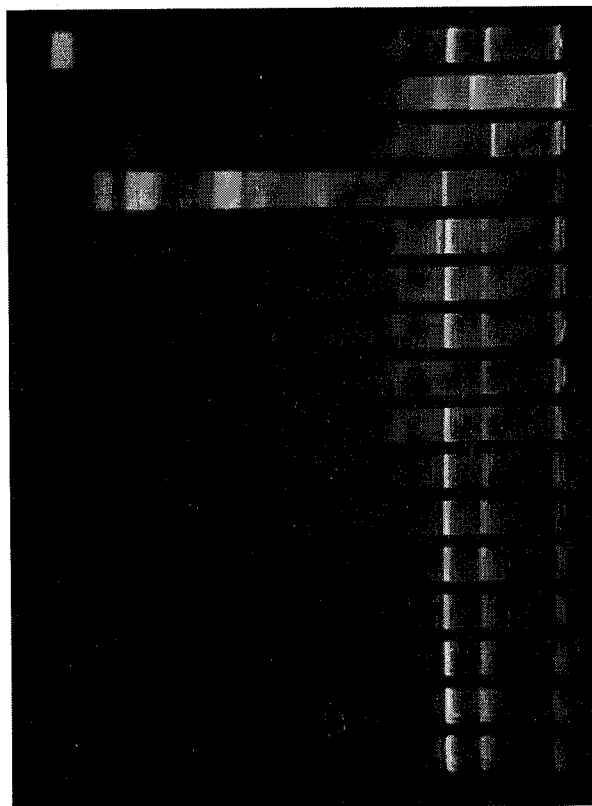


図2 SEのプラスミドプロフィールの例。ここに示した*S. enteritidis* Sa-232~Sa-246は1989年6月から7月に散発患者から分離されたフェージ型34の株である。

- S. enteritidis* L-156
- E. coli* K-12 W-677 NR-1
- E. coli* K-12 J53 R-478 NCTC 50038
- E. coli* V-517
- S. enteritidis* Sa-232
- S. enteritidis* Sa-234
- S. enteritidis* Sa-235
- S. enteritidis* Sa-236
- S. enteritidis* Sa-237
- S. enteritidis* Sa-238
- S. enteritidis* Sa-239
- S. enteritidis* Sa-241
- S. enteritidis* Sa-243
- S. enteritidis* Sa-244
- S. enteritidis* Sa-245
- S. enteritidis* Sa-246

は極めて不安定であり、例えば、われわれは同一菌株のプロファイルが実験条件の違いにより、①約 60Kb, 約 200Kb となる場合、②約 60Kb, 約 54Kb となる場合、③約 60Kb, 250Kb 以上となる場合があることを経験した。実際、現在までに報告されている SE のプラスミドプロファイルについても、プロファイルは研究者により全て異なっており、楠らはファージ型 34 の SE に 60 Kb, 250Kb 以上のプラスミドを保有しているものがあることを⁹⁾、樋口らは 32Md, 36Md, (約 54Kb, 約 60 Kb), および 32Md, 36Md, 65Md, (約 54Kb, 約 60Kb, 約 95Kb) のプラスミドをそれぞれ保有する SE について¹⁰⁾、また堀内らは 54Kb, 94Kb, 150Kb などのプラスミドを保有する SE について¹⁰⁾それぞれ報告している。われわれは今回、LB Broth で培養した際に約 60Kb, 約 200Kb のプラスミドプロファイルを示した SE が、ハートインフュージョン寒天平板培地、ハートインフュージョンブロス、ミューラーヒントン寒天平板培地などの、LB Broth 以外の培地を使用して培養した場合に、約 60Kb, 約 54Kb のプラスミドプロファイルを示すようになることを見いだした(未発表データ)。このことは、SE のプラスミドプロファイルを測定する場合、得られる結果が培養条件により大きく左右されることを示すものと考えられた。このため、我々は LB Broth の pH をリン酸バッファーを加えることにより安定化させ、培養時間、方法を一定にするなどの方法を試みたところ、結果の再現性が改善される傾向が認められた。以上述べてきたように、プラスミドプロファイルは、SE の疫学指標として有効である一方、再現性のある成績を得るためには、実験条件、特に被検 SE の培養条件を更に検討、改良する必要性のあることが示された。

IV 謝 辞

プラスミド標準株を分与下さいました、東京医科歯科大学、微生物学教室の堀内三吉先生、及び Kado の変法についてご教示下さいました東京都立衛生研究所の楠淳先生に深謝します。

文 献

- 1) 森田盛大たち：県内におけるサルモネラ菌の生活環境内侵襲実態調査について(第1報), 秋田県衛生科学研究所報, 20, 37-39 (1976)
- 2) 齋藤志保子たち：サルモネラ菌の生活環境汚染実態に関する調査研究(第6報), 秋田県衛生科学研究所報, 25, 63-66 (1981)
- 3) 山脇徳美たち：環境からのサルモネラ菌分離成績について, 秋田県衛生科学研究所報, 30, 57-61 (1986)

- 4) 森田盛大たち：秋田県における Salmonella Serovar Enteritidis の動向, 病原微生物検出情報, 12, 72 (1991)
- 5) 中村明子：わが国の S. Enteritidis ファージ型分布 1989, 1990), 病原微生物検出情報, 12, 118 (1991)
- 6) P. L. Mcdonough et. al. : Clonal Groups of Salmonella typhimurium in New York State., J. Clin. Microbiol., 27, 622-627 (1989)
- 7) F. Orskov et. al. : Summary of a Workshop on the Clone Concept in the Epidemiology, Taxonomy and evolution of the Enterobacteriaceae and other Bacteria., J. Infect. Dis., 148, 346-357 (1983)
- 8) J. G. Wells et. al. : Isolation of Escherichia coli Serotype 0157 : H7 and Other Shiga-Like-Toxin Producing E. coli from Daily Cattle., J. Clin. Microbiol., 29, 985-989 (1991)
- 9) 楠淳たち：集団発生由来 Salmonella Ser. Enteritidis の保有プラスミドとそのプロファイル, 感染症学雑誌, 64(8), 1074 (1990)
- 10) 樋口淑美たち：群馬県における Salmonella Ser. Enteritidis について, 群馬県衛公研年報, 22, 33-39 (1990)
- 11) 中谷林太郎たち：R プラスミドの分子遺伝学的実験法, 菜根出版, 14 (1983)
- 12) F. L. Macrina et. al. : A Multiple Plasmid-Containing Escherichia coli Strain : Convenient Source of Size Reference Plasmid Molecules., Plasmid, 1,417-420 (1978)
- 13) C. I. Kado et. al. : Rapid Procedure for detection and Isolation of Large and Small Plasmids., J. Bacteriol., 145, 1365-1373 (1981)
- 14) 堀内三吉たち：ヒト由来 Samonella typhimurium, S. enteritidis, S. braenderup のプラスミドと薬剤耐性, 感染症学雑誌, 62, 167-176 (1987)

平成3年に秋田県で分離された腸管出血性大腸菌について

八柳 潤 齋 藤 志保子 遠 藤 守 保 佐 藤 宏 康
森 田 盛 大

キーワード：腸管出血性大腸菌, 溶血性尿毒症症候群, Vero 毒素,
生物型, プラスミドプロファイル

I はじめに

大腸菌 0157 : H7 (Escherichia coli Serotype 0157 : H7) は腸管出血性大腸菌 (Enterohemorrhagic E. coli EHEC) と呼ばれ, 従来から知られていた腸管病原性大腸菌, 腸管組織侵入性大腸菌, 腸管毒素原性大腸菌とは異なり比較的最近確認された新たなカテゴリーの病原大腸菌である。EHEC による集団中毒例として世界で初めて知られたのは, 1982 年に米国オレゴン州で発生した事例であり¹⁾, 同年, ミシガン州, カナダのオンタリオ州でも引き続き集団例が確認された²⁾³⁾。この EHEC は, 培養 Vero 細胞に毒性を示す毒素 (Vero 毒素, Vero cytotoxin VT) を産生し⁴⁾, この Vero 毒素が本菌の病原因子であると考えられている。一方, 血清型 0157 : H7 以外の大腸菌にも本毒素を産生するものがあることから, これらは Vero 毒素産生性大腸菌 (VTEC) とも呼ばれている⁵⁾。EHEC に感染した場合激しい腹痛を伴う出血性大腸炎が惹起され, とくに小児では溶血性尿毒症症候群 (HUS) が続発する場合があるなど⁶⁾, 感染病像は一般に重篤である場合が多い。わが国における EHEC の感染例としては, 1985 年に小林ら⁷⁾, 小川ら⁸⁾が少数例を報告していた程度であり, 集団例は知られていなかった。しかし, 1990 年 10 月に, EHEC を病因菌とする大規模な集団例が埼玉県で発生したこと⁹⁾を契機として, 本菌が国内においてもわかに注目されるようになった。

秋田県内においても埼玉県の事例を契機に, 臨床医の EHEC に対する関心が高まり, 1991 年に入ってから当所に対して EHEC を疑う菌株の同定依頼が相次いで寄せられるようになった。その結果, 秋田県において初めて 4 株の EHEC が分離同定されたので, それらの菌株について得られた知見を報告する。

II 材料と方法

A. 材料

1991 年 4 月から 12 月までの間に, EHEC 疑いまたは

病原大腸菌疑いとして医療機関から提出された大腸菌株 36 件, および EHEC 感染疑いの患者から採取した直腸スワブなどの糞便材料 27 件について EHEC を検索した。

B. 方法

(1) 糞便材料からの EHEC および病原細菌の検出

糞便材料は, Sorbitol MacConkey 寒天平板培地 (Oxoid) に塗抹し, 37°C 1 夜培養した。Sorbitol 非分解性の白色コロニーを選択し, EHEC 疑い株として検査を実施した。さらに, Salmonella, Shigella, Vibrio, Campyrobacter についても, 常法¹⁰⁾に従い分離を試みた。

(2) 大腸菌株の性状検査

大腸菌の生化学的性状検査は Edwards and Ewing の記載にもとづいて行った¹¹⁾。

(3) 大腸菌の血清型別

大腸菌の血清型別は市販の診断用免疫血清 (デンカ生研) を使用し, O 型別については生菌および加熱菌についてスライド凝集法により, また H 型別についてはホルマリン処理菌について試験管内凝集法により, それぞれ行った。

(4) Vero 毒素産生性検査

EHEC 疑い株を CAYE 培地 (日水製薬) に接種し, 37°C 1 夜振盪培養した。培養液を遠心し, 得られた上澄みをメンブランフィルター (0.2 μm) によりろ過し, 試料とした。10 倍段階希釈した試料を加えた Vero 細胞 (African Green Monkey Kidney Cells) 懸濁液をマイクロトレイに接種し, 5% CO₂ 条件下, 37°C で培養した。7 日間細胞変性 (CPE) の発現を観察し, 明瞭な CPE の認められたものを陽性とした。

(5) Polymerase Chain Reaction (PCR) 法による Vero 毒素産生遺伝子の検出, および Vero 毒素の型別

VT-1, VT-2 検出用のプライマーは小林らの報告したもの¹²⁾を使用した。被検菌のテンプレート DNA とし

ては被検菌を生理食塩に懸濁し、沸騰水中で5分間加熱した後氷冷したものを使用した。PCR反応液の組成は、KCl 50mM, Tris-HCl 10mM (pH9.0), TritonX-100 0.1% dNTP's 200 μM ea., Primers 0.2 μM ea., MgCl₂ 2 mM, Taq DNA Polymerase (クラボウ) 2.5U/50μl, template DNA solution 5μl とし、全量 50μl で反応を行った。サーマルサイクラーには JAPH-90 (理工化学) を使用し、Denature 94°C 1.1min⇒Annealing 55°C 1.6 min⇒Extension 72°C 1.0min のヒートサイクルを 25 サイクル行い、目的の遺伝子を増幅した。Final Extension は 72°C 2.0min とし、Store Temp. は 4°C とした。反応終了後、反応液を 1.5% アガロース中で電気泳動し、増幅断片を検出した。

陽性対象には、東京都立衛生研究所微生物部、工藤泰雄博士から分与された、E. coli Serotype 0157 : H7 EDL-931 株を使用した。

(6) 薬剤感受性試験

分離 EHEC の薬剤感受性は 1 濃度ディスク (昭和) を使用して試験した。薬剤には、Gentamisin, Streptomycin, Tetracycline, Ampicillin, Chloramphenicol, Kanamycin, Cefalocin, Nalidixic acid, Sulfamethoxazole Trimethoprim を使用し、生じた阻止円から推定 MIC を求めた。それぞれの薬剤について、感受性区分のうち、マイナスに対応する推定 MIC が得られた場合に、耐性と判定した。

(7) プラスミドプロフィール

分離 EHEC のプラスミドプロフィールは Kado らの方法¹⁰⁾の変法¹⁰⁾により測定した。プラスミド標準株には、E. coli K-12 W-677 NR-1 (95Kb), E. coli V-517 (2.2 Kb, 2.8Kb, 3.1Kb, 4.0Kb, 5.2Kb, 5.7Kb, 7.4Kb, 60 Kb), E. coli K-12 J53 R-478 NCTC 50038 (250Kb) を使用した。なお、E. coli K-12 W-677, および E. coli V-517 株は、東京医科歯科大学微生物学教室、堀内三吉博

士から分与していただいた。

(8) EHEC の生物型別

分離 EHEC の生物型別は、伊藤らが述べている Kakhria らの型別法⁹⁾により行った。培地には、Dulcitol, Sucrose, Rhamnose をそれぞれ 1% 添加した Andrade ペプトン水を使用し、14 日間観察した。

III 結果及び考察

表 1 に EHEC の月別検査数、検査成績を示した。EHEC は 6 月、7 月に県北でそれぞれ 1 株、8 月に本荘由利で 1 株、10 月に仙北で 1 株、計 4 株分離されたが、これらの株は全て菌株として同定依頼されたものであった。糞便材料からは、EHEC は分離されなかったが、C. jejuni および Salmonella 08 が分離された。C. jejuni は、EHEC 感染疑い患者の便から比較的高頻度に分離されたことから、EHEC と C. jejuni の臨床像がお互いに類似していることが推察された。分離された EHEC の血清型は全て 0157 : H7 であった。なお、表 1 には示していないが、5 月に血清型 0157 : NM の株 (EC-13) が分離されたが、当該株は Vero 毒素を産生せず、Vero 毒素産生遺伝子も保有しなかったことから EHEC とは同定しなかった。

表 2 に、EHEC 感染者の臨床症状を示した。感染者は高齢者と幼児であった。症状は、溶血性尿毒症症候群が発症した重篤なものから比較的軽症なものまで様々であったが予後は全員良好であった。

分離された EHEC の Vero 毒素産生性を表 3 に、また生化学的性状を表 4 に示した。4 株の EHEC のうち、1 株が VT-2 のみを産生し、3 株が VT-1 および VT-2 を共に産生する株であった。また、これらの株は全て、通常の大腸菌が 1 日以内に分解する Sorbitol を遅れて分解するか、分解しないという性状を示したが、その他は

表 1 腸管出血性大腸菌の月別検査数、及び検査成績

月	糞便材料 (件数)	菌株 (件数)	検出 EHEC 数	血清型	分離地域	その他の病原細菌
4	1	4	0			
5	2	2	0			
6	5	5	1	0157 : H7	県北	
7	5	5	1	0157 : H7	県北	C. jejuni UT
8	4	4	1	0157 : H7	本荘由利	C. Jejuni L-10, Salmonella
9	2	1	0			C. Jejuni L-49
10	2	9	1	0157 : H7	仙北	
11	4	2	0			C. jejuni UT
12	4	4	0			
合計	27	36	4			

表2 腸管出血性大腸菌感染者の臨床症状

感染月	地域	患者年齢	性別	臨床症状
6	県北	80才	女	腹痛、血性下痢、発熱 37~38°C 予後：回復
7	県北	1才	男	出血性大腸炎、急性腎不全、溶血性貧血、溶血性尿毒症候群 予後：回復
8	本荘由利	1才	女	出血性腸炎、下痢、発熱 38.1°C 予後：回復
10	仙北	1才	男	下痢、若干の血便、微熱 予後：回復

表3 腸管出血性大腸菌のVERO毒素産生性

分離月	分離地域	血清型	VERO 細胞 CPE	VT 型	菌株番号
6	県北	O157:H7	陽性	VT-1, VT-2	EC-16
7	県北	O157:H7	陽性	VT-2	EC-20
8	本荘由利	O157:H7	陽性	VT-1, VT-2	EC-21
10	仙北	O157:H7	陽性	VT-1, VT-2	EC-35

表4 腸管出血性大腸菌の生化学的性状

Tests	EC-16	EC-20	EC-21	EC-35	Tests	EC-16	EC-20	EC-21	EC-35
TSI	A/A G+	A/A G+	A/A G-	A/A G+	O/F (glucose) F	F	F	F	F
Motility	+	+	+	+	NO ₃ ⁻ reduction	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Oxidase	-	-	-	-	Catalase	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
VP	-(2)	-(2)	-(2)	-(2)	Acid from:				
H ₂ S (TSI)	-	-	-	-	Glucose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Citrate					Mucate	+(2)	+(3)	+(2)	+(3)
Christensen	+(3)	+(3)	+(3)	+(1)	Lactose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Simmons	-(7)	-(7)	-(7)	-(7)	Mannitol	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Acetate	+(2)	+(2)	+(2)	+(1)	Sucrose	+(2)	+(1)	+(1)	+(1)
Malonate	-(2)	-(2)	-(2)	-(2)	Salicin	-(14)	-(14)	-(14)	-(14)
Indole	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)	Dulcitol	+(2)	+(1)	+(2)	+(8)
Urease	-(4)	-(4)	-(4)	-(4)	Inositol	-(14)	-(14)	-(14)	-(14)
IPA	-(1)	-(1)	-(1)	-(1)	Adonitol	-(14)	-(14)	-(14)	-(14)
PPA	-(1)	-(1)	-(1)	-(1)	Raffinose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Decarboxylase					Sorbitol	+(4)	-(14)	+(6)	+(9)
Lysine	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)	Arabinose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Arginine	-(4)	-(4)	-(4)	-(4)	Rhamnose	+(2)	+(1)	+(2)	-(14)
Ornithine	+(1)	+(4)	+(1)	+(1)	Xylose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
ONPG	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)	Trehalose	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)
Tartrate	+(1)	+(1)	+(1)	+(1)	Cellobiose	-(14)	-(14)	-(14)	-(14)

(): 観察期間 (日)

定型的な大腸菌の性状を示した。なお、これらの株の中に、表5に示した抗生物質に対して耐性を獲得しているものは認められなかった。

表5 腸管出血性大腸菌の薬剤感受性

薬 剤	EC-16	EC-20	EC-21	EC-35
Gentamisin	S	S	S	S
Streptomysin	S	S	S	S
Tetracycline	S	S	S	S
Ampicillin	S	S	S	S
Chloramphenicol	S	S	S	S
Kanamysin	S	S	S	S
Cephalocin	S	S	S	S
Nalidixic acid	S	S	S	S
Sulfamethoxazole	S	S	S	S
+Trimethoprim	S	S	S	S

S: 感受性

これらのEHECの感染源を明らかにすることは、今後EHEC感染者の発生を予防する処で極めて重要であると考えられるが、今回の事例は全て散発例であるなどの理由により、感染源に関する具体的な情報は得られなかった。このため、これらのEHECの疫学指標を比較し、株の起源の異同について検討した。EHECの疫学指標としては、生物型⁵⁾、プラスミドプロファイル¹⁵⁾、ファージ型¹⁶⁾が有用であることが示されている。このうち、ファージ型別法は、未だ普及するに至っておらず、今回は分離株の生物型とプラスミドプロファイルについて検討した。表6に示すように、今回分離したEHECの生物型は、3株がI型、1株がIII型であった。一方、分離株のプラスミドプロファイルは4株とも全て異なっていたことから、今回分離されたEHECはそれぞれ異なる起源に由来するものと考えられた。

表6 腸管出血性大腸菌の生物型、プラスミドプロファイル

菌株番号	分離地域	生物型 (Khakhria)	プラスミドプロファイル
EC-16	県北	I	95 Kb, 3.5 Kb
EC-20	県北	I	95 Kb, 70 Kb
EC-21	本荘由利	I	3.5 Kb
EC-35	仙北	III	95 Kb

以上の結果から、秋田県内においてEHEC感染が発生していたことが初めて確認された。これらのEHECは、異なる起源から散発的に発生したものと推定されたが、具体的な感染源は不明であった。北米における出血性大腸炎では、ハンバーガーなどの肉製品が原因食品となっていることが多く¹⁾、さらに、健康牛からもEHECが分離されること^{15,17)}から、EHECの感染源として肉製

品が関与している可能性が考えられている。わが国においても、田中らがオーストラリア産の牛肉およびカナダ産の豚肉からそれぞれVTECを検出しており¹⁸⁾、輸入食肉がEHECのキャリアーとなっている可能性が考えられる。

今回県内で発生したEHEC感染者は、いずれも高齢者、もしくは幼児であったことから、EHECの感染力は比較的弱いものと推察されるが、一旦EHECに感染すると、溶血性尿毒症症候群を続発し、感染者が重篤な症状を呈する場合がある。このため、今後EHECによる出血性大腸炎、溶血性尿毒症症候群の発生を予防する目的で、秋田県内においてもEHECの感染源、分布に関する知見を得る必要があるものと考えた。

IV 謝 辞

E. coli EDL-931株を分与下さいました、東京都立衛生研究所微生物部の工藤泰雄先生、E. coli V-517株、E. coli K-12 W-677 NR-1株を分与下さいました東京医科歯科大学微生物学教室の堀内三吉先生、およびEC-13、EC-16、EC-20株のVero毒素産生性、産生Vero毒素の型について検査していただきました、国立予防衛生研究所細菌部の渡辺治雄先生に深謝します。

文 献

- 1) L. W. Riley et. al.: Hemorrhagic Colitis Associated with a Rare Escherichia coli Serotype., N. Engl. J. Med., 308, 681-685 (1983)
- 2) W. R. Gransden et. al.: Vero Cytotoxin-producing Escherichia coli 0157: H7 Diarrhea., Ann. Intern. Med., 103, 160 (1985)
- 3) J. G. Wells et. al.: Laboratory Investigation of Hemorrhagic Colitis Outbreaks Associated with a Rare Escherichia coli Serotype., J. Clin. Microbiol., 18, 512-520 (1983)
- 4) A. D. O'Brien et. al.: Escherichia coli 0157: H7 Strains Associated with Hemorrhagic Colitis in the United States Produce a Shigella dysenteriae 1 (Shiga) like cytotoxin., Lancet. i 702 (1983)
- 5) 伊藤武たち: 新しく認識されたVerocytotoxin産生大腸菌による感染と本菌の病原性に関する研究の現況, モダンメディア, 34, 12-23 (1988)
- 6) M. A. Karmali et. al.: Sporadic Cases of Haemolytic-Uremic-Syndrome Associated with Faecal Cytotoxin and Cytotoxin-Producing Escherichia coli in stools., Lancet, i, 619-620 (1983)
- 7) 小林一寛たち: Escherichia coli 0157: H7による出

- 血性大腸炎の「さかのぼり」調査, 感染症学雑誌, 59, 1056-1060 (1985)
- 8) 小川正之たち: 川崎市における下痢患者由来大腸菌の Shiga-like Toxin の産生について, 感染症学雑誌, 59 (臨時増刊), 176-177 (1985)
- 9) 病原微生物検出情報, 11, 214 (1990)
- 10) 厚生省 (監修): 微生物検査必携-細菌検査第3版, 日本公衆衛生協会 (1987)
- 11) W. H. Ewing: Identification of Enterobacteriaceae (Fourth Edition), Elsevier Science Publishing (1986)
- 12) 小林一寛: VT 産生性 E. coli 0157: H7 の検査法について, 病原微生物検出情報, 12, 3-4 (1991)
- 13) C. I. Kado et. al.: Rapid Procedure for Detection and Isolation of Large and Small Plasmids., J. Bacteriol., 145, 1365-1373 (1981)
- 14) 中谷林太郎たち: R プラスミドの分子遺伝学的実験法, 菜根出版, 60 (1983)
- 15) J. G. Wells et. al.: Isolation of Escherichia coli Serotype 0157: H7 and Other Shiga-Like-Toxin Producing E. coli from Daily Cattle., J. Clin. Microbiol., 29, 985-989 (1991)
- 16) 病原微生物検出情報, 11, 38 (1990)
- 17) C. R. Dorn et. al.: Serotype 0157: H7 Escherichia coli from Bovine and Meat Sources., J. Clin. Microbiol., 29, 1225-1231 (1991)
- 18) 田中博たち: Vero 毒素産生性大腸菌 (VTEC) の輸入食肉からの分離, 感染症学雑誌, 65, 175-180 (1991)

1991年秋田県内に流行した無菌性髄膜炎について

佐藤 宏 康* 安倍 真理子* 斎藤 博之* 森田 盛大*

キーワード：無菌性髄膜炎, エコーウイルス 30 型, エコーウイルス 9 型, 侵襲期間

I はじめに

1991年7月上旬, 秋田県角館町で初発が確認された無菌性髄膜炎 (AM) の発生は県下全域に拡大した。主病原ウイルスはエコーウイルス 30 型 (E-30) であった。本ウイルスは 1983 年に県内で流行が確認されている¹⁾。1983 年の流行に比較し 1991 年の流行は大規模であった。また, 一部にエコーウイルス 9 型 (E-9) が検出され, E-9 も AM の病原と推定された。本報では病原ウイルスの侵襲像と流行状況を把握するため, ウイルス学的検索, 血清学的診断および血清疫学的調査を行ったので, その成績について報告する。

II 材料及び方法

A. 材 料

1. ウイルス分離材料

1991年7月2日から10月1日までに採取された咽頭ぬぐい液 61 検体, 糞便 46 検体, 髄液 73 検体合計 180 検体をウイルス分離材料とした。(表 1)

2. 血清学的診断用患者ペア血清

1991年8月5日から12月20日までに採取されたペア血清 47 組を使用した(表 4)。市町村別採取数は秋田地区, 秋田市 19, 五城目町 2, 大瀧村 2, 八郎瀧町 1, 井川町 1, 天王町 1, 若美町 1, また森吉地区, 阿仁町 11, 上小阿仁村 3, 合川町 2, 鷹巣町 1 および大館地区, 大館市 3 (含埼玉県川口市在住者 1) であった。

3. 血清疫学的調査用血清

1984年7月 135 検体, 1988年11月 133 検体, 1991年2月 174 検体合計 442 検体を用いた。いずれも秋田市在住者より採取した血清である。年齢群は 0~1, 2~3, 4~6, 7~9, 10~15, 16 歳以上の 6 区分とした(表 5)。

4. 使用細胞と使用ウイルス株

RD-18s 細胞を使用した。血清学的診断には E-30 標準株 (Bastianni) と髄液から分離された代表株 (11738) および E-9 標準株 (Hill) を使用した。血清疫学的調査

にはいずれも標準株を用いた。

B 方 法

1. ウイルス分離法

既報²⁾に準じて行った。すなわち 37°C の回転培養法により実施した。一部に哺乳マウスによる分離も併用した。

2. 中和抗体測定法³⁾

血清学的診断は患者のペア血清を 4 倍に希釈後 56°C30 分間非動化さらに 2 倍段階希釈した血清とウイルスの一定量, また, 血清疫学的調査では 4 倍に希釈後 56°C30 分間非動化した血清とウイルスの一定量を反応させた。いずれもマイクロプレート法で行った。交差中和試験は血清学的診断に準じて行った。

3. 免疫血清作製法³⁾

分離代表株 11738 についてはポリエチレングリコール 600 と食塩で濃縮後ダイフロン S3 で処理した免疫抗原をウサギに免疫した。

III 成 績

1. AM 患者発生状況と検体採取地点別ウイルス分離状況

患者発生状況と検体採取地点におけるウイルス分離状況を図 1 に示した。すなわち, 病原ウイルスが最初に確認されたのは 1991 年 7 月 2 日角館町であった。5 名全員から E-30 が分離された。次いで横手市, 大曲市で病原ウイルスが検出されたが, 大曲市では E-9 が 1 株分離された。8 月に入り日本海側の秋田市, 本荘市, 男鹿市でも E-30 が分離された。また, 秋田市の E-9 の 2 名はいずれも秋田市周辺の大瀧村で発生した患者であった。大館市で 8 月 9 日に確認された患者 (11 歳) は東京都保谷市在住者であった。大館市在住者から E-30 患者が確認されたのは 8 月 27 日であった。一方, 本荘市で 8 月 8 日に確認された患者 (6 歳) は埼玉県西宮市在住者であった。本荘市在住者から E-30 患者が確認されたのは 8 月 29 日であった。検体を採取した総合病院は周辺町

*秋田県衛生科学研究所

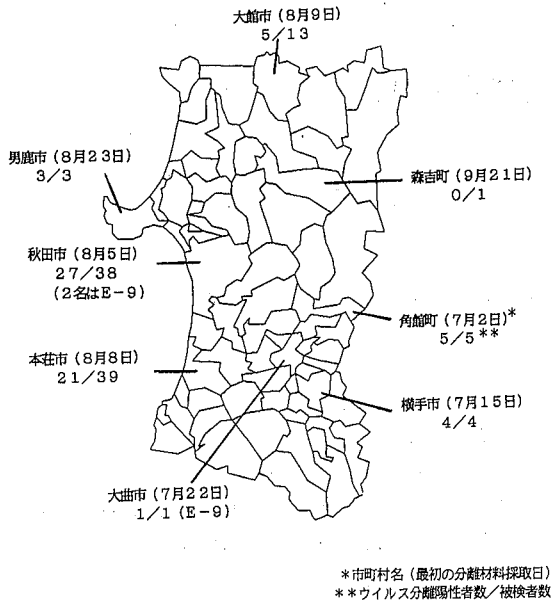


図1 1991年の無菌性髄膜炎患者発生状況と検体採取地点別ウイルス分離状況

村からの来院患者が多いので、市町村別に患者が初めて確認された月日を図2に示した。県南西部は7月にウイルスの侵襲が始まり、日本海沿岸及び県北部は8月から9月にかけて集中的に侵襲した。

2. 検体別ウイルス分離率

表1に検体別ウイルス分離状況を示した。すなわち、糞便から検出率が54.3% (25/46)と最も高く、次いで咽頭ぬぐい液42.6%、髄液39.7%の順であった。とくに、由利本荘地区で採取された髄液40検体中21検体(52.5%)からE-30が分離され診断に有効であった。E-9分離陽性者を含めた全体の陽性率は44.4% (80/180)であった。哺乳マウスでは分離陰性であった。

3. 年齢群別E-30分離率

E-9が分離されたAM患者3名を除いて、年齢群別にE-30の分離率を表2に示した。0~1歳群ではE-30は分離されなかった。2~3歳群の被検者数は5名と少ないが80%の分離陽性率であった。被検者数の90%以上が4~6歳、7~9歳、10~15歳群で占められ、分離陽性率はいずれの年齢群でも60%以上であった。このように年長児ではウイルス分離率が高い傾向にあった。

4. 1983年発生患者との年齢群比較

1983年と1991年にウイルス分離を実施した患者数を

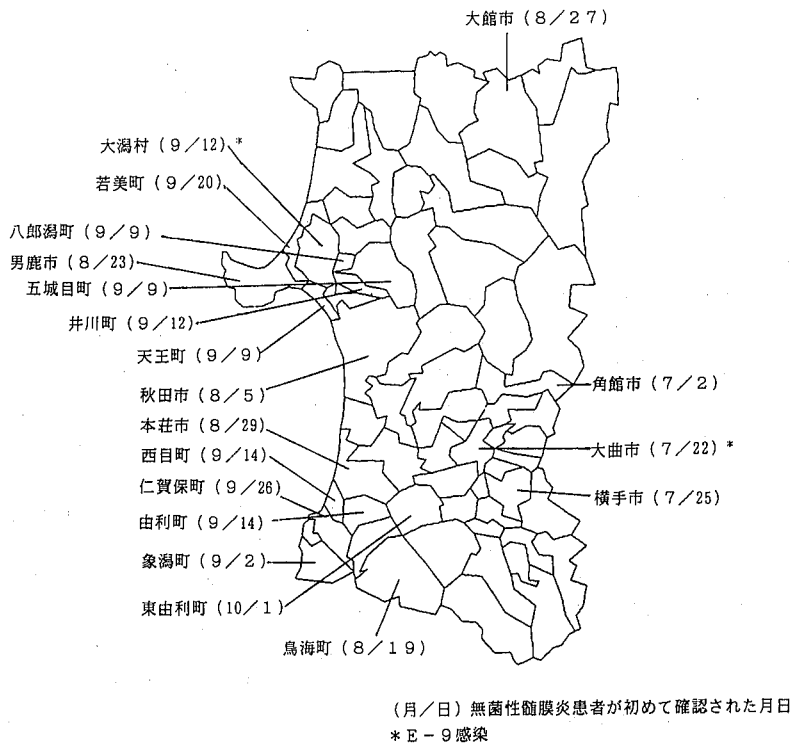


図2 ウイルス分離による無菌性髄膜炎患者の市町村別確認状況

表1 検体別ウイルス分離率

地 区	喉頭ぬぐい液	糞 便	髄 液	計
秋 田	10/38(26.3)*	18/34(52.9)	2/9(22.2)	30/81(37.0)
由 利	0/1(0.0)	0/1(0.0)	21/40(52.5)	21/42(50.0)
大 館	4/10(40.0)	0/3(0.0)	3/13(23.1)	7/26(26.9)
そ の 他	12/12(42.6)	25/46(54.3)	29/73(39.7)	22/31(70.9)
計	26/61(42.6)	25/46(54.3)	29/73(39.7)	80/180(44.4)

*分離陽性数/検体数 (%)

表2 年齢群別ECHO-30型分離率

年齢群(歳)	陽性者数/患者数	分離率 (%)
0~1	0/4	0.0
2~3	4/5	80.0
4~6	23/38	60.5
7~9	24/35	68.6
10~15	12/19	63.2
計	63/101	62.4

表3 ウイルス分離を実施した患者の年齢群比較

年 齢 群(歳)	1983年	1991年
0~1	10 (20.4%)	4 (4.0%)
2~3	4 (8.2%)	5 (5.0%)
4~6	16 (32.6%)	38 (37.6%)
7~9	15 (30.6%)	35 (34.6%)
10~15	4 (8.2%)	19 (18.8%)
合 計	49 (100.0%)	101 (100.0%)

年齢群別に比較し表3に示した。1983年では0~1, 2~3歳群が28.6%を占めたが、1991年はわずか9%であった。一方、10~15歳群は1983年8.2%に対し、1991年は18.8%と年長児に患者が多発した傾向が認められた。

5. AM患者に対する血清学的診断

秋田市およびその周辺町村、森吉町およびその周辺町村、大館市で採取されたペア血清それぞれ27, 17, 3合計47組についてE-9標準株、E-30標準株および分離代表株を用いて血清診断法を行い、その成績を表4に示し

表4 無菌性髄膜炎患者に対する血清学的検査成績

	ペア血清 採取地区			合 計
	秋田地区	森吉地区	大館地区	
検査人数	27	17	3	47
E-30感染 (%)	24 (88.9)	5 (29.4)	3 (100.0)	31 (36.9)
E-9感染 (%)	2 (7.4)	11 (64.7)	0 (0.0)	14 (29.8)
不 明 (%)	1 (3.7)	1 (5.9)	0 (0.0)	2 (4.3)

た。E-30 では標準株，分離株のいずれか一方に抗体価 4 倍以上の差を示した患者を E-30 感染者とした。表 4 には示さなかったが，分離株のみ診断できた患者が 2 名認められた。秋田市周辺では 8 月 5 日から 9 月 30 日にかけて確認患者が観察された。27 名中 24 名 (88.9%) が E-30 感染であった。また，2 名 (7.4%) が E-9 感染でいずれも大潟村でのみ観察された。森吉町周辺は 9 月 17

日から 12 月 9 日にかけて患者が確認された。17 名中 5 名 (29.4%) が E-30 感染，11 名 (64.7%) が E-9 感染であった。E-9 感染者は全員，阿仁町のみで確認された。大館市は E-30 感染者のみが観察された。このように地域別，市町村別に流行したウイルスは相違することが推定されたので，市町村別に AM 患者が血清学的に初めて確認された月日を図 3 に示した。

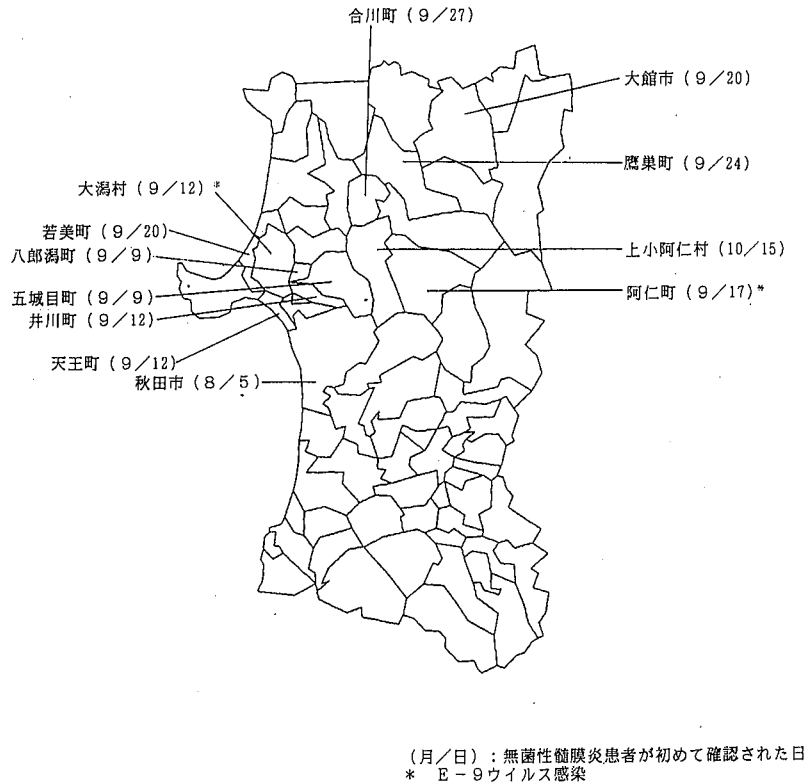


図 3 血清学的診断による無菌性髄膜炎患者の市町村別確認状況

6. 病原別ウイルス侵襲状況

ウイルス分離成績と血清学的診断成績から病原別ウイルス侵襲状況を図 4 に示した。E-9 の侵襲が確認された市町村は大曲市 (7 月 22 日)，大潟村 (9 月 12 日)，阿仁町 (9 月 17～11 月 3 日) の 3 ヶ所のみであった。すなわち見かけ上約 4 カ月間侵襲したことになる。一方，E-30 は角館 (7 月 2 日～7 月 4 日) から始まり上小阿仁村 (10 月 15～12 月 9 日) までほぼ 5 カ月間侵襲した。県内 69 市町村中 23 市町村 (33.3%) で AM 患者が確認された。

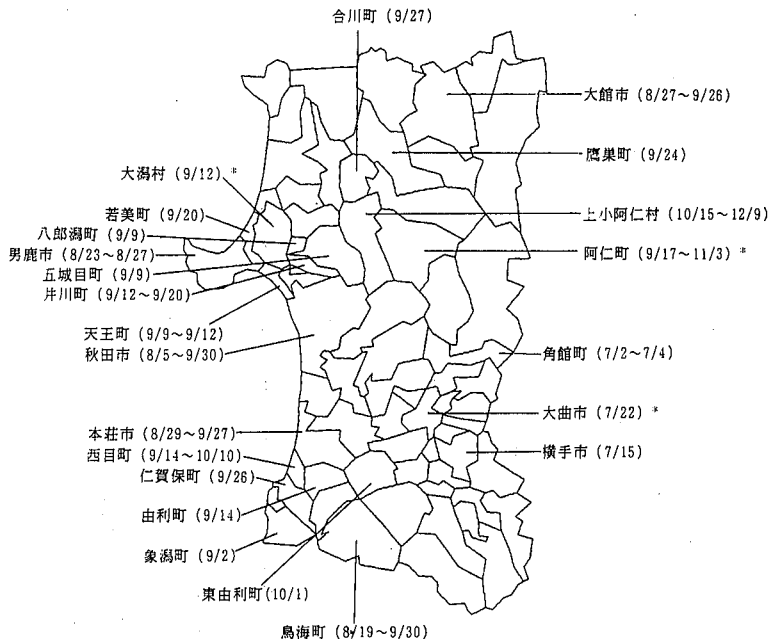
7. E-30 に対する血清疫学的調査

1984 年，1988 年，1992 年の抗体保有状況を表 5 に示した。1984 年，1988 年，1988 年と 1992 年における抗体保有率の推移を図 5 上下に示した。下図では 1984 年，

上図では 1988 年を 4 年間スライドさせて表示した。1984 年と 1988 年を比較すると 1988 年の 0～1，2～3 歳群は 33.3%～30.0%の保有率が認められ，この間に E-30 の侵襲が小規模ながら存在したことが確認された。また 1984 年の 2～3 歳は 60.0%，4～6 歳群は 72.7%の高い保有率であった。一方，1988 年と 1992 年を比較すると，1992 年の 0～1 歳，2～3 歳群はそれぞれ 32.3%，41.7%と年少児での感染が確認された。また，7～9 歳，10～15 歳群ではそれぞれ 46.9%，64.5%と高く年長児における保有率の上昇が顕著であった (斜線部分)。

8. E-9 に対する血清疫学的調査

1984 年，1988 年，1992 年の抗体保有状況を表 6 に示した。1984 年と 1988 年，1988 年と 1992 年における抗



(月日~月日) 無菌性髄膜炎確認患者発生期間
* E-9 感染

図4 病原別無菌性髄膜炎患者発生状況

表5 ECHO-30型に対する抗体保有状況

年齢群(歳)	1984	1988	1992
0~1	6/25 (24.0)	6/18 (33.3)	10/31 (32.3)
2~3	12/20 (60.0)	6/20 (30.0)	10/24 (41.7)
4~6	16/22 (72.7)	6/25 (24.0)	11/33 (33.3)
7~9	6/23 (26.1)	12/25 (48.0)	15/32 (46.9)
10~15	5/25 (20.0)	10/25 (40.0)	20/31 (64.5)
16~	9/20 (45.0)	13/20 (65.0)	14/23 (60.9)
合計	54/135 (40.0)	53/133 (39.8)	80/174 (46.0)

抗体保有率の推移を図6上下に示した。図5と同じく4年間スライドさせて表示した。1984年の2~3歳群以下は抗体保有率が検出されず過去3年間E-9の侵襲がなかったことが明らかになった。一方、1988年には2~3歳、4~6歳、7~9歳群に抗体の顕著な上昇が確認され、1984年から1988年にかけてE-9の大きな侵襲が確認された(斜線部分)。1988年と1992年では顕著な抗体上昇を示した年齢群は認められず、血清疫学的にE-9の侵

襲は否定的であった。

9. E-30標準株と分離株の交差試験

E-30標準株(Bastianni)と分離代表株(11738)の交差中和試験成績を表7に示した。分離株の同定は抗標準株血清の高単位が必要であった。分離代表株を用いて作製した抗分離代表株ウサギ血清は分離株をよく中和した。

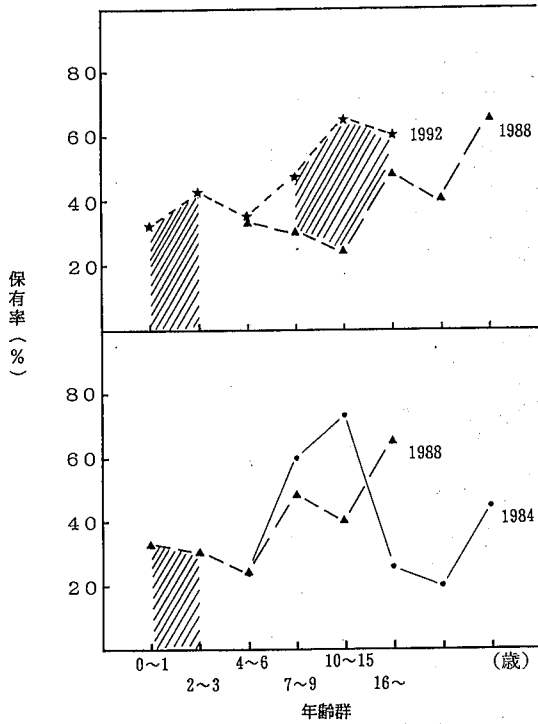


図5 ECHO-30型に対する抗体保有率の推移

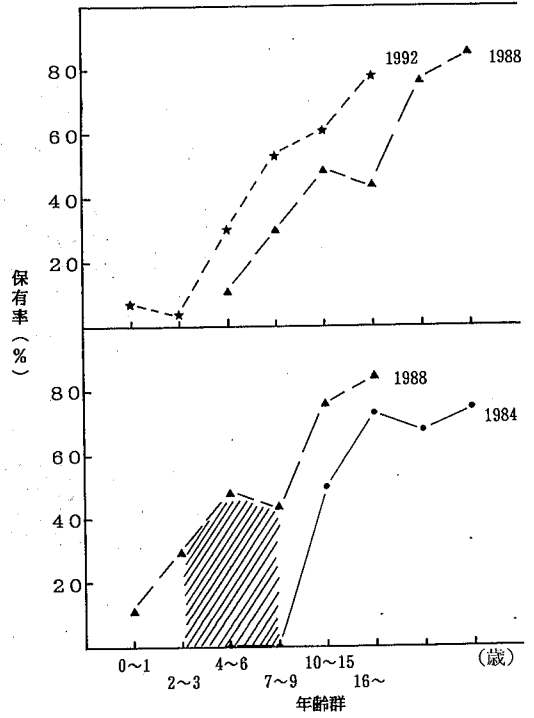


図6 ECHO-9型に対する抗体保有率の推移

表6 ECHO-9型に対する抗体保有状況

年齢群(歳)	1984	1988	1992
0~1	0/25(0.0)	2/18(11.1)	3/31(7.7)
2~3	0/20(0.0)	6/20(30.0)	1/24(4.2)
4~6	11/22(50.0)	12/25(48.0)	10/33(30.0)
7~9	17/23(73.9)	11/25(44.0)	17/32(53.1)
10~15	17/25(68.0)	19/25(76.0)	19/31(61.3)
16~	15/20(75.0)	17/20(85.0)	18/23(78.3)
合計	60/135(44.4)	67/133(50.4)	68/174(39.1)

表7 標準株と分離株の交差試験

ウイルス	抗血清	
	標準株	分離株
標準株	5120	1280
分離株	80	5120

IV 考 察

1991年7月2日角館町で最初に侵襲が確認されたE-30は、12月9日上小阿仁村で最後の患者が確認されるまで約5か月間県内に流行していたと推定された。侵襲期間はAMの病原エンテロウイルス71型の4か月間侵襲⁹⁾に比較し1か月間長く、1種類のインフルエンザの侵襲期間1か月半から2か月に比較すれば3か月間長かった⁵⁾。エンテロウイルスが県下全域に流行するためには4~5か月間の侵襲期間が必要とされた。E-30が侵襲し

た秋田市(8/5~9/30)、烏海町(8/19~9/30)、上小阿仁村(12/15~12/9)及びE-9が侵襲した阿仁町(9/17~11/2)から推定して、市町村単位での侵襲期間はほぼ1.5~2カ月以下と考えられた。大館市(8月9日)及び本荘市(8月8日)で最初にE-30感染が確認された患者はいずれも県外在住者であった。E-30は1989年は中国四国、近畿を中心に、また、1990年~1991年は全国各地で流行⁹⁾していたので流行地から持ち込まれたとも考えられ、流行の核になった可能性が高いと推定された。大館市在住者から初めてE-30感染が確認されたのは8月27日で8月9日から数えて19日目である。一方、本荘市在住者から初めてE-30感染が確認されたのは8月29日で8月8日から数えて22日目であった。秋田市内では1990年すでに1株のE-30が分離され流行の核が存在していたと考えられた。市町村単位の核流行が連続してE-30の大きな流行に発展していったと考えられた。また、角館町は岩手県盛岡市に近く、横手市は岩手県花巻市に近く交通の要所であることから、7月上旬~中旬の早い時期に侵襲したのと考えられた。山間部での東由利町、上小阿仁村では10月に入ってからE-30の侵襲が確認されている。このようにエンテロウイルスの侵襲は交通機関の往来にも大きく左右されることが示唆された。1991年流行の特徴の1つに、4~6歳、7~9歳、10~15歳群の年長児に患者が多発したことがあげられる。1983年の流行では4~6歳、7~9歳次いで0~1歳群に患者が多く認められたが、1991年では患者の90%以上が4~6歳、7~9歳、10~15歳群で占められ、ウイルス分離率も年長児に高い傾向が認められた。しかし、血清疫学的調査では0~1歳、2~3歳群及び7~9歳、10~15歳群に抗体保有率の顕著な上昇が確認され、ウイルス学的検査成績と一致しなかった。0~1歳群にAM患者が少ない原因の一つに、この年齢群は主訴が少なく、年長児は頭痛などの症状を医師、看護婦に伝えやすいことがあげられる。しかし、0~1歳、2~3歳群の年少児は不顕性感染者が多く、4~6歳、7~9歳、10~15歳群の年長児はAMの症状が発現しやすい傾向にあると考えた方が自然である。E-18流行例⁷⁾では年少児は発疹症、年長児はAMの臨床診断名が多かった。E-30も宿主の年齢によって同一ウイルスが異なる臨床像を示した例と考えられた。

秋田市はウイルス分離成績及び患者の血清学的診断からE-30単独流行と推定され、同市で採取された血清を用いた疫学的調査はウイルス侵襲状況の把握に極めて有効であった。一方、E-9は7月22日大曲市で検出されたのち11月3日阿仁町で最後の患者確認まで見かけ上ほぼ4カ月間侵襲したと推定された。E-9は秋田市周辺の大瀧村で検出されたが、秋田市内での侵襲は血清疫学

的調査から否定的であった。したがって、E-9は局所的に限定された地域でのみ侵襲したと考えられた。E-9の侵襲が確認された大曲市、大瀧村、阿仁町在住者の血清を用いた疫学的調査を実施すればE-9の侵襲が血清疫学的に証明できるのではないかと考えている。1991年、AMが大流行した原因の一つはE-30と同時にE-9が侵襲したことがあげられる。とくに、1983年の流行に比較し、E-30の感染は4~6歳、7~9歳、10~15歳群の年長児に及び、この年齢群にAM患者が多発したこと、さらに流行株が標準株と抗原的に異なっていることも一因と考えられた。

V まとめ

1991年流行したAMは主病原ウイルスはE-30で、他にE-9も侵襲した。前者の侵襲期間は約5カ月間、後者の侵襲期間は約4カ月間と推定された。年少児(0~1歳、2~3歳群)は不顕性感染者が多く、年長児(4~6歳、7~9歳、10~15歳)はAM患者が多く認められた。

文 献

- 1) 原田誠三郎たち：エコーウイルス30型による無菌性髄膜炎の流行について、秋田県衛生科学研究所報，28，83~88(1984)
- 2) 佐藤宏康たち：平成元年から2年夏期の手足口病(第1報)，秋田県衛生科学研究所報，34，85~88(1990)
- 3) 佐藤宏康たち：手足口病病原ウイルスの多病原化傾向と抗原変異について，秋田県衛生科学研究所報，32，63~66(1985)
- 4) 佐藤宏康たち：平成元年から2年の手足口病(第2報)，秋田県衛生科学研究所報，35，59~62(1991)
- 5) 安倍真理子たち：1991年秋田県内におけるインフルエンザの流行について，秋田県衛生科学研究所報，35，53~58(1991)
- 6) 国立予防衛生研究所：エコーウイルス30型による無菌性髄膜炎の流行1991，病原微生物検出情報，13(8)，1~22(1992)
- 7) 佐藤宏康たち：1988年秋田県内で観察されたエコーウイルス18型の流行について，臨床とウイルス，17(1)，84~88(1989)

スギ花粉日飛散数予測方法の検討 —拡散パラメータを用いた多変量時系列モデルの試み—

笹嶋 肇¹⁾ 原田 誠三郎²⁾ 赤川 仁子¹⁾ 森田 盛大¹⁾

キーワード: スギ花粉, 予測, 植生分布, 時系列分析, 自己回帰モデル

I 目 的

スギ花粉症の予防対策の一環として, スギ花粉測定による予報活動が全国各地で行なわれている。予報活動は飛散開始日および終了日の予測・総飛散数の予測・日飛散数の予測の3つに分けることができる。毎日の花粉飛散を予測する日飛散数の予測方法についてはいくつかの報告¹⁾²⁾³⁾があるが, 主として耳鼻咽喉科の医師が行なっている場合, 研究会組織の中で行なわれている場合が多く, 公的機関において行われている例はまだ少ないようである。

これまで報告された予測方法は, 一地域のスギ観測点での観測値に基づいて, 翌日の予想最高気温・予想降水量などのデータから定性的に予測する方法や, 飛散期間の気象因子との関係を統計処理した予測方法である。ところが, スギ花粉の測定値は発生源であるスギ林から観測点までの距離や地形などの地域特性によって大きく異なる。これらの要素の他に, 風向による飛散濃度の違いなどの大気中の拡散現象を考慮した, どの地域にも適用できる予測方法はわずかに川島⁴⁾の報告にあるのみである。しかし, 川島のボックスモデルを用いた数値解析方法では, 特に発生源であるスギの植物的特性(いわゆる生気象学的特性)やその変化は扱っていない。

そこでわれわれは, これまで得られた測定結果を基にして, 発生源の植物的特性から生じる飛散パターンや気象データとともにスギ花粉の拡散現象を考慮し, さらにスギ花粉の観測値の自己相関をも考慮した多変量時系列モデルを構築し, 地域単位での予報を行なうために必要な, 各観測点における数値予測方法について検討したので, その成績を報告する。

II 材料と方法

A. スギ花粉の測定

1) 測定方法

スギ花粉の測定法は, 地表面の花粉量をスライドガラ

スを用いて測定するダーラム法およびISロータリー法と, 大気中の浮遊飛散量を機械的吸引によってテープ上に捕集するバーカード法が一般に用いられている。

これまで, われわれは当所屋上(地上20m)においてダーラム法およびバーカード法で測定してきた。すなわち, ダーラム法では, ワセリンを塗布したスライドガラスの4~12cm²当りの付着花粉を染色した後, 個/cm²/日の単位で花粉観測数を求めている。一方, 大気中の粉塵の測定方法と同様に, 一定容量を吸引するバーカード法は花粉をParticle/m³/日のように3次元の濃度として表現することが可能である。また, 1時間単位の飛散状況を把握できるので, 短時間での気象データ等との関係が検討可能である。いずれにしても, 各年の飛散状況を比較するには, 同一方法で行なう必要がある。

当所では, 1987年からダーラム法を用いて測定したため, この方法による測定結果を用いた。なお, 今後の予測精度向上のため, バーカード法による測定値も解析に活用する予定である。

2) 測定時間

当所のスギ花粉の測定は, 時間的変化を把握するため, これまで当日9時から翌日9時までの24時間(9-9*)および前日17時から当日17時までの24時間(17-17*)の時間帯で行っている。今回はこのうち当日9時から翌日9時までのデータを解析対象とした。

3) 解析対象地域

対象地域は秋田市周辺とした。

4) 解析ソフト及び機器

拡散計算はN88-日本語 BASIC (86) Ver6.0 (MS-DOS版)を用いてprogramを作成し, 時系列解析はSPSS/PC+™ Trends V2.0J (SPSS Japan Inc.)を用いて解析を行った。また, 機器はNEC H98 model U60を使用した。

B. 気象データ

日本気象協会秋田県支部から提供していただいた気象日原簿をデータベースに入力し, 花粉測定時間毎の気象

¹⁾秋田県衛生科学研究所 ²⁾秋田県横手保健所

データを算出した。対象とした気象データは、気温・風速・蒸気圧・相対湿度・降水量・日射量である。それぞれについて最高値または平均値を算出した。平均風向は角度の平均から方位の平均を算出し16方位に区分した。また、飛散期間の飛散開始時と飛散終了時では最高気温・日射量などの平均値に違いが生ずるので、傾向線による補正を加えるため、気象月報から平年値と各時間帯毎の気象データの平年偏差を算出した。

C. 発生源

今回発生源として対象としたのは、秋田市周辺（当所から半径約30km）のスギ林である。スギ林の植生は、5万分の1の地図と植生分布図を基にして1km²のメッシュを作成し、メッシュ毎にスギ林の平均標高・平均植生率・植生分布位置（測定点までの距離および方角）を求めデータベースに登録し、後の花粉拡散モデルに導入できるようにファイル変換した。ここで平均植生率とは、1km²あたりに占めるスギ林の植生面積を百分率で示したものである。

図1に秋田市周辺のスギ植生分布図を示した。この植生分布から分かるように、秋田市は日本海に面しているため西風の時には飛散量が少ないことなどの特性がある。

精度よく予測するためには、発生源からの花粉飛散現

象と空中での拡散現象を如何に忠実にモデル化するか課題である。大気は一様には移動せず乱気流現象を伴う。乱気流現象および地形を考慮した予測には様々な手法があるが、一般的には膨大な測定点と測定データを要する。スギ花粉について現在の1カ所のみ測定データでは作成するモデルにも制限が生じる。また、スギ花粉の場合に問題をさらに複雑にする原因として、先に述べたように発生源の変化が一様でなく、この分についての予測を別に考えなければならない点がある。発生源の予測については、これを単独に扱う方法も考えられるが、正確には気象条件の違いによる飛散についてのスギ花粉飛散実験を行なう必要があり非常に困難を要する。今回はこの発生源の予測については、モデル全体の中で扱い一定の条件で補正する方法とした。

III 結果及び考察

A. 花粉測定結果

1987年から1990年までの9時から翌9時まで（9-9*）の日飛散観測数のデータを図2に示した。

総飛散観測数の最も多かったのは1990年の約2300個であった。また飛散期間も3月2日から4月16日までの46日で最も長かった。

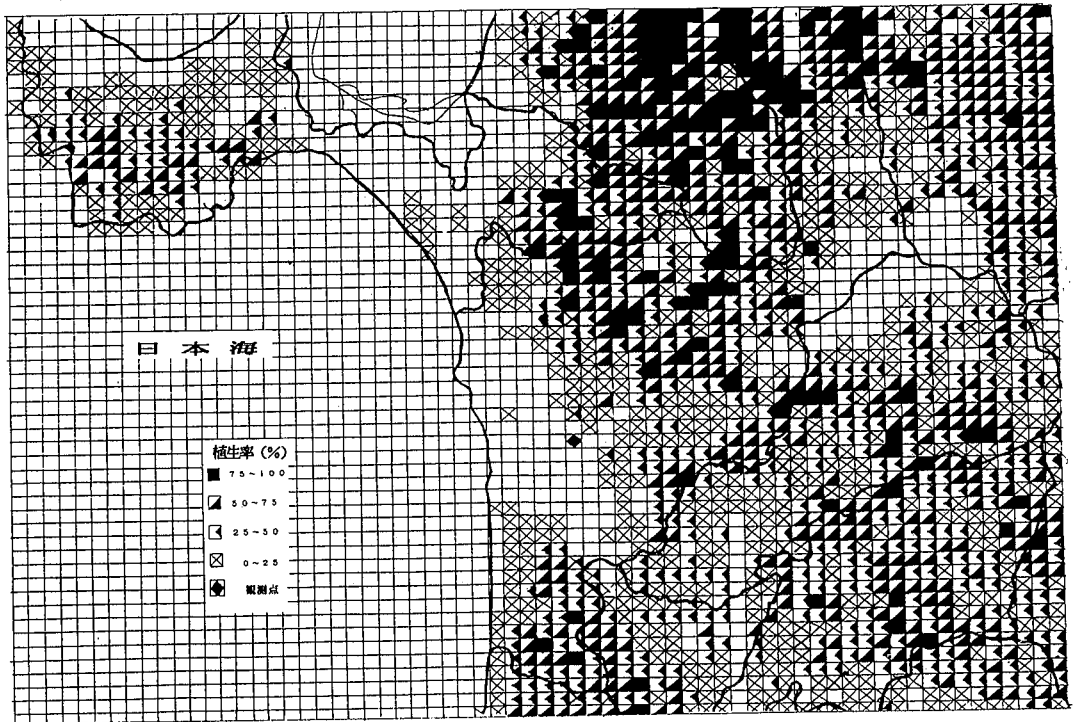


図1 スギ植生分布図（秋田市周辺）

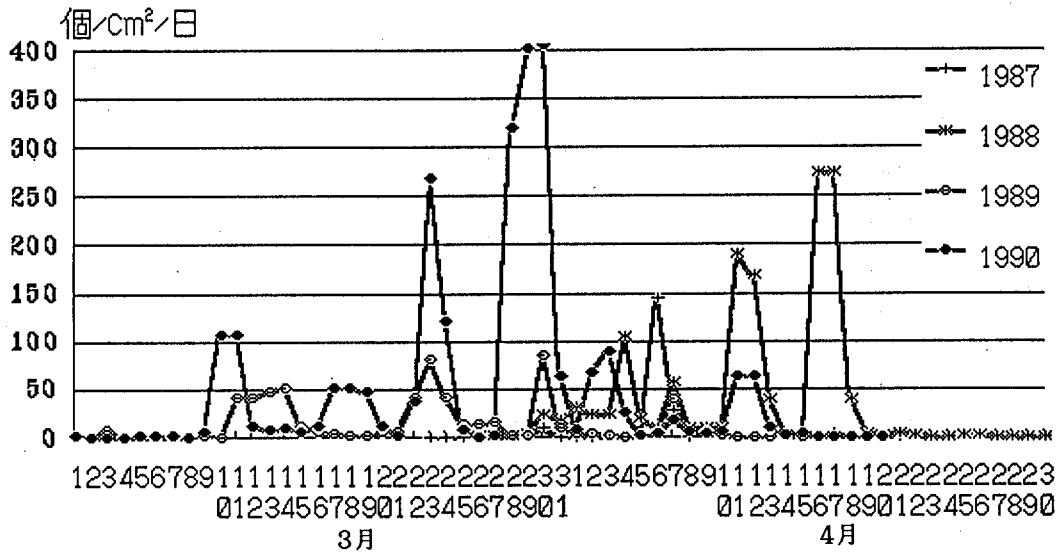


図2 スギ花粉飛散状況

総飛散観測数は年毎に異なるが、花粉飛散分布は概ね中央部にピークをもち両端に向かって減少するパターンを示した。

B. 潜在飛散量と拡散過程

1) 潜在飛散量

一般に、スギ花粉の観測点はスギ林から相当離れた場所（建物の屋上など）にあり、スギ林の中で直接花粉の飛散状況を観測していない。したがって、通常の観測点

における値には、スギ林（発生源）の情報と飛散時の大気中の情報（気象・拡散等）が含まれている。

このことは、発生源においてスギの着花量が多いにもかかわらず、飛散期間に降水量が非常に多い年には、あたかもスギの着花量が少なかったような結果が得られることになる。たとえば、表1に示したように、1989年のデータでは前年の気象データからすれば総飛散量は例年より多いと推定されたが、総降水量は例年の倍にも達し

表1 測定値と発生源の推定潜在値

		1987	1988	1989	1990
〈実側値〉	測定値	198	934	466	2337
	飛散日数	22	32	39	46
	総降水量	535	785	1279	149
〈潜在値〉	飛散後指数	1987	1988	1989	1990
	1	1	3	0.4	1
	2	2	7	1.8	2
	3	20	15	32	33
	4	50	112	53	32
	5	146	150	175	100
	6	27	300	50	196
	7	15	150	3	100
	8	10	122	3.6	5
	9	5	30	2	33
	10	1	3	0	1
	計	277	892	320.8	503
	単位日数	3	3	5	5
	潜在飛散量	831	2676	1604	2515

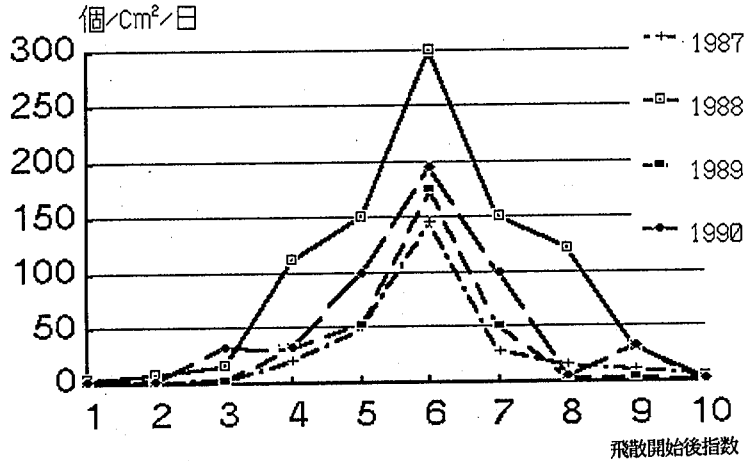


図3 推定潜在飛散量

$$x(x) = \frac{2 Q_0 \cdot \exp\left(-\frac{h}{2 \sigma_z^2}\right)}{2 \pi (\pi/8) \sigma_z u} \cdot F(x) \cdot \exp(G(x))$$

$$F(x) = \cosh\left[\frac{h(V_s/u)x}{\sigma_z^2}\right] \cdot \exp\left[-\frac{(V_s x/u)}{2 \sigma_z^2}\right]$$

$$G(x) = -\frac{2 V_s}{2 \pi \sigma_z u} \cdot \exp\left(-\frac{h}{2 \sigma_z^2}\right) \cdot \int_0^x F(x) dx$$

- x : 距離 x (m) における地表濃度
- h : 発生源の高さ (m)
- V_s : 花粉落下速度 (m/s)
- Q₀ : 発生源からの排出量 (/s)
- σ_z : 鉛直方向の拡散幅
- u : 風速 (m/s)

図4 スギ拡散方程式

ていたため、実際に測定された総飛散量は例年より少なく経過した。いずれにしても、花粉の飛散観測値（測定値）は、発生源であるスギ林とそこからの飛散過程が関与したデータであることを考慮しなければならない。

2) 発生源データの標準化

日飛散数の予測のための手段としては測定値を標準化する必要がある。このためには、各年の変動の要因を解析しなければならない。そこで、花粉飛散にとって都合のよい気象条件（高温・低湿度・風等）の場合に飛散可能と予測される量を「潜在飛散量」と定義し、各年の毎日の気象条件の、特に最高気温、降水量、そして風向の気象条件毎に測定値を飛散パターンに基づいて補正し、潜在飛散パターンを求めた成績が表1および図3である。このパターンを曲線近似する際には飛散期間を統一する必要があるため、各年毎に10に区分し単位日数を設定した。

3) 花粉拡散モデル

スギ花粉は粒径が20~30μ程度あるので重力の影響

をうけ沈降現象が加わり、発生源からの距離による濃度減衰が生じる。われわれは、汚染物質の大気拡散の基本モデルの解析解のうち、沈着現象を考慮し沈着速度を1~10cm/sとした場合のChamberlainの沈着拡散モデル⁹⁾を参考とし、水平方向の拡散幅が均一と仮定した場合の単一風向拡散モデルを作成した。図4に拡散モデル式、図5には計算過程のフローチャートを示した。

この拡散モデルで用いる気象データは、平均風速・平均日射量・平均風向である。計算に必要な大気安定度は、日射量と風速によって分類するPasquill安定度階級分類¹⁰⁾を用いた。風向は16方位を用い、風向の出現率はその風向内に一様に分布するものとし、測定時間単位の平均風向別理論飛散数をメッシュ単位で計算し風向毎に合計した。図6に大気安定度別の花粉の飛散距離による大気中の濃度減衰について示した。これによれば、花粉の地上濃度は発生源のごく近傍ではむしろ低く、数100mの地点においてピークを示した後距離とともに減衰することがわかる。

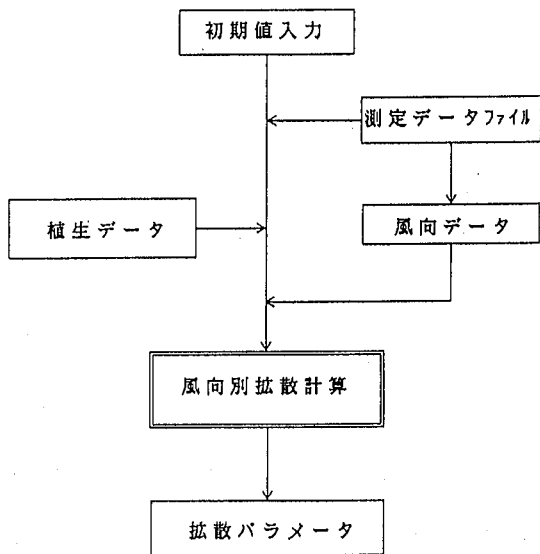


図5 拡散計算チャート

最近、発生源の標高による飛散開始日の違いについて報告されている⁷⁾が、この点については拡散濃度を計算する際、メッシュ単位の発生源の高さを開始日からの日数とともに変えればこのモデルでも対応できることになる。

また、今回の解析において、発生源の潜在パターンからの変動の原因はマイナス要因が主流であり、先に述べたように、降水量・気温の低下・植生のない方位からの風などがあげられる。拡散モデルにおいて降水量を考慮する手法はある程度確立されているが、それは今のところ、純然たる大気中の粒子の洗浄に関するモデルである。これらの影響度を定量的にモデルに当てはめる方法（予想降水量による係数補正・気温の上昇率からの係数補正等）については、今後の検討課題としたい。

4) 拡散パラメータ

理論的には、1時間値の測定データを用いることで、このモデルの計算値により、時間変化に対応した花粉の流れ（分布）を表現することが可能である。しかし、今回対象とした測定データは一般に採用されているダラム法24時間値であること、また、発生源と拡散現象の双方に気象要因が複雑に影響する（たとえば風向はスギ花粉の飛散現象そのものには関係はなく、拡散現象に大き

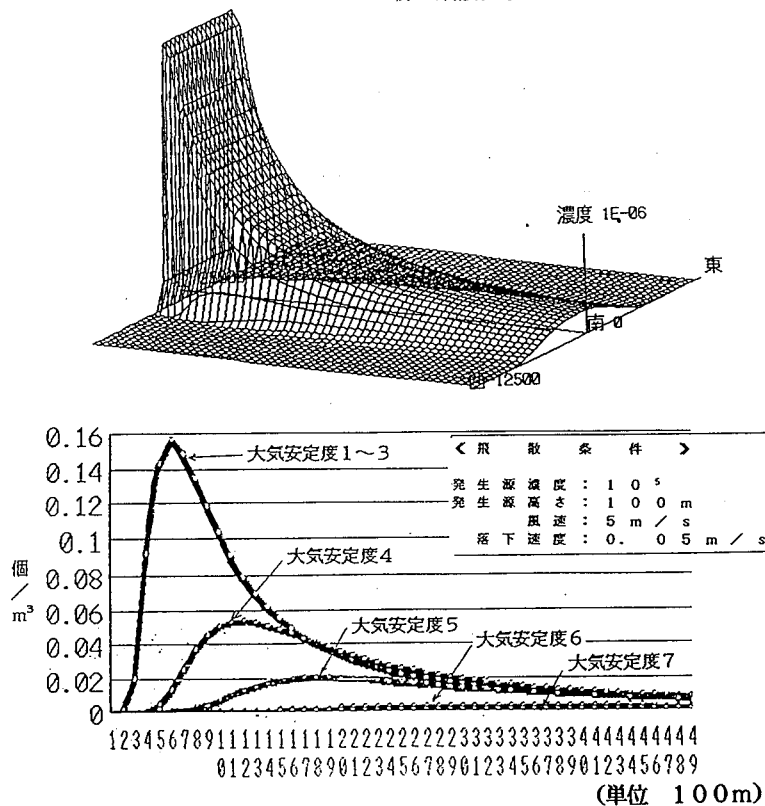


図6 花粉濃度減衰曲線

く関与すること、さらに強風時や降水量の影響などを的確に補正する手段がまだ確立されていないことなどから、今回の日飛散数の予測のための手段としては拡散モデルから求めた値を、「拡散パラメータ」として、後で述べる時系列回帰モデルの独立変数の一変数として使用した。

C. 時系列分析

1) 傾向線近似と日潜在飛散量

傾向線近似は、時系列解析を行なう際の測定データの定常化処理の一つである。今回のデータのうち、上記の発生源の潜在飛散量については、推定潜在パターンに最も近似し、変曲点を一つだけもつ Logistic 曲線（成長曲線）を採用した。この曲線の漸近線はシーズンの総飛散量に相当する。Logistic 曲線から求めた日毎の増加量と予測総飛散量のデータにより、飛散開始日からの日毎の潜在的飛散量が容易に求められる。これを“日潜在飛散量”と定義した。

日潜在飛散量とは、これまでの飛散パターンから推定される飛散開始日からの日毎の予測飛散数であり、気象条件・拡散現象等を考慮しない発生源のみに関する予測データである。なお、Logistic 曲線の一般式は以下のと

おりである。

$$Y = \frac{K}{1 + \exp(\phi(t))}, \quad K: Y \text{ の極限值 (総飛散量)}$$

$$\phi(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_n t^n$$

$\phi(t) = a_0 + a_1 t$ の場合は変曲点が一つとなる。この曲線は非線型モデルであるが、Hotelling 法により、 a_0, a_1 の係数を決定した。潜在パターンにピークが複数認められるような場合には、 ϕ における t の次数を 2 以上とすればよい。

この曲線の値と実際の観測値との誤差を時系列解析の対象とした。

2) モデルの同定

花粉の発生源の変化による飛散期間および総飛散量の変化に対応するため 2) で述べた Logistic 曲線から求めた日毎の増加数と、シーズン中の毎日の日潜在飛散数の差を従属変数とした。また、通常重回帰分析を行う場合は残差の独立性をクリアできないので、従属変数と予測値の残差のつみに自己相関部分をモデルに組み込んだ多変量時系列自己回帰モデルとした。

$$F_{n+1} = \text{Reg}_{n+1} + (\text{AR1})(F_n - \text{Reg}_n) + \varepsilon_{n+1}$$

$$\text{Reg}_n = \sum m_n x_{in}$$

F_{n+1} : $n+1$ 期のモデルの予測値

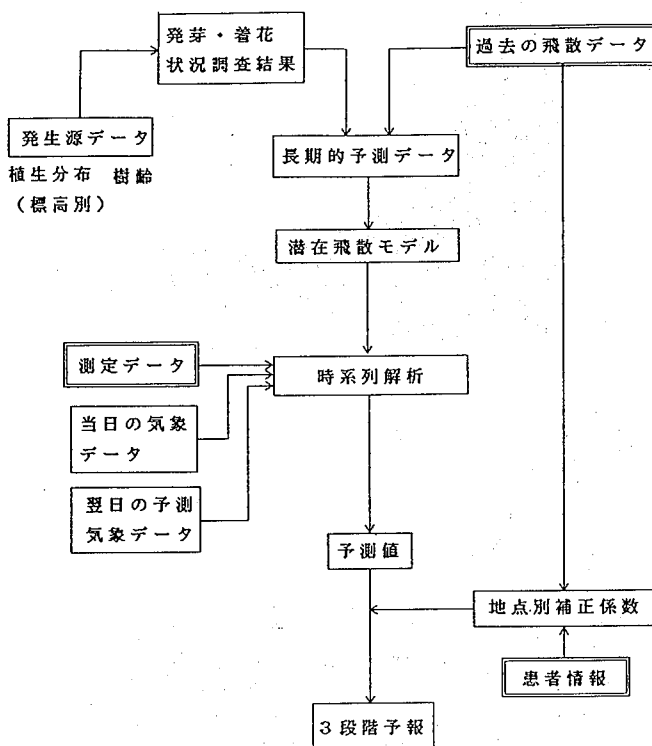


図7 予測式作成フローシート

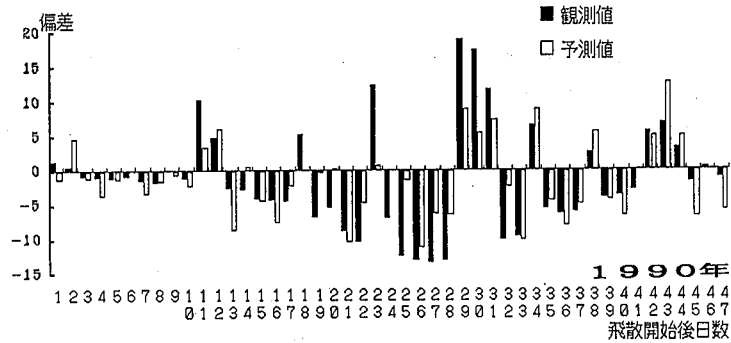


図8 観測値と予測値のプロット

Reg_{n+1} : $n+1$ 期の重回帰からの値

S_n : n 期の F の観測値

Reg_n : n 期の重回帰からの値

AR_1 : 1 次の自己回帰係数

X_1 : 平均気温偏差, X_2 : 総降水量

X_3 : 拡散パラメータ, X_4 : 日射量

ϵ_{n+1} : 誤差値 (平均値 0, 分散 σ^2)

なお, 事前に自己回帰係数を求め, 自己回帰の次数を確認する必要がある。

また, 図 7 には, これまで述べた要因を用いて予測式を作成するまでの流れを示した。

3) 解析結果

図 8 には花粉測定値と自己回帰モデルからの予測値との残差のプロットを示した。

解析の対象とした観測データは, 総飛散量が最も多かった 1990 年のものである。その理由は, 総飛散数の多い年の測定値は, 気象要因や発生源のおよび拡散について多くの情報量があり解析に適していることによる。

潜在飛散値は実際の測定値より大きく設定されているため, Logistic 曲線との誤差は負の方に傾くとともに, 全体的な変動は最高値を示すシーズン半ばを中心として変動幅が大きい。ここでは, モデルの残差分散を一定にする目的で測定値とモデルから得られた予測値の差の平方変換値を従属変数として採用した。負の分に対する補正は Z 変換等の手段を検討する余地がある。ただし, 実際の飛散予報はこの結果を元のモデルに戻して 3~4 段階の区分で行なうのであるから実用上の適合度はさらに向上する。

D. 日飛散数予報と患者発生情報

花粉の観測は, 全国の様々な場所で実施されているが, 発生源であるスギ林からの距離や地形もまた様々である。今回は, これらの地域の特性に関連した要因について分解しながら解析することで, 結果的にはどの地域でも適用可能なモデルの作成を検討した。

スギ花粉情報は, 当該年の潜在総飛散量と飛散開始日

の予測が第一義的であり, 日飛散数の予測情報はそれを補完するものとわれわれは解釈している。なお, 予想総飛散量とは, 潜在飛散量に当該飛散年の予想気象データを加味して決定すべき情報である。

今回はこの日飛散数の予測に関して, 発生源の状態及び拡散現象を考慮した多変量時系列モデルを用いて予測が可能であることを示したが, 潜在総飛散量や予想総飛散量および飛散開始日についての予測方法は別の機会に述べる予定である。

一般的に, スギ花粉の測定値とは, 市街地での地上の大気中の花粉観測値を指すのであり, スギ林の情報つまり潜在的飛散情報を現すものではない。たとえば, 観測点において小さい値が得られたからといって, 必ずしもスギ林に潜在的にスギ花粉量が少なかったとは言えない。日飛散数のデータの他に年単位の飛散データについても同様であるが, この点に関しては, しばしば混同して解析されている場合がある。

花粉は地域の中でのどの地点においても一様な濃度で存在するものではなく地点によって当然異なった値を示す。したがって, 対象とする地域の範囲にもよるが, 同一地域でも観測点の場所が異なれば測定値が異なることになる。さらに, 同一観測点でも高さが異なれば測定値が異なる。

これらのことは, 地域単位に予報活動を行なう際には, 観測点毎に測定値を標準化することが必要であり, そのためには, 観測点毎に重みをつけるなどの補正が必要であることを示唆している。測定方法が異なるときにも同様の事がいえる。われわれは, この標準化のための手段としては, やはり“地域の患者発生情報”との関連から行なうべきものと考えている。すなわち, 段階方式での予報の際の境界値は観測点毎に設定する必要があることになる。

地域単位の予報活動を行う場合, 外来患者数やモニターにより当該地域の患者発生状況を把握することが必要である。

最近、観測点において花粉が確認される前に患者発生が確認される場合があるが、この原因には観測点がスギ林（発生源）から離れすぎていることが一因としてあげられる。この点については観測点をスギ林の中に設けるなどの方法が考えられる。いずれにしても患者発生情報と当該地域の観測点での測定値を相互に比較検討して、それぞれの観測点での予測値に基づいて予報を提供する方式が望ましい。今回検討した予測方法はこのような地域単位の観測点での数値予測において役立つものと思われる。

最後に、気象データの提供を受けた日本気象協会秋田県支部、拡散資料の提供を受けた秋田県生活センターの佐藤信也氏に深謝いたします。

なお、この内容は、第4回日本アレルギー学会春期臨床集会（横浜市）において発表した。

文 献

- 1) 宗信夫たち：スギ花粉飛散予報と予測式について，JOHNS, 4, 197～200 (1988)
- 2) 柴原義博たち：スギ花粉飛散予報（仙台地方の現状），アレルギーの臨床, 10, 102～104 (1990)
- 3) 竹中洋：スギ花粉指数予報（京都地方の現状），アレルギーの臨床, 10, 99～101 (1990)
- 4) 川島茂人：スギ花粉飛散量分布の即時推定，気象, 34, 10762～10765 (1990)
- 5) 原子力気象調査会：拡散沈着に関する総合調査報告書, 118, 299 (1961)
- 6) 環境庁大気保全局大気規制課：窒素酸化物総量規制マニュアル，公害対策研究センター
- 7) 平英影たち：スギ林の雄花着花状況と空中花粉飛散パターンとの関連性について，アレルギー, 40, 1200～1209 (1991)

横手盆地の地下水のマンガンのについて (第5報) —環境因子としての地形, 地質, 土壌からの考察—

松尾無子* 小林淑子* 池田清一**

キーワード: マンガン濃度分布図, 環境因子, 地下水

I はじめに

秋田県横手盆地の一部の地下水に高濃度のマンガン(Mn)が検出される問題について, 著者らはその溶出原因について検討し前報^{1)~4)}に報告してきた。

今回は横手盆地および周辺地域に拡大し, 当所に依頼検査として搬入された原水のマンガンの分析値を用い, コンピュータによるマンガン濃度分布図の作成を試みた。

また, 原水を表流水, 伏流水, 湧水, 浅井戸および深井戸の形態別に分類し, マンガン溶出との関連について検討し, 更に, マンガンの溶出には, 地形, 地質および土壌等の環境因子も影響すると考えられるので, マンガンの分析値にこれらの因子を組み入れた解析を行い, 高濃度をもたらすマンガン溶出現象の理由について総合的に考察したので報告する。

II 調査概要

A. 調査地域

調査地域は横手盆地および周辺地域の22市町村(雄勝町, 皆瀬村, 東成瀬村, 稲川町, 湯沢市, 羽後町, 増田町, 山内村, 十文字町, 雄物川町, 平鹿町, 横手市, 大雄村, 大森町, 六郷町, 仙南村, 大曲市, 仙北町, 千畑町, 太田町, 中仙町および角館町)である。

B. 調査方法

統計解析に用いたマンガンの分析値は, 当所で昭和47年度から昭和57年度にわたって分析した飲料水の値である。マンガンの分析は上水試験法⁵⁾に準じた。

取水地の場所確認については, 県環境衛生課作成の秋田県水道地図により照合した。取水地と地形, 地質および土壌については, 土地分類基本調査(秋田県5万分の1)の各地図を使用した。地図は, 湯沢⁶⁾, 稲庭・焼石岳⁷⁾, 浅舞⁸⁾, 横手⁹⁾, 大曲¹⁰⁾, 六郷¹¹⁾, 刈和野¹²⁾, 角館・鶯宿¹³⁾の各地形図, 表層地質図および土壌図を用いた。

統計解析および地図化に使用した機種は, 富士通FACOM M730 コンピュータおよび富士通グラフィック

6A(図形端末処理装置)である。統計処理には, FACOM OSIV/ESP, DSSIII/ANALYST および地図表現にはMANAGERの標準メッシュ法・第三次地域区画¹⁴⁾を使用した。1メッシュは約1km四方に相当する。各メッシュ(地域コード)には取水地マンガンの分析値のほかに, 地形, 地質および土壌の種類をそれぞれ地図から読み取り入力した。

C. 調査内容

1. マンガン濃度分布図の作成

横手盆地および周辺地域の表流水および地下水に含まれるマンガン濃度を全体的に把握するため, メッシュ内の取水地の平均値をもって濃度分布図の作成を試みた。

2. 形態別による分類とマンガン濃度

原水を地表水として表流水(河川水), 地下水として伏流水, 湧水そして井水(浅井戸, 深井戸)に分類し, それらの形態とマンガン濃度との関連について調べた。

3. 環境因子とマンガン濃度

取水地の背景となる環境因子として地形, 地質および土壌を取り入れて, それらの因子が原水のマンガンの濃度に及ぼす影響を調べた。

III 結果

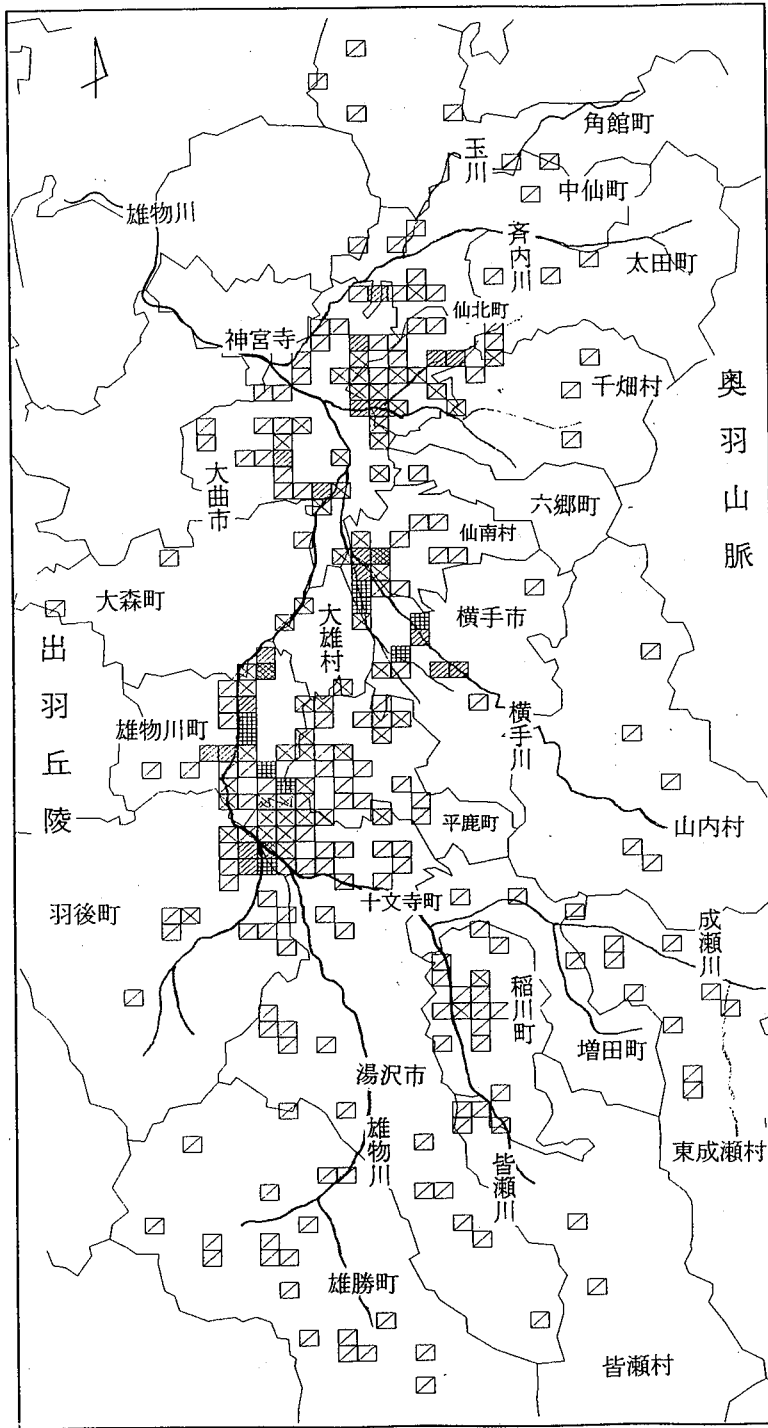
A. マンガン濃度分布図

横手盆地および周辺地域における地表水および地下水に含まれるマンガンの濃度の値を算術平均値と第三次メッシュ法を用いてコンピュータ処理し, マンガン濃度分布図を作成し, 図1に示した。この濃度分布図からみられるようにマンガンの濃度は十文字町, 羽後町, 平鹿町, 雄物川町, 横手市西部, 大曲市, 仙北町, 仙南村西部に高く検出された。この地域は盆地平野部の西半分に相当する地域にあり, 小西の停滞性地下水域¹⁵⁾とほぼ一致した。

また, 盆地南側の雄勝町, 皆瀬村, 湯沢市および東成瀬村から角館にかけては盆地東側山麓地のいわゆる流動性地下水域¹⁵⁾に位置し, マンガン濃度は極めて低い値で

*秋田県衛生科学研究所

**秋田県大館保健所



凡例 (単位: mg/l)

	< 0.03
	0.03 0.30
	0.30 1.00
	1.00 2.00
	2.00 3.00

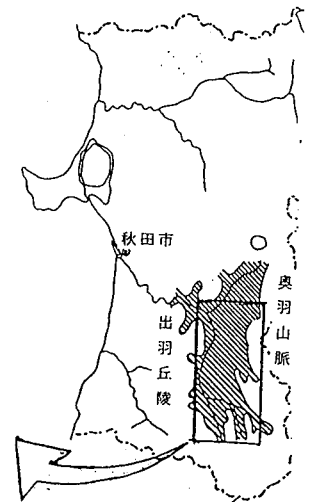


図1 横手盆地および周辺地域におけるマンガン濃度分布図

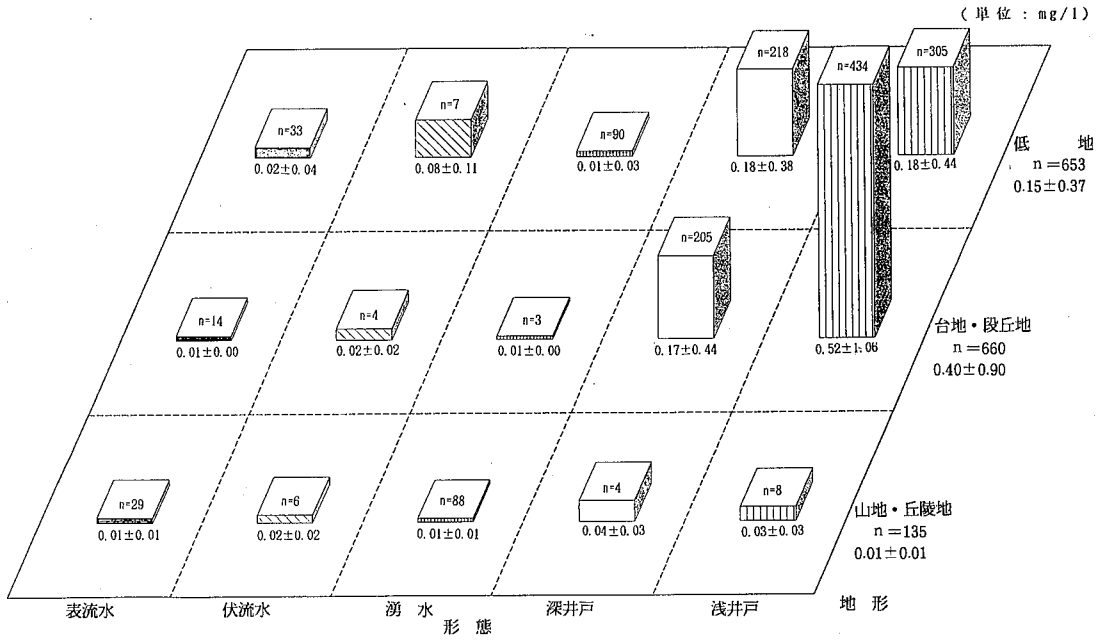


図2 原水の形態別、地形とマンガン濃度

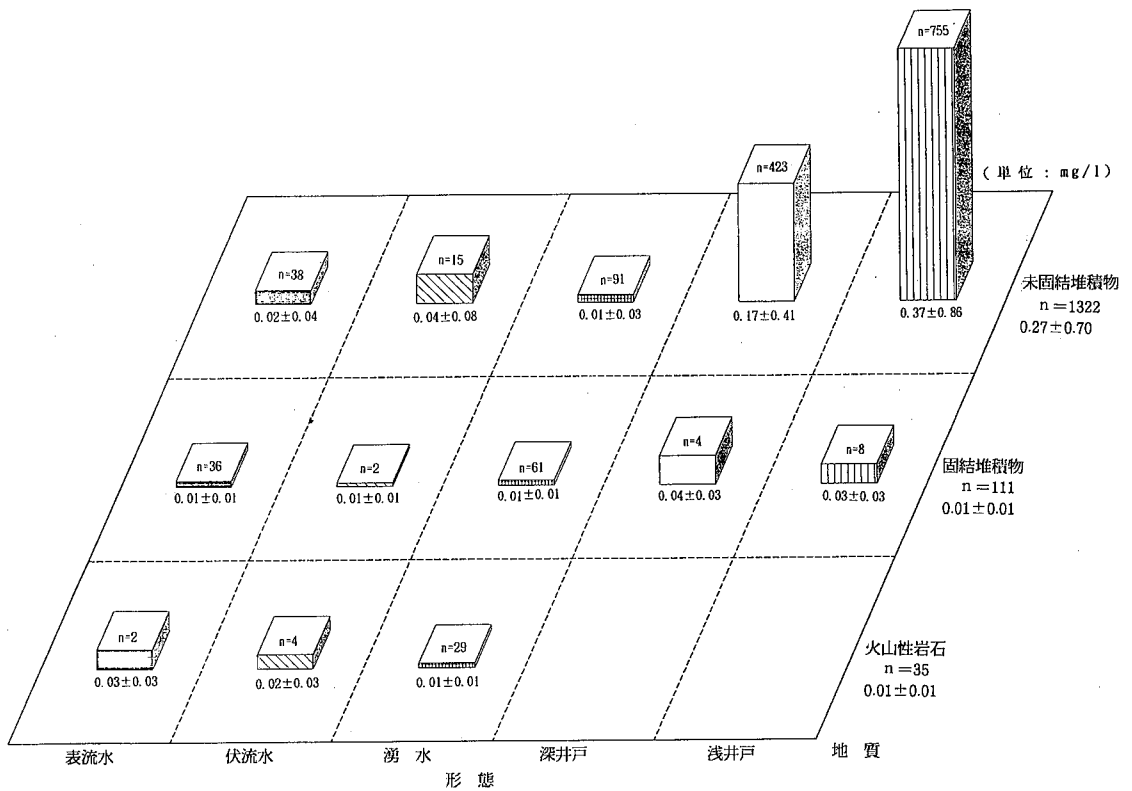


図3 原水の形態別、地質とマンガン濃度

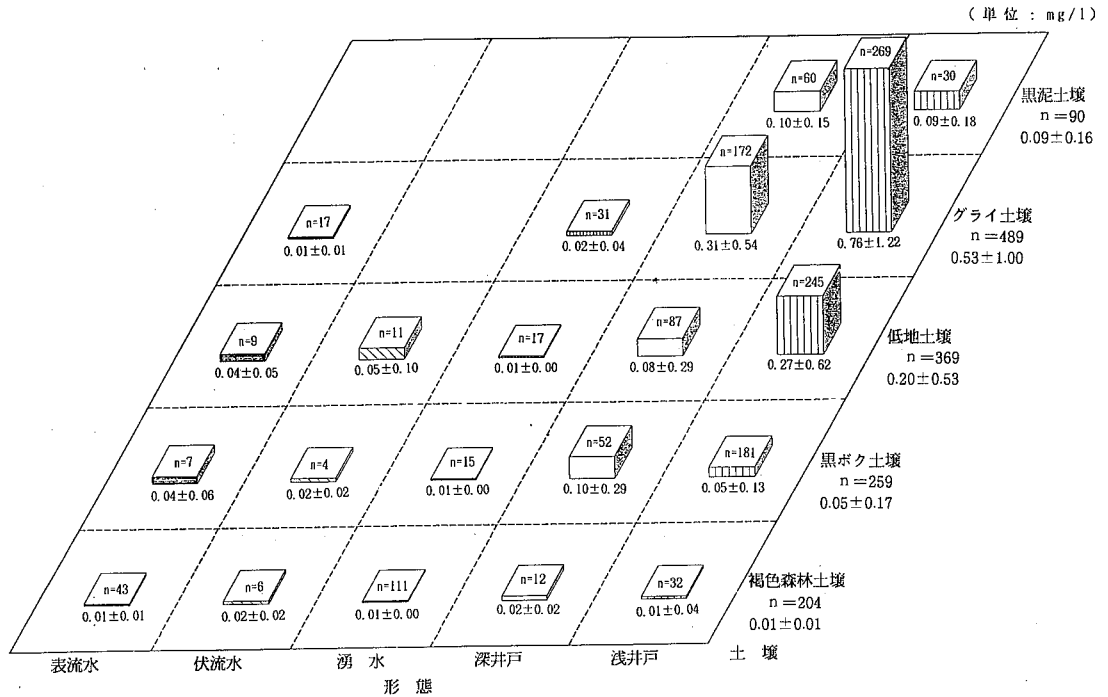


図4 原水の形態別、土壌とマンガン濃度

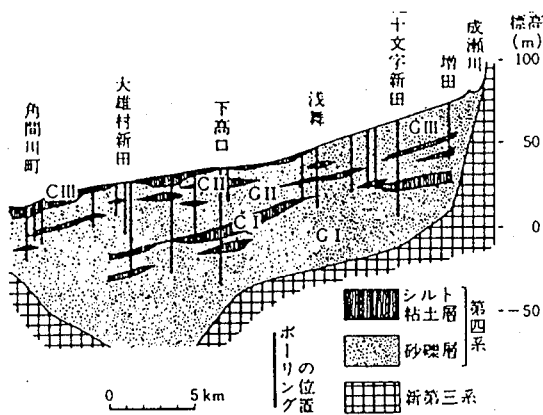


図5 横手盆地の水文地質断面図(東北農政局計画部, 1988にもとづく)

あった。

B. 原水の形態とマンガン濃度

同一地域の地表水と各形態別地下水のマンガン濃度との関係を平均値で示したのが表1である。表1から明らかのように浅井戸のマンガン濃度が $0.37 \pm 0.86 \text{ mg/l}$ と最も高く、次いで深井戸が高く、表流水、伏流水および湧水は低い濃度であった。形態別に特徴的であったことは、浅井戸のマンガン濃度は深井戸の2.2倍、湧水に

対しては37倍であった。

表1 形態別マンガン濃度

形態別	N	M ± S D	最大値～最小値
表流水	84	0.02 ± 0.03	0.17～0.01
伏流水	27	0.03 ± 0.06	0.29～0.01
湧水	221	0.01 ± 0.02	0.19～0.01
浅井戸	763	0.37 ± 0.86	8.74～0.01
深井戸	430	0.17 ± 0.04	2.64～0.01

(単位: mg/l)

C. 環境要因とマンガン濃度

1. 地形とマンガン濃度

本地域の飲料水原水の取水地を地形分類図^{(9)~(13)}に照合したところ76種類に分類された。凡例の大区分に従うと、①山地・丘陵地、②台地・段丘地(砂礫段丘Ⅲ～Ⅴ)、③低地(谷底平野、扇状地、扇状地前延構造低地および氾濫平野)の3つに区分された。地形と原水の形態およびマンガン濃度との関連を図2に示した。図2から明らかのようにマンガン濃度は台地・段丘地の原水に高く、逆に低地、山地・段丘地の順に低かった。そして、台地・段丘地の浅井戸で、マンガン濃度が $0.52 \pm 1.06 \text{ mg/l}$ と最も高く、低地の浅井戸の約2.9倍、山地・丘陵地の17倍、また、深井戸の約3倍、表流水や湧水の2倍であった。低地におけるマンガン濃度は、浅井戸、深井

戸ともにほぼ0.18mg/lであったが、山地・丘陵地では形態別の差はほとんどみられなかった。

2. 表層地質とマンガン濃度

地質についても地形と同様に表層地質図と照合したところ40種類に分類されたが、凡例区分により①火山性岩石岩および深成岩、②固結堆積物（泥岩および砂岩・凝灰岩互層等）、③未固結堆積物（段丘堆積物、扇状地堆積物、扇状地前延扇状構造堆積物および沖積低地堆積物）の3大区分に分類し検討した。表層地質と原水の形態およびマンガンの濃度の関連を図3に示した。図3から明らかのように、マンガンの濃度が高く検出されたところは未固結堆積物における原水で、その濃度は 0.27 ± 0.70 mg/lと固結堆積物や火山性岩石の約27倍であった。未固結堆積物におけるマンガンの濃度を形態別にみると、浅井戸が 0.37 ± 0.86 mg/lで最も高く検出され、深井戸の約2.2倍、湧水の37倍であった。固結堆積物や火山性岩石においては、原水の形態によってマンガンの濃度に差はほとんどみられなかった。

3. 土壌とマンガンの濃度

土壌の場合も同様に土壌図^{(9)~(13)}の凡例に従って照合したところ65種類に分類された。これを国土調査の土地分類作業規定に従うと①褐色森林土壌、②黒ボク土壌、③低地土壌（灰色、褐色）、④グライ土壌、⑤黒泥土壌の5つに区分された。土壌と原水の形態およびマンガンの濃度との関連を図4に示した。図4からグライ土壌におけるマンガンの濃度は 0.35 ± 1.00 mg/lと最も高く、次いで 0.20 ± 0.53 mg/lの低地土壌、そして、黒泥土壌、黒ボク土壌、褐色森林土壌の順に低い値を示した。グライ土壌においてマンガンの濃度が最も高かったのは浅井戸の 0.76 ± 1.22 mg/lで、次いで深井戸であった。また、低地土壌でも浅井戸が高く、深井戸がこれに次ぎグライ土壌と同様の傾向を示した。

IV 考 察

横手盆地の平野部の地形は、成瀬川上流方向に高く、雄物川が盆地から流出する神宮寺狹窄部に向かって高度を漸減している。参考として横手盆地の水文地質断面図⁽¹⁰⁾を図5に掲げた。本盆地の場合は、流出口である神宮寺狹窄部が唯一の流路であるために、複雑な地形、地質、土壌および標高等が関与しあって、盆地特有な水質である流動性地下水域および停滞性地下水域が形成されてきた。停滞性地下水の地層は一般に有機物が多く、還元性雰囲気的环境中にあり、有機物の分解に伴って還元状態が進むという報告⁽¹¹⁾がある。今回の調査結果から、マンガンの濃度が高く検出された箇所はほぼ平野部西半分の停滞性地下水域であり、浅井戸および深井戸の地下水に

ほぼ一致した。また、湧水、表流水にはわずかしこ検出されなかったが、これは酸化性雰囲気にあたるため溶存マンガンの濃度が低いためと考えられた。

環境因子の影響を総合して考察すると、地下水中のマンガンの濃度は、山地・丘陵地においては極めて低く、台地・段丘地および低地の地下水中に高く検出された。これらの低地帯は、河川の氾濫、山岳地からの破砕物、有機物、泥、砂および粘土等の懸濁物質が長時間かつ重層的に積み重なって出来た未固結堆積物である。この堆積物は比較的粘土鉱物を多く含む土壌からなる無機、有機コロイド物質を豊富に含んでいる^{(17)~(18)}。そして、この土壌中に含まれるマンガンは無機、有機コロイドとの吸着⁽¹⁹⁾、イオン交換またはキレート生成等を通じて比較的弱い結合で存在している^{(20)~(21)}とされている。このような粘土や有機物を含む堆積物に雨水等が浸透すると、弱い結合状態にあるマンガンを容易に溶解させるものと考えられる。また、地下水が停滞性地下水域にあって岩石および土壌構成物質と長時間接触する際にも、マンガンは徐々に地下水中に溶け込んでいくものと推定される。さらに、土中の有機物の分解に伴う還元の程度や塩化物イオン等の溶解に伴う酸性度の変化が、吸着物質からマンガンを地下水中に放出させ、溶存させる理由の一つとも考えられる。

上述の堆積物を含む平野や扇状地そして三角州が隆起して出来た地形が台地である。一般に台地の地下水は、季節的な水量の変動や段丘面で水の流れに不連続な箇所にも停滞する地域が生じ易い⁽²²⁾、という観点から考慮すれば本地域において高いマンガンの濃度がみられたことは理解できる。

また、土壌の分類からみれば、水はけの悪い水田地帯の麓、谷底地等の凹地に分布しているグライ土壌や低地土壌に接している地下水中にマンガンの濃度が高かったことは、土層が水で飽和され、常時還元状態に置かれているため、マンガンの還元されて溶解し易くなると考えられる。一方、山地や丘陵地に多い褐色森林土壌の地下水にマンガンの濃度の低い傾向がみられるのは、上記とは異なり土壌の養分や水分が少なく酸化的雰囲気であり土層が硬いなどの性質から、他と比べ溶出成分が少なかったものと考えられる。

以上、本地域は、地形や標高、地質や土壌等が関与しあって水の流動方向や流速に影響を及ぼし、停滞性および流動性地下水域が生じている所である。この停滞性地下水域にあり、低地と接近している台地の浅井戸に高いマンガンの濃度が検出されたことは、地質が泥や粘土、有機物等を多量に含んでいる未固結堆積物、また排水の極めて悪い還元性のグライ土壌や低地土壌等にそれぞれの環境因子が相互に重なりあった結果生じたことによるも

のと考察された。

V ま と め

横手盆地およびその周辺地域内の地下水中に含まれるマンガン濃度について、水の形態別および環境因子別にコンピュータにより総合的な考察を行った。その結果、マンガン濃度が高く検出されたのは、水の形態では、浅井戸次いで深井戸、地形では台地・段丘地次いで低地、表層地質の面では細粒質の粘土や泥、腐植質を含んでいる未固結堆積物、しかも周年還元の地下環境にあるグライ土壌、低地土壌分布地域の地下水中に特徴的にみられた。

文 献

- 1) 芳賀義昭たち：横手盆地の地下水のマンガンのついて（第1報）秋田県衛生科学研究所報，23，141—147（1979）
- 2) 芳賀義昭たち：横手盆地の地下水のマンガンのついて（第2報）—横手盆地土壌の分析結果—秋田県衛生科学研究所報，24，167—171（1980）
- 3) 芳賀義昭たち：横手盆地の地下水のマンガンのついて（第3報）—横手盆地泥炭の分析結果—秋田県衛生科学研究所報 24，173—176（1980）
- 4) 芳賀義昭たち：横手盆地の地下水のマンガンのついて（第4報）—理論的考察—秋田県衛生科学研究所報 30，96—97（1986）
- 5) 厚生省環境衛生局水道環境部監修：上水試験方法，日本水道協会（1970），（1978）
- 8) 秋田県：土地分類基本調査〔浅舞〕（1978）
- 9) 秋田県：土地分類基本調査〔横手〕（1976）
- 10) 秋田県：土地分類基本調査〔大曲〕（1977）
- 11) 秋田県：土地分類基本調査〔六郷〕（1988）
- 12) 秋田県：土地分類基本調査〔刈和野〕（1979）
- 13) 秋田県：土地分類基本調査〔角館・鶯宿〕（1989）
- 14) 地図編：FACOM DSSⅢ/MANAGER
- 15) 小西泰次朗：秋田県横手盆地の水理地質学研究地質調査報告，18—30（1966）
- 16) 生出慶司たち：日本の地質 2 東北地方共立出版 220（1986）
- 17) 稲葉裕，和田攻訳 マンガン，アスベスト東京化学同人，2—11（1977）
- 18) 半谷高久，菅原健共著，地球化学入門，丸善 82—98（1975）
- 19) 前田正雄たち：土壌の基礎知識，農山漁村文化協会，58—76（1985）
- 20) 安倍善也・半谷高久訳，一般水質化学下 共立出版，357—518（1976）
- 21) 岩田進午たち，土壌の化学，学会出版センター，57—98（1980）
- 22) 山本荘毅，新版地下水調査法，古今書院，70—75（1986）