

に室内空気を汚染する暖房器具の無い群の方が総 IgE 抗体価が高値を示すといった傾向も同じ経緯によって起こっている可能性もある。こうした傾向はアンケートなどによって得る環境因子を解釈する上で注意する必要がある事を示唆するものであって、環境因子について現在の状況のみならず過去の状況についても別個に調査する必要がある。有意性は無かったものの喫煙同居人がある者ではアレルギー関連症状が在るとする者が多くなる傾向が見出された。

抗麻疹 IgG 抗体価と抗風疹 IgG 抗体価の 2 つの免疫影響指標間に有意な正の相関があった。しかし、環境要因との相関においては、両指標が相反する方向性をもった変動することも観察されている。そのため IgG および IgE の種類の異なる抗体産生が、単に Type1/Type2 サイトカインバランスによって制御されているばかりでなく、環境リスクが別々の機序の影響を及ぼしている可能性があると考えられる。これは免疫指標によって環境リスクを検出する際に有利となると考えられ、広範な生体影響を検出できるものと期待される。

アレルギー特異的 IgE 抗体陽性率は、東久留米(7/45=15.6%)、旭川(26/99=26.3%)、食物アレルギー特異的 IgE 抗体陽性者の割合は、東久留米(2/45=4.4%)、旭川(4/99=4.0%)、吸入アレルギー特異的 IgE 抗体陽性者の割合は、東久留米(7/45=15.6%)、旭川(26/99=26.3%)であった。総 IgE 値の高値の者の 44%(31/70)が、何れかのアレルギー特異的 IgE 抗体を有するのに対し総 IgE 値の低値の者では 2.7%(2/74)に過ぎないことから、総 IgE 値はアレルギー状況の良い指標である事が再確認された。

さらに、吸入アレルギー特異的 IgE 陽性率は、室内並びに屋外の環境リスク指標となることが示された。今回用いた総 IgE 値及びアレルギー特異的 IgE 値測定のアレルギー指標は、地域住民の環境リスク評価のための予見的アプローチ手段として、実用面において有効性が改めて確認された。

今回採用した免疫指標の全てに、その関連が見られた環境因子との組み合わせが異なるものの、ある環境因子との間にある程度の相関性が認められた。新築家屋での居住歴に関して 2000 年度に東京都東久留米市保健福祉センターおよび多摩市保健センターで行った免疫影響調査においては抗麻疹 IgG 抗体価との間に関連性が認められている<sup>3)</sup>。また、初年度の調査では、解析を行う対象者を感受性の高い者に限定するなどの工夫をおこない、免疫指標といくつかの環境因子との相関を認めた。しかし、今年度の調査では何らの免疫指標との間にも相関を認めなかった。多変量解析によって変数を調整したために、免疫指標との間に相関が無かったものと思われる。近年のシックハウス症候群をとりまく状況から、建築関係においてのホルムアルデヒドなどの使用規制、建築方法の改善などのために健康影響を引き起こす状況が減っていることが大きく関与しているものと判断しても良いと考える。

それぞれの指標と環境因子との関連の意義の解釈は、検査の非特異性のために難しいが、今回用いた各免疫指標は異なった地域に存在する未知の環境因子をも検出できる能力を持つ可能性があると思われる。すなわち、環境リスク評価において免疫指標を用いることの有用性を示すものであろう。

以下に、いくつかのトピックスについて考察する。

## 1. 免疫指標を用いる際の注意事項

### 1) 対象者規模

地域を環境因子ととらえる場合、様々な環境因子および交絡する諸因子の複合的な影響を受けることは必至であり、それらの交絡因子に免疫指標が反映して変動する可能性があることを認識しておく必要がある。将来的に、地域ごとの調査が実施される場合には相当数の対象者の確保が必要となろう。しかし、人口、特に同年代の世代人口に限界があり、地方などの過疎地域においての実施に問題を残す。対象者数を補うために経年的に経過を追う事も可能であるが、この際には経時的な要素が変動要因として働くなどの問題も残る。

### 2) 調査時期

今回の調査は冬季の短期間に実施された。東久留米にあってもスギ花粉の飛散を避けることが出来た。しかし初年度の経験により花粉飛散時期には免疫指標、特に総 IgE 抗体価などが住民集団中で上昇する可能性がある。また、気温を含めた気候の違い、暖房器具の使用など無視できない因子となろう。従って、将来的に、地域ごとの調査が実施される場合には、実施季節の決定に先立って、地域の気候と季節に特異的な因子についての詳細な情報収集と検討が必要となろう。逆に特定の因子に着目しての当該因子の存在する時季の調査によって、当該因子による特有の健康影響の検出が可能となろう。こうした生体影響指標を用いた調査の実施に関しての注意事項は、免疫指標を用いた調査に限ったことではなく、普遍的な事柄であると考えられる。さらに、この

様な生活環境に身近に存在する環境要因によっても免疫指標が影響を受けることは、環境リスクを検出する目的での使用における優位点であると言えよう。

### 2. 第1出生児における解析結果

初年度<sup>7)</sup>に、第1出生児において総 IgE の高値や抗麻疹 IgG 抗体価の高値が見られたことから、旭区の対象者から第1出生児を抽出して解析を行ったところ、環境因子と免疫指標との間に多くの相関が認められた。全数を対象とした場合に比べ、免疫指標によって環境因子の影響が鋭敏にとらえられたためと考えられた。

経胎盤的および経母乳的に移行することが知られている環境汚染物質として重金属、高分子有機化合物などが知られている。こうした母体を介しての胎児や新生児への環境有害物質の移行に起因する生体影響による健康障害がいくつか報告されており、胎児性水俣病、サリドマイド症、アルコール性多動症候群、内分泌攪乱化学物質による次世代影響などが知られている。脂溶性に富む高分子有機化学物質などは生涯をかけて母親の体内脂肪組織に蓄積され、殆ど体外への排出がない。ところが妊娠中においては経胎盤的に臍帯血を介して胎児に移行し、さらに授乳により母乳中脂肪分に溶解して移行するとされている。事実、第1出産児の臍帯中にはダイオキシンなど高分子有機化学物質が多く検出され、出産後の母体血中ダイオキシン濃度が減少することも報告されている。こうした報告は第1出生児が第2出生以降の児に比して環境汚染化学物質に対して高度に曝露することを示すものである。

初年度の調査<sup>7)</sup>によって得られた免疫指

標への環境因子による影響が第1出生児において顕著となった事実は、第1出生児が環境因子から受ける影響の大きさを裏付けることとなる可能性がある。現在行っている環境リスク評価のための調査が、その方法論の確立のためにボランティアによって行われているために、出生順位を考慮に入れた調査対象者の選定を行っていないが、将来的に全国的な調査を行う際に、第1出生児に注目した調査を展開するならばより感度良く環境リスクが検出される可能性があり考慮に値すると考える。

今年度は、昨年度と同一地域において再調査を行い検査結果の再現性を確認した。その結果、個々の値にはばらつきが見られたものの、概ね昨年度の結果に一致する項目が多く観察された

## F. 結論

生活環境汚染の影響を検出する健康影響指標としての免疫学的検索法の普遍性を確認する目的で、関東地方の東京都東久留米市および北海道旭川市の2ヶ所の保健センター（旭川市は保健所）において3歳児健診時に併せて調査を実施し、環境因子と免疫影響指標との相関を評価して、免疫影響指標が環境リスク評価のための指標となり得るかについて検討した。

全対象者を用いての検討では、大きな環境要因となる調査地域の間において、いくつかの免疫影響指標に抑制的な、またあるものには促進的な有意差のある変動が認められた。通常、動物実験においては全ての免疫影響指標の変動を免疫バランスの状況によって一元的に説明できる。しかし、現実のヒト集団での調査においては、実施し

た複数の免疫影響指標の変動から解釈される免疫状態が相互に必ずしも一致しない場合が少なくない。こうした事実に基づき、環境リスク評価に用いる免疫影響指標の再現性について確認するために地域を変え、年度を変えて調査を行い例数を増やして検討を行ったが、全ての免疫影響指標を一元的に説明することは不可能との結論に至りつつある。すなわち、免疫機構の複雑さ故に、ある環境因子の影響により一つの指標が免疫抑制的に変動しても、他の指標が亢進的に変動する可能性がある。さらに、動物実験と異なりフィールドにおいては複数の環境要因にさらされるので、それぞれの環境因子によりそれぞれの免疫影響指標が、免疫抑制、免疫亢進にと影響するために、より複雑な結果が現れると考えられる。従って、免疫影響指標の結果を一元的に解釈することは難しい。しかし、この状況を逆に考えるならば、それぞれが関連を持たずに変動する指標同士の複数組み合わせ（バッテリー）を用いて、フィールド調査を行うならば、より広範な環境要因による免疫変動を検出できることになり免疫影響指標バッテリー全体としての環境リスク検出感度が高いとも表現できる。今後、こうした観点に立ち、環境リスク検出感度が高い免疫影響指標バッテリーが得られるよう検討し、環境リスク評価指標として現実に採用可能なものとした。いずれかの免疫影響指標が正常範囲から変動した場合には、何らかの環境要因の関与がその地域に在ることを示唆することとなろう。その際に、調査対象地域の環境リスクの存在を指摘しうるための基準値（正常範囲の設定）が必要となる。しかし、基準値の決定に関して、周囲に全

く環境有害因子が存在せず絶対的健康状態にある個体（ヒト）が無い事から、真に健康的といえる免疫影響指標の値は得られようも無い。従って、全国的な総合的調査を行い 10%～90%の範囲に収まる値をもって正常値とするなどの基準を設けて決定することも必要となろう。

今回用いた免疫影響指標が何らかの環境因子によって影響を受けていることが示唆された。これらの免疫影響指標がスクリーニング的に展開されるならば、小さな環境因子（リスク）の存在をも検出できる可能性があると考ええる。こうした異常が検出される地域に対して詳細な環境測定を重点的に行う意義があるとする根拠となり、環境行政の推進に有用な資料となると思われる。同時に、地域住民の健康状態の把握が可能となり、我が国における今後の国民の健康保持・増進のための施策立案への貢献も期待される。次年度以降に、環境リスクを感度良く効果的に検出可能な免疫影響指標の組み合わせを検討し、免疫影響指標バッテリーを確立したい。また、臍帯血を用いた胎児の免疫影響指標を確立し、実地調査研究に応用できるマニュアルの確立をも目指す。総合的に、胎児期から小児期にかけての環境リスク評価に有効な免疫影響指標とその運用システムを確立し、我が国の環境行政および国民健康保持・増進に資することを旨とする。

## G. 謝辞

今回の研究データの整理、報告書の作成への澤山陽子氏の貢献に対し、ここに謝意を表します。

## H. 参考文献

- 1) 環境基本計画推進調査事業 平成 12 年度委託事業結果報告書「環境リスク対策における予見的アプローチに関する調査研究（免疫影響）」、班長：大沢基保、1999 年
- 2) 環境基本計画推進調査事業 平成 12 年度委託事業結果報告書「環境リスク対策における予見的アプローチに関する調査研究（免疫影響）」、班長：大沢基保、2000 年
- 2) 環境基本計画推進調査事業 平成 12 年度委託事業結果報告書「環境リスク対策における予見的アプローチに関する調査研究（免疫影響）」、班長：大沢基保、2001 年
- 3) 「環境汚染物質とアレルギー」藤巻秀和、興和医報 38 巻 p60、1995
- 4) 「室内空気汚染物質としてのホルムアルデヒドの実態調査とその健康影響に対する免疫学的検討」吉田貴彦、千代田生命健康開発事業団第 41 回(平成 6 年度)社会厚生事業助成研究報告書 p86、1994
- 5) 「内分泌攪乱化学物質の日本におけるヒト胎児複合曝露の現状」森 千里、第 4 回内分泌攪乱化学物質問題に関する国際シンポジウム プログラム・アブストラクト集 p17、2001
- 6) 厚生科学研究研究費補助金 生活安全総合研究事業 「生活環境汚染物質による小児での毒性評価のための免疫指標の開発に関する研究」平成 13 年度総括研究報告書(主任研究者 吉田貴彦)、2002

図1 環境リスクの把握法の変化

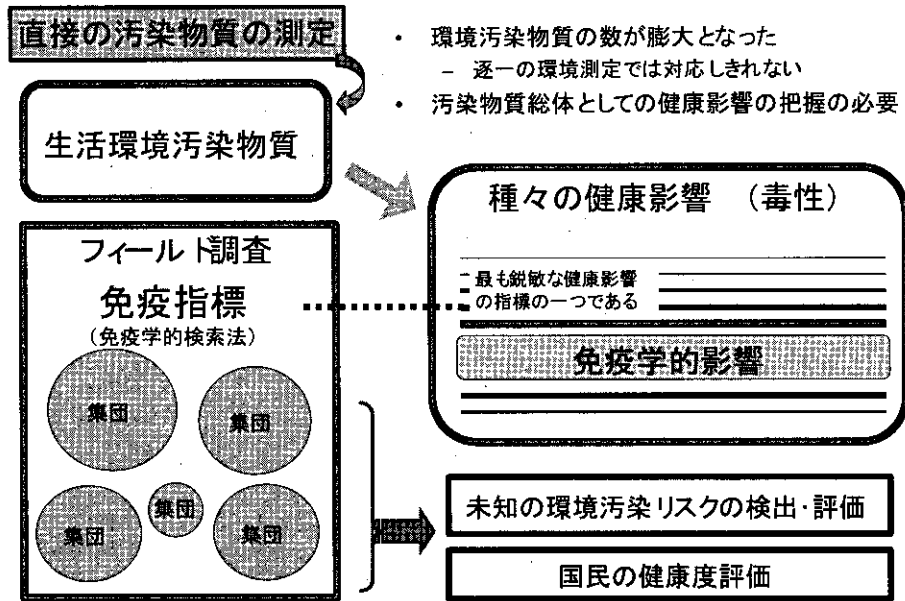


図2 神経-内分泌-免疫系

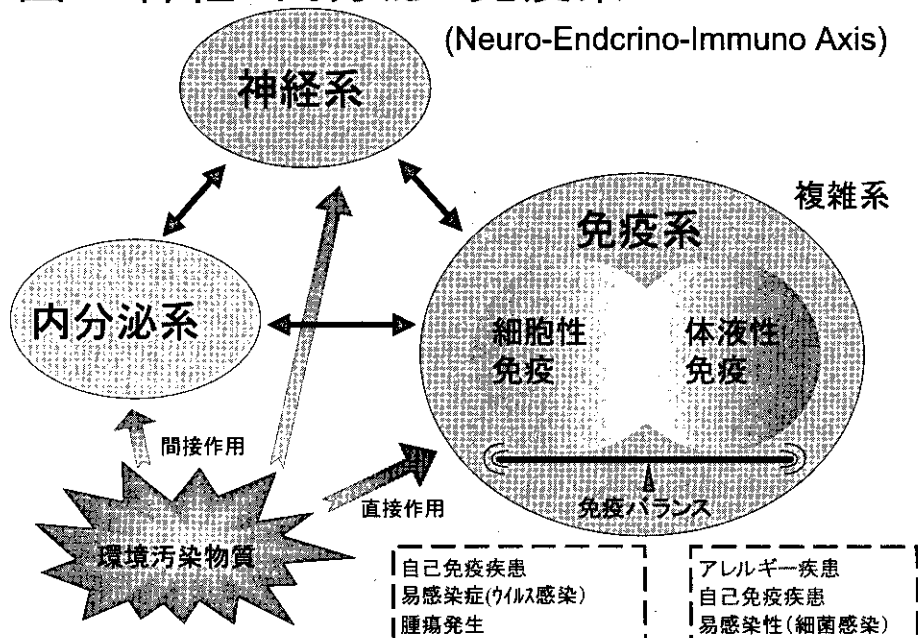
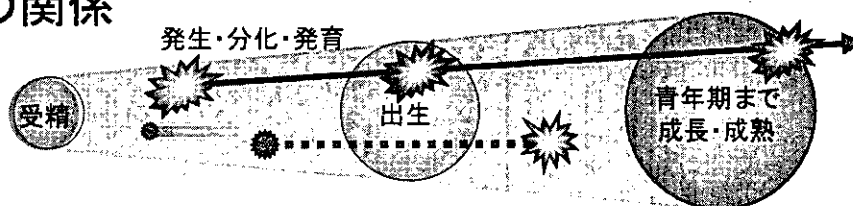


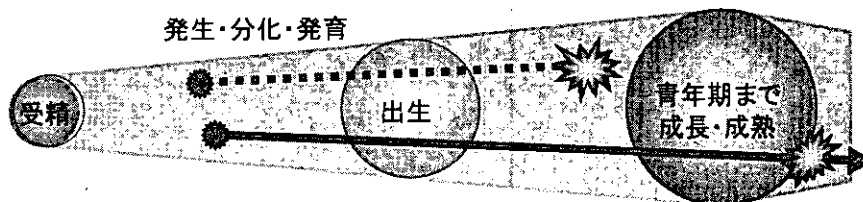
図3 原因物質の作用と障害発現の時期の関係



・ 胎児期(発生・分化・発育期)に作用した場合

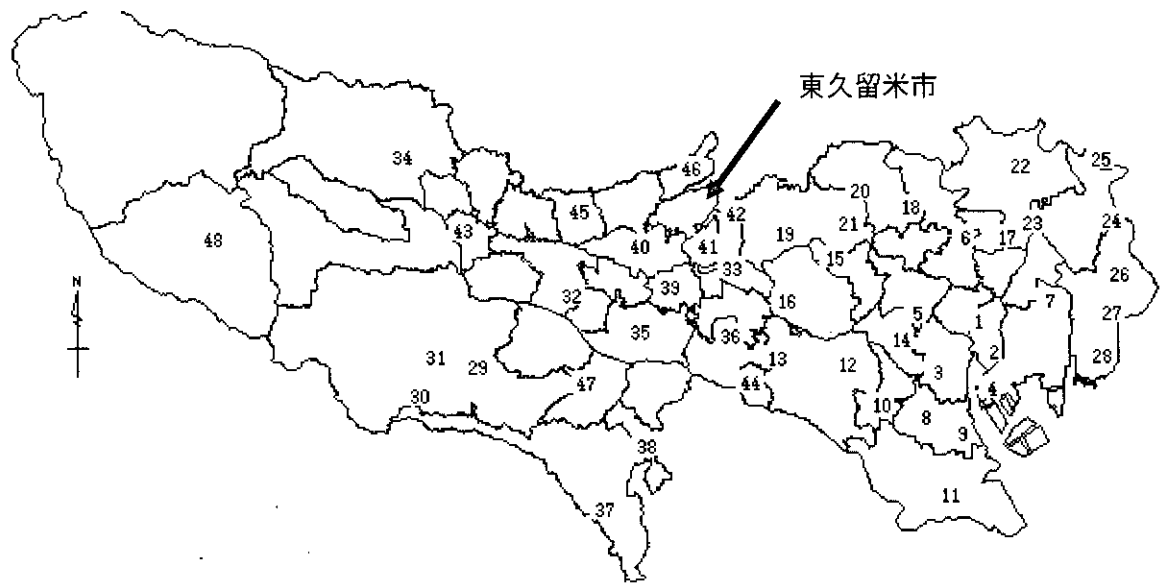
- ・ 大きな障害 生直後からあり一生続く奇形・障害
  - ・ 例: サリト・マド<sup>®</sup>によるアザラシ肢、胎児水俣病による精神障害など
- ・ 小さな障害 成熟後の特定時期に顕在化
  - 行動異常・機能異常など
  - ・ 軽い障害は発育遅延があっても、成長と共に遅れを取り戻し、生後に障害が残らない場合もある
  - ・ 微細な形態的变化、軽微な機能的変化
  - ・ 例: 胎児アルコール症 による多動症候群など

図4 原因物質の作用と障害発現の時期の関係



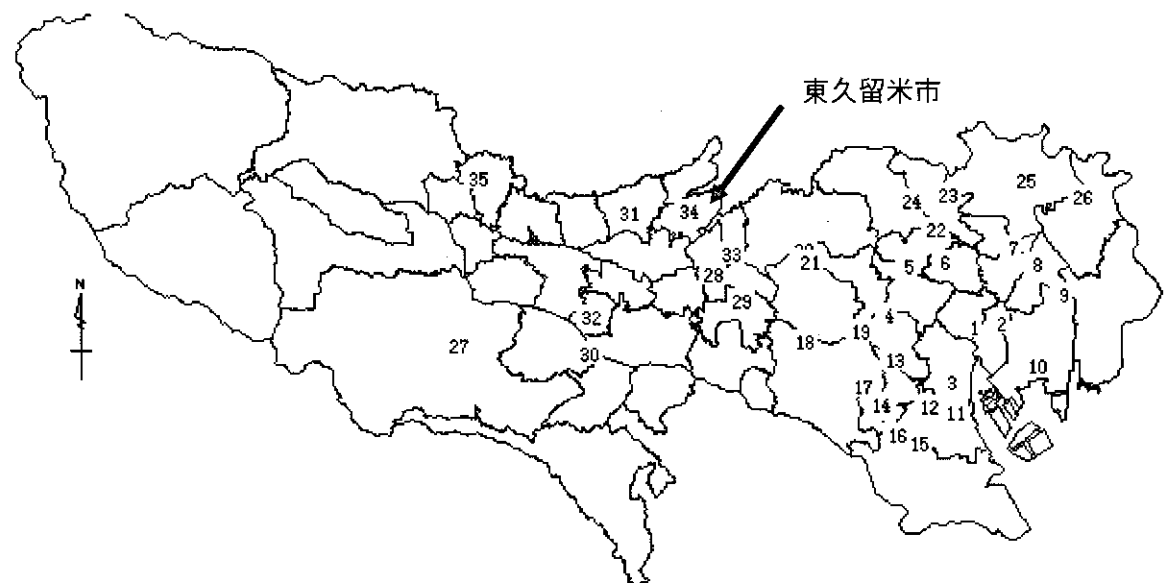
・ 胎児期(発生・分化・発育期)に作用した場合

- ・ 特殊な器官への作用
  - ・ 生殖器などへの障害
- ・ 成熟後の特定時期に顕在化
  - ・ 妊娠中のDES 投与による例
    - ・ 精巣障害による精子異常による不妊症
    - ・ 女兒の思春期以降の膣がんの発生



東京都一般環境大気測定局

- 40 小平市中央公民館      46 清瀬市郷土博物館



東京都自動車排出ガス測定局

- 34 東久留米市立第一小学校

図3 東京都大気汚染測定局の所在地

# 旭川市大気汚染測定局

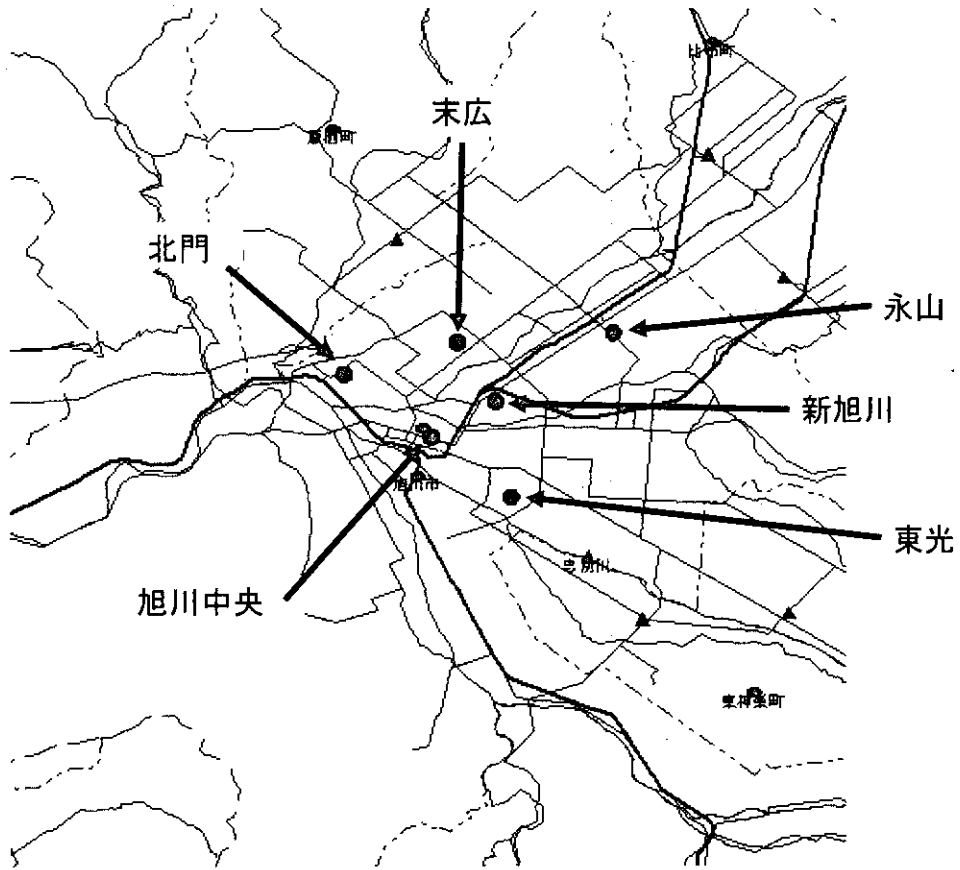
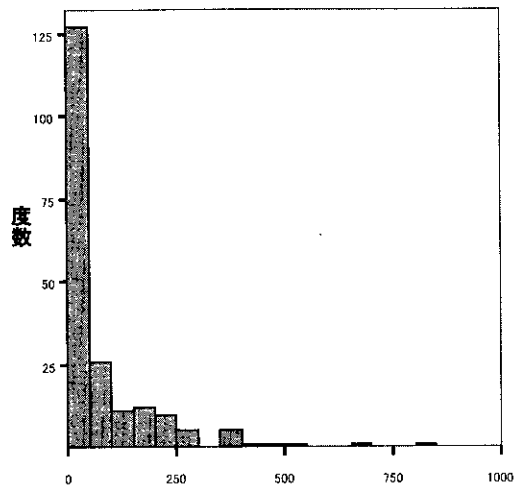
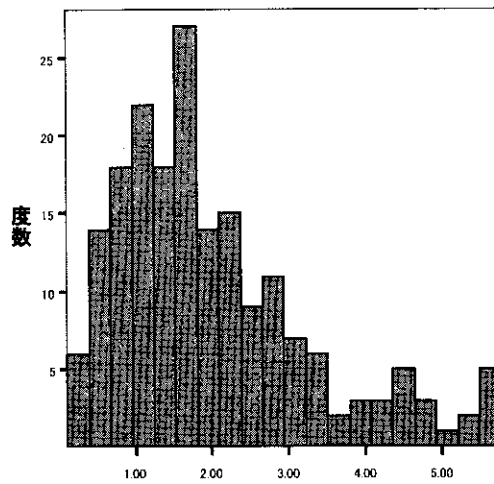


図4 旭川市大気汚染測定局の所在地

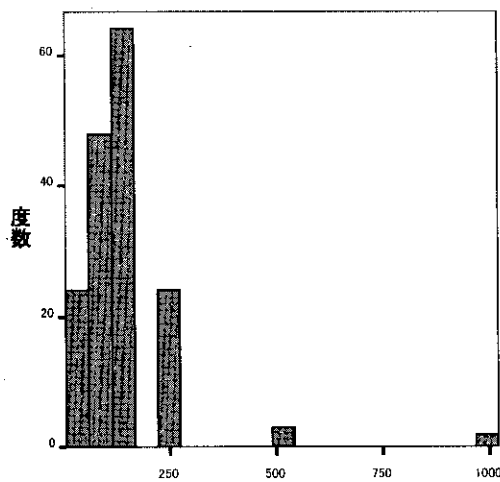




総IgE(有効データ, 1未満は0を入力)



麻疹IgG(有効データ, 5.77以上は5.77を入力)



風疹IgG(有効データ, 8以下は8を入力)

図5 東京都東久留米市および北海道旭川市における3歳児健診受診者の血清総IgE、抗麻疹および抗風疹のIgG抗体価の分布

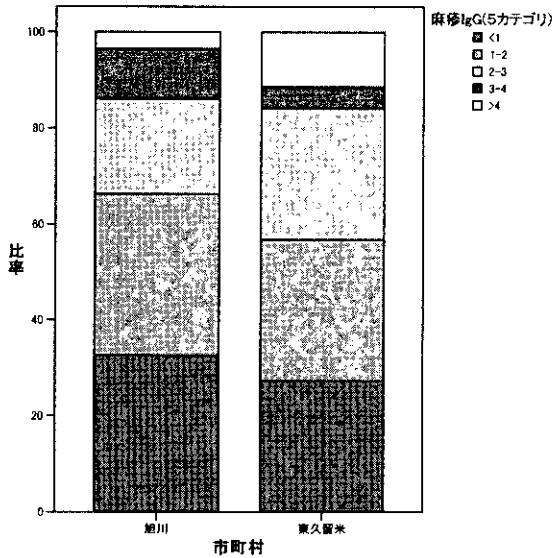


図 6 旭川市と東久留米市における抗麻疹 IgG 抗体価の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
旭川市	86	1.32	0.82	2.37	0.196
東久留米市	44	1.58	0.91	2.72	

Wilcoxon の順位和検定

抗麻疹 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	86	0.878	0.399	1.933	0.746
	東久留米市	44	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

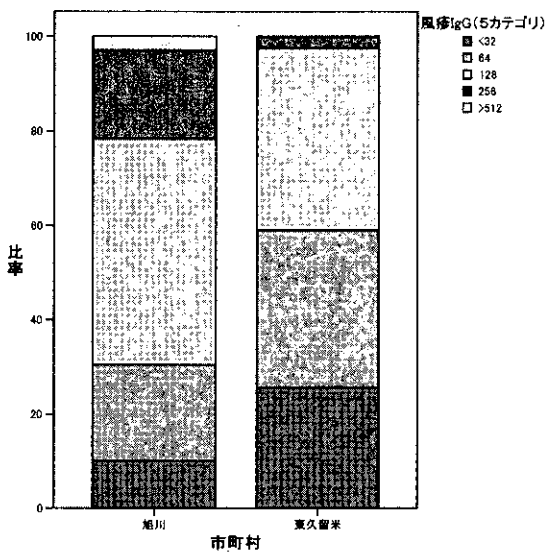


図 7 旭川市と東久留米市における抗風疹 IgG 抗体価の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
旭川市	69	128	64	128	0.068
東久留米市	39	64	32	128	

Wilcoxon の順位和検定

抗風疹 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	69	3.597	1.442	8.969	0.006 **
	東久留米市	39	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

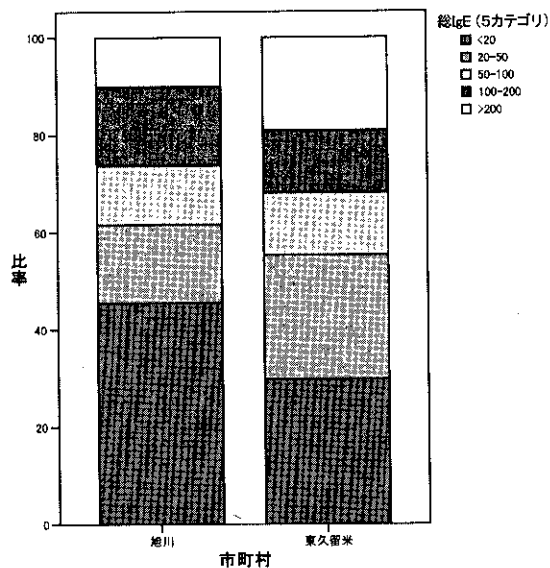


図8 旭川市と東久留米市における総IgE抗体価の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
旭川市	99	28.5	8.0	105.5	0.057
東久留米市	47	41	15.0	136.0	

総IgE抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	99	0.848	0.388	1.852	0.679
	東久留米市	47	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

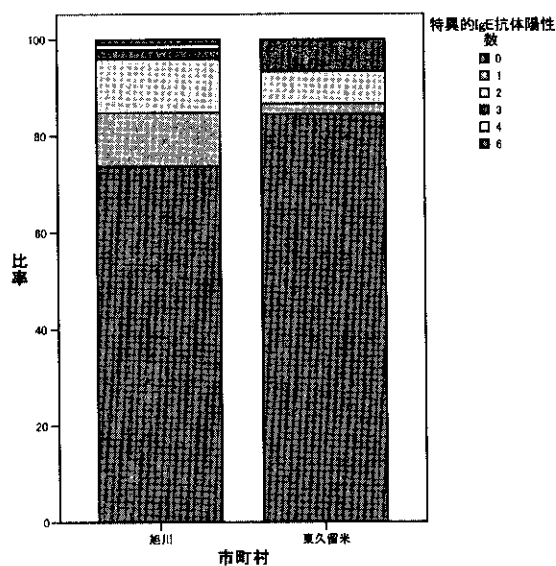


図9 旭川市と東久留米市における特異的IgE抗体陽性数の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
旭川市	99	0	0	1	0.228
東久留米市	45	0	0	0	

特異的IgE抗体陽性者に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	99	3.483	1.166	10.404	0.025*
	東久留米市	45	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

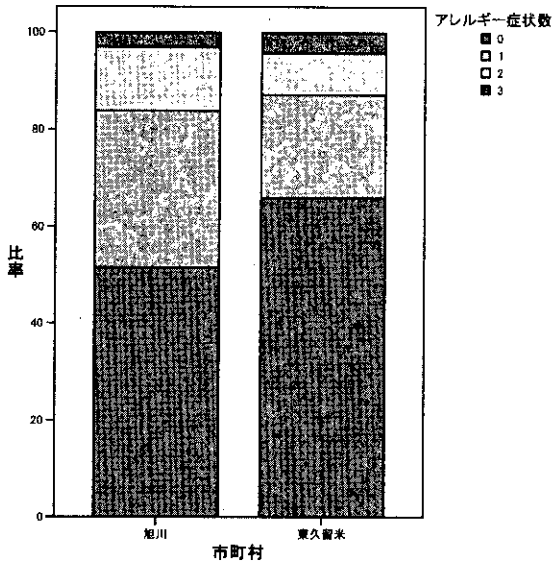


図 10 旭川市と東久留米市におけるアレルギー症状数の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)	有意確率
旭川市	99	0	0 1	0.142
東久留米市	47	0	0 1	

アレルギー症状に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	99	1.881	0.831	4.259	0.130
	東久留米市	47	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

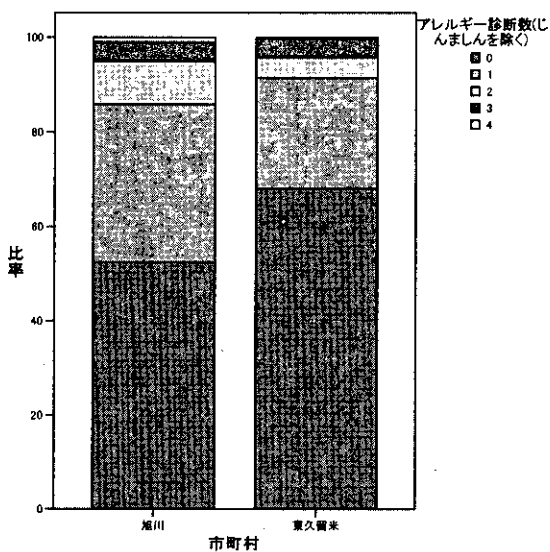


図 11 旭川市と東久留米市におけるアレルギー診断数(じんましんを除く)の比較

市町村	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)	有意確率
旭川市	99	0	0 1	0.080
東久留米市	47	0	0 1	

アレルギー診断数(じんましんを除く)に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
市町村	旭川市	99	1.930	0.877	4.247	0.102
	東久留米市	47	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で10%未満の有意確率が得られた変数(性別、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

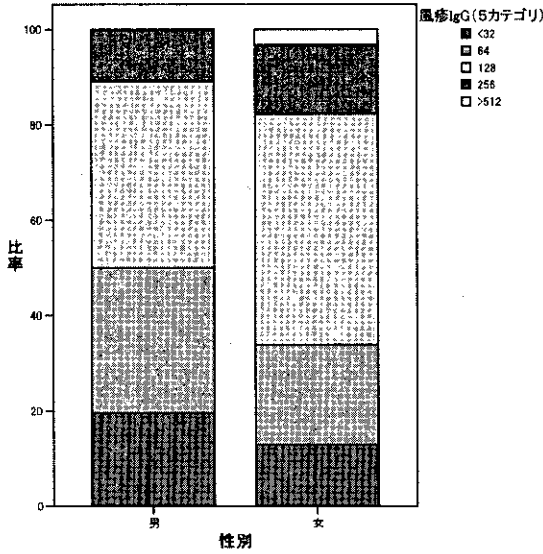


図 12 性別における抗風疹 IgG 抗体価の比較

性別	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
男	46	96	64	128	0.087
女	62	128	64	128	

抗風疹 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
性別	男	46	0.468	0.194	1.129	0.091
	女	62	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(市町村、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

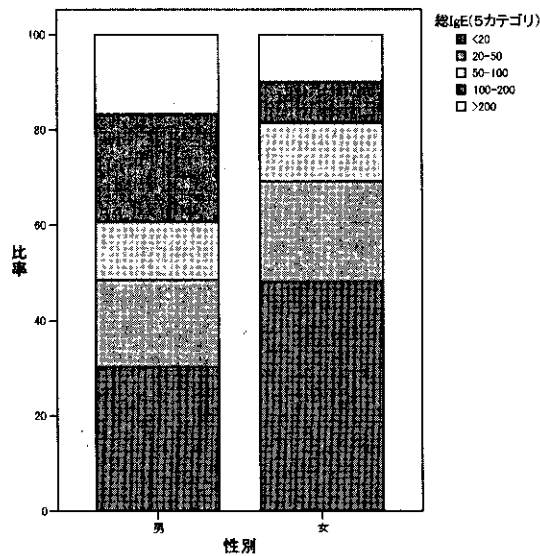


図 13 性別における総 IgE 抗体価の比較

性別	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
男	66	53.5	12.8	164	0.028*
女	80	23.0	9.5	67	

総 IgE 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
性別	男	66	2.508	1.245	5.053	0.010*
	女	80	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(市町村、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

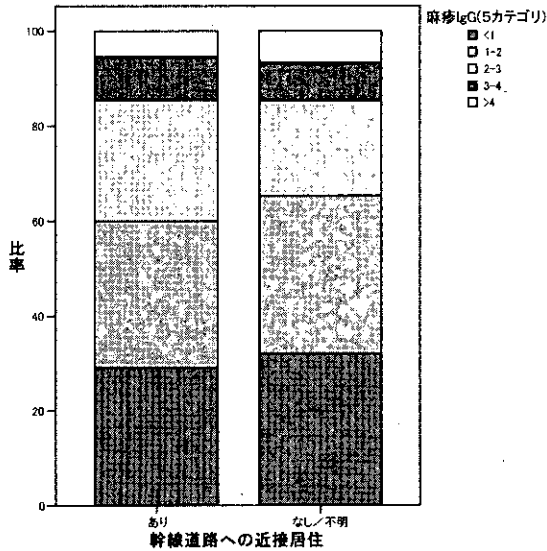


図14 幹線道路への近接居住の有無における抗麻疹 IgG 抗体価の比較

幹線道路への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	55	1.45	0.96	2.68	0.505
なし/不明	75	1.35	0.73	2.41	

抗麻疹 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
幹線道路への近接居住	あり	55	1.081	0.522	2.239	0.835
	なし/不明	75	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

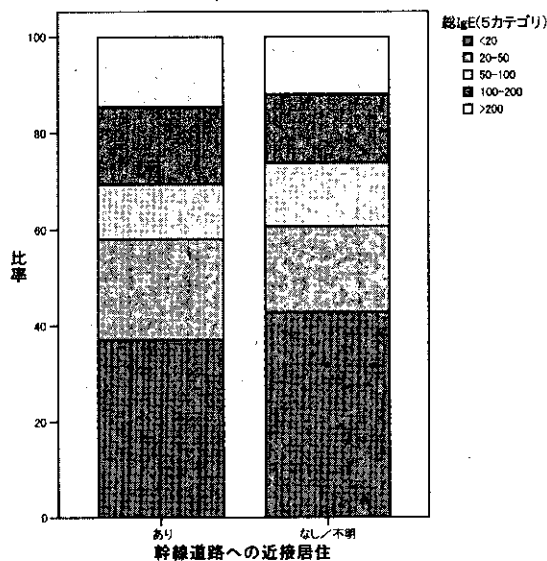


図15 幹線道路への近接居住の有無における総 IgE 抗体価の比較

幹線道路への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	62	33.5	8.75	128.25	0.834
なし/不明	84	30.0	13.0	110.0	

総 IgE 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
幹線道路への近接居住	あり	62	1.439	0.703	2.944	0.319
	なし/不明	84	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

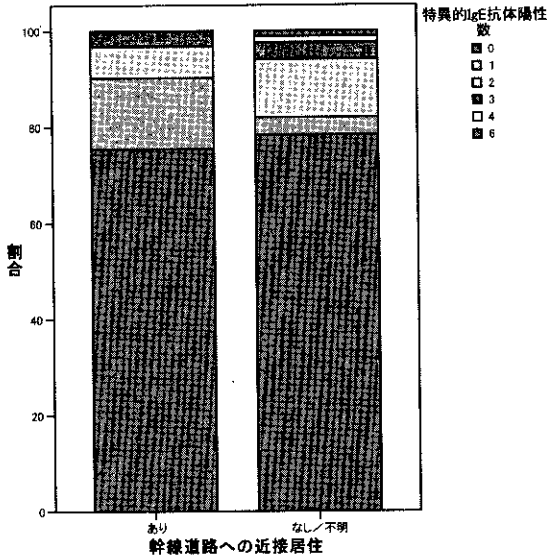


図 16 幹線道路への近接居住の有無における特異的 IgE 抗体陽性数の比較

幹線道路への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	61	0	0	0	0.943
なし/不明	83	0	0	0	

特異的 IgE 抗体陽性者に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
幹線道路への近接居住	あり	61	1.015	0.436	2.363	0.973
	なし/不明	83	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断

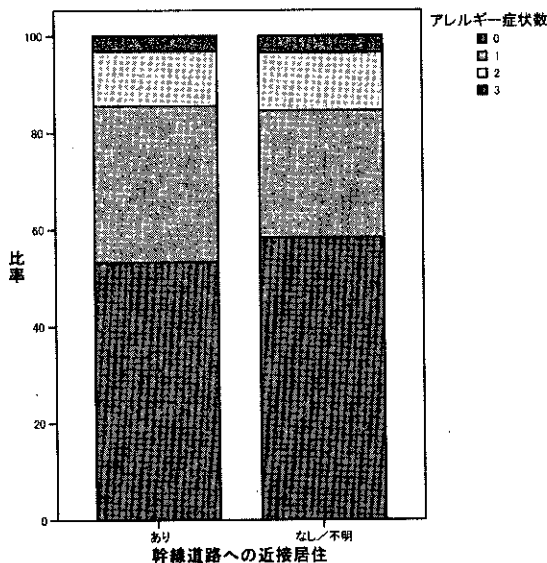


図 17 幹線道路への近接居住の有無におけるアレルギー-症状数の比較

幹線道路への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	62	1	0	1	0.653
なし/不明	84	0	0	1	

アレルギー-症状に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
幹線道路への近接居住	あり	62	1.213	0.584	2.522	0.604
	なし/不明	84	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断

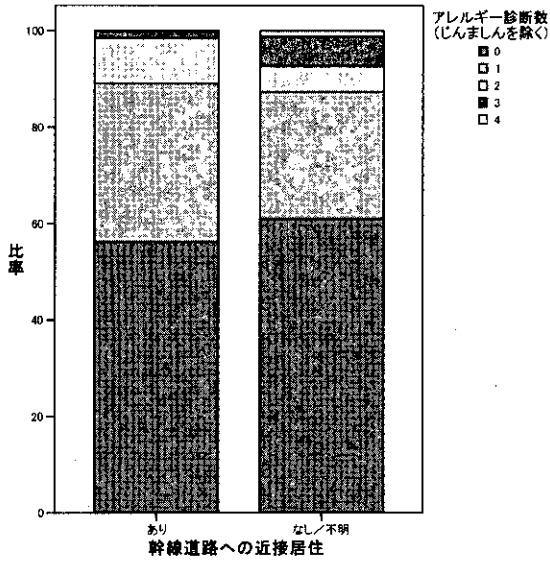


図 18 幹線道路への近接居住の有無におけるアレルギー診断数 (じんましんを除く)の比較

幹線道路への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	62	0	0	1	0.897
なし/不明	84	0	0	1	

アレルギー診断数(じんましんを除く)に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
幹線道路への近接居住	あり	62	1.174	0.586	2.352	0.650
	なし/不明	84	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

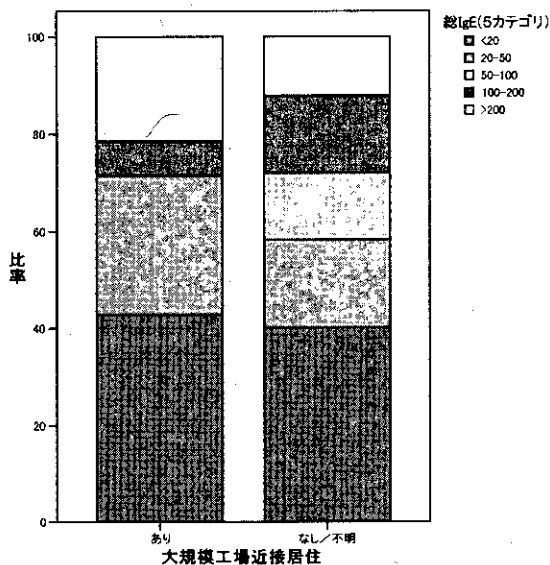


図 19 大規模工場への近接居住の有無における総 IgE 抗体価の比較

大規模工場への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	14	23	8	183.25	0.811
なし/不明	132	31	12.25	116.25	

総 IgE 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
大規模工場への近接居住	あり	14	0.618	0.179	2.134	0.447
	なし/不明	132	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)



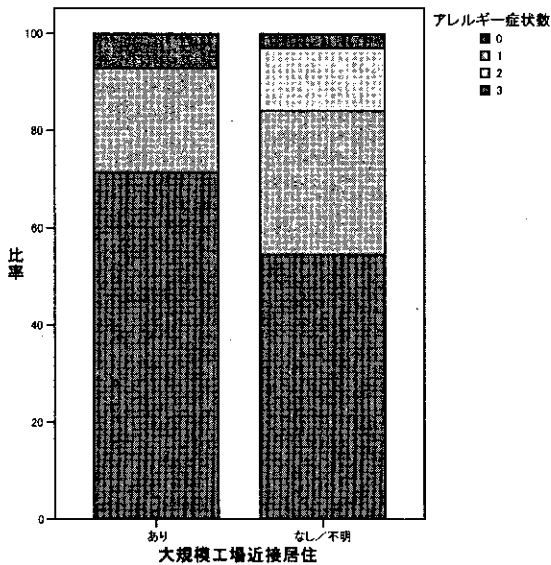


図 20 大規模工場への近接居住の有無におけるアレルギー症状数の比較

大規模工場への近接居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	14	0	0	1	0.235
なし/不明	132	1	0	1	

アレルギー症状数に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
大規模工場への近接居住	あり	14	0.431	0.114	1.636	0.216
	なし/不明	132	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

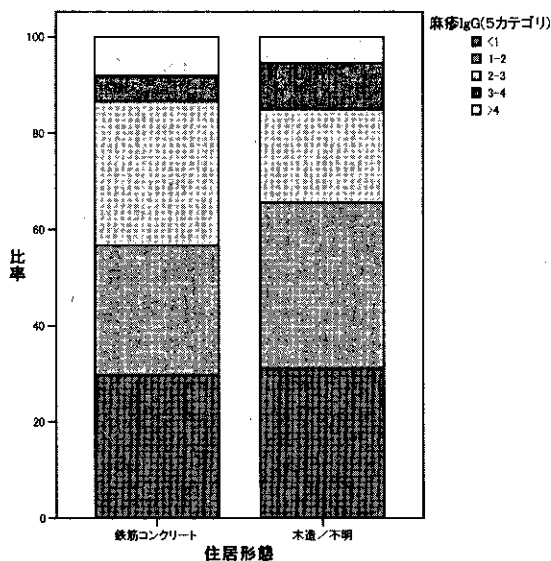


図 21 住居形態における抗麻痺 IgG 抗体価の比較

住居形態	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
鉄筋コンクリート	37	1.52	0.70	2.70	0.633
木造/不明	93	1.35	0.91	2.37	

抗麻痺 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
住居形態	鉄筋コンクリート	37	1.113	0.485	2.554	0.801
	木造/不明	93	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、市町村、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

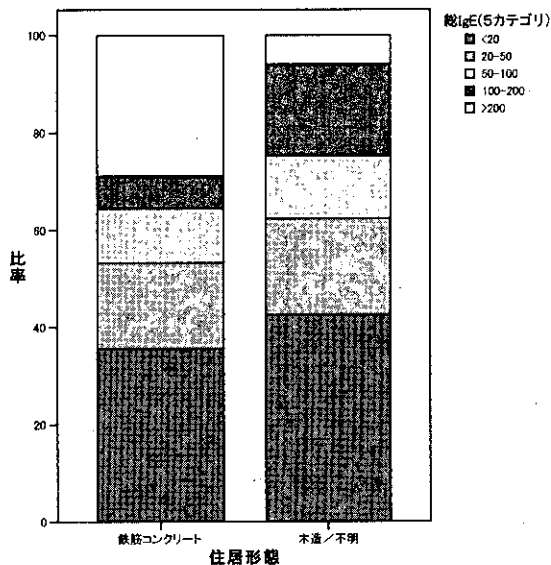


図 22 住居形態における総 IgE 抗体価の比較

住居形態	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
鉄筋コンクリート	45	41	8.5	228.5	0.246
木造/不明	101	31	11.5	95.5	

総 IgE 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
住居形態	鉄筋コンクリート	45	1.018	0.466	2.227	0.964
	木造/不明	101	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、市町村、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

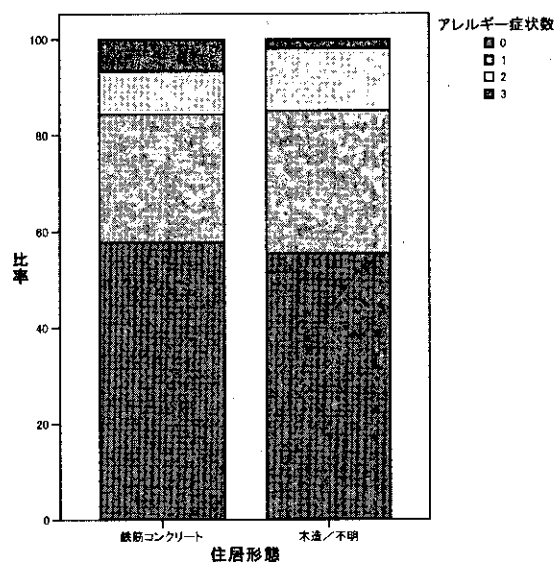


図 23 住居形態におけるアレルギー症状数の比較

住居形態	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
鉄筋コンクリート	45	0	0	1	0.915
木造/不明	101	1	0	1	

アレルギー症状数に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
住居形態	鉄筋コンクリート	45	0.952	0.424	2.137	0.905
	木造/不明	101	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、市町村、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

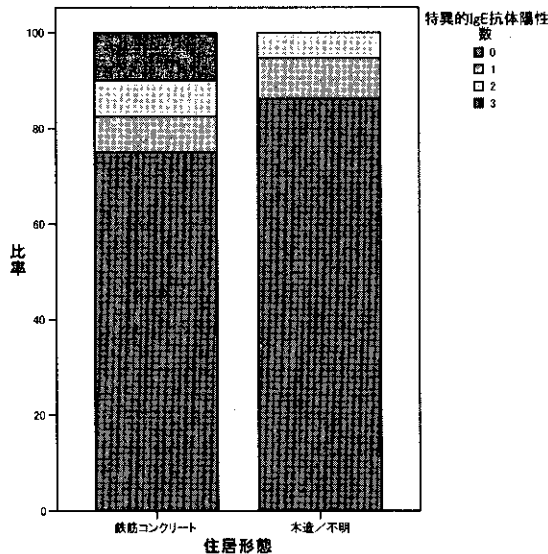


図 24 住居形態における特異的 IgE 抗体陽性数の比較

住居形態	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)	有意確率
鉄筋コンクリート	44	0	0, 0.75	0.046*
木造/不明	100	0	0, 0	

特異的 IgE 抗体陽性に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
住居形態	鉄筋コンクリート	44	2.624	1.039	6.626	0.041*
	木造/不明	100	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で 10%未満の有意確率が得られた変数(性別、市町村、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)

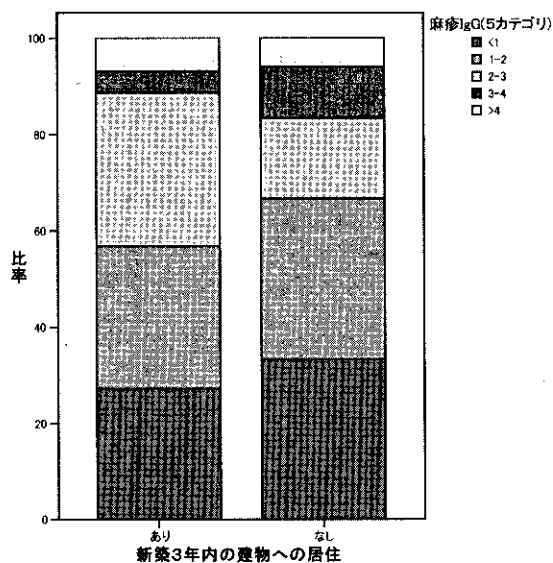


図 25 新築3年以内の建物への居住の有無における抗麻疹 IgG 抗体価の比較

新築3年以内の建物への居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)	有意確率
あり	44	1.62	0.99, 2.42	0.373
なし	84	1.30	0.73, 2.52	

抗麻疹 IgG 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
新築3年以内の建物への居住	あり	44	1.882	0.812	4.366	0.141
	なし	84	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断、新築3年以内の建物への居住

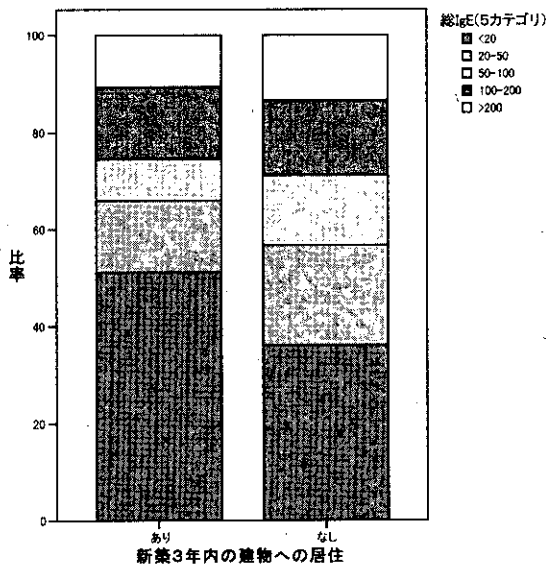


図 26 新築3年以内の建物への居住の有無における総 IgE 抗体価の比較

新築3年以内の建物への居住	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	47	17	8	111	0.213
なし	97	31	13	122.5	

総 IgE 抗体価に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
新築3年以内の建物への居住	あり	47	0.974	0.422	2.251	0.951
	なし	97	1.000			

考慮された変数: 性別、市町村、幹線道路への近接居住、大規模工場への近接居住、住居形態、じゅうたん、たたみの利用(寝室)、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断、新築3年以内の建物への居住

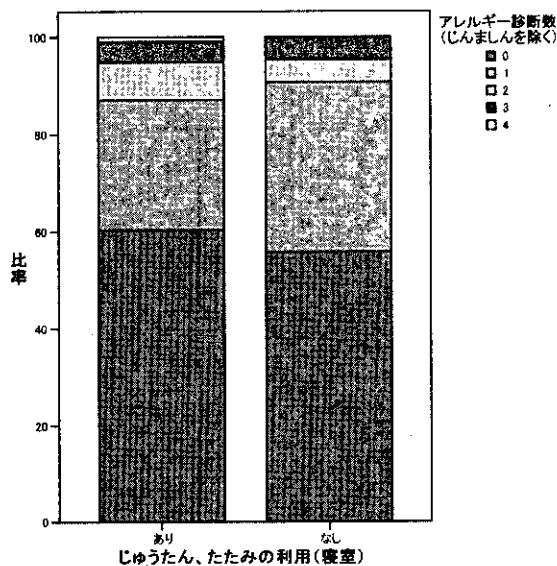


図 27 寝室でのじゅうたん、たたみの利用におけるアレルギー診断数(じんましんを除く)の比較

じゅうたん、たたみの利用(寝室)	人数	中央値	パーセンタイル (25%, 75%)		有意確率
あり	105	0	0	1	0.723
なし	41	0	0	1	

アレルギー診断数(じんましんを除く)に関する調整オッズ比

要因	カテゴリ	度数	オッズ比	95%信頼区間		有意確率
				下限	上限	
じゅうたん、たたみの利用(寝室)	あり	105	1.062	0.494	2.284	0.878
	なし	41	1.000			

考慮された変数: 単変量解析で10%未満の有意確率が得られた変数(性別、市町村、住居形態、喫煙家族の有無、父親アレルギー診断、母親アレルギー診断)