鹿児島県における乳児死亡についての知見補遺

柳橋 次雄* 脇阪 一郎* 安藤 哲夫*
泊 惇* 鳥丸 博光* 中園 伸一**

A Supplemental Study on the Infant Mortality
Figures in Kagoshima Prefecture

Tsuguo YANAGIHASHI*, Ichiro WAKISAKA*, Tetsuo ANDO*,
Tsutomu TOMARI*, Hiromitsu TORIMARU*
and Shin-ichi NAKAZONO**

Using the mortality statistics issued by the Kagoshima prefectural government, the relationships between infant, neonatal or early neonatal mortality rate for a 15-year period 1971 to 1985 and the sex ratio at birth, the indicators of selected socioeconomic conditions or the measures of some ionic concentrations in drinking water were examined among a total of 96 local authority areas (city, town or village). The following results were obtained.

1) Among the 96 local authority areas, the sex ratio at births was positively correlated to the mortality rates for male's early neonates, male's, female's or total neonates and female's infants, respectively.

2) The percentage of girls or boys who enter senior high schools was inversely correlated to each of the early neonatal, neonatal and infant mortality rates. However, this correlation was not significant for male's early neonatal mortality rate only.

3) The percentage of junior childbearings was inversely correlated to female's or total neonatal mortality rate while that of senior childbearings was positively correlated to male's infant mortality rate.

4) Of the 13 ionic concentrations in drinking water, only 3 ions were significantly correlated to early neonatal, neonatal or infant mortality rate, in that, Cl^- was positively correlated to the mortality rates for female's and total neonates and female's infants, CO_3^{2-} negatively to total early neonatal mortality rate and $\text{Ca}^{++}\text{-Na}^+$ negatively to the mortality rates for female's or total neonates and female's infants.

5) Results of multiple regression analysis showed that the mortality rates for infants, neonates and early neonates were attributed to none of the 13 ionic concentrations in drinking water.

* 鹿児島大学医学部公衆衛生学教室

** 鹿児島大学医学部小児科学教室

* *Department of Public Health, Faculty of Medicine, Kagoshima University*

** *Department of Pediatrics, Faculty of Medicine, Kagoshima University*

I はじめに

乳児死亡率は母子保健領域で重要視されているだけでなく、広くその地域の保健衛生状態の程度、更には生活・文化水準を表わす指標とされてきた。しかし、近年日本においては母子保健事業の発展により、地域の生活文化の指標とは必ずしもいえないような状態になってきた。

我が国の乳児死亡率は、諸外国に例をみない急速度で低下し、現在では世界における最低率国のグループに入った。それでもなお、国内的には出生千対3～4の地域格差が、また市部・郡部差もみられる。一方、鹿児島県内においても市町村レベルで地域間の格差がみられる。

鹿児島県における乳幼児死亡率については1968～1985年の資料をもとに協阪ら(1988, 1989, 1990)が詳細に検討を加え報告している。

本研究は、鹿児島県の市町村単位で、乳児死亡を早期新生児、新生児及び乳児の3種につき男女児別死亡率を求め、上級学校進学率、母の年齢階層別出産割合、出生性比(以下単に性比と記す)、公共飲用水の性状などの要因との関連を調べたものである。

II 資料及び方法

本研究で用いた資料は鹿児島県衛生統計年報(鹿児島県保健環境部、1971～1985)の昭和46年から60年までの15編である。これらの資料から15年間の合計の各市町村の乳児死亡率を出生千対で求めた。また、同様に出生時の性比と母の年齢階層別出産割合をも求めた。

市町村単位での高等学校などの上級学校進学率(以下単に進学率と記す)は統計鹿児島(鹿児島県統計協会、1971～1985)の「学校基本調査の概要」から15年間の合計により男女別に算出した。

また、各市町村の人口密集地区から飲用水を採取し、含有する Na^+ 、 K^+ 、 Ca^{++} 、 Mg^{++} 、 Cl^- 、 SO_4^{--} 、 CO_3^{--} を全自動高速イオンクロマトグラフィー(東ソーHLC-601、東京)を用いて測定した(柳橋ら、1989, 1990)。

III 結 果

地域毎の乳児死亡率の概況として、図1に男女を併せた乳児死亡率を5段階に分けて市町村単位で示した。県都鹿児島市とその隣接する周辺部が総じて死亡率が低い。医療機関に恵まれない離島にも死亡率の低いところがある一方、離島の2無医村で高率である。乳児死亡率出生千対9未満は15市町村(2市12町1村)、9以上12未満は26市町(7市19町)、12以上15未満は30市町村(4市25町1村)、15以上18未満は18市町村(1市12町5村)、18以上は7町村(5町2村)である。このうち同じ期間における全国平均の乳児死亡率である8.912(国民衛生の動向、1988)より低いところが15市町村であった。

乳児の死亡を男児、女児及び男女を併せたそれぞれで早期新生児死亡、新生児死亡及び乳児死亡の3種に分けて、都合9種の死亡率を求めたものと、環境要因と考えられる項目との関係を示したものが表1である。

早期新生児死亡率については、男児の場合には性比と有意の正相関を、女児の場合には男女それぞれの進学率と有意の負相関を、男女児を併せた場合には男女それぞれの進学率の外に水の CO_3^{--} の間で有意の負相関を認めた。

新生児死亡率については、男児の場合には、性比と有意の正相関を、女児の場合には男女それぞれの進学率、20歳未満の出産割合(以下若年婦人の出産割合と記す)とは有意の負相関を認め、性比と有意の正相関を認めた。更に水の Cl^- と有意の正相関を、 $\text{Ca}^{++}-\text{Na}^+$ と有意の負相関を認めた。男女児を併せた新生児死亡率と環境要因との相関は女児の場合と全く同様な結果であった。

乳児死亡率については、男児の場合には男女それぞれの進学率と有意の負相関を、35歳以上(40歳以上もここに含む)と40歳以上の高年婦人の出産割合と有意の正相関を認め、女児の場合には男女それぞれの進学率とは有意の負相関を、性比とは有意の正相関を、 Cl^- と有意の正相関を、 $\text{Ca}^{++}-\text{Na}^+$ と有意の負相関を認め、男女児を併せた場

図1 昭和46年から昭和60年迄の乳児死亡率（出生1,000対）

合には男女それぞれの進学率と有意の負相関を認めた。

各乳児死亡率を説明する19種の因子との関連性の強さをみるために、SAS統計パッケージ PROC REG のステップワイズ法による重回帰分析を行い、その結果を表2に掲げた。採択基準を15%と5%の2種とし、前者の場合を上段に、後者の場合を下段に示した。

早期新生児死亡率については、男児の場合には採択基準15%ではマイナス係数はなく、プラス係数として性比があげられ、その寄与率は4.4%であり、採択基準5%の場合にも同様であった。女児の場合には採択基準15%では女子の進学率、若年婦人の出産割合、 K^+ がマイナス係数で、プラス係数はなく、その寄与率は15.6%であり、採択基準5%の場合には女子の進学率のみがマイナス係数

に採択され、その寄与率は6.2%であった。男女児を併せた場合には採択基準15%では男子の進学率、若年婦人の出産割合、 CO_3^{--} がマイナス係数、性比はプラス係数であり、寄与率は20.5%であった。採択基準5%の場合には男子の進学率、若年婦人の出産割合がマイナス係数として採択され、プラス係数はなく、寄与率は16.4%であった。

新生児死亡率については、男児の場合には採択基準15%では男子の進学率がマイナス係数、性比がプラス係数で、寄与率は7.8%であり、採択基準5%では性比だけがプラス係数に採択され、その寄与率は4.7%であった。女児の場合には女子の進学率、若年婦人の出産割合、 $Mg^{++}+Ca^{++}$ がマイナス係数、性比と Cl^- がプラス係数で、寄与率は41.0%であり、採択基準5%では飲用水中の含有イオンは採択されず、女子進学率と若年者出産割

表1 乳児の死亡率と社会環境要因, 出生性比及び飲料水中含有イオンとの関係

		早期新生児死亡率			新生児死亡率			乳児死亡率			最低値	最高値	平均値	標準差
		男	児	女	男	児	女	男	児	女				
上級学校進学率 年(%)	女	-0.100	-0.250*	-0.275**	-0.141	-0.336**	-0.325**	-0.343**	-0.358**	-0.437**	63.370	96.742	83.463	8.040
	男	-0.142	-0.234*	-0.291**	-0.193	-0.320**	-0.340**	-0.329**	-0.326**	-0.409**	70.873	95.859	86.990	5.787
出産割合 (%)	20歳未満	-0.111	-0.095	-0.172	-0.056	-0.268**	-0.240*	0.065	-0.153	-0.049	0	2.323	0.956	0.494
	35歳以上	-0.112	0.051	-0.024	-0.089	-0.006	-0.053	0.254*	0.050	0.184	2.114	15.242	6.302	2.571
	40歳以上	-0.064	0.024	-0.026	-0.053	-0.104	-0.104	0.272**	-0.018	0.158	0	3.695	1.037	0.736
出生性比		0.211*	0.062	0.196	0.216*	0.375**	0.376**	-0.179	0.316**	0.071	0.819	1.457	1.044	0.078
飲 用 水 中 イ オ ン (mEq/L)	Na ⁺	0.005	-0.085	-0.040	-0.009	0.178	0.118	-0.081	0.140	0.022	0.158	1.958	0.523	0.338
	K ⁺	0.162	-0.174	-0.004	0.128	0.093	0.144	-0.022	0.000	-0.010	0.001	0.240	0.062	0.044
	Mg ⁺⁺	0.038	-0.083	-0.024	0.055	0.058	0.074	-0.034	0.030	-0.009	0.031	0.547	0.167	0.103
	Ca ⁺⁺	-0.055	-0.119	-0.131	-0.058	-0.110	-0.120	-0.048	-0.091	-0.091	0.045	3.377	0.379	0.472
	Cl ⁻	0.133	0.008	0.122	0.128	0.248*	0.250*	0.059	0.234*	0.173	0.135	2.848	0.604	0.475
	SO ₄ ⁻⁻	-0.081	-0.086	-0.100	-0.098	0.072	0.000	-0.058	0.012	-0.034	0.030	1.629	0.177	0.210
	CO ₃ ⁻⁻	-0.118	-0.183	-0.266*	-0.124	-0.118	-0.165	-0.123	-0.124	-0.161	0.000	2.387	0.912	0.481
	[CO ₃ ⁻⁻]	-0.043	-0.039	-0.062	-0.047	-0.097	-0.095	-0.054	-0.100	-0.094	-1.374	1.819	-0.383	0.439
	Mg ⁺⁺ +Ca ⁺⁺	-0.043	-0.125	-0.124	-0.042	-0.089	-0.094	-0.050	-0.077	-0.085	0.079	3.583	0.547	0.519
	Ca ⁺⁺ -Na ⁺	-0.067	-0.065	-0.115	-0.058	-0.270**	-0.232**	0.011	-0.217*	-0.122	-1.554	1.879	-0.144	0.416
Na ⁺ /K ⁺		0.085	0.078	0.114	0.098	0.023	0.073	0.139	0.047	0.118	2.754	174.000	16.171	25.331
Ca ⁺⁺ /K ⁺		-0.018	-0.066	-0.074	0.017	-0.143	-0.101	0.100	-0.088	0.006	1.204	99.323	11.045	17.973
Mg ⁺⁺ /Ca ⁺⁺		-0.018	0.075	0.049	0.027	0.064	0.064	-0.068	0.079	-0.000	0.079	3.583	0.586	0.519

註：[CO₃⁻⁻]=Na⁺+K⁺+Ca⁺⁺+Mg⁺⁺-(Cl⁻+SO₄⁻⁻)

表2 乳児の死亡率別による社会環境要因, 出生性比及び飲料水含有イオンの重回帰分析

		早期新生児死亡率			新生児死亡率			乳児死亡率		
		男	児	女	男	児	女	男	児	女
採択基準15%	マイナス係数		女子進学率 若年者の出 産割合 K ⁺ 濃度	男子進学率 若年者の出 産割合 CO ₃ ⁻⁻ 濃度	男子進学率	女子進学率 若年者の出 産割合 Mg ⁺⁺ + Ca ⁺⁺ 濃度	女子進学率 若年者の出 産割合 [CO ₃ ⁻⁻] 濃度	女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合 Na ⁺ 濃度
	プラス係数	性比		性比	性比	性比 Cl ⁻ 濃度	性比	性比		Cl ⁻ 濃度
	寄与率	4.4%	15.6%	20.5%	7.8%	41.0%	34.9%	17.2%	28.9%	28.4%
採択基準5%	マイナス係数		女子進学率	男子進学率 若年者の出 産割合		女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合	女子進学率 若年者の出 産割合
	プラス係数	性比		性比	性比	性比		性比		
	寄与率	4.4%	6.2%	16.4%	4.7%	37.9%	34.9%	11.8%	28.9%	23.7%

合がマイナス係数に採択され寄与率は37.9%であった。男女児を併せた場合には女子の進学率, 若年婦人の出産割合がマイナス係数, 性比がプラス係数, 寄与率は34.9%であり, 採択基準5%の場合も全く同様の結果であった。

乳児死亡率については, 男児の場合には採択基準15%では女子の進学率, 性比, Mg⁺⁺+Ca⁺⁺+

Na⁺+K⁺-(SO₄⁻⁻+Cl⁻)で表わされる[CO₃]がマイナス係数で, プラス係数はなく, その寄与率は17.2%であり, 採択基準5%の場合には女子の進学率のみがマイナス係数であり, その寄与率は11.8%であった。女児の場合には採択基準15%では女子の進学率, 若年婦人の出産割合がマイナス係数, 性比がプラス係数で, 寄与率は28.9%であ

り、採択基準5%でも同じ結果であった。男女児を併せた場合には採択基準15%では女子の進学率、若年婦人の出産割合、 Na^+ がマイナス係数で、 Cl^- がプラス係数で、寄与率は28.4%であり、採択基準5%の場合には女子の進学率、若年婦人の出産割合がマイナス係数で、プラス係数はなく、その寄与率は23.7%であった。

IV 考 察

今回、我々が用いた乳児死亡などの資料は昭和46年から60年までの15年間のものであり、この間に離島の鹿島村では乳児死亡が1例もなかった。仮に1例の死亡があると出生千対11.363となり、全国のそれよりも高くなる。更にはまた三島村、十島村で乳児死亡がそれぞれ1例ずつ少ないとその死亡率は23.255から11.627、30.534から22.900へと減少することになる。15年間の延べ数であってもこのような現象がみられるのはこれらの村が、人口サイズが小さく、出生数が極端に少ないため、対象集団の人口が十分に大きくないとわずかな変化が大きな違いとして浮かび上がってくることを意味する。

本県における乳児死亡率の高低の背景要因については、既に協阪ら（1988）が昭和43年から60年までの18年間の市町村別死亡率は最高と最低で約5倍の開きがあり、所得水準或いは医師密度との間に負の有意相関があることから、乳児死亡率が当時では社会経済水準をよく反映する指標であったことを報告した。

鹿児島県は多くの離島や僻地を抱え、雇用を十分に確保できるような産業が少ない社会条件にある。そこで、このような不利な条件に加えて、教育条件、婦人の年齢階層別出産割合を要因として、また今まで調査してきた飲用水中の各種含有イオン濃度（柳橋ら：1989）を加えて、これらが乳児死亡に及ぼす影響を追及した。教育条件としては、今回男女中学校卒業生の高等学校などの上級学校への進学率の資料を得て死亡率との関係をみた。その結果、進学率と早期新生児死亡率、新生児死亡率、乳児死亡率との間には負の相関関係がみら

れ、進学率が低いという社会条件がこれらの死亡に関連していることが示唆された。また各種乳児死亡率を説明する因子を重相関分析した結果、概して若年婦人の出産割合がマイナス因子として採択された。進学率及び若年婦人の出産割合が各種死亡率に関連していることは以下のことが考えられよう。すなわち、我が国の教育環境整備に伴ない、本県においても高等学校進学率の急増が認められる（昭和45年：74.9%，昭和60年：95.2%）。しかしながら、本県には離島地域及び僻地が多く、上級学校への通学が困難であることが中学校卒業後、地区内または地区外で就業して社会人になる可能性を窺わせる。その結果、経済的自立の時期も早いので早婚が多くなり、若年出産の割合が大きくなることが死亡率にマイナス因子として関連しているのかもしれない。総じて、若年出産の割合、高年齢出産の割合の大きいところは一次産業従事者が多い離島、僻地を多く抱えている町村にみられる。宮城県における伊田（1977）の調査では一次産業割合が新生児死亡率、乳児死亡率、低体重児出生率と関連していることを報告している。

教育水準と所得水準、社会的地位とは概ね正の関係があることはよく知られた事実であり、イスラエルの最近の調査でも、父母が教育を受けた期間を0～8年の短期間、9～10年、11年以上に3区分すると、乳児の死亡率への相対危険度は短期間の方が長期間の群よりも高いと述べている（Barellら：1988）。我々の場合には進学率を見たものであったが、乳児死亡率とは負相関があり、重回帰分析でもマイナス係数として採用された。もし、乳児を失った両親が受けた学校教育レベルを個人情報として知ることが可能であったならばまた異なった結果を得たかも知れない。

教育水準の低さが、一般には出産などに関する知識や疾病、健康への対処意識の低さを現わしたり、所得の低いことと関係があるので、このことが乳児の死亡を高めていたのであろう。確かに所得水準或いは家庭収入と乳児死亡率とは相関するとする報告が多い（Naylorら：1967, Spiers：

1974, 協阪ら：1988). Donabedian ら (1965) も米国のボストン市における調査で、新生児死亡率について同様の報告をしている。

先に協阪らは出生時の性比が乳児死亡に及ぼすことはないものとして報告したが、乳児を早期新生児期、新生児期、乳児期に区分し、また男女別、男女を併せたものとで性比と死亡率との相関を求めてみると、9種の区分のうち5種に有意の正相関が認められた。出生児の性比が高いことが乳児死亡を高めるかのような関係が得られたことは、性比の地域差、時代差が乳児死亡率に影響するとも考えられる。Lenz (1923) は乳児死亡率が高ければ死亡率性比が低下することを報告しているが、その理由は明確に説明されていない。単に男児の方が女児よりも活発で危険な行動・行為をすることで男児の死亡率が高いと考えるのはいきすぎであろう。

本研究では、高年齢出産割合が大きいことは乳児死亡率を高める傾向にあることが示唆された。高齢出産、高年齢初産の危険性は産科学で説かれていることであるが、他方、若年出産割合の小さいことが新生児死亡率を高めることに関わっていることをどのように解釈すべきであろうか。一般には、米国での Miller ら (1985) の調査のように13歳から17歳の10代の出産率は新生児死亡率とも乳児死亡率とも正の有意相関を示すが、18, 19歳は10代であっても、この年齢の出産は乳児の死亡とは関係がないともいわれている。

本研究では、飲用水中の含有イオンのうち、Cl は乳児死亡と有意の正相関を示し、かつ重回帰分析でもプラス係数として採択された。一方、 CO_3 と $\text{Ca}-\text{Na}$ は乳児の死亡率と有意の負相関を示すが、重回帰分析では CO_3 、 $[\text{CO}_3]$ 、Na がマイナス係数として採択されたので矛盾する結果となった。これについては CO_3 を測定する上での問題から生じたものと考えられる。事実、我々の CO_3 の測定値と他のイオン量から間接的に求めた $[\text{CO}_3]$ の値との関係は逆相関 ($r = -0.447$, $p < 0.001$) であった。

Crawford ら (1972) は英国の調査で、地域の水

道供給の違いで水質が異なり、硬度と Ca 含量は乳児死亡率とは有意の負相関を示したと述べており、また Elwood ら (1977) もカナダにおいて Mg は乳児死亡率と有意の負相関があったと報告している。一方、米国のロスアンジェルスでの調査で、Allwright ら (1974) は水中含有イオンは乳児死亡率のみならず新生児死亡率とも有意の相関がなかったとしており、同じく米国で広域的に調査をした Spiers ら (1974) も水中イオンに関しては否定的であって、乳児死亡と有意相関のあったものは所得や工業化尺度等の社会経済的要因であったと報告している。我々の場合には早期新生児、新生児、或いは乳児の死亡率と有意の相関を認めた水中イオンは、Cl, CO_3 , $\text{Ca}-\text{Na}$ のわずか3つであり、硬度を表わす $\text{Mg}+\text{Ca}$ 、またはその成分の Mg, Ca 単独とでも有意の相関を認めなかった。重回帰分析では女児の新生児死亡率にとって $\text{Mg}+\text{Ca}$ がマイナス係数として関与していたが、採択率5%と厳しくすると15%水準では関与していた $\text{Mg}+\text{Ca}$ のみならず、全ての含有イオンは棄却され、しかもその寄与率は小さかった。これらのことから乳児死亡率に関わる水中含有イオンの役割は殆どないと考えてよいであろう。それとともに、本研究では15年間に起きた現象である乳児死亡率を現時点における飲用水の成分で断面的に観察したことにも問題が残るだろう。

V 結 び

鹿児島県の昭和46年から60年まで15年間の衛生統計資料を用いて、早期新生児、新生児及び乳児の死亡と上級学校への進学率、若年出産割合、高年出産割合、出生時の性比、公共飲用水の各種含有イオンとの相関を調べ、以下の所見を得た。

1) 早期新生児死亡率は、男児では性比と正相関、女児では進学率と負相関、男女計では、進学率、 CO_3^{--} と負相関を認めた。

2) 新生児死亡率は、男児は早期新生児の場合と同様であり、女児及び男女計では進学率、若年婦人の出産割合、 $\text{Ca}^{++}-\text{Na}^+$ と負相関、性比と Cl^- とは正相関を認めた。

3) 乳児死亡率は、男児では進学率と負相関、高年出産割合と正相関を、女児では進学率、 $\text{Ca}^{++}-\text{Na}^{+}$ と負相関、性比及び Cl^{-} とは正相関を、男女計では進学率と負相関を認めた。

4) 重回帰分析では採択率15%の場合には、早期新生児死亡率は、男児では性比がプラス数、女児では女子の進学率、若年出産割合、 K^{+} がマイナス係数、男女計では男子の進学率、若年出産割合、 CO_3^{--} がマイナス係数、性比がプラス係数であった。

5) 新生児死亡率は、男児では男子の進学率がマイナス係数、性比がプラス係数、女児では女子の進学率、若年出産割合、 $\text{Mg}^{++}+\text{Ca}^{++}$ がマイナス係数、性比と Cl^{-} がプラス係数、男女計では女子の進学率、若年出産割合がマイナス係数、性比がプラス係数であった。

6) 乳児死亡率は、男児では女子の進学率、性比、 $[\text{CO}_3^{--}]$ がマイナス係数、女児では女子の進学率、若年出産割合がマイナス係数、性比がプラス係数、男女計では女子の進学率、若年出産割合、 Na^{+} がマイナス係数、 Cl^{-} がプラス係数であった。

7) 重回帰分析で採択率を5%とすると飲用水中の各種イオン類は採択されず、乳児死亡率関連要因としての寄与は極めて小さいものと判断した。

なお、本論文の投稿には公益信託児玉記念基礎医学研究助成基金の助成を受けた。

文 献

- Allwright, S.P.A., Coulson, A., Detels, R. & Porter, C.E. (1974): Mortality and water-hardness in three matched communities in Los Angeles, *Lancet*, II, 860—864
- Barell, V., Wax, Y. & Ruder, A. (1988): Analysis of geographic differentials in infant mortality rates. The Or Yehuda community, *Am. J. Epidemiol.*, 128, 218—230
- Cleland, J. & van Ginneken, J.K. (1988): Maternal education and child survival in developing countries: The search for pathways influence, *Soc. Sci. Med.*, 27, 1357—1368
- Crawford, M.D., Gardner, M.J. & Sedgwick, P.A. (1972): Infant mortality and hardness of local water supplies, *Lancet*, I, 988—992
- Donabedian, A., Rosenfeld, L.S. & Souther, E.M. (1965): Infant mortality and socioeconomic status in a Metropolitan community, *Public Health Reports*, 80, 1083—1094
- Elwood, J.M. (1977): Anencephalus and drinking water composition, *Am. J. Epidemiol.*, 105, 460—468
- 伊田八洲雄 (1977): 乳児死亡率・低体重児出生率の地域差, *日本公衛誌*, 24, 357—364
- 鹿児島県統計課 (1970—1985): 統計鹿児島, 昭和45—60年, 鹿児島県統計協会, 鹿児島
- 厚生統計協会 (1988): 厚生指標, 臨時増刊号, 国民衛生の動向, 366, 厚生統計協会, 東京
- Lenz, F. (1923): Die Übersterblichkeit der Knaben im Lichte der Erblichkeitslehre, *Arch. Hyg.*, 93, 126—150
- Miller, M.K. & Stokes, C.S. (1985): Teenage fertility, socioeconomic status and infant mortality, *J. Biosocial. Sci.*, 17, 147—155
- Naylor, A.F. & Myrianthopoulos, N.C. (1967): The relation of ethnic and selected socioeconomic factors to human birth-weight, *Ann. Hum. Genet. London*, 31, 71—83
- Spiers, P.S., Wright, S.G. & Siegel, D.G. (1974): Infant mortality and water hardness in the United States, *Pediatrics*, 54, 317—319
- 脇阪一郎, 柳橋次雄, 江口 智, 泊 惇, 波多野浩道 (1988): 鹿児島県の乳児死亡率に関する一考察, *民族衛生*, 54, 143—152
- 脇阪一郎, 佐藤祐美, 柳橋次雄, 泊 惇 (1989): 鹿児島県における乳児死亡率の減少について, *民族衛生*, 55, 91—99
- 脇阪一郎, 柳橋次雄, 安藤哲夫, 中原俊隆 (1990): 鹿児島県における飲用水の成分と循環系疾患死亡との関係, *民族衛生*, 55, 244—252
- 柳橋次雄, 安藤哲夫, 泊 惇, 脇阪一郎, 中園伸一 (1990): 出生性比に対する関連要因の研究—鹿児島県の場合—, *民族衛生*, 56, 189—198

(受稿 1990. 8. 2)