

## PIXE による福岡市乳幼児健診受診母子の毛髪分析 (第3報)PIXE 測定の精度の調査

黒田祥平<sup>3</sup>、今泉 宏<sup>3</sup>、後藤祥子<sup>2</sup>、山田知美<sup>4</sup>、  
高辻俊宏<sup>3</sup>、中村 剛<sup>3</sup>、世良耕一郎<sup>5</sup>、野瀬善明<sup>1</sup>

<sup>1</sup>熊本保険科学大学大学院保健科学研究科  
861-5598 熊本市和泉町 325

<sup>2</sup>日本アイソトープ協会仁科記念サイクロトロンセンター  
020-0173 岩手県岩手郡滝沢村滝沢字留が森 348-58

<sup>3</sup>長崎大学大学院生産科学研究科  
852-8521 長崎県長崎市文教町 1-14

<sup>4</sup>三重大学大学院医学系研究科  
514-8507 三重県津市江戸橋 2 丁目 174

<sup>5</sup>岩手医科大学サイクロトロンセンター  
020-0173 岩手県岩手郡滝沢村滝沢字留が森 348-58

### 1 はじめに

本研究の目的は、乳幼児の健診臨床所見、母親の食習慣・生活習慣及び母子の毛髪ミネラル量と、アトピー性皮膚炎などの環境起因が疑われている疾患との因果関係を統計学的にする解明することにある。今までの環境有害物質による健康影響の調査方法は、集団の平均曝露量と平均有病率（または死亡率）の比較による研究が殆どであった。この方法は Ecological 研究と呼ばれ、因果関係の研究には不適切であることが統計学的観点から指摘されている。因果関係の解明には、個人毎の曝露量と経過観察が必須である。しかしながら、人間の体内に留まる有害物質の正確な種類と量については、主にアンケート調査に基づく推測に頼るしかなかった。PIXE 法の開発はそれらの直接的測定を可能にした点で環境リスク評価の精度を著しく高めることが期待される。昨年度の報文集<sup>1)</sup>では、全検体の PIXE 測定が終了したので、母子の特徴、1ヶ月と10ヶ月の変化などについて、概観した。今回は、同じ人の異なる毛髪検体から測定されたミネラル量を用いて、個人識別能力の高さを測り、検出率解析を行うことで PIXE 分析の精度と再現性を調査した。なお本研究の意義、研究方法、対象、検体採取手順については一昨年度の報文集<sup>2)</sup>に述べたので繰り返さない。

## 2 個人間分散と個人内分散の比

まず始めに、各ミネラルの個人識別能力を測るための指標として、間-内分散比を定義した。この比が大きいかほど個人識別能力、つまりハイリスク群識別能力が高くなる。ここでいう個人内分散とは「2回の測定値の差」の分散であり、個人間分散とは「2回の平均値」の分散である。

具体的な計算方法を示す前に式中出现する記号の定義を表1に記す

表1 後述式中の文字の定義

Case	1回目	2回目	平均
1	$X_{11}$	$X_{12}$	$\bar{X}_1 = (X_{11} + X_{12}) / 2$
.....	.....	.....	.....
i	$X_{i1}$	$X_{i2}$	$\bar{X}_i = (X_{i1} + X_{i2}) / 2$
.....	.....	.....	.....
n	$X_{n1}$	$X_{n2}$	$\bar{X}_n = (X_{n1} + X_{n2}) / 2$

$$X_{i1}, X_{i2} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$$

次に用語の定義を述べる。

個人間分散： $\Lambda = \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2 / n$       ここで       $\bar{\mu} = \sum_{i=1}^n \mu_i / n$

個人間分散の推定値： $T^2 = 2 \sum_{i=1}^n (\bar{X}_i - \bar{\bar{X}})^2 / n - 1$       ここで       $\bar{\bar{X}} = \sum_{i=1}^n \bar{X}_i / n$

個人内分散： $\sigma^2$

個人内分散の推定値： $S^2 = \sum_{i=1}^n (X_{i1} - X_{i2})^2 / 2n$

間-内分散比： $\Lambda / \sigma^2$

間-内分散比の推定値(Fisher の F)： $T^2 / S^2$

定理： $E[F] = 1 + 2(\Lambda / \sigma^2)$

証明は付録参照。この定理は、分散分析で用いられる検定統計量である F 値と間-内分散比  $\Lambda / \sigma^2$  とに線形関係のあることを示している。F 値はどの統計ソフトでも容易に求まるので、本論文では F 値を用いて識別能力の比較を行う。

何人かを無作為にサンプリングして、同一個体の異なる毛髪を2回測定した結果を用いて、ミネラル毎に個人内分散値を求めた。一方、個人間分散は全員の測定結果を用いて求めた。50%以上の被験者から検出された元素についてのF値を以下に示す。

母 (39例) : Ti... 2.05、 Fe... 2.27、 Cu... 11.53、 Zn... 7.80、 Br... 3.18、 Sr... 4.23

子 (230例) : Ti... 3.02、 Fe... 2.39、 Cu... 16.07、 Zn... 11.69、 Br... 3.06

比較のために、心疾患予防の主な情報源となっているフラミンガムコホート研究の繰り返し検診で得られた血圧と脂質についてのF値を表2に示す。

表2 フラミンガムコホートデータのF値

	男性	女性
SBP(最大血圧) 同日*	7.53	5.95
DBP(最小血圧) 同日	4.10	4.90
SBP(最大血圧) 2年間*	4.61	3.80
DBP(最小血圧) 2年間	3.41	3.90
コレステロール 2年間	8.53	6.98

\*同日：同じ日に2度測定した結果

\*2年間：2年の間隔を開けて測定された結果

CuとZnのF値は母子ともに血圧やコレステロールのF値よりもはるかに大きい。このことは、これらの元素が血圧や脂質よりも個人識別能力の高いことを示している。

### 3 検出率解析

一般に、ミネラル検出確率は存在するミネラル量と同時に測定環境にも依存する。検出限界に近い微量のミネラルについては、測定環境によって検出される確率が変動することが考えられる。そこで、上で述べた同一個体からの2回の測定結果を用いて、検出確率に違いがあったかどうかを検証する。文献<sup>3)</sup>を参考にして、本論文での検出の条件を以下のごとく定めた。

検出 (○で示す) : 測定値がえられて、測定値 > 2SE

未検出 (×で示す) : 測定値が得られないか、あるいは得られたが 測定値 < 2SE

各元素が1回目と2回目の測定時に検出されたかどうかで2×2表を作り、McNemarによる対称性のカイ2乗検定を行った。帰無仮説は「2回の測定に用いられた毛髪中のミネラル量は等しく、かつ検出確率も等しかった」である。p<0.05のとき仮説は棄却される。Caよりも重い元素のみについて示す。これ以外の元素については解析中である。

表3 元素ごとの2×2表と McNemar 検定結果 (子のみ)

Ti

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	194	16	210
	×	17	3	20
	計	211	19	230

McNemar 検定統計量 = 0.0303  
p-value = 0.8618

V

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	0	5	5
	×	1	224	225
	計	1	229	230

McNemar 検定統計量 = 2.6667  
p-value = 0.1025

Cr

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	1	9	10
	×	9	211	220
	計	10	220	230

McNemar 検定統計量 = 0  
p-value = 1

Mn

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	4	20	24
	×	16	190	206
	計	20	210	230

McNemar 検定統計量 = 0.4444  
p-value = 0.505

Fe

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	229	0	229
	×	1	0	1
	計	230	0	230

McNemar 検定統計量 = 1  
p-value = 0.3173

Co

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	0	14	14
	×	10	206	216
	計	10	220	230

McNemar 検定統計量 = 0.6667  
p-value = 0.4142

Ni

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	3	19	22
	×	14	194	208
	計	17	213	230

McNemar 検定統計量 = 0.7576  
p-value = 0.3841

Cu

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	228	0	228
	×	2	0	2
	計	230	0	230

McNemar 検定統計量 = 2  
p-value = 0.1573

Zn

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	229	0	229
	×	1	0	1
	計	230	0	230

McNemar 検定統計量 = 1  
p-value = 0.3173

Ga

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	15	21	36
	×	67	127	194
	計	82	148	230

McNemar 検定統計量 = 24.0455  
p-value = 9.409e-07

As

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	0	1	1
	×	6	223	229
	計	6	224	230

McNemar 検定統計量 = 3.5714  
p-value = 0.05878

Se

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	24	60	84
	×	33	113	146
	計	57	173	230

McNemar 検定統計量 = 7.8387  
p-value = 0.005114

Br

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	209	10	219
	×	11	0	11
	計	220	10	230

McNemar 検定統計量 = 0.0476  
p-value = 0.8273

Rb

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	2	54	56
	×	1	173	174
	計	3	227	230

McNemar 検定統計量 = 51.0727  
p-value = 8.9e-13

Sr

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	54	71	125
	×	37	68	105
	計	91	139	230

McNemar 検定統計量 = 10.7037  
p-value = 0.001069

Nb

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	0	1	1
	×	1	228	229
	計	1	229	230

McNemar 検定統計量 = 0  
p-value = 1

Mo

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	0	6	6
	×	1	223	224
	計	1	229	230

McNemar 検定統計量 = 3.5714  
p-value = 0.05878

Hg

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	6	22	28
	×	47	155	202
	計	53	177	230

McNemar 検定統計量 = 9.058  
p-value = 0.002616

Pb

		2回目		
		○	×	計
1回目	○	8	25	33
	×	23	174	197
	計	31	199	230

McNemar 検定統計量 = 0.0833  
p-value = 0.7728

検定結果は多くの元素で  $p > 0.05$  であることを示している。このことから、2回の測定環境の違いは、多くの元素については、検出確率に深刻な影響を与えるほど大きくは無かったことが示唆される。一方、 $p < 0.05$  となった元素 (Ga、Se、Rb、Sr、Hg) については、不一致の原因を究明中である。

#### 4 対数変換後の分布の平均と S

元素ごとの分布型とそのパラメーター値を求めることはリスク解析法の決定、他の研究との比較、集団における正常値及び異常値の設定などに関して、重要な情報となる。例えば、S の分布はそのままでも左右対称に近いが、対数変換することでさらに正規分布に近づく (図1)。

平均 10.738、標準偏差 0.1004、 $W = 0.995$  ( $p = 0.0014$ )

Shapiro-Wilk の正規性検定によると、 $p = 0.0014$  で帰無仮説は棄却されるので、 $\ln S$  の分布は正規分布に従っているとはいえないと結論される。そこで、赤まるで囲まれた6個のはずれ値を除外した。

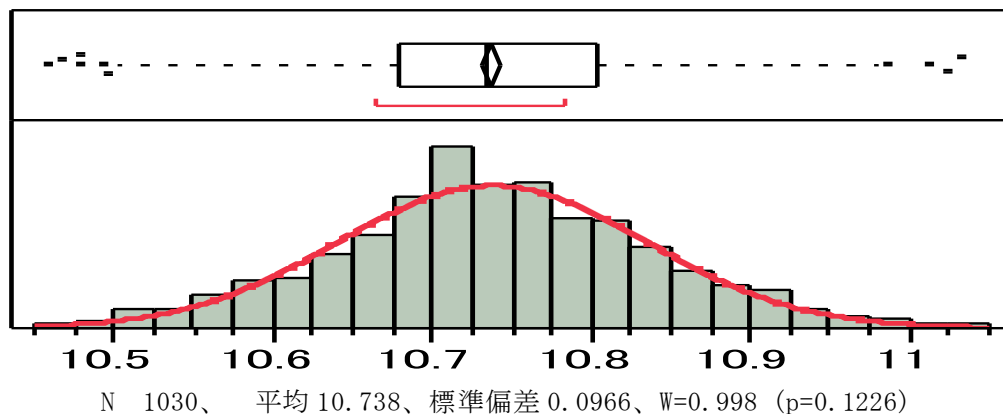


図2 はずれ値除外後の  $\ln S$  の分布

再度検定を行うと、有意では無くなった( $p=0.1226$ )。このことから、図2の標本は図1の標本よりも正規分布に近いといえる。しかしながら、はずれ値除外前と除外後の平均値、並びに標準偏差の差はいずれも無視できるほど小さかった(平均値は0.04%、標準偏差は3%)。同様の解析を他の元素についても実施する予定である。

## 5 結果と考察

今回は検出率の高かった元素のF値のみを求めた。しかし、もともと人体からは検出されづらい元素があり、それらの元素の検出率はきちんと測定が行われていても必然的に低くなることから、F値は検出率にかかわらず求める必要があると考えられる。また、母に比べて子のF値のほうが高くなる傾向があった。これは子が生まれて間もなく、食事が限られており、生活環境も大きく変化しないことで、個人内分散が小さかったことが原因ではないかと思われ、今後この仮説の検証が必要である。

現在、いくつかのサンプルを精度の調査のために再測定しており、それらの結果からより信頼性の高い調査を行えるものと考えている。

## 6 今後の研究計画と展望

本研究は元素量測定に適した精度評価指標をいくつか定義し、利用法を示した。今後、さらに詳細かつ包括的な精度解析を実施する予定である。アトピー性皮膚炎他の因果関係を探求する疫学的研究の成果をもとに、全ての参加された母子に有益な情報をフィードバックすることが目的なので、この作業を速やかに完了し、アトピー性皮膚炎他の因果関係の解明に取り組む必要がある。

ノルウェーでも1967年にThe Medical Birth Registry of Norway(ノルウェー出生登録)を開始し、妊娠に関わるリスクマネジメントの情報源となっている<sup>4)</sup>。そこでは国民IDを全出生ケースに割り当て追跡調査し、例えばマグロやクジラを多く食べる女性の子どものに異常の多いことが分かり、週100gまでという規制が設けられた。そこでの暴露量推定は主にアンケートから得ている。一般に暴露量推定値のランダム誤差が大きいと、リスクを低く見積もる結果になることが知られている。本研究で用いているPIXEによる暴露量推定を行うことで、一層精度の高いリスク推定が行えるはずである。

環境省は健やかな環境の実現を究極の目標とし、直接的には「胎児期・小児期の化学物質ばく露は身体、先天異常、精神神経、免疫系・代謝・内分泌系に影響を与えている」という仮説の解明を目的として2007年に検討会を立ち上げ、2010年から60,000人の追跡調査を開始するとしている<sup>5)</sup>。その目的達成のためには、化学物質へのばく露などの環境影響以外にも、遺伝要因、社会要因、生活習慣要因など、さまざまな交絡因子について、調べる必要がある。

本研究は、その大規模研究とは無関係であるが、九大大学院医学研究院等倫理委員会にて2005年3月30日に承認され既に情報の収集は終了しているので、先駆的研究としての役割を成功裏に果たし、その大規模プロジェクト成功のために有用な情報を提供する必要があると考える。

以下に今後の課題を箇条書きで示す：

- 1) 参加医師にPIXE測定結果の概要を報告
- 2) ミネラル量、食習慣、臨床成績との関連解析
- 3) アトピー及びアレルギーとの関連解析
- 4) 参加母子への結果の報告
- 5) コホート集団として再設定し、フォローアップ
- 6) 環境省による「エコチル」との連携
- 7) ノルウェー出生コホート、USA-NCIとの連携
- 8) 残りのミネラルの解析

## 謝辞

九州大学医学部、福岡市医師会、福岡市役所そして乳幼児健診受診時に毛髪を提供頂いた約 1000 組の母子に感謝いたします。

## 参考文献

- 1) 吉田裕志、絹川直子、後藤祥子、前田知子、高辻俊宏、中村 剛、世良耕一郎、野瀬善明：PIXE による福岡市乳幼児健診受診母子の毛髪分析（第 2 報）母親の出産後 1 か月及び 10 か月の比較。NMCC 共同利用研究成果報文集 15 巻、No.15 (2008)。
- 2) 絹川直子、伊藤じゅん、前田知子、高辻俊宏、中村剛、世良耕一郎、野瀬善明：PIXE による福岡市乳幼児健診受診母子の毛髪分析（第 1 報）母親の出産後 1 か月及び 10 か月の比較。NMCC 共同利用研究成果報文集 14 巻、No.14 (2006-7)。
- 3) M. Blaauw, J. L. Campbell, S. Fasinic, et al., “The 2000 IAEA intercomparison of PIXE spectrum analysis software” Nuclear instruments and Methods in Physical Research, B189, pp. 113-122 (2002).
- 4) The Norwegian Institute of Public Health: Department of the Medical Birth Registry of Norway [http://www.fhi.no/eway/default.aspx?pid=238&trg=MainArea\\_5811&MainArea\\_5811=5906:0:15,4166:1:0:0::0:0](http://www.fhi.no/eway/default.aspx?pid=238&trg=MainArea_5811&MainArea_5811=5906:0:15,4166:1:0:0::0:0)
- 5) 環境省 子どもの健康と環境に関する全国調査 <http://www.env.go.jp/chemi/ceh/intro/index.html>



付録 E[F]=1+2(Λ/σ<sup>2</sup>)の証明

$x_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ 、 $\bar{x}_i \sim N(\mu_i, \frac{\sigma^2}{2})$ 、 $\bar{\bar{x}} \sim N(\bar{\mu}, \frac{\sigma^2}{2n})$  ここで  $\bar{\bar{x}} = \sum_{i=1}^n \bar{x}_i / n$ 、 $\bar{\mu} = \sum_{i=1}^n \mu_i / n$   
 $i=1, 2, \dots, n$   $j=1, 2$  とする。

以上の条件の下で、個人間分散  $\Lambda = \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2 / n$  と、個人内分散  $\sigma^2$  から計算される  
 間内分散比  $\Lambda / \sigma^2$  を定義したとき、その推定値である Fisher 分散比 F の期待値 E[F]が  
 $E[F]=1+2(\Lambda/\sigma^2)$  となることを示す。

個人間分散  $\Lambda$  の推定値は  $T^2 = 2 \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 / n - 1$

個人内分散  $\sigma^2$  の推定値は  $S^2 = \sum_{i=1}^n (x_{i1} - x_{i2})^2 / 2n$

であるため、Fisher 分散比 F は  $F = T^2 / S^2$  となる。

まず、分子の  $S^2$  の期待値  $E[S^2]$  は  $S^2 = \sum_{i=1}^n (x_{i1} - x_{i2})^2 / 2n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^2 (x_{ij} - \bar{x}_i)$  であり、この右式が  $x_{ij}$  の従  
 う正規分布の分散、つまり  $\sigma^2$  の定義式であるため、当然のことながら  $\sigma^2$  になる。

次に分子の  $T^2$  の期待値を求めるために  $T^2$  の計算式を以下のように展開する。

$$\begin{aligned} & 2 \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 / n - 1 \\ &= \frac{2}{n-1} \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i + \mu_i - \bar{\mu} + \bar{\mu} - \bar{\bar{x}})^2 \\ &= \frac{2}{n-1} \sum_{i=1}^n \{(\bar{x}_i - \mu_i) + (\mu_i - \bar{\mu}) + (\bar{\mu} - \bar{\bar{x}})\}^2 \\ &= \frac{2}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{\bar{x}})^2 + \right. \\ & \quad \left. + 2 \left\{ \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)(\mu_i - \bar{\mu}) + \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})(\bar{\mu} - \bar{\bar{x}}) + \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{\bar{x}})(\bar{x}_i - \mu_i) \right\} \right] \end{aligned}$$

ここで、それぞれの項の期待値を求める前に、計算を簡単にするため式を  $\frac{(n-1)}{2n}$  倍する。つまり

$$\begin{aligned} & \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2 + \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{\bar{x}})^2 + \right. \\ & \quad \left. + 2 \left\{ \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)(\mu_i - \bar{\mu}) + \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})(\bar{\mu} - \bar{\bar{x}}) + \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{\bar{x}})(\bar{x}_i - \mu_i) \right\} \right] \end{aligned}$$

の各項の期待値を求め、後ほど  $\frac{2n}{(n-1)}$  倍するという方法をとる。

1)  $E\{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)^2\}$  これは  $\bar{x}_i$  の母分散を求める式なので、その期待値は  $\frac{\sigma^2}{2}$

2)  $E\{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2\}$  これは  $\Lambda$  の定義式なので、その期待値は  $\Lambda$

3)  $E\{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{x})^2\}$  これは  $\bar{x}$  の母分散を求める式なので、その期待値は  $\frac{\sigma^2}{2n}$

4)  $E\{\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i)(\mu_i - \bar{\mu})\}$   $E(\bar{x}) = \sum_{j=1}^2 x_j = \bar{\mu}$  より  $E(\bar{x}_i - \mu_i) = (\mu_i - \mu_i) = 0$   
したがって、期待値は 0

5)  $E\{\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})(\bar{\mu} - \bar{x})\}$   $E(\bar{x}) = E(\sum_{i=1}^n \bar{x}_i / n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(\bar{x}_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_i = \bar{\mu}$  より  
 $E(\bar{\mu} - \bar{x}) = (\bar{\mu} - \bar{\mu}) = 0$   
したがって、期待値は 0

6)  $E\{\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{\mu} - \bar{x})(\bar{x}_i - \mu_i)\}$  左式 =  $2(\bar{\mu} - \bar{x}) \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \mu_i) / n = 2(\bar{\mu} - \bar{x}) (\frac{\sum_{i=1}^n \bar{x}_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n \mu_i}{n})$

ここで  $(\frac{\sum_{i=1}^n \bar{x}_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n \mu_i}{n}) = \bar{x} - \bar{\mu}$  より

左式 =  $2(\bar{\mu} - \bar{x})(\bar{x} - \bar{\mu}) = -2(\bar{x} - \bar{\mu})^2$

したがって、期待値は  $-2E(\bar{x} - \bar{\mu})^2 = -\frac{\sigma^2}{n}$

よって、1 ~ 6 より  $E[T^2] = \frac{2n}{(n-1)} (\frac{\sigma^2}{2} + \Lambda + \frac{\sigma^2}{2n} - \frac{\sigma^2}{n}) = \frac{1}{n} \{(n-1)\sigma^2 + 2n\Lambda\} = \sigma^2 + \frac{2n}{n-1} \Lambda$

以上の結果から  $E[F] = \frac{E[T^2]}{E[S^2]} = 1 + \frac{n}{n-1} \times 2 \frac{\Lambda}{\sigma^2}$

ここで  $n$  が大きくなると近似的に、 $\frac{n}{n-1} = 1$  となるので  $E[F] \approx 1 + \frac{2\Lambda}{\sigma^2}$

## **PIXE analysis of mothers' and infants' hairs collected at medical checkups held in Fukuoka city**

S. Kuroda<sup>3</sup>, H. Imaizumi<sup>3</sup>, S. Goto<sup>2</sup>, T. Yamada<sup>4</sup>,  
T. Takatsuji<sup>3</sup>, T. Nakamura<sup>3</sup>, K. Sera<sup>5</sup> and Y. Nose<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Graduate School of Health Sciences, Kumamoto Health Sciences University  
325 Izumi-machi Kumamoto 861-5598 Japan

<sup>2</sup>Nishina Memorial Cyclotron Center, Japan Radioisotope Association  
348-58 Tomegamori, Takizawa, Iwate 020-0173, Japan

<sup>3</sup>Graduate School of Science and Engineering, Nagasaki University  
1-14 Bunkyo-machi, Nagasaki 852-8521, Japan

<sup>4</sup>Mie University Graduate School of Medicine  
2-174 Edobashi, Tsu, Mie 514-8507, Japan

<sup>2</sup>Cyclotron Research Center, Iwate Medical University  
348-58 Tomegamori, Takizawa, Iwate 020-0173, Japan

### **Abstract**

This is the third report of our project to examine relationships between atopic dermatitis and hair minerals of infants and mothers. The hair minerals are measured using the proton-induced x-ray emission (PIXE) method. The second report published last year described the characteristics the hair minerals of mothers and children and some differences of them between one month and ten months after birth. This study examined the accuracy of the PIXE measurements by statistically analyzing two independent measurements obtained from different hairs of the same person.

The project is expected to proceed as follows:

- 1) The results of the PIXE measurements will be reported to the participation doctors.
- 2) Association analysis of the amount of minerals, dining habit, and clinical performance.
- 3) Statistical analysis for causal relationships between mineral deficiency/excess and atopy/allergy conditions.
- 4) Redefine the participating mother/child population as a new cohort to study the effects of environment, dining and minerals on their health conditions.
- 5) Cooperation with the "Birth cohort project" by the Ministry of Environment.
- 6) Cooperation of the birth cohort study by Norway