

5・3 中枢神経異常の発生率と父年令，母年令 および出産順位との関係について

厚生省人口問題研究所

今 泉 洋 子

ま え が き

これまでの「人口動態統計」には父年令，母年令，出産順位別の出生数あるいは死産数に関する統計表が報告されていない。一方，先天異常の疫学的研究を行う場合には，このような基礎資料が必要になる。そこで，本研究に先がけて，日本全国における昭和50年度と51年度の人口動態の「出生票」および「死産票」個票から父年令，母年令，出産順位別の出産数に関する統計表を作成した。

研 究 目 的

既は無脳症および先天性水頭症の発生率と両親の年令，出産順位との関係についての報告がある。しかしながら，父年令，母年令，出産順位の間には相互に相関関係がある。そこで，これらの先天異常の発生率におよぼす上記3要因の影響をみる場合には，これら3要因を同時に考慮しながら分析すれば，これら3要因のうちどの要因が先天異常の発生率に最も影響をおよぼしているか明らかにできる。

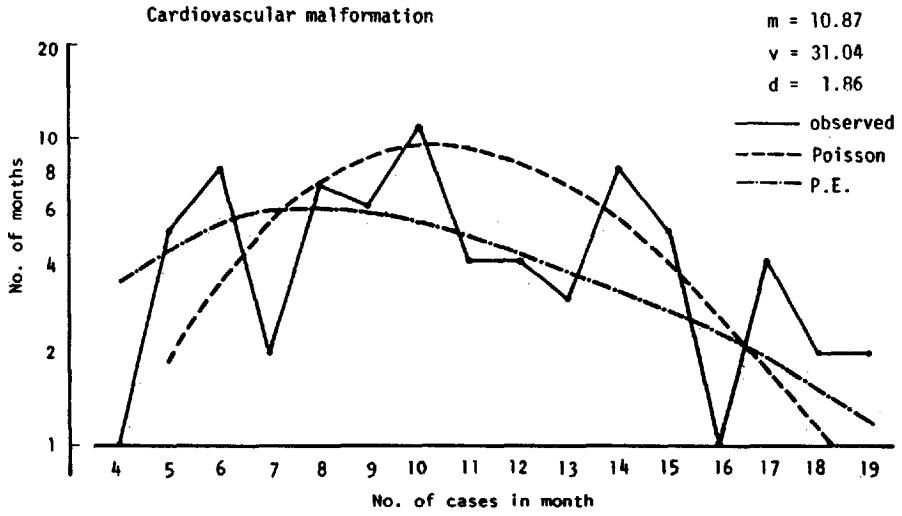
本研究の目的は無脳症と先天性水頭症の発生率に影響をおよぼすのは上記3要因のうち，どの要因が最も強く働いているかを明らかにすることにより先天異常発生の予防に寄与することである。

研 究 方 法

この研究で用いた資料は日本全国において昭和50年，51年の2年間に無脳症で死産した1,815件および先天性水頭症で死産した492件の死産票である。これらの中枢神経異常の発生率を推定するための分母としての資料は，分子と同じ地域および期間における約394万の出産(出生と死産)数である。

☒ 1

Distribution of Monthly Numbers of Congenital Malformations
 (Metropolitan Atlanta, 77 months, 1970 - 76)



χ^2 - test for goodness of fit
 Poisson $p < 0.001$
 P.E. $0.5 < p < 0.6$

無脳症および先天性水頭症で死産した者および全出産児を、それぞれ父年令（25才未満，25-29，30-34，35-39，40才以上），母年令（20才未満，20-24，25-29，30-34，35才以上），出産順位（1, 2, 3, 4以上）別に全部で100群（ $5 \times 5 \times 4$ ）に分割した。これらの分割に従って，中枢神経異常の発生率（P）を父年令（PA），母年令（MA），出産順位（BO）別に推定した。次に，中枢神経異常の発生率に影響をおよぼす3要因のうち，どの要因が最も強く働くかをみるために多変量解析法を用いた。もちいた回帰モデルは次の2種類である。(1) 直線回帰モデル

$$P_{ijk} = b_0 + b_1(PA)_i + b_2(MA)_j + b_3(BO)_k$$

(2) 2次回帰モデル

$$P_{ijk} = b_0 + b_1(PA)_i + b_2(MA)_j + b_3(BO)_k + b_{11}(PA)_i^2 + b_{22}(MA)_j^2 + b_{33}(BO)_k^2 + b_{12}(PA)_i(MA)_j + b_{13}(PA)_i(BO)_k + b_{23}(MA)_j(BO)_k$$

父年令および母年令は5区分（ $i, j = 1, 2, \dots, 5$ ），出産順位は4区分（ $k = 1, 2, 3, 4$ ）に分割し，全部で100個の観測値をもちい，電子計算機により多変量解析を行った。

研 究 結 果

1. 無 脳 症

表1は直線回帰モデルと2次回帰モデルを用いて得られた回帰係数と標準偏差を示している。直線回帰モデルの場合，父年令，母年令，出産順位の影響を同時に考慮して分析したところ，出産順位のみが無脳症の発生率に影響をおよぼすことが明らかになった。次に，3要因のうち，1要因を除いて残りの2要因が無脳症の発生率に影響をおよぼすか否かをみると，父年令と母年令の効果はみられず，出産順位のみが効果をおよぼしていることが明らかになった。次に，2次回帰モデルの場合，それぞれ父年令，母年令，出産順位の1次の項と2次の項および相互作用の項を同時に考慮して分析を行うと，統計的に有意差を示した回帰係数は出産順位の2次の項が正の効果，父年令と出産順位ならば

に母年令と出産順位の相互作用の項が負の効果を示した。次に、出産順位の効果を除いて、無脳症の発生率におよぼす父年令と母年令の影響をみると、いずれの要因も統計的に有意差が得られなかった。逆に、父年令あるいは母年令の効果を除くと、出産順位の2次の項が正の効果、父年令と出産順位および母年令と出産順位の相互作用の項が負の効果を示した。

3変数をもちいた場合の直線および2次回帰モデルから得られた重回帰係数は、それぞれ0.24と0.61である。従って、直線回帰モデルよりも2次回帰モデルの方が、より適合したモデルであることが判明した。

2. 先天性水頭症

表2は直線回帰モデルと2次回帰モデルを用いて得られた回帰係数と標準偏差を示している。直線回帰モデルの場合、父年令、母年令、出産順位の影響を同時に考慮して分析したところ、統計的に有意差を示す回帰係数は得られなかった。父年令を除いて、先天性水頭症の発生率におよぼす母年令と出産順位の影響をみると出産順位のみが正の効果を示した。次に、2次回帰モデルの場合、父年令、母年令、出産順位の1次の項と2次の項および相互作用の項を同時に考慮して分析を行うと、統計的に有意差を示した回帰係数は出産順位の2次の項が正の効果、母年令と出産順位の相互作用の項が負の効果を示した。

要 約

これまで、我国においては疫学分析に必要な基礎資料である父年令×母年令×出産順位別出産数の統計表が欠如していた。そこで、本研究は昭和50年および51年度に日本全国で出生あるいは死産した者、約394万人についての人口動態「出生」および「死産」テープを用いて、このような基礎資料である統計表を作成した。一方、昭和50年と51年度に日本全国で無脳症により死産した者(1,815件)および先天性水頭症で死産した者(492件)について、それぞれ、父年令、母年令、出産順位別の死産数の表を作成した。そこで、これら中枢神経異常と全出産児数をもちいて、父年令、母年令、出産順位別に無脳症と先天性水頭症の発生率を推定した。

次に、これら中枢神経異常の発生率に影響をおよぼす要因として父年令、母年令、出産順位の影響をみるために多変量解析法を用いた。まず、無脳症の発

生率におよぼす父年令，母年令，出産順位の影響を同時に考慮して分析したところ，出産順位のみが無脳症の発生率に影響をおよぼすことが明らかになった。2次回帰モデルの場合に3要因の影響をみたところ，3要因のうち出産順位が特に無脳症の発生率に影響をおよぼすことが判明した。次に，先天性水頭症の発生率におよぼす父年令，母年令，出産順位の影響を同時に考慮して分析したところ，2次回帰モデルの場合に出産順位の2次の項が正なる効果，母年令と出産順位の相互作用の項が負の効果を示した。無脳症および先天性水頭症ともに，直線回帰モデルより2次回帰モデルの方がより適合したモデルであることが判明した。

本報告で得られたように，無脳症の発生率が出産順位と共に増加するなら，外国で報告されている無脳症の発生率の減少は，近年における夫婦あたりの産児数の減少による効果とも考えられる。

文 献

- 1) Imaizumi, Y. : Concordance and discordance of anencephaly in 109 twin pairs in Japan. *Jap. J. Human Genet.* 23 : 389-393, 1978.
- 2) Imaizumi, Y. : Anencephaly in Japan : Paternal age, maternal age birth order. *Ann. Hum. Genet.* 42 : 445-455, 1979.
- 3) Imaizumi, Y. and Murata, M. : The secondary sex ratio, paternal age, maternal age and birth order in Japan. *Ann. Hum. Genet.* 42 : 457-465, 1979.
- 4) Imaizumi, Y. : Congenital hydrocephalus in Japan : Paternal age, maternal age and birth order. *Congenital Anomalies* 19 (in press), 1979.
- 5) 今泉洋子：先天異常の疫学 — 主に中枢神経異常を中心として — 「放射線科学」 22 : 5-9, 1979.

表1 無脳症についての回帰分析の結果

	R ²	回 帰 係 数 × 10 ³ (標準偏差 × 10 ³)										d.f.	
		b ₁	b ₂	b ₃	b ₁₁	b ₂₂	b ₃₃	b ₁₂	b ₁₃	b ₂₃			
(父, 母, 出産順位)	0.24	-0.008 (0.023)	-0.020 (0.027)	0.122** (0.023)									94
(父, 母)	0.03	0.030 (0.026)	0.016 (0.030)										22
(父, 出産順位)	0.29	-0.065 (0.020)		0.111** (0.023)									17
(母, 出産順位)	0.28		-0.013 (0.022)	0.135* (0.022)									17
(父, 母, 出産順位) ²	0.61	0.012 (0.073)	-0.015 (0.098)	0.117 (0.082)	0.001 (0.017)	0.013 (0.022)	0.151* (0.019)	0.041 (0.029)	-0.087* (0.024)	-0.114* (0.028)			88

* 1%水準で有意

** 0.1%水準で有意

表2 先天性水頭についての回帰分析の結果

	R ²	回帰係数 × 10 ³ (標準偏差 × 10 ³)									d.f.	
		b ₁	b ₂	b ₃	b ₁₁	b ₂₂	b ₃₃	b ₁₂	b ₁₃	b ₂₃		
(父, 母, 出産順位)	0.08	-0.014 (0.103)	0.122 (0.120)	0.197 (0.102)								94
(父, 母)	0.07	0.118 (0.101)	0.183 (0.117)									22
(父, 出産順位)	0.04	-0.064 (0.088)		0.190 (0.101)								17
(母, 出産順位)	0.12		0.141 (0.099)	0.302** (0.097)								17
(父, 母, 出産順位)	0.39	-0.700 (0.367)	-0.119 (0.491)	-0.362 (0.412)	0.149 (0.084)	0.107 (0.111)	0.534*** (0.095)	0.058 (0.144)	-0.183 (0.119)	-0.345* (0.142)		88

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

*** 0.1%水準で有意

↓
検索用テキスト OCR(光学的文字認識)ソフト使用
論文の一部ですが、認識率の関係で誤字が含まれる場合があります
↓

まえがき

これまでの「人口動態統計」には父年令, 母年令, 出産順位別の出生数あるいは死産数に関する統計表が報告されていない。一方, 先天異常の疫学的研究を行う場合には, このような基礎資料が必要になる。そこで, 本研究に先がけて, 日本全国における昭和 50 年度と 51 年度の人口動態の「出生票」および「死産票」個票から父年令, 母年令, 出産順位別の出産数に関する統計表を作成した。