

自然死産危険度の時空間分布についての検討

島 本 武 嗣

広島大学大学院医学系研究科社会医学系専攻

受付：平成16年11月12日

受理：平成17年1月19日

死産は少子化問題を抱える現代の我が国にとって、母体とそれをとりまく社会的、自然的環境的背景が要因となって起こる深刻な問題である。近年、死産率は全国平均的にみて減少傾向にあるが、その緩急の程度は地域によって異なっている。これまで、死産危険度について全国規模での体系的な報告はまだされていない。本研究では、死産の実態を記述すると共に、日本全国の各市区町村別に死産相対危険度を推定し、それらの経年的変動および地理分布の視覚化を行った。特に、死産の地理的環境的背景要因の探索を行うために、母親の出産の背景が比較的均一と考えられる集団に層別化し、嫡出子として届けられたもののうち初産で自然死産したものに焦点をあて解析を行った。

本研究で用いた資料は、1992年から1997年までの市区町村単位で個人別に記載された、日本の人口動態出生児調査票及び死産児調査票(3,396市区町村の死産児116,067名、出生児7,303,534名分)を対象とした。

これらの資料を用いて、標準化死亡比(SMR)に準じ、全市区町村全期間を基準集団とし、市区町村ごとに標準化死産比を算出した。この指標は人口規模の小さな市区町村では不安定であるため、Poisson-gamma モデルで事前分布を導入し、経験ベイズ法とノンパラメトリック時空間平滑化法を用いて修正標準化死産比を求め、死産相対危険度の推定値とした。これらの値を日本地図上に色分けしてプロットすることにより死産危険度の地理分布の視覚化を行った。

上記解析の結果、自然死産の嫡出子では経年的に死産危険度の地域格差が少なくなる傾向にあったが、非嫡出子においては依然として地域格差が認められた。嫡出子では母親の全年齢階級で経産が初産より高い死産率を示していた。初産では、経年的に死産危険度の地域格差が少なくなる傾向を示していたが、北関東の一部に高値の危険度を持つ市町村の集積が認められた。

Key words：経験ベイズ法，時空間分布，死産，相対危険度

死産は少子化問題を抱える現代の我が国にとって、母体とそれをとりまく社会的、自然的環境的背景が要因となって起こる深刻な問題である。死産の実態とその背景要因について検討することは大きな意味がある。死産の背景要因として、母年齢、母親の喫煙などの生活習慣、嫡出子・非嫡出子などの社会的な背景、医療環境、環境汚染、自然環境などの様々な問題が考えられる。社会的あるいは環境的背景要因についてのある地域に絞っての検討¹⁷⁾や、地域の格差^{4,6)}などの報告や、海外において、死産児の体重及び妊娠週数¹⁰⁾、社会的背景要因と死産危険度の関連^{1,3,15)}などの報告がみられるが、死産調査票に基づく全国規模での体系的な研究はこれまでに無い。そこで、本研究では、我

が国における死産危険度の時空間分布について、死産児調査票及び出産児調査票を用いて、母年齢を調整後、自然死産に関して、社会的背景が比較的均一と考えられる嫡出子に限り、環境汚染などの環境的影響をより多く受けていると思われる初産に焦点を当て検討を行った。

本研究で取り上げた死産の背景要因について以下に述べる。母年齢については、出産年齢がいわゆる出産適齢期より高年齢である場合、また若年齢である場合は死産の危険率は上がるとされている⁹⁾。また、死産危険度には社会的背景要因も大きくかかわっていることが報告されており²⁵⁾、その主なものとして嫡出子・非嫡出子の問題がある。我が国では婚姻届を重視する

意識が強く、出産は婚姻を前提とするものという規範意識が強いために、法律上の婚姻関係にない男女の間に生まれた非嫡出子に対しては社会的な偏見や差別が根強く存在しており、経済的にもみて嫡出子に比べ、非嫡出子では恵まれない環境にあると考えられる。また、胎児は母体の胎盤を通じて栄養を吸収しているため、環境汚染は母体を通して胎児に直接影響し、初産と経産ではその影響に差があることが報告されている¹⁸⁾。環境汚染が胎児や乳幼児に及ぼす悪影響としては、内分泌攪乱物質¹⁹⁾や、塩素消毒することによって水道水に多く含まれるトリハロメタンのような有害化学物質^{2,11)}が、母体に蓄積されることにより様々な形で誘発されること^{6,12,21,22)}や、母体に比べ胎児の方が高濃度になる内分泌攪乱物質の報告もある²²⁾。これらのことから初産と経産では、死産危険度要因の曝露状況に差があると考えられる。

なお、本研究で扱う死産とは「死産の届け出に関する規定」により、妊娠満12週以後における分娩で、分娩直後に児に心拍動、随意筋の運動及び呼吸のいずれもみられない場合のことをいい、自然死産と人工的死産を加える人工死産とに分けられる。

対 象

本研究で用いた資料は、厚生労働省から目的外使用を許可された1992年から1997年までの人口動態出生児調査票及び死産児調査票である。対象は3396市区町村の死産児116,067名、出生児7303,534名である。死産児調査票には、市区町村単位で個人毎に43項目が記載されており、その中から「住所地」、「母年齢」、「自然・人工」、「嫡出か否か」、「出生児」、「胎児Ⅰ」、「胎児Ⅱ」、「出産数」の項目を抽出し、解析を行った。また、出生児調査票には、市区町村単位で個人毎に45項目が記載されており、その中から「住所地」、「母年齢」、「嫡出か否か」、「出産数」の項目を抽出した。

方 法

死産児調査票に基づき、対象データを自然死産と人工死産に層別化した。それぞれについて嫡出子と非嫡出子に、さらにそれぞれを母親が初産か経産であるかに従って層別化した。ここで、経産とは妊娠22週以降（1994年以前では20週以降）の分娩の経験を持つことをいう（妊娠22週未満で流産や死産した経験のあることは経妊ではあるが、経産ではない）。対象とする死産が初産か経産であるかの同定は、子の数に関する4つの項目「出生児」、「胎児Ⅰ」、「胎児Ⅱ」及び

「出産数（出生児＋胎児Ⅰ）」と「妊娠週数」を用いて行った。子の数に関する項目の対象は、今回の死産児、過去に出生した児、死産した児である。項目「胎児Ⅰ」は1992～1994年においては妊娠20週以後の死産児が、1995～1997年においては妊娠22週以後の死産児を対象としている。また、項目「胎児Ⅱ」は1992～1994年においては妊娠19週以前の死産児を、1995～1997年においては妊娠21週以前の死産児が対象としている。従って、1992年から1994年については、出産数が0であれば初産、2以上であれば経産とし、出産数が1の場合、今回の死産の妊娠週数が20週以上であれば初産、19週以下であれば経産とした。また、1995年から1997年については、出産数が0であれば初産、2以上であれば経産とし、出産数が1の場合、今回の死産の妊娠週数が22週以上であれば初産、21週以下であれば経産とした。また、出生児についても出生児調査票の嫡出子と非嫡出子、子の数に関する項目を用いた。

死産の指標

1. 粗死産率と標準化死産比

最も単純な死産の指標は、死産数を出産数で除した粗死産率（年齢調整後の死産率と区別するため粗死産率と表す）である。層別化された各グループ g での死産率 (R) は、

$$R_{(g)} = \frac{Y_{(g)}}{X_{(g)} + Y_{(g)}} \times 1000$$

に従って定めることができる。ここで、 $X_{(g)}$ 、 $Y_{(g)}$ は各グループ g における出生数および死産数を表す。

しかし、これを死産危険度の地域差を表す指標とするのは、母年齢構成分布が地域によって異なっている可能性があること及び、死産危険度が母年齢分布に依存していることにより適切ではない。地域間を比較するためには、単純な粗死産率ではなく、各地域の母年齢構成の分布の違いを調整した指標を用いるべきである。そこで、いわゆる SMR（死産の標準化死亡比、以下標準化死産比と呼ぶ）を用いることにより、年齢調整後の死産率を求めた。

いま、 i 市区町村、 t 年次での観察死産数を Y_{it} とし、母年齢 l 階級における死産数を $Y_l^{(it)}$ 、出産数を $Z_l^{(it)}$ とする。全市区町村全期間を用いて算出した母年齢 l 階級における死産率 R_l は

$$R_l = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^k Y_l^{(it)}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^k Z_l^{(it)}}$$

として求められる。従って、 i 市区町村における t 年次での期待死産数 ξ_{it} は、母年齢階級ごとの期待死産数の総和

$$\xi_{it} = \sum_{l=1}^m Z_l^{(it)} \cdot R_l$$

として求められ、 i 市区町村、 t 年次での標準化死産比 SMR は

$$SMR_{it} = \frac{Y_{it}}{\xi_{it}} \quad (1)$$

として与えられる。官公統計においては、(1) の値そのものの代わりに100倍した値が SMR と呼ばれている。

2. 修正標準化死産比

上記で求めた標準化死産比をそのまま死産相対危険度の推定値として地理分布や年次変動を表現することは、必ずしも適切ではない。人口規模の小さい市区町村ではわずかな死産数の増減によって推定値が影響を受け安定しないからである。この問題を解決するため、以下に述べるように経験ベイズ法^{16,20)} とノンパラメトリック時空間平滑化¹⁴⁾ に基づく修正 SMR を適用して解析を行った。

1) 死産危険度の時空間変動が滑らかであることを前提とし、時空間平滑化法を適応する。

2) 全国全観察期間に基づく期待死産数を ξ_{it} とするとき、Poisson-gamma モデルで事前分布を導入し、経験ベイズ法 (Empirical Bayes method) を用いて相対危険度を推定する。今回の解析で用いられた Poisson-gamma モデルは

$$Pr(Y_{it} = y) = \frac{(\lambda_{it} \alpha_{it} \xi_{it})^y}{y!} e^{-\lambda_{it} \alpha_{it} \xi_{it}},$$

$$t=1, \dots, 6, \quad i=1, \dots, 3396,$$

と記述される。ただし、 λ_{it} は第 i 市区町村の第 t 年次の時空間近傍平均相対危険度で固定効果母数、 α_{it} は平均 1、分散 ν_i^{-1} のガンマ分布に従うランダム効果母数である。 λ_{it} と α_{it} の推定方法は、まず事前分布のパラメーター ν_i を Y_{it} の周辺尤度の最大化により推定し、それを基に事後分布を求め、 α_{it} の事後平均を算出する。その処理の流れは以下のように記される。

Step 1. 各年次毎に、市区町村別近傍平均相対危険度

の推定値を、

$$\widehat{\lambda}_{it} = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} Y_{jt}}{\sum_{j=1}^n w_{ij} \xi_{jt}}$$

により求める。ここで、 w_{ij} は第 i 市区町村の近傍における第 j 市区町村の距離に基づいた重みで以下のように記される。

$$w_{ij} = \begin{cases} c_i \left\{ 1 + \cos\left(\frac{x_{ij}\pi}{r}\right) \right\}, & 0 \leq x_{ij} \leq r, \\ 0, & \text{otherwise,} \end{cases}$$

w_{ij} は i と j 市区町村の距離、 c_i は $\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$ を満たすようにする基準化係数を表す。

Step 2. 各年次毎に、 $\widehat{\lambda}_{it}$ を用いて対数尤度関数

$$\log L(\nu_i) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^{y_i} \log \left\{ 1 + \frac{1}{\nu_i} (j-1) \right\} + y_i \log \left(\frac{\widehat{\lambda}_{it} \xi_{it}}{1 + \frac{1}{\nu_i} \widehat{\lambda}_{it} \xi_{it}} \right) - \nu_i \log \left(1 + \frac{1}{\nu_i} \widehat{\lambda}_{it} \xi_{it} \right) \right]$$

を最大にする分散パラメータ ν_i の最尤推定値 $\widehat{\nu}_i$ を求める。

Step 3. 第 i 市区町村の年次 t の時空間近傍での相対危険度のランダム効果 α_{it} の事後平均を、分散母数の推定値を用いて

$$\widehat{\alpha}_{it} = \frac{y_{it} + \widehat{\nu}_i}{\widehat{\lambda}_{it} \xi_{it} + \widehat{\nu}_i}$$

により算出する。

Step 4. 時空間近傍平均の固定効果 $\widehat{\lambda}_{it}$ とランダム効果の事後平均 $\widehat{\alpha}_{it}$ の積

$$RR_{it} = \widehat{\lambda}_{it} \widehat{\alpha}_{it} = \widehat{\lambda}_{it} \frac{y_{it} + \widehat{\nu}_i}{\widehat{\lambda}_{it} \xi_{it} + \widehat{\nu}_i} = \frac{SMR_{it} + \frac{\widehat{\nu}_i}{\xi_{it}}}{1 + \lambda_{it}^{-1} \frac{\widehat{\nu}_i}{\xi_{it}}}$$

を求め、死産相対危険度の推定値とする。

この手法の特徴は人口規模の大きい市区では $\widehat{\nu}_i / \xi_{it}$ の値が小さくなり、 RR_{it} は SMR に近似するが、人口が少ない町村ではその比が大きくなり、近傍平均相対危険度 $\widehat{\lambda}_{it}$ の値に近くなる。これにより人口規模の小さい市区町村ではわずかな死産数の増減によって推定値が影響を受け不安定になる問題を解消できる。

得られた相対危険度 RR_{it} を100倍した指標を用い、市区町村別危険度を大きさ順にいくつかの色を対応させ、地図上にプロットすることで、地理分布の視覚化を行った。その値が120以上を赤、105以上120未満を黄、95以上105未満を緑、80以上95未満を水色、0以上80未満を青とし、赤くなるほど死産危険度が高くなることを示している。

結 果

図1に示すように、我が国の死産数は近年減少傾向にある。1985年までは、自然死産数が人工死産数を上回っていたが、近年における全国的な自然死産数の減少により、1985年以降には自然死産数が人工死産数を下回った⁹⁾。人工死産数には、大きな増減はなく、医療技術の向上や医療設備の充実に伴い、自然死産が大きく減少したことによるものと考えられる。

自然死産に関する母年齢階級別嫡出子・非嫡出子死産率を図2に示す。実線が嫡出子、破線が非嫡出子、縦線は95%信頼区間を表している。非嫡出子が嫡出子に比べ、すべての母年齢階級において、高い死産率を示していた。また、嫡出子では高齢に、非嫡出子では若年になるほど死産率が高くなる傾向にあった。母年齢階級別出産数、死産数及び、死産率を表1に示す。嫡出子に比べて非嫡出子の死産率が20歳から24歳の年齢階級において約19倍、全年齢階級から見ても約13倍高くなっていった。母年齢調整後の死産危険度の地理分布を図3に示す。嫡出子においては、全国的に高い死産危険度を示す地域が経年的に少なくなっており、地域差が減少していた。なお、局所的には、北海道、東北、北関東に若干高い死産危険度の、大阪や瀬戸内海沿岸に低い死産危険度の地域集積性がみられた。一方、非嫡出子においては、高い死産危険度を示

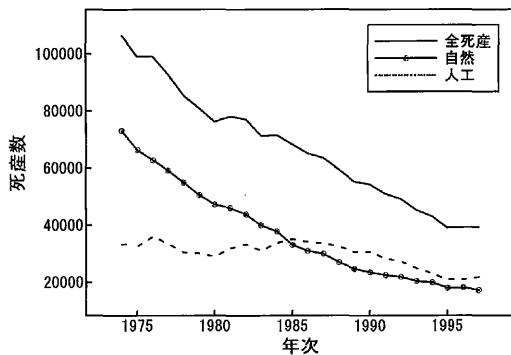


図1 日本における1974年～1997年の期間での自然・人工別死産の年次変化

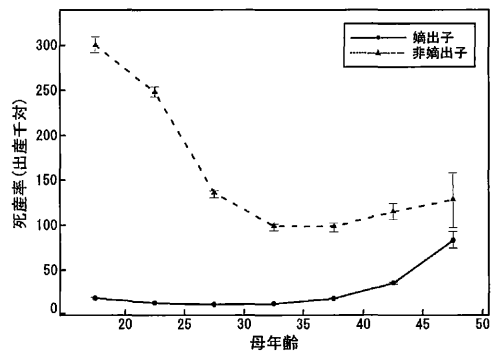


図2 日本における1992年～1997年の期間での自然死産に関する嫡出子・非嫡出子別死産率

表1 日本における1992年～1997年の期間での自然死産における嫡出子・非嫡出子別死産率

母年齢	嫡出子			非嫡出子		
	出産数	死産数	死産率*	出産数	死産数	死産率†
20未満	59906	1121	18.71	14802	4449	300.57
20-24	995196	13384	13.45	29163	7244	248.40
25-29	2927242	34519	11.79	30915	4152	134.30
30-34	2404636	30340	12.62	24514	2393	97.62
35-39	697656	12599	18.06	14976	1461	97.56
40-44	94665	3384	35.75	5454	629	115.33
40-49	3884	325	83.68	525	67	127.62
合計	7183185	95672	13.32	120349	20395	169.47

*嫡出子出産千対 †非嫡出子出産千対

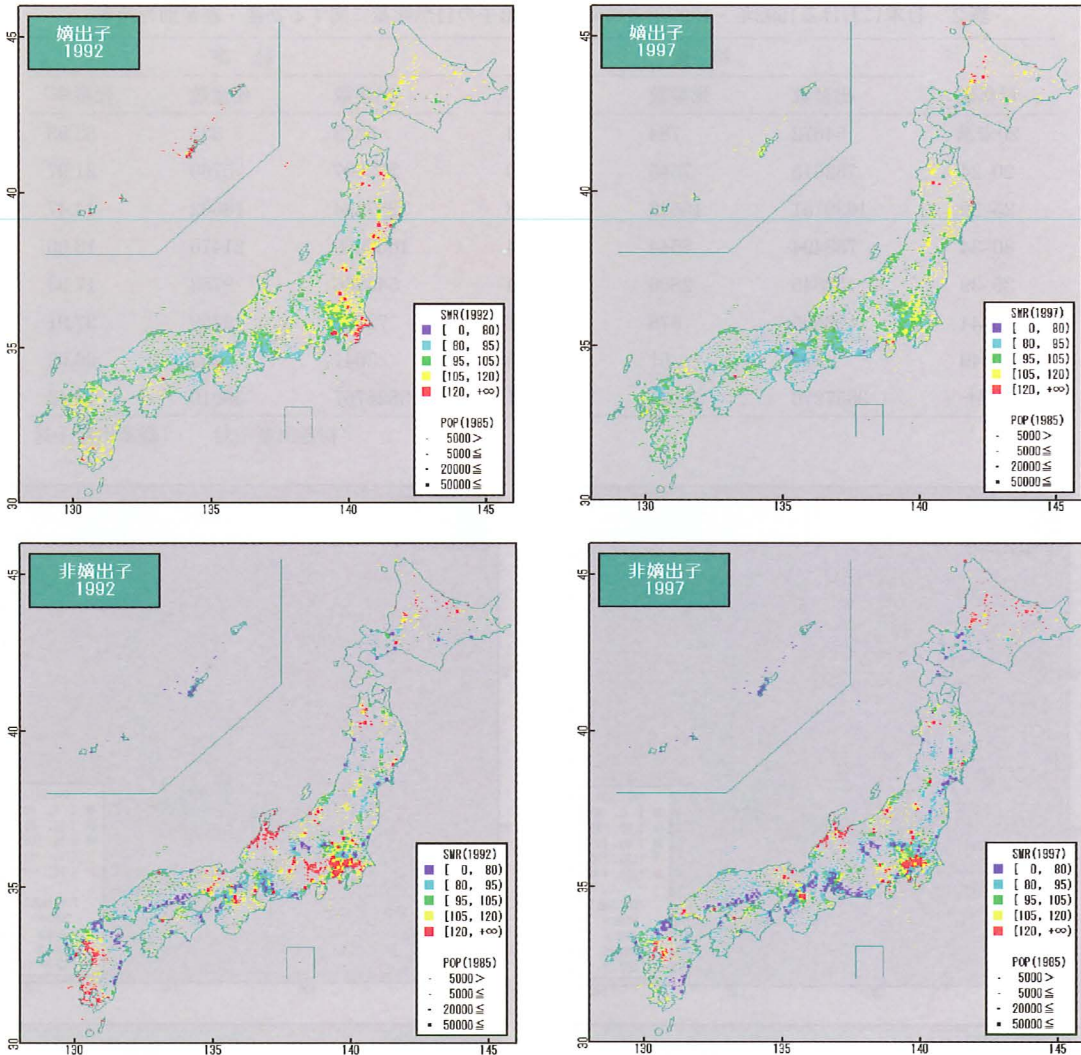


図3 日本における1992年～1997年の期間での自然死産危険度の嫡出子・非嫡出子別地理分布

す地域が減少しているものの、経年的には大きな変化は見られないことから、恒常的な地域差が存在することが示唆された。また、北海道、北陸、関東、有明海沿岸に高い死産危険度の、愛知や瀬戸内海沿岸に低い死産危険度の地域集積性がみられる。

次に嫡出子における初産と経産について比較する。図4に母年齢階級別死産率を示す。実線が初産、破線が経産、縦線は95%信頼区間を表している。35～39歳の母年齢階級を除いて初産より経産の方が高い死産率を示していた。表2に母年齢階級別出産数、死産数及び、死産率を示す。20歳未満の母親では、初産に比べて経産が約4倍の死産率を示しており、全年齢階級から見ても約1.5倍高い死産率を示していた。図5

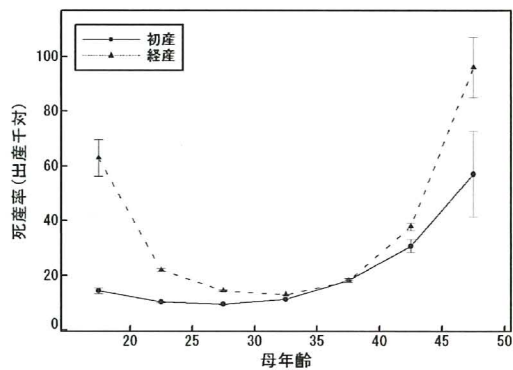


図4 日本における1992年～1997年の期間での嫡出子の自然死産に関する初産・経産別死産率

表2 日本における1992年～1997年の期間での嫡出子の自然死産に関する初産・経産別死産率

母年齢	初産			経産		
	出産数	死産数	死産率*	出産数	死産数	死産率†
20未満	54672	784	14.34	5323	335	62.93
20-24	732615	7545	10.30	262597	5769	21.97
25-29	1639751	15542	9.48	1287244	18632	14.47
30-34	753494	8544	11.34	1650909	21470	13.00
35-39	153845	2806	18.24	543866	9753	17.93
40-44	22005	678	30.81	72787	2759	37.91
40-49	894	51	57.05	3041	292	96.02
合計	3357276	35950	10.71	3825767	59010	15.42

*初産出産千対 †経産出産千対

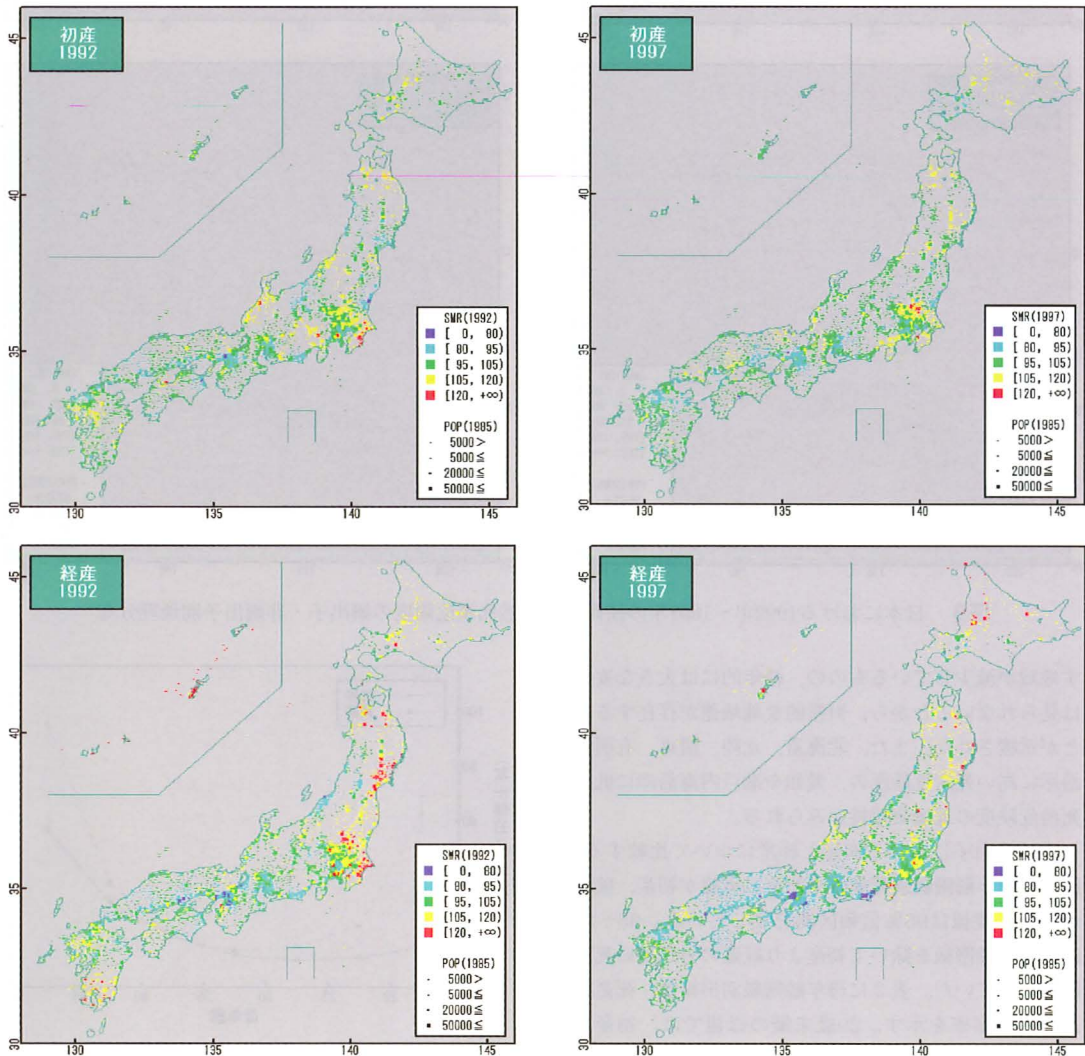


図5 日本における1992年～1997年の期間での嫡出子の自然死産危険度の初産・経産別地理分布

に母年齢調整後の死産危険度の地理分布を示す。初産では、北関東に高い死産危険度の、大阪や瀬戸内海沿岸に低い死産危険度の地域集積性がみられた。経年的には全国的に高い死産危険度を示す地域が少なくなっており地域差が減少していた。しかし、北関東の一部で死産危険度の増加している所が認められた。一方、経産においては、北海道、東北、北陸、関東が若干高い死産危険度の、大阪や瀬戸内海沿岸に低い死産危険度の地域集積性がみられた。また、経年的には、北海道の一部で死産危険度の上昇が認められたが仙台、北関東、千葉などの地域で減少の傾向がみられ、全国的には地域差が減少していた。

考 察

本研究では、死産児調査票および出生児調査票を用いて死産の実態を記述するとともに、初産の嫡出子で自然死産を対象を絞り、死産の地理的環境的背景要因の探索を行った。厚生労働省の調査結果⁹⁾によると、乳児の母乳からのダイオキシン摂取量は、1999年に定めた「ダイオキシン類対策特別措置法」によるダイオキシンの耐容一日摂取量を超えており、東京都の調査結果では、初産の母乳中の濃度が経産の1.4倍にのぼるとの報告がある¹⁸⁾。また、出産時の母体血、出生児の胎児血（臍帯血）、羊水のダイオキシン濃度を測定した結果、母体血濃度の約50%、さらに羊水においても検出され、汚染が胎児全体に及び、経産よりも初産が高濃度であることが報告されている²⁰⁾。ここで近年の注目度から多くのダイオキシンの環境汚染に関する報告を例に挙げたが、死産にダイオキシンを含め大気汚染や水質汚染等の環境汚染がどの程度影響を及ぼしているかは未知の部分であり、詳しいことは分かっていない。しかし、環境汚染などの曝露の人体への影響を考えると、例えば成人における悪性腫瘍の発症²³⁾の場合は、環境汚染の影響が人体に現れるには長い期間が必要であり、その間に生活習慣やストレスなどの社会的影響が複合的に加味される可能性があるため、要因曝露と発症の因果関係を探ることは困難となる。しかし死産の場合は、環境汚染などの曝露からの発症までの潜伏期間が短いため、環境汚染の影響が母体を通して直接的に反映されていると考えられる。死産危険度を市区町村別に地図上にプロットし、それらの地理的な集積性や経年的変化を視覚化することは、死産に対する地理的環境的な影響を探索する上で意味があるものと思われる。

嫡出子においては、死産危険度の地域格差は経年的に減少しているが、北海道北部では死産危険度が上昇傾

向にあることは、全国的な地域格差の減少傾向に逆行するものであり注目すべき点で検討する必要があると考えられる。一方、非嫡出子については、地理分布にほとんど変化がなく、依然として地域格差が存在している。非嫡出子の場合は、社会的要因が大きいいため、その地域の生活習慣、風土などの差による地域差が現れていると思われる。

自然死産・嫡出子の初産では、死産危険度は経年的に見て地理分布の大きな変化は認められないものの、地域格差が無くなる傾向にあり中間的危険度を示す地域が増加している。しかし、北関東の一部に死産危険度の上昇が認められ、今後の検討が必要と思われる。一方、経産では、経年的に見ると、高い危険度を示していた多くの地域も少なくなり、地域格差は少なくなってきた。北海道北部の一部に危険度の上昇が認められ、今後の検討が必要と思われる。

これまで一般的に初産のほうが経産に比べ死産危険度が高いと思われてきたが、今回の結果では自然死産の嫡出子においては出産年齢にかかわらず、経産が初産より高い死産率を示した。死産届は死産だけではなく、流産も同様の書類で届出をするため、その数も死産として扱われている。妊娠22週未満の妊娠の中絶を流産といい、自然流産は全妊娠の約10～15%と頻度はかなり高い。初経産別では、経産に多く、妊娠回数が増加するにつれて、また、父母年齢が高くなるにつれて、流産頻度は高くなる傾向が報告されている⁷⁾。これらから経産の死産率が初産よりも高いのは、高い流産率を有する母体の比率が増加することや、妊娠回数が増えることによる健康上の危険度が増すなどの理由が関係している可能性がある。

その他、今回の研究において留意しなければならない点として死産調査表の正確性がある。死産調査票は死産届に基づいて作成されたものだが、死産の届出に関してはいろいろな事情により、人工死産を自然死産と偽って報告する、満12週から13週頃の死産届が正確に履行されない、22週以降の人工中絶を自然死産と虚偽申告する、22週以降の妊娠週数を21週以前として報告する、新生児死亡を死産として届け出るなどという可能性が指摘されている^{19,24)}。このようなデータの人為的改変については、妊娠週数別死産数の不自然な度数からもうかがえる（表3参照）。自然、人工死産共に、妊娠週数が進むと死産数は減っている傾向にある。人工死産においては、母体保護法により母体の生命を救うための緊急避難を例外として、胎児が母体外で生命を保持することが出来るとみなされる22週以降は人工妊娠中絶は行うことが出来ない。従って、

表3 日本における1992年～1997年の期間での自然・人工死産別嫡出子・非嫡出子別の妊娠週数別死産数

妊娠週数	自然死産				人工死産			
	嫡出子		非嫡出子		嫡出子		非嫡出子	
	初産	経産	初産	経産	初産	経産	初産	経産
12	1210	2574	1096	249	985	3713	6424	973
13	1606	3701	1711	362	1391	5831	10229	1691
14	2012	4281	1733	419	1426	5739	10842	1878
15	2236	4324	1607	430	1281	4645	9134	1694
16	2310	4531	1486	393	1144	3987	7822	1522
17	2330	4259	1432	389	1031	3345	6993	1352
18	2257	3868	1387	390	1073	3248	6679	1295
19	2271	3463	1521	410	1054	3022	6538	1384
20	2265	3543	1358	474	1055	2961	6665	1464
21	2314	3452	1285	421	1152	2827	5522	1353
22	1791	2398	470	179	63	125	238	52
23	1472	2031	356	133	33	50	58	20
24	1143	1495	248	99	22	21	2	0
25	985	1135	178	74	17	22	8	1
26	804	933	176	61	6	21	6	1

22週以降の死産数は非常に少なく、21週と22週の間に大きな隔たりが認められる。また、自然死産においても21週と22週の間に死産数の大きな隔たりが認められる。しかし、人工死産と異なり母体保護法の制約のない自然死産にこのような隔たりが認められるのは不自然であり、例えば、22週以降の人工死産を21週以前の自然死産と偽って報告するといったような虚偽申告の可能性が示唆される。その中でも嫡出子における初産が21週と22週の間に死産数の隔たりが、嫡出子における経産や非嫡出子における初産、経産などに比べても少なく、妊娠週数が進むにつれ自然に死産数が減る傾向にあり、上記のような虚偽申告の影響が少ないのではないかと考えられる。

本研究の結果において、自然死産・嫡出子の経産について北海道北部に見られた死産相対危険度の増加は、へき地での医療設備や医師不足の後進的格差に起因していると思われるが、自然死産・嫡出子の初産に関東北部での死産危険度の上昇については、医療水準の地域格差では説明し難く、さらに詳細な検討が必要である。

謝 辞

本研究は、厚生省統計情報高度利用総合研究事業による援助を受けて行われたものである。本論文の原稿

作成に際して、編集委員及び査読者の方々から建設的御意見を賜り深く感謝致します。最後に本研究を遂行するにあたり、ご指導、ご鞭撻を賜りました広島大学原爆放射線医科学研究所計量生物研究分野・大瀧慈教授、佐藤健一先生ならびに大谷敬子先生に深く感謝致します。

参 考 文 献

1. **Dodd, J.M., Robinson, J.S., Crowther, C.A. and Chan, A.** 2003. Stillbirth and neonatal outcomes in South Australia, 1991-2000. *Am. J. Obstet. Gynecol.* **189**: 1731-1736.
2. **Dodds, L.** 2004. Trihalomethanes in public water supplies and risk of stillbirth. *Epidemiology* **15**: 179-186.
3. **Forssas, E., Gissler, M., Sihvonon, M. and Hemminki, E.** 1999. Maternal predictors of perinatal mortality: the role of birthweight. *Int. J. Epidemiol.* **28**: 475-478.
4. 方波見重兵衛, 金子 功 1978. 府県別自然死産率の格差に関する研究 (1). *日本公衆衛生雑誌* **25**: 319-324.
5. 方波見重兵衛 1979. 府県別自然死産率の格差に関する研究 (2) —妊娠期間別死産率について—. *日本公衆衛生雑誌* **26**: 298-306.
6. 木田盈四郎 1999. ダイオキシシンと奇形発生. *周産期医学* **29**: 421-425.

7. 厚生省 1993. 厚生省心身障害研究班報告「加齢による妊娠合併症に関する研究」
8. 厚生省 2000. 厚生科学研究「母乳中のダイオキシン類濃度等に関する調査研究」
9. 厚生統計協会 2000. 国民衛生の動向 47: 61-67.
10. **Luke, B.** 1996. Reducing fetal deaths in multiple births: optimal birthweights and gestational ages for infants of twin and triplet births. *Acta Genet. Med. Gemellol.* 45: 333-348.
11. 中村馨男 1999. 水質汚染と周産期 —水道水と流産・先天異常／硝酸塩と乳児メトヘモグロビン血症. *周産期医学* 29: 457-461.
12. 長山淳哉 1999. ダイオキシン類と農業による母体汚染 —胎児と乳児への影響の可能性. *周産期医学* 29: 4431-4437.
13. 西田茂樹 1994. 嫡出・非嫡出, 妊娠期間別に見た死産率の一考察. *日本公衆衛生雑誌* 41: 12-21.
14. 大瀧 慈 2002. 時空間平滑化とポアソン—ガンマモデルに基づく市区町村単位疾病地図の作製. *統計関連学会連合大会講演報告集* 234-235.
15. **Romero, Gutierrez G., Martinez, Ceja C.A., Ponce, Ponce de Leon A.L. and Abrego, Olvira E.** 2004. Risk factors for stillbirth. *Ginecol. Obstet. Mex.* 72: 109-115.
16. 丹後俊郎 1988. 死亡指標の経験ベイズ推定量について, 一疾病地図への適用一. *応用統計学* 17: 81-96.
17. 戸高由佳里, 藤田利治, 高濱ノリ子, 松本勝子 1998. 宮崎保健所管内での高い死産率とその関連要因. *日本公衆衛生雑誌* 45: 343-351.
18. 東京都衛生局 2002. 母乳中ダイオキシン類濃度調査に係る総合解析報告
19. 戸谷誠之 1999. ダイオキシン汚染と食物 —妊産婦の食生活のあり方. *周産期医学* 29: 415-419.
20. **Tsutakawa, RK., Shoop, GL. and Marienfeld, CJ.** 1985. Empirical Bayes estimate of cancer mortality rates. *Stat. Med.* 4: 201-212.
21. 堤 治 1999. ダイオキシンと子宮内膜症. *周産期医学* 29: 427-430.
22. 堤 治 2002. 内分泌攪乱物質の次世代影響. 第5回内分泌攪乱化学物質問題に関する国際シンポジウム
23. 渡辺 昌 1998. ダイオキシンの発ガン性. *組織培養工学* 24: 252-256.
24. 渡辺 博, 稲葉憲之 1999. 妊娠12週以降の胎児死亡. *周産期医学* 29: 1375-1378.
25. 渡邊典子 2004. 1990年以降の「人として産み, 生まれること」. *新潟青陵大学紀要* 4: 57-75.

Study of Spatial-time Distribution of Stillbirth Rate in Japan

Takeshi SHIMAMOTO

Department of Social Medicine,
Graduate School of Biomedical Sciences, Hiroshima University

Objective: The purpose of this study is to investigate the actual condition of inter annual change and geographic distribution of the stillbirth risk, and to consider the relationship between the stillbirth and its background factors.

Method: The data are the vital-statistics of annual birth and stillbirth for each municipality in Japan for the period 1992 to 1997. The targets were 7,303,534 birth and 116,067 stillborn for 3,396 municipalities. In the analysis of its spatial-time distribution, mother's age, primipara/multipara and legitimate/illegitimate child were used as background factors. After adjusting mother's age, applying SMR (Standardized Mortality Rate), we constructed the modified relative risk index using the empirical Bayes and nonparametric smoothing methods. We estimated the modified relative risk of stillbirth in each municipality in each year and visualized the time-spatial distribution of them.

Results: It was obtained that the risk of a natural stillbirth of multipara in legitimate child was high compared to that of primipara. Recently, the number of natural stillbirth has decreased, and the regional difference of its risk has reduced as well. However, some districts with especially high or low relative risk were recognized.