

乳児期の病死と出生時要因との関連

1995年から1998年までの人口動態統計を用いた検討

フジタ トシハル*
藤田 利治*

目的 1995年から病死した乳児については、出生体重、単胎・多胎の別、妊娠週数、母の年齢、出生児数および死産経験などの追加事項が死亡診断書に記載されるようになった。本報告では、人口動態統計を用いて、乳児期の病死に関連するリスク要因を明らかにする。

方法 1995年から1998年までの4年間の人口動態調査死亡票および出生票を用い、出生体重が判明している4,787,537人の出生児と16,327人の病死乳児を対象とした。単産・複産別に、人口動態調査により把握された出生体重などの出生時要因と乳児死亡、新生児死亡および新生児期後乳児死亡との関連を、単変量解析とともにポアソン回帰分析による多変量解析を用いて検討した。

成績 1995年から1998年にかけての4年間での病死による乳児死亡率(出生1,000人当たり。以下、同じ)は、単産で3.2、複産で17.7であった。ポアソン回帰分析によれば、単産において、新生児死亡リスクおよび新生児期後乳児死亡リスクが高い特性は、低出生体重、古い年次、男児、世帯主の主な仕事が無職ないし不詳、短い妊娠期間、遅い出生順位、母に死産経験ありであった。また、母が10歳代などの若年齢では、新生児期後乳児死亡のリスクが増大していた。北陸や近畿Ⅱなどで乳児死亡リスクが高いなどの地域差も認められた。粗乳児死亡率は単産に比べて複産で高率ではあったが、低出生体重児での出生体重別の死亡リスクは単産と比べて複産の方がむしろ低率であった。複産での乳児期の死亡リスク増大と関連する特性は、低出生体重、古い年次、世帯主の主な仕事が無職・不詳、短い妊娠期間であった。しかし、複産では、これまでの出生数が多い場合に死亡リスクはむしろ低下し、死産経験は死亡リスク増大と関連がみられなかった。

結論 乳児期での病死に対する出生時要因の関連について、わが国で初めて全国レベルで定量的に検討した成績を報告した。病死による乳児死亡にかかわるリスク要因の解明が人口動態統計によって格段に詳細に行いえる状況になったことから、乳児死亡率の一層の改善のための効率的対策が推進されることが期待される。

Key words : 乳児死亡率, 新生児死亡率, 新生児期後乳児死亡率, 出生体重, リスク要因, 人口動態統計

I はじめに

わが国の乳児死亡率(1999年)は3.4(出生1,000人当たり)であり、世界最高水準にある。2000年11月17日にまとめられた厚生省の「健やか親子21検討会」の報告書においても、2010年までの母子保健の目標の一つとして「新生児死亡率・乳児死亡率の世界最高の維持」が掲げられてい

る。世界最高を維持していくためには、さらに死亡率の改善をはかっていく必要がある。

すでに報告したように²⁾、わが国での病死による乳児死亡率は1990年代の約7年間でいずれの出生体重グループについても約23%の改善が観察され、ごく最近においても乳児死亡率改善が進行していた。また、これらの出生体重別乳児死亡率の改善は病死による(粗)乳児死亡率の改善(16%)を上回るものであり、出生体重分布の軽量化への変化によって全体の乳児死亡率改善が減弱されていることも明らかにされた。世界最高水準にある

* 国立公衆衛生院疫学部
連絡先：〒108-8638 東京都港区白金台 4-6-1
国立公衆衛生院疫学部 藤田利治

乳児死亡率といえども、さらに改善の余地を残しているといえる。

1995年以降は書式が改訂された死亡診断書（死体検案書）において生後1年未満に病死した乳児の「出生体重」、「妊娠週数」、「単胎・多胎の別」、「母の生年月日」などが記載されるようになり、病死による乳児死亡にかかわる関連要因の検討をさらに詳細に行いえる状況になった。本報告では、1995年から1998年までの4年間での乳児死亡、新生児死亡などについて、人口動態調査により把握された要因との関連を報告する。

II 対象および方法

対象者は、1995年から1998年までの4年間におけるわが国全体での出生児および病死による乳児死亡児のうち、出生体重が判明している児である。指定統計の目的外使用の承認を得て（統収第45号、平成12年2月3日）、人口動態調査出生票および死亡票を使用した。

出生体重の記載のあった4年間での出生児は4,787,537人であり、単産および複産はそれぞれ4,701,926人および85,611人であった（表1）。病死による乳児死亡数および新生児死亡数は、それぞれ16,327人（単産：14,809人、複産：1,518人）および9,509人（単産：8,345人、複産：1,164人）であった。病死による乳児死亡のうち出生体重の記載のある割合は96%であったが、新生児期後乳児期（28日～1年未満）においては死亡児のうち単産では91%と記載割合が低くなっていた。なお、今回は出生時間および死亡時間の詳細な情報を得なかったことから、日付からみて出生後28日に死亡した児はすべて新生児期後乳児死亡として扱った。このため、公刊されている人口動態統計と比べて極わずかに新生児死亡数が少なくなっている。

公刊されている人口動態統計での指標と同じく、出生数に対する乳児死亡数および新生児死亡数の比を、それぞれ乳児死亡率および新生児死亡率とした。また、出生児数から新生児死亡数を引いた新生児期生存児数に対する新生児期後乳児死亡数を、新生児期後乳児死亡率とした。この際、外因により新生児期に死亡した児（すべての新生児死亡に対して1.2%の割合）については出生体重が不明であり、出生体重別などの検討のた

表1 出生児および死亡児についての出生体重
<1995-1998>

	出生体重記載 (対象者)		出生体重不明 (除外)
	n	%	n
出生数	4,787,537	99.98	894
単産	4,701,926	99.98	860
複産	85,611	99.96	34
乳児死亡数(病死)	16,327	95.76	723
単産	14,809	95.36	721
複産	1,518	99.87	2
乳児死亡(外因死)	—	—	1,333
新生児死亡数(病死)	9,509	99.37	60
単産	8,345	99.30	59
複産	1,164	99.91	1
新生児死亡(外因死)	—	—	119
新生児期後乳児死亡数(病死)	6,818	91.14	663
単産	6,464	90.71	662
複産	354	99.72	1
新生児期後乳児死亡(外因死)	—	—	1,214

めには新生児期生存児数に含めざるを得なかった。したがって、病死による新生児期後乳児死亡率が極めてわずかにではあるが小さくなっている可能性がある。

乳児死亡率、新生児死亡率および新生児期後乳児死亡率を単産・複産の別に算出し、出生票から得られる情報（以下、出生時要因）と乳児期の死亡との関連を分析した。出生票からの出生時要因として、「出生体重」、「年次」、「住所地（地域ブロック）」、「性別」、「世帯主の主な仕事」、「母の年齢」、「妊娠週数」、「これまでの出生数」、「死産経験」を用いた。なお、住所地の地域ブロックは、北海道、東北（青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県）、関東Ⅰ（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、関東Ⅱ（茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県）、北陸（新潟県、富山県、石川県、福井県）、東海（岐阜県、愛知県、三重県、静岡県）、近畿Ⅰ（京都府、大阪府、兵庫県）、近畿Ⅱ（奈良県、和歌山県、滋賀県）、中国（鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県）、四国（徳島県、香川県、愛媛県、高知県）、北九州（福岡県、佐賀県、長崎県、大分県）、南九州（熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県）と区

分した。

統計解析としては、各出生時要因別の乳児死亡率、新生児死亡率および新生児期後乳児死亡率を集計するとともに、各要因ごとに基準とするカテゴリーを定めて相対リスクを算出した。また、全要因を一括して説明変数とした場合の多変量調整相対リスクおよびその95%信頼区間を、ポアソン回帰分析を用いて算出した。ポアソン回帰分析には、SAS 6.12 for WindowsでのGENMODプロシジャを用いた。また、低出生体重児(2,500 g未満)の単産と複産との各死亡率について、出生体重分布の違いの影響を出生体重グループの層化により調整した相対リスクを用いて比較した。

III 結 果

1995年から1998年にかけての4年間での病死による乳児死亡率(出生1,000人当たり。以下、同じ)は、単産で3.2、複産で17.7であった(表2)。低出生体重児(2500 g未満)に限った乳児死亡率は単産が23.9、複産が25.1であり、有意差は認められなかった(粗相対リスク=1.05。χ²=2.692, P=0.101)。しかし、単産と複産の出生体重別の乳児死亡率は、1,000 g未満でそれぞれ308.1と347.5(単産に対する複産の相対リスク: rr=1.13)と単産での死亡率が低率であったが、それより重い出生体重グループでは、1,000-1,499 gでそれぞれ85.9と50.6 (rr=0.59), 1,500-1,999 gで43.9と13.9 (rr=0.32), 2,000-2,499 gで8.7と4.9 (rr=0.57)と、単産での死亡率が高率であった。層化により調整した相対リスクは0.70と高度に有意となり(χ²=147.5, P<0.001)、低出生体重児では複産の方がむしろ乳児死亡リスクは低くなっていた。1,000 g未満のみ相対リスクが1を超えていたが、この出生体重グループでの出生体重の分布は複産の方が軽い方向にずれており(単産は770.4 g ± 154.7 g, 複産は757.2 g ± 166.9 g)、出生体重分布の違いが複産での超低出生体重児の乳児死亡リスクを高める方向に作用していた。低出生体重児については、出生体重の分布を調整した場合、単産に比べて複産の方では30%以上死亡リスクが低いことが示された。

各出生時要因についての単変量解析では、単産においては、すべての要因が病死による乳児死亡と高度に有意に関連していた。乳児死亡リスクの

高い特性を挙げれば、低出生体重、古い年次、「住所地」が南九州・北陸など、男児、「世帯主の主な仕事」が無職ないし不詳、母が若年齢あるいは高年齢、短い妊娠期間、遅い出生順位、母に死産経験ありであった。

複産においても、「住所地」を除く要因について有意な関連がみられた。乳児死亡リスクの高い特性もほぼ同様であったが、「これまでの出生数」については単産とは明らかに逆の関連が認められ、はじめての出生児の場合に死亡リスクが顕著に高くなっていた。また、出生体重との関連では、複産では2,500-2,999 gの児での死亡リスクが最も低く、単産とは異なっていた。

すべての出生時要因を一括投入したポアソン回帰モデルによる多変量解析においても、単産ではいずれの要因でも有意な関連がみられ、特に「出生体重」が病死による乳児死亡との関連が相対的に極めて強いものであった。3,000 g以上の児と比べて、超低出生体重児(1,000 g未満)では100倍を超える死亡リスクの増大がみられ、1,000-1,499 gの児でも50倍近いリスク増大が示された。また、2,500-2,999 gという軽微な出生体重の低下でも1.7倍のリスク増大があった。出生体重と強い相関をもつ「妊娠週数」の調整相対リスクは、粗相対リスクと比べて関連は弱くなったものの、依然として独自の影響がみられた。また、粗相対リスクと比べて、「母の年齢」および「死産経験」の調整相対リスクはやや小さくなった。「住所地」については南九州のリスクが小さくなった。その他の要因については、調整前と大きな変化はみられなかった。

複産におけるポアソン回帰分析は、最尤法での集束精度の問題から類似のカテゴリーのいくつかを併合して実施した。多変量解析による調整の結果は、単産におけるものと異なる点が認められた。単産と比べて、複産の方が低出生体重による死亡リスクの増大は軽微であった。逆に、「妊娠週数」の短い場合の死亡リスク増大は複産において顕著であった。「これまでの出生数」については、単変量解析の結果と同様、複産では負の関連であった。また、複産では「母の年齢」および「死産経験」では乳児死亡と強い関連はみられなかった。

病死による新生児死亡率(出生1,000人当たり)

表2 出生時要因別の乳児死亡率と相対リスク

	単 産				複 産			
	死亡数	死亡率 /1,000b	粗相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)	死亡数	死亡率 /1,000b	粗相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)
全体	14,809	3.15			1,518	17.73		
出生体重			***	***			***	***
<1,000 g	2,551	308.09	228.77	106.66(93.81, 121.27)	819	347.48	81.88	21.61(15.07, 31.00)
1,000-1,499 g	1,195	85.85	63.75	46.67(42.10, 51.74)	235	50.60	11.92	7.31(5.25, 10.17)
1,500-1,999 g	1,554	43.91	32.60	24.59(22.72, 26.63)	188	13.85	3.26	3.02(2.28, 4.01)
2,000-2,499 g	2,230	8.66	6.43	5.97(5.63, 6.34)	176	4.91	1.16	1.29(0.99, 1.67)
2,500 g-2,999 g	3,576	2.18	1.62	1.68(1.60, 1.76)	83	3.30	0.78	1.0
3,000 g	3,703	1.35	1.0	1.0	17	4.24	1.0	1.0
年次			***	***			*	*
1995年	4,076	3.49	1.17	1.22(1.16, 1.27)	416	20.34	1.25	1.22(1.05, 1.40)
1996年	3,666	3.09	1.04	1.09(1.04, 1.14)	376	17.49	1.07	1.10(0.95, 1.27)
1997年	3,546	3.03	1.02	1.04(0.99, 1.09)	367	16.98	1.04	1.03(0.89, 1.20)
1998年	3,521	2.98	1.0	1.0	359	16.29	1.0	1.0
住所地			***	***			ns	ns
北海道	544	2.80	0.89	0.80(0.73, 0.87)	60	19.32	1.07	0.88(0.74, 1.06)
東北	1,122	3.14	1.00	0.99(0.93, 1.06)	98	15.99	0.88	
関東 I	3,749	3.15	1.0	1.0	370	18.12	1.0	1.0
関東 II	1,187	3.12	0.99	0.98(0.92, 1.05)	120	16.15	0.89	
北陸	718	3.50	1.11	1.15(1.06, 1.25)	82	17.78	0.98	1.02(0.87, 1.18)
東海	1,793	3.11	0.99	1.03(0.97, 1.09)	192	17.42	0.96	
関西 I	1,882	2.89	0.92	0.84(0.79, 0.89)	195	16.92	0.93	0.88(0.75, 1.03)
関西 II	491	3.36	1.06	1.06(0.96, 1.17)	40	15.61	0.86	
中国	878	3.08	0.98	0.94(0.87, 1.01)	95	18.14	1.00	0.82(0.67, 0.99)
四国	490	3.34	1.06	1.00(0.91, 1.10)	41	14.61	0.81	
北九州	1,062	3.29	1.04	0.92(0.86, 0.98)	144	22.84	1.26	1.01(0.86, 1.18)
南九州	888	3.61	1.14	0.90(0.84, 0.97)	81	18.26	1.01	
性別			***	***			**	*
男	8,117	3.36	1.15	1.20(1.16, 1.24)	824	19.10	1.17	1.14(1.03, 1.26)
女	6,692	2.92	1.0	1.0	694	16.34	1.0	1.0
世帯主の主な仕事			***	***			***	***
農業	720	3.71	1.57	1.40(1.29, 1.51)	82	21.02	1.40	1.45(1.15, 1.84)
自営業	1,305	3.05	1.29	1.12(1.05, 1.19)	126	15.91	1.06	1.04(0.85, 1.26)
勤労者 I (100人未満の企業)	4,124	2.77	1.17	1.08(1.03, 1.12)	396	15.63	1.04	1.04(0.92, 1.19)
勤労者 II	4,576	2.37	1.0	1.0	568	15.01	1.0	1.0
その他	2,396	4.48	1.89	1.69(1.61, 1.78)	213	24.21	1.61	1.48(1.26, 1.74)
無職	1,025	15.50	6.54	4.16(3.88, 4.47)	63	68.63	4.57	4.05(3.33, 4.93)
不詳	663	11.08	4.68	3.88(3.56, 4.22)	70	78.48	5.23	
母の年齢			***	***			**	ns
<20y	355	5.45	2.00	1.35(1.21, 1.52)	20	28.90	1.60	
20-24y	2,362	3.21	1.18	1.11(1.06, 1.17)	221	23.55	1.30	0.94(0.80, 1.09)
25-29y	5,316	2.72	1.0	1.0	593	18.08	1.0	1.0
30-34y	4,515	3.05	1.12	0.98(0.94, 1.02)	481	15.22	0.84	0.98(0.87, 1.11)
35-39y	1,757	4.21	1.55	1.00(0.95, 1.06)	183	17.92	0.99	1.08(0.92, 1.27)
40y-	374	7.22	2.65	1.07(0.96, 1.20)	17	18.58	1.03	
妊娠週数			***	***			***	***
<24w	760	760.00	402.66	5.09(4.41, 5.87)	203	863.83	213.07	11.02(7.72, 15.72)
24-27w	1,628	243.06	128.77	1.89(1.66, 2.14)	541	330.89	81.61	5.19(3.72, 7.23)
28-31w	1,073	67.00	35.50	1.18(1.07, 1.31)	268	64.80	15.98	2.42(1.79, 3.27)
32-36w	2,614	14.83	7.86	1.56(1.47, 1.66)	317	9.63	2.38	1.40(1.13, 1.74)
37-41w	8,391	1.89	1.0	1.0	189	4.05	1.0	1.0
42w-	219	3.98	2.11	2.71(2.37, 3.11)	0	0.00	—	—
これまでの出生数			***	***			***	***
0人	5,943	2.62	1.0	1.0	766	31.49	1.0	1.0
1人	5,374	3.14	1.20	1.35(1.30, 1.40)	510	13.69	0.43	0.46(0.41, 0.52)
2人	2,294	3.88	1.48	1.66(1.57, 1.74)	167	9.23	0.29	0.30(0.26, 0.35)
3人以上	819	6.47	2.47	1.98(1.83, 2.14)	54	9.07	0.29	
死産経験			***	***			***	ns
あり	471	14.57	4.87	1.87(1.70, 2.05)	65	58.24	3.44	0.82(0.64, 1.05)
なし	13,959	2.99	1.0	1.0	1,432	16.95	1.0	1.0

ns: 有意差なし * : $P < 0.05$ ** : $P < 0.01$ *** : $P < 0.001$

表3 出生時要因別の新生児死亡率と相対リスク

	単 産				複 産			
	死亡数	死亡率 /1,000b	相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)	死亡数	死亡率 /1,000b	相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)
全体	8,345	1.77			1,164	13.60		
出生体重			***	***			***	***
<1,000 g	2,054	248.07	414.88	105.99(90.43, 124.22)	697	295.71	107.69	17.66(11.33, 27.53)
1,000-1,499 g	879	63.15	105.60	49.47(43.35, 56.45)	174	37.47	13.65	6.01(3.98, 9.09)
1,500-1,999 g	989	27.94	46.74	25.95(23.31, 28.88)	121	8.92	3.25	2.69(1.88, 3.84)
2,000-2,499 g	1,209	4.70	7.86	6.31(5.80, 6.86)	110	3.07	1.12	1.21(0.87, 1.68)
2,500-2,999 g	1,570	0.96	1.60	1.62(1.51, 1.74)	51	2.03	0.74	1.0
3,000 g-	1,644	0.60	1.0	1.0	11	2.75	1.0	1.0
年次			***	***			**	*
1995年	2,235	1.92	1.12	1.18(1.11, 1.25)	329	16.08	1.27	1.23(1.04, 1.44)
1996年	2,107	1.78	1.04	1.10(1.03, 1.17)	289	13.44	1.06	1.09(0.92, 1.28)
1997年	1,987	1.70	0.99	1.03(0.97, 1.10)	266	12.30	0.97	0.97(0.82, 1.15)
1998年	2,016	1.71	1.0	1.0	280	12.70	1.0	1.0
住所地			***	***			ns	ns
北海道	301	1.55	0.88	0.81(0.72, 0.92)	51	16.42	1.21	0.99(0.80, 1.21)
東北	589	1.65	0.94	0.93(0.85, 1.02)	78	12.73	0.94	
関東 I	2,081	1.75	1.0	1.0	276	13.52	1.0	1.0
関東 II	682	1.79	1.03	1.02(0.94, 1.11)	87	11.71	0.87	
北陸	425	2.07	1.18	1.20(1.08, 1.33)	58	12.57	0.93	0.98(0.83, 1.17)
東海	1,002	1.74	0.99	1.04(0.96, 1.12)	142	12.88	0.95	
関西 I	1,098	1.69	0.96	0.88(0.82, 0.95)	159	13.80	1.02	0.97(0.82, 1.16)
関西 II	292	2.00	1.14	1.14(1.01, 1.29)	34	13.27	0.98	
中国	487	1.71	0.98	0.95(0.86, 1.05)	70	13.37	0.99	0.83(0.66, 1.04)
四国	283	1.93	1.10	1.04(0.92, 1.18)	33	11.76	0.87	
北九州	611	1.89	1.08	0.94(0.86, 1.03)	109	17.29	1.28	1.03(0.86, 1.24)
南九州	489	1.99	1.13	0.88(0.79, 0.97)	67	15.10	1.12	
性別			***	***			*	ns
男	4,628	1.92	1.18	1.20(1.15, 1.26)	624	14.47	1.14	1.09(0.97, 1.22)
女	3,717	1.62	1.0	1.0	540	12.71	1.0	1.0
世帯主の主な仕事			***	***			***	***
農業	415	2.14	1.51	1.37(1.23, 1.52)	65	16.66	1.37	1.39(1.07, 1.81)
自営業	757	1.77	1.25	1.09(1.00, 1.18)	96	12.12	1.00	0.95(0.76, 1.19)
勤労者 I (100人未満の企業)	2,447	1.65	1.16	1.07(1.02, 1.13)	309	12.20	1.00	1.00(0.86, 1.15)
勤労者 II	2,731	1.41	1.0	1.0	460	12.15	1.0	1.0
その他	1,238	2.31	1.64	1.48(1.38, 1.58)	149	16.94	1.39	1.24(1.03, 1.50)
無職	459	6.94	4.91	2.98(2.69, 3.30)	40	43.57	3.58	3.02(2.37, 3.84)
不詳	298	4.98	3.52	2.85(2.52, 3.22)	45	50.45	4.15	
母の年齢			***	ns			***	ns
<20y	153	2.35	1.48	0.92(0.77, 1.09)	11	15.90	1.15	
20-24y	1,202	1.64	1.03	0.96(0.89, 1.02)	174	18.54	1.34	0.92(0.77, 1.10)
25-29y	3,090	1.58	1.0	1.0	455	13.87	1.0	1.0
30-34y	2,661	1.80	1.14	1.01(0.96, 1.07)	367	11.61	0.84	0.98(0.85, 1.13)
35-39y	1,004	2.41	1.52	0.98(0.91, 1.05)	144	14.10	1.02	1.08(0.90, 1.31)
40y-	212	4.09	2.59	1.04(0.90, 1.20)	10	10.93	0.79	
妊娠週数			***	***			***	***
<24w	686	686.00	823.78	10.64(8.98, 12.60)	196	834.04	363.40	22.41(14.58, 34.45)
24-27w	1,274	190.21	228.40	3.43(2.94, 4.00)	448	274.01	119.38	8.89(5.90, 13.39)
28-31w	806	50.33	60.44	1.96(1.72, 2.23)	206	49.81	21.70	3.80(2.60, 5.54)
32-36w	1,725	9.79	11.75	2.23(2.05, 2.42)	207	6.29	2.74	1.71(1.30, 2.24)
37-41w	3,702	0.83	1.0	1.0	107	2.30	1.0	1.0
42w-	121	2.20	2.64	3.34(2.78, 4.02)	0	0.00	—	—
これまでの出生数			***	***			***	***
0人	3,701	1.63	1.0	1.0	602	24.75	1.0	1.0
1人	2,958	1.73	1.06	1.13(1.07, 1.19)	389	10.45	0.42	0.46(0.40, 0.52)
2人	1,193	2.02	1.24	1.31(1.22, 1.40)	126	6.97	0.28	0.29(0.24, 0.35)
3人以上	419	3.31	2.03	1.51(1.35, 1.68)	36	6.04	0.24	
死産経験			***	***			***	ns
あり	301	9.31	5.45	1.80(1.60, 2.02)	53	47.49	3.65	0.80(0.60, 1.05)
なし	7,970	1.71	1.0	1.0	1,100	13.02	1.0	1.0

ns : 有意差なし * : P<0.05 ** : P<0.01 *** : P<0.001

は、単産および複産でそれぞれ1.8および13.6であり、乳児死亡の56%および77%を占めた(表3)。低出生体重児についての新生児死亡率は単産が16.3、複産が19.5であり、粗相対リスクは1.20となった。しかし、出生体重で層化した調整相対リスクは0.78であり、低出生体重児については複産の方が死亡リスクは低いことが示された。

多変量解析における新生児死亡と出生時要因との関連は、乳児死亡の結果とほとんど同様であった。異なる点のみ挙げれば、まず単産での「母の年齢」について多変量解析では有意な関連がみられなかった。また、単産での多変量解析の結果において、「妊娠週数」の関連が強まり、「世帯主の主な仕事」および「これまでの出生数」の関連がやや弱まる傾向がみられた。複産においては、「性差」が偶然変動の範囲内の違いに縮小したが、「妊娠週数」については関連がさらに強まった。

病死による新生児期後乳児死亡率(出生1,000人当たり)は、単産および複産でそれぞれ1.4および4.2であり、新生児期と比べて単産と複産との差が小さくなった(表4)。新生児期後乳児死亡率は、低出生体重児のいずれの出生体重グループにおいても複産での死亡率が低く、単産が2.4、複産が5.7であり(粗相対リスク=0.74)、出生体重で層化した調整相対リスクは0.53となった。低出生体重児については、単産と比べて、複産での新生児期後乳児死亡率は50%近く低いことが示された。

出生時要因との関連については、やはり「出生体重」の影響は依然として極めて強いものであった。単産の多変量解析の結果では、新生児死亡と比べて、次のような特徴がみられた。「世帯主の主な仕事」において無職ないし不詳での死亡リスクの増大が顕著になった。「母の年齢」との関連が強まり、25-29歳の母と比べて、10代の若い年齢の母での死亡リスクが2倍を超えていた。「これまでの出生数」との関連が強まり、出生数が多い場合のリスク増大が明らかになった。一方、「妊娠週数」との関連が弱まった。「住所地」については北陸・東北で死亡リスクがやや高い傾向であった。

複産についてのポアソン回帰分析において、すべての出生時要因を一括投入した場合の最尤法での集束精度に問題が発生したことから、「妊娠週

数」および「死産経験」を除く要因を説明変数とした多変量解析を実施した。また、表4において、「妊娠週数」および「死産経験」については「出生体重」のみを調整した相対リスク等を表示した。複産の多変量解析において新生児死亡と比べた特徴としては、まず、「住所地」について関東、北陸・東海での死亡リスクが高い傾向がみられた。女兒と比べて男児で1.4倍の死亡リスクの増大が示された。「世帯主の主な仕事」では無職・不詳で極めて顕著なリスク増大が認められた。また、「出生体重」と「妊娠週数」の2変量によるポアソン回帰分析の結果、出生体重が2,500g以上に対する相対リスクは1,000g未満が25.9、1,000-1,499gが8.8、1,500-1,999gが3.7、2,000-2,499gが1.4となり(表省略)、新生児死亡と比べて「出生体重」との関連がやや強まり、逆に「妊娠週数」との関連が弱まった。

IV 考 察

欧米のいくつかの国においては、乳児死亡についての出生届とのレコードリンケージが実施されてきた。例えば、1937年には米国のNew York州で実施されており³⁾、1950年代以降には米国、英国、フランス、カナダ、スウェーデン、オーストラリア、イスラエルなどで国レベルないし広い地域でのレコードリンケージ・データに基づく報告³⁻²⁴⁾があり、乳児期の死亡についての詳細な検討がなされている。

わが国での乳児期の死亡についてのレコードリンケージ研究としては、1980-81年の新生児死亡についての兵庫県での報告²⁵⁾が最初と思われ、また、これまでで最も大規模なレコードリンケージ研究は東北・東海・九州で1989年に出生した約41万人を対象とした報告(以下、1989年児報告)である^{26,27)}。しかしながら、1994年までは、国レベルでは早期新生児死亡についてのレコードリンケージ結果が公刊されているにすぎず、それ以降の乳児期についての死亡については出生時要因との関係は不明であった。

本報告では、1995年から死亡診断書(死体検案書)で把握されるようになった出生時要因を用いて、個々の死亡児についてのレコードリンケージに替る方法によって、乳児期の病死との関連を検討した。すなわち、1995年から1998年の4年間に

表4 出生時要因別の新生児期後乳児死亡率と相対リスク

	単 産				複 産			
	死亡数	死亡率 /1,000b	粗相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)	死亡数	死亡率 /1,000b	粗相対 リスク	多変量調整 相対リスク (95%CI)
全体	6,464	1.38			354	4.19		
出生体重			***	***			***	***
<1,000 g	497	79.83	99.39	130.49(103.49, 164.54)	122	73.49	40.95	47.80(32.88, 69.50)
1,000-1,499 g	316	24.23	31.96	45.35(38.07, 54.02)	61	13.65	8.99	10.78(7.14, 16.27)
1,500-1,999 g	565	16.42	21.83	23.85(21.13, 26.93)	67	4.98	3.31	3.70(2.46, 5.57)
2,000-2,499 g	1,021	3.99	5.32	5.71(5.26, 6.20)	66	1.85	1.23	1.43(0.95, 2.16)
2,500-2,999 g	2,006	1.23	1.64	1.75(1.64, 1.87)	32	1.27	0.85	1.0
3,000 g-	2,059	0.75	1.0	1.0	6	1.50	1.0	1.0
年次			***	***			ns	ns
1995年	1,841	1.58	1.24	1.27(1.18, 1.36)	87	4.32	1.19	1.19(0.87, 1.62)
1996年	1,559	1.32	1.03	1.07(0.99, 1.15)	87	4.10	1.13	1.16(0.85, 1.58)
1997年	1,559	1.33	1.05	1.05(0.97, 1.13)	101	4.73	1.30	1.30(0.96, 1.75)
1998年	1,505	1.28	1.0	1.0	79	3.63	1.0	1.0
住所地			***	***			ns	**
北海道	243	1.25	0.89	0.77(0.67, 0.89)	9	2.95	0.63	0.60(0.39, 0.91)
東北	533	1.50	1.06	1.07(0.96, 1.18)	20	3.31	0.71	0.71
関東 I	1,668	1.41	1.0	1.0	94	4.67	1.0	1.0
関東 II	505	1.33	0.95	0.94(0.85, 1.04)	33	4.49	0.96	0.96
北陸	293	1.43	1.02	1.08(0.95, 1.22)	24	5.27	1.13	1.10(0.83, 1.47)
東海	791	1.37	0.98	1.03(0.95, 1.13)	50	4.60	0.98	0.98
関西 I	784	1.21	0.86	0.78(0.72, 0.85)	36	3.17	0.68	0.62(0.43, 0.88)
関西 II	199	1.36	0.97	0.95(0.81, 1.10)	6	2.37	0.51	0.51
中国	391	1.38	0.98	0.92(0.82, 1.04)	25	4.84	1.04	0.75(0.50, 1.12)
四国	207	1.41	1.01	0.96(0.83, 1.11)	8	2.88	0.62	0.62
北九州	451	1.40	1.00	0.89(0.80, 0.99)	35	5.65	1.21	0.92(0.66, 1.28)
南九州	399	1.62	1.16	0.94(0.84, 1.06)	14	3.20	0.69	0.69
性別			***	***			*	**
男	3,489	1.45	1.11	1.20(1.14, 1.26)	200	4.70	1.28	1.38(1.11, 1.70)
女	2,975	1.30	1.0	1.0	154	3.67	1.0	1.0
世帯主の主な仕事			***	***			***	***
農業	305	1.58	1.65	1.44(1.27, 1.63)	17	4.43	1.53	1.69(0.99, 2.87)
自営業	548	1.28	1.34	1.17(1.06-1.29)	30	3.83	1.33	1.37(0.91, 2.06)
勤労者 I (100人未満の企業)	1,677	1.13	1.18	1.08(1.01, 1.16)	87	3.48	1.20	1.22(0.91, 1.63)
勤労者 II	1,845	0.96	1.0	1.0	108	2.89	1.0	1.0
その他	1,158	2.17	2.27	2.04(1.89, 2.21)	64	7.40	2.55	2.59(1.89, 3.55)
無職	566	8.62	8.99	6.25(5.65, 6.91)	23	26.20	8.81	9.02(6.37, 12.77)
不詳	365	6.13	6.40	5.67(5.03, 6.39)	25	29.52	9.83	9.83
母の年齢			***	***			**	ns
<20y	202	3.11	2.72	2.13(1.83, 2.49)	9	13.22	3.10	3.10
20-24y	1,160	1.58	1.39	1.35(1.25, 1.45)	47	5.10	1.19	1.03(0.75, 1.42)
25-29y	2,226	1.14	1.0	1.0	138	4.27	1.0	1.0
30-34y	1,854	1.26	1.10	0.92(0.86, 0.98)	114	3.65	0.86	0.98(0.76, 1.26)
35-39y	753	1.81	1.59	1.03(0.94, 1.12)	39	3.87	0.91	1.07(0.76, 1.51)
40y-	162	3.14	2.75	1.15(0.97, 1.36)	7	7.73	1.81	1.81
妊娠週数			***	***			***	# **
<24w	74	235.67	145.14	1.40(1.01, 1.95)	7	179.49	28.79	1.51(0.59, 3.81)
24-27w	354	65.27	59.12	0.68(0.54, 0.87)	93	78.35	38.81	2.29(1.28, 4.11)
28-31w	267	17.56	16.48	0.51(0.42, 0.62)	62	15.78	8.77	1.19(0.71, 1.98)
32-36w	889	5.09	4.82	0.97(0.88, 1.08)	110	3.36	1.91	1.04(0.74, 1.45)
37-41w	4,689	1.06	1.0	1.0	82	1.76	1.0	1.0
42w-	98	1.79	1.69	2.20(1.79, 2.71)	0	0.00	—	—
これまでの出生数			***	***			***	***
0人	2,242	0.99	1.0	1.0	164	6.91	1.0	1.0
1人	2,416	1.41	1.43	1.75(1.64, 1.85)	121	3.28	0.48	0.44(0.35, 0.56)
2人	1,101	1.87	1.89	2.32(2.14, 2.51)	41	2.28	0.33	0.32(0.23, 0.43)
3人以上	400	3.17	3.20	2.94(2.62, 3.31)	18	3.04	0.44	0.44
死産経験			***	***			***	# ns
あり	170	5.31	4.11	2.02(1.73, 2.36)	12	11.29	2.74	1.04(0.58, 1.86)
なし	5,989	1.28	1.0	1.0	332	3.98	1.0	1.0

ns: 有意差なし * : P<0.05 ** : P<0.01 *** : P<0.001 #: ポアソン回帰分析で出生体重のみを調整

ついて出生時要因ごとの死亡数と出生数との比を用い、つまり、公刊されている人口動態統計での乳児死亡率などの指標と同じ方法を用いて、乳児期の病死についての検討を行った。こうした方式はイタリアでも実施されているとみられる¹⁴⁾。この方式の問題として、本報告の乳児死亡率の分子には1994年に出生した児の1995年での乳児死亡が含まれ、1998年に出生した児の1999年での乳児死亡が除かれているという問題点はある。しかし、出生および乳児死亡についての定常性が大きく崩れない状況においては支障のない方式といえる。

その他の問題を挙げれば、外因死が除かれているために、乳児期での死亡全体の検討には至っていないことがある。また、出生体重が記載されない死亡診断書が、新生児死亡については0.6%にすぎないが、新生児期後乳児死亡では8.9%と多くなっている問題がある。1年未満の病死での追加事項の未記載はランダムに発生するとは考えにくいことから、関連要因の検討結果にわずかにバイアスが混入しているおそれはある。あるいは、「世帯の主な仕事」については、出生時点および死亡時点でのそれぞれの状態が記載されることから、その間に世帯の仕事が系統的に変化した場合にはバイアスが混入することになる。「世帯の主な仕事」において無職や不詳での死亡リスク増大が極めて大きかった原因のひとつとして、このバイアスを配慮する必要があるかもしれない。こうした問題点については、出生票と死亡票との情報の同一児での整合性の点検を含めて、個人レベルのレコードリンケージを実施して実証的に解明される必要がある。

以上の問題点はあるものの、本報告において、わが国全体について乳児期の病死と出生時要因との関連をはじめて定量的に明らかにした意義は大きいと考えている。

さて、多変量解析で示された単産での乳児死亡のリスクが高い特性は、低出生体重、古い年次、「住所地」が北陸・近畿Ⅱなど、男児、「世帯主の主な仕事」が無職ないし不詳、母が10歳代などの若年齢、短い妊娠期間、遅い出生順位、母に死産経験ありであった。また、単産についての新生児死亡のリスクが高い特性についても、「母の年齢」を除いて、同様であった。外因死を含む1989年児報告²⁶⁾と新生児死亡の成績を比較すると、「出生

体重」、「性別」、「妊娠週数」についての関連は定量的にもほぼ一致している。また、「母の年齢」が粗相対リスクではかなりの関連がみられるが、多変量解析によって他の要因を調整した場合には有意な関連がみられなくなる点も整合している。一方、「これまでの出生数」については1989年児報告では有意な関連となっていない。これは、出生数との関連の構造が異なる単産と複産とを1989年報告では合計したために関連がわずかに弱くなった点はあるが、それ以上に、解析に使用した出生数が本報告の単産と比べて10分の1以下の約41万人にすぎなかったことによる統計的推測の精度の問題が大きいといえる。1989年児報告の「死産経験」で関連が有意に至っていない点も同様の理由と考えられる。

単産での新生児期後乳児死亡についてもほぼ同様であり、多変量解析により死亡リスクが高いとされた特性は、低出生体重、古い年次、「住所地」が北陸・東北など、男児、「世帯主の主な仕事」が無職ないし不詳、母が10歳代などの若年齢、短い妊娠期間、遅い出生順位、母に死産経験ありであった。1989年児報告²⁷⁾では、外因死のほとんどを占める不慮の事故については「出生体重」は有意な関連を示さず、男児、20歳未満の若年の母親、およびこれまでの出生数が3人以上で死亡リスクの顕著な増大が報告されている。1989年児報告²⁶⁾と比べて、本報告で「出生体重」でのリスク増大がやや大きくなり、「性別」、「母の年齢」および「これまでの出生数」ではやや小さくなっている点は、外因死が含まれていない影響と考えられる。また、1989年児報告で「妊娠週数」および「死産経験」の関連が有意に至っていないが、これは統計的推測の精度の問題であり、本報告と実質的な差異はないと考えられる。

このように本報告と1989年児報告には、研究方法の違いと約7年間の隔たりがあるが、出生時要因の死亡との関連様式には大きな違いはないといえる。

本報告の単産についての成績は、これまでの欧米諸国からの報告とも定性的に一致している。すなわち、出生体重が最も強く死亡リスクと関連することは新生児期^{3~7)}、新生児期後乳児期^{5,6,8~10)}および乳児期全体^{3,8,11~14)}のいずれの時期においても一致して報告されている。同様に、乳児期の

いずれの時期についても、死亡リスクに関連する出生時要因として「性別」^{3,4,8,13,14}、「妊娠週数」^{3,4,8,10,13,14}、「これまでの出生数」^{3,8~10,14,15}が明らかにされており、「母の年齢」については乳児死亡と関連する^{8,11,13,14}が、特に新生児期後乳児死亡^{9,10,15}との関連が強いことが示されている。「世帯の主な仕事」と関連する社会階層や教育歴についても一致した報告^{3,8,13,14}がなされており、いずれの乳児期においても低い社会階層での死亡リスクが高いことが示されている。

次に、複産についての成績について考える。低出生体重児については、出生体重別の死亡リスクは単産と比べて複産の方がむしろ低率であった。低出生体重児についての乳児死亡リスクは、出生体重の影響を調整した場合、単産と比べて複産の方が30%以上死亡リスクは低いことなどが示された。同様の傾向は欧米でもすでに報告されている^{16~18}。出生体重の違いを勘案しない粗乳児死亡率などでは複産での死亡リスクが明らかに高い^{13,14}が、1,250 gから2,500 gないし3,000 gまでの広い出生体重の範囲において出生体重別の乳児死亡リスクが低く、3,250 g以上では複産の方が死亡リスクは高くなることが示されている¹⁷。

多変量解析で示された複産での乳児期の死亡リスク増大と関連する出生時要因は、低出生体重、古い年次、「世帯主の主な仕事」が無職・不詳、短い妊娠期間であったが、「これまでの出生数」では出生数が多い場合に死亡リスクは逆に低下していた。また、男児での死亡リスク増大は、新生児期後乳児期で主に認められた。「母の年齢」および「死産経験」については、乳児期のいずれの期間においても偶然変動範囲の違いに過ぎなかった。

複産での乳児死亡の関連要因についての報告は、単産に比べれば少ない。死亡と極めて強く関連する「出生体重」および「妊娠週数」については、一致した報告がなされている^{19~21}。また、周産期ケアの不足や20歳未満の若い母での新生児死亡リスク増大²¹、同性の多胎や年齢・初産と経産・出生数・教育歴を組合せて判定されたハイリスクな母親での乳児死亡の増大¹⁹などが報告されている。しかし、これらについては本報告では確認されていない。また、今回示された「これまでの出生数」の増加に伴う死亡リスク低下について

は、一致する報告を見出せなかった。わが国の1984年における双胎での周産期死亡（妊娠満22週以降の死産+早期新生児死亡）についての多重ロジスティックモデルを用いた報告²⁸では、出産体重が極めて強く周産期死亡リスクと関連することが示されるとともに、有意ではないが経産よりも初産での死亡リスクが高いことが報告され、本報告と一致している。しかし、「死産経験」がある場合に周産期死亡リスクは著しく増大している点は、乳児期での死亡を扱った本報告の成績とは一致していない。

複産での乳児期の死亡については、多胎の同性・異性の組合せを含めて、さらに詳細な検討が必要と考えられる。

以上、1995年から病死した乳児について記載されるようになった出生時要因などについて、乳児期の病死との関連を定量的に検討したわが国で初めての成績を報告した。病死による乳児死亡にかかわるリスク要因の解明が人口動態統計を用いて格段に詳細に行いえる状況になったことから、乳児死亡率の効率的改善がさらに推進されることが期待される。なお、1995年から1998年までの乳児期における死因別の病死の実態を出生体重別に既に報告し²⁹、また死因別の病死にかかわる出生時要因についても報告している³⁰ので、参照されたい。

本研究は、厚生省子ども家庭総合研究事業「乳幼児死亡率改善の為の研究」（主任研究者：澤口彰子、東京女子医科大学副学長）の研究補助金により実施した。

（受付 2000.12.22）
（採用 2001. 3.23）

文 献

- 1) 国民衛生の動向。厚生省の指標 臨時増刊 47(9)。厚生統計協会、2000。
- 2) 藤田利治。1990年代におけるわが国の出生体重別乳児死亡の改善。日本公衛誌 2001; 48: 289-297。
- 3) Chase HC, (ed.). A study of risks, medical care, and infant mortality. in: Am J Public Health 1973; 63: Supplement.
- 4) Paneth N, Wallenstein S, Kiely JL, et al. Social class indicators and mortality in low birth weight infants. Am J Epidemiol 1982; 116: 364-375.
- 5) Buehler JW, Strauss LT, Hougue CJ, et al. Birth weight-specific infant mortality, United States, 1960

- and 1980. *Public Health Reports* 1987; 102: 151-161.
- 6) Hogue CJ, Buehler JW, Strauss LT, et al. Overview of the National Infant Mortality Surveillance (NIMS) project; Design, methods, results. *Public Health Reports* 1987; 102: 126-138.
 - 7) Kiely JL, Kleinman JC, Kiely M. Triplets and higher-order multiple birth; Time trends and infant mortality. *Am J Dis Child* 1992; 146: 862-868.
 - 8) Hogue CJ, Strauss LT, Buehler JW, et al. Overview of the National Infant Mortality Surveillance (NIMS) project. *MMWR CDC Surveill Summ* 1989; 38(3): 1-46.
 - 9) Read A, Stanley F. Postneonatal mortality in western Australia 1970-78. *Aust Paediatr J* 1983; 19: 18-22.
 - 10) Semenciw RM, Morrison HI, Lindsay J, et al. Risk factors for postneonatal mortality: Results from a record linkage study. *Int J Epidemiol* 1986; 15: 369-372.
 - 11) Armstrong RJ. A study of infant mortality from linked records by birth weight, period of gestation, and other variables: United States, 1960 live-birth cohort. *Vital Health Stat* 20. 1972; 12.
 - 12) Alberman E, Botting B. Trends in prevalence and survival of very low birthweight infants, England and Wales: 1983-7. *Arch Dis Child* 1991; 66: 1304-1308.
 - 13) MacDorman MF, Atkinson JO. Infant mortality statistics from the 1997 period linked birth/infant death data set. *Natl Vital Stat Rep* 1999; 47(23): 1-23.
 - 14) Parazzini F, Pirota N, La Vecchia C, et al. Determinants of perinatal and infant mortality in Italy. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1992; 40(1): 15-24.
 - 15) Pharaoh POD, Morris JN. Postneonatal mortality. *Epidemiol Rev* 1979; 1: 170-183.
 - 16) Bleker OP, Breur W, Huidekoper BL. A study of birthweight, placental weight and mortality of twins as compared to singletons. *Br J Obstet Gynaecol* 1979; 86: 111-118.
 - 17) Kleinman JC, Fowler MG, Kessel SS. Comparison of infant mortality among twins and singletons: United States 1960 and 1983. *Am J Epidemiol* 1991; 133: 133-143.
 - 18) Botting BJ, Macdonald Davies I, Macfarlane AJ. Recent trends in the incidence of multiple births and associated mortality. *Archives of Disease in Childhood* 1987; 62: 941-950.
 - 19) Fowler MG, Kleinman JC, Kiely JL, et al. Double jeopardy: twin infant mortality in the United States, 1983 and 1984. *Am J Obstet Gynecol* 1991; 165: 15-22.
 - 20) Powers WF, Kiely JL. The risks confronting twins: a national perspective. *Am J Obstet Gynecol* 1994; 170: 456-461.
 - 21) Newman RB, Mauldin JG, Ebeling M. Risk factors for neonatal death in twin gestations in the state of South Carolina. *Am J Obstet Gynecol* 1999; 180: 757-762.
 - 22) Shoham-Yakubovich I, Barell V. Maternal education as a modifier of the association between low birthweight and infant mortality. *Int J Epidemiol* 1988; 17: 370-377.
 - 23) National Center for Health Statistics. Proceedings of the International Collaborative effort on Perinatal and Infant Mortality, Volume 3. Hyattsville, Maryland: U.S. Department of Health and Human Services, Public Health Service, Centers for Disease Control, 1992.
 - 24) Magowan BA, Bain M, Juszczak E, et al. Neonatal mortality amongst Scottish preterm singleton births (1985-1994). *Br J Obstet Gynaecol* 1998; 105: 1005-1010.
 - 25) 内藤公一, 松井正道, 奥野 彰, 他. 兵庫県における出生体重別新生児死亡率および標準化新生児死亡率. *日本公衛誌* 1984; 31: 339-345.
 - 26) 藤田利治, 箕輪眞澄, 三浦宜彦, 他. 乳児死亡と出生時要因との関連: 人口動態調査でのレコードリンクージュ研究. *日本公衛誌* 1994; 41: 34-45.
 - 27) 藤田利治, 箕輪眞澄, 三浦宜彦. 死因別の乳児死亡と出生時要因との関連についてのレコードリンクージュ研究. *日本公衛誌* 1994; 41: 114-125.
 - 28) 加藤則子. 多胎児の死産統計. *周産期医学* 1999; 29: 1395-1398.
 - 29) 藤田利治. 死因別乳児死亡率の出生体重による違い: 1995年~1998年の人口動態調査データを用いて. *厚生指標* 2001; 48(2): 29-36.
 - 30) 藤田利治, 死因別の乳児死亡率と出生時要因との関連: 1995年~1998年, 厚生指標 2001; 48(8): 掲載予定

RISK FACTORS FOR INFANT MORTALITY FROM DISEASES IN JAPAN 1995-98

Toshiharu FUJITA*

Key words : Infant mortality, Neonatal mortality, Postneonatal mortality, Birth weight, Risk factors, Vital statistics

Objective Since 1995, additional information (i.e. birth weight, singleton/multiple births, gestational weeks, maternal age, maternal parity and stillbirth experience) has been required for certificates of infant (less than 1 year of age) death from diseases in Japan. The present study examined the effects of biological, demographic and social variables, as reported on birth and death certificates, on infant, neonatal and postneonatal mortality in Japan.

Methods Using data from vital statistics between 1995 and 1998, more than 4,787,000 livebirths and 16,000 infant deaths from diseases were analyzed. Univariate and multivariate analyses with the Poisson regression model were employed to assess the effects of variables on infant, neonatal and postneonatal mortality by singleton and multiple livebirths separately.

Results The infant mortality rates from diseases were 3.2/1000 for singleton livebirths and 17.7/1000 for multiple livebirths. In singleton livebirths, low birth weight, infant born in earlier years, being a male infant, employment status as "unemployed or unknown", short gestational weeks, late birth in multiparity and maternal stillbirth experience were all significantly related to increased risk of neonatal and postneonatal deaths. Teenage mother were also at high risk of postneonatal deaths. Regional differences were observed. Compared with singleton livebirths, birthweight-specific mortality rates in multiple livebirths were relatively low among infants weighing under 2500 g. In multiple livebirths, elevated risk of death was associated with low birth weight, infant born in earlier years, employment status as "unemployed or unknown" and short gestational weeks. However, late birth in multiparity was related to a reduced risk of death, and maternal stillbirth experience was not a significant variable.

Conclusion This study provided the first quantitative estimate of risk of infant mortality from diseases in Japan. Since a more detailed elucidation of actual conditions and risk factors of infant deaths by vital statistics has become possible, efficient measures for improvement of infant mortality are to be expected.

* Department of Epidemiology, National Institute of Public Health