우리나라 사산의 위험요인 분석

韓英子* · 李尙昱** · 吳熙哲*** · 金美英****

태아건강의 중요성에도 불구하고 사산의 원인은 잘 알려져 있지 않고 있으며, 우리나라에서 사산에 관한 연구는 상당히 적은 편이다. 본 연구는 우리나라 사산의 양상과 위험요인을 밝히기 위해 1999년도 출생 코호트의 전체 출생아와 함께 1999~2000년도 전체 사산아의 특성을 분석하였다. 보건복지부와 한국보건사회연구원은 1999~2000년 발생한 우리나라 전체 사산에 관한 조사를 실시하였으며, 본 연구에서는 이 자료를 사용하였다. 사산아의 비차비(Odds Ratio) 산출을 위해 로짓회귀분석 방법을 사용하였다.

연구결과는 다음과 같다.

단변량분석에서 사산의 비차비는 태아의 재태기간이 짧고, 출생체중이 작으며, 남아, 다태아에서 높았다. 그리고 사산위험은 모연령에 따라 U-shape을 보였다. 다변량 로짓회귀분석 결과 출생체중과 사산의 위험성간에 가장 강한 관계를 관찰할 수 있었다(기준군: 출생체중 3,000~3,999g, 출생체중 500~999g 사산아의 비차비: 763.7, 95% 신뢰구간: 586.1~995.2). 짧은 재태기간이 두 번째로 중요한 사산의 위험요인이었다. 다변량분석에서는 단변량분석 결과와 달리 사산의 위험요인은 10대의 여성에서만 높았으며, 35세 이상에서 사산위험이 높지 않은 것으로 분석되었다. 이 부분에 대해서는 추후 연구가 필요하다고 본다. 다태임신 태아의 경우 다변량분석에서는 단변량분석 결과와 달리 사산의 위험이 낮은 것으로 분석되었다.

주요용어: 사산, 출생체중, 재태연령, 모연령, 다태임신

* 한국보건사회연구원 부연구위원
** 관동대학교 의과대학 교수
*** 연세대학교 의과대학 교수
**** 존스홉킨스대학교 간호대학 교수

I. 서 론

1. 연구의 배경 및 필요성

주산기사망률은 지역의 산과와 신생아서비스 전반과 사회경제적 상태를 종합적으로 보여주는 중요한 지표이다. 최근 의료기술의 발달 등으로 영아사망률은 급격히 감소하고 있으나 영아사망률이 낮아질수록 내인사의 분율이 높아지는 경향을 보이고 있어서 선진국일수록 선천적이거나 주산기 병태에 기인한 신생아기의 사망률이 높은 분포를 보인다(박영수, 1981). 사산(Stillbirths)은 그 성격상 신생아사망과 유사한 특성을 갖고 있는데 사산의 원인에 대해서는 잘 알려져 있지 않아 예방이 쉽지 않은 실정이다.

사산과 관련된 위험요인으로 저체중출산, 재태기간이 짧은 조산이 가장 큰 위험요인으로 알려져 있으며, 낮은 사회경제적 수준, 산모의 연령, 임신기간의 산모의 질병과 산전처치가 사산위험과 관련이 있다고 보고하고 있다(Bracken, 1984) 또 남아가 여아보다 사산위험이 높다고 알려져 있다(Parazzini 1992). 선진국에서 영아사망률이 감소하면서 사산의 중요성이 부각되고 있으나 우리나라에서는 사산에 대한 연구가 많지 않으며, 특히 우리나라 전체 출생아에 기초한 사산연구는 아주 드물다(한영자 등 1998).

2. 연구목적

이 연구에서는 사산의 인구 사회적 특성을 분석하고, 임신부의 인구학적 변수와 태아관련 변수가 사산에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다.

II. 연구방법

1. 연구자료

1) 출생아 자료

본 연구에서 출생아는 1999년 1월 1일부터 12월 31일 기간 중에 태어난 우리나라 전체 출생아로서 1999년과 2000년의 통계청 출생신고자료에서 출생년도가 1999년인 신고아를 대상으로 하였다.

2) 사산아 자료

본 연구 대상 사산아는 1999년 1월 1일부터 2000년 12월 31일 기간 중 발생한 우리나라 전체 사산아이다. 이번 사산아조사는 보건복지부와 한국보건사회연구원이 3년 주기로 실시하는 영아사망조사와 동시에 2001년 12월에 실시되었다. 사산아는 정상출생아에 비해 건수가 적기 때문에 세부분석을 위해서 2년간의 자료를 모두 이용하였다.

사산은 일반적으로 재태기간(gestation period) 28주 이후의 태아사망을 의미하였으나, 1977년 WHO는 사산의 범위를 확대하여 출산시 체중 500g 이상의 모든 태아를 포함하도록 권고하였다. 만약 출산체중에 관한 정보가 없다면 재태기간 22주 이상 또는 두종장(crown-heel length) 25㎝가 대개 체중 500g과 일치한다. 이 연구에서는 두종장은 조사하지 못하였으며, 재태기간 22주 이상이거나, 출산체중이 500g 이상의 태아사망을 사산으로 정의하였다.

사산아 조사에서는 건강보험자료, 인구동태신고자료, 주민등록자료, 임산

부 및 신생아사망/사산에 관한 의료기관 보고자료를 이용하여 조사 기초 자료로 사용하였다(표 1 참조).

〈표 1〉 자료의 종류

자료출처	자료 종류
국민건강보험공단	건강보험 관련 자료 - 임신 및 분만관련 진료비청구자료 - 건강보험 자격자료 - 건강보험 장제비 지급자료
통계청	인구동태신고 자료 - 출생신고 자료 - 사망신고 자료
보건복지부	의료기관 보고자료(모자보건법 제 8조) - 임산부, 신생아 사망 및 사산보고
행정자치부	주민등록자료 - 출생 및 사망

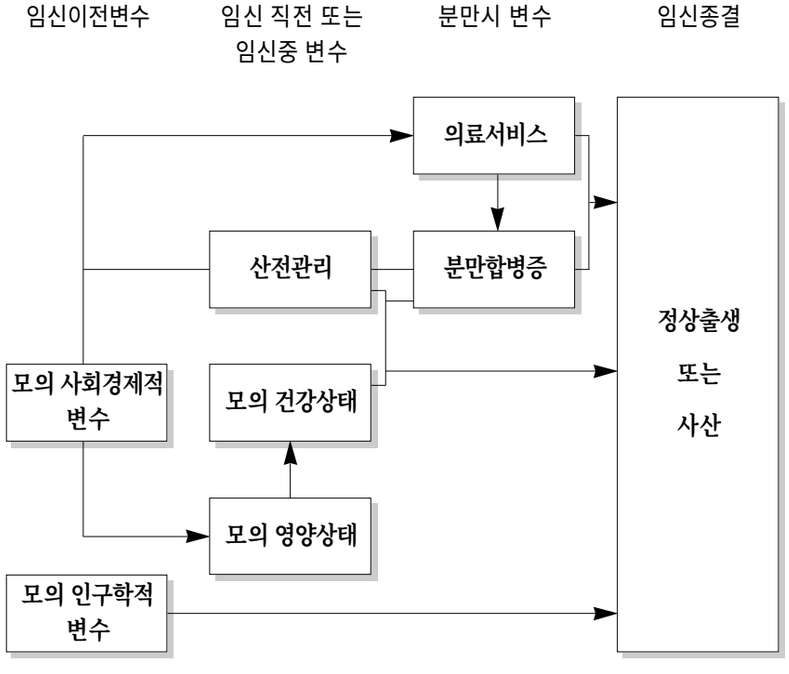
2. 연구방법

1) 연구의 틀

본 연구에서는 임신 이전 또는 임신 직전 변수가 임신종결에 어떤 영향을 미치는지 그 영향을 보고자 하였으며 임신종결에서 정상출생과 사산을 종속변수로 선택하였다. 임신결과에 영향을 미칠 수 있는 변수로는 모의 임신이전 변수(사회경제적 변수, 인구학적 변수), 임신 직전 또는 임신 중 변수(산전관리, 건강상태, 영양상태), 분만 시 변수(의료서비스, 분만 합병증)를 들 수 있다(그림 1 참조). 모의 특성 이외에도 임신결과에 영향을 미치는 변수로는 태아측 변수(성, 재태기간, 출산체중)가 있다. 본 연구에서는 전수조사와 기존 자료를 이용하였으므로 분석시 모든 자료에서 발견되는 공통 변수만을 사용하여 분석하였다. 모의 사회경제적 변수, 음주 흡

연 등 임신결과에 영향을 미치는 주요 변수를 포함하지 못한 것이 이 연구의 한계이다.

〔그림 1〕 사산의 위험요인 분석 틀



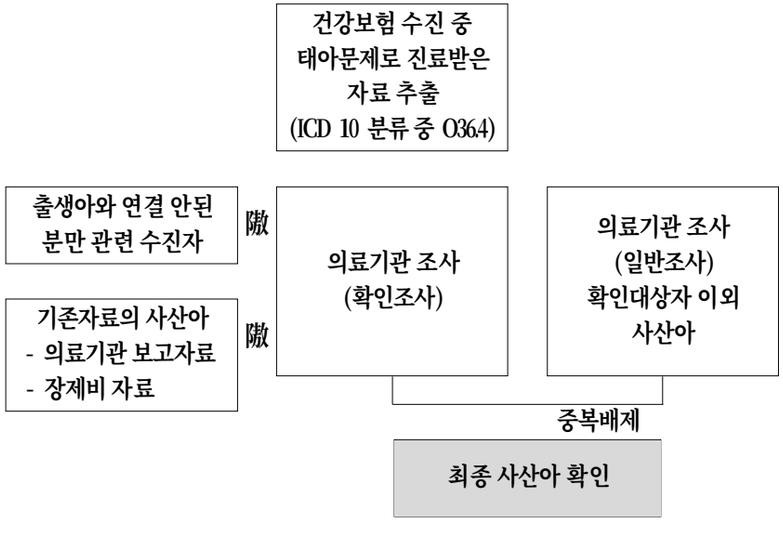
2) 사산아 조사

국민건강보험공단으로부터 1998년 12월 1일부터 1999년 12월 31일까지 주상병명 또는 부상병명이 임신, 출산 및 산욕의 합병증인 국제질병분류 10판의 O코드(O00~O99: Pregnancy, childbirth and the puerperium)에 해당하는 여성환자의 건강보험급여자료를 수집하였다. 이들 중 건강보험자격자료와 행정자치부의 주민등록자료를 연결고리로 이용하여 임신분만으로 진료를 받은 모와 출생아를 연결하였으며, 출생아와 연

결이 되지 않은 여성환자(확인대상자)에 대해 급여를 청구한 의료기관으로 가서 분만의 결과가 출생이었는지 사산이었는지 등을 조사하였다. 이때 조사대상 의료기관의 의사 또는 의무기록사가 진료기록부를 확인하여 구조화된 설문지를 작성하도록 하였다. 의료기관 보고자료에서 이미 사산으로 보고된 대상에 대해서도 동일한 설문지를 작성하도록 하여 분석을 위한 추가 정보를 수집하였다.

확인대상자가 아니면서, 그 의료기관에서 발생한 영아사망·사산이 있을 경우 그들에 대해 추가로 조사표를 작성하도록 하였다. 확인 대상자가 있는 의료기관은 모두 조사하였으며, 조사 대상자가 없는 의료기관이라도 1998년 12월 1일부터 2000년 12월 31일까지 국민건강보험공단의 급여자료 전산파일에 수록된 병원급(종합병원 포함) 이상 의료기관은 전수조사를 하였으나 치과병원, 한방병원 등은 제외하였다. 보건기관 중 보건소는 전수 조사하였는데 보건소는 조사를 총괄할 뿐만 아니라 가정분만 등을 보건소를 통해 파악하였다(그림 2 참조).

〔그림 2〕 사산아조사 흐름도



여러 자료원으로부터 수집 가능한 모든 자료를 확보한 다음 자료를 통합하고 중복을 배제하여 최종 사산아 수를 확정하였다. 중복배제 작업시 사망아 부모의 주민등록번호, 성명, 출생일, 사망일, 거주지 등의 정보를 이용하였다.

3) 변수 선정 및 분석

분석을 위해 수집된 변수는 <표 2>와 같다. 정상출생아에서는 모 연령, 부 연령, 부모의 직업, 교육정도, 부모의 결혼일자 등 변수와 성별, 재태연령(임신주수), 출생체중, 다태 여부, 출산순위 등 출생아관련 변수를 얻을 수 있었으며, 사산아에서는 모 연령, 성별, 재태기간, 출생체중, 다태 여부, 출산 순위, 사회·인구학적 변수를 수집하였다. 출생아와 사산아에서 동시에 수집할 수 있었던 변수를 이용하여 주로 분석을 시행하였다.

〈표 2〉 수집 변수

변수의 축		변 수 이 름	자 료 출 처
독립변수	출생아	성별, 재태기간, 출생체중, 다태여부, 출산 순위, 모 연령, 부 연령, 결혼일자, 부·모 교육정도, 부·모 직업	출생신고자료 (통계청)
	사산아	모 연령, 성별, 재태기간, 출생체중, 다태여부, 출산 순위	영아모성사망조사 (보건복지부, 한국보건사회연구원)
종속변수	임신결과	출생, 사산	출생신고자료 (통계청) 영아·모성사망조사 (보건복지부, 한국보건사회연구원)

4) 분석방법

출생아와 사산아의 인구 및 사회 요인에 따른 사산아분포에 차이가 있는지를 분석하였다. 사산과 관련된 여러 위험요인을 통제하기 위하여 로짓 회귀분석을 이용하였다. 통계 소프트웨어는 The SAS System for Windows 8.1을 사용하였다.

III. 연구결과

1. 출생아와 사산아의 특성비교

출생신고자료에서 1999년 1월 1일부터 12월 31일 기간 중에 태어난 우리나라 전체 정상출생아수는 61만 9,247명이었다. 1999년 1월 1일부터 2000년 12월 31일 기간 중 발생한 우리나라 전체 사산아로서, 전국 사산아 조사를 통해 확인된 사산아 수는 1999년 3,745건, 2000년 2,976건으로 총 6,721건이었다.

남아의 사산아 분율이 여아에 비해 높았으며, 재태기간이 짧을수록 출생체중이 낮을수록 그리고 다태아인 경우 사산아 분율이 높았다. 모 연령에 따라서 사산아 분율에 차이가 있었으며, 10대 연령군과 40대 이후 연령군에서 사산아 분율이 높은 U자 모양을 보이고 있다. 거주지에 따른 사산아 분율은 대도시에 비해 중소도시와 군지역에서 약간 높았으나, 그 차이는 통계적으로 유의한 수준은 아니었다(표 3 참조).

다태아의 경우 사산아 분율은 4.67%로 단태아의 1.0%에 비해 4배 이상 높은 분포를 보였다(표 3 참조). 그러나 출생체중별로 세분화해 보면 1500g 미만집단에서 단태아의 사산아 분율은 76.57%로 다태의 51.62%에 비해 오히려 높은 수준이다. 1500~2499g 집단에서도 단태의 사산아 분율은 5.17%로 다태의 1.75%에 비해 3배가량 높은 분포를 보였으며 이 차이는 통계적으로 유의하였다(표 4 참조).

〈표 3〉 대상자 특성별 정상출생아와 사산아의 분포의 차이

(단위: %, 명)

변수		정상출생아 (619,247)	사산아 (6,721)	수 (625,968)	P-value
성별	남	98.85	1.15	327,512	0.0001
	여	99.09	0.91	298,231	
재태기간 (주)	22~27	6.78	93.22	3,939	0.0001
	28~31	73.27	26.73	3,865	
	32~34	90.63	9.37	6,530	
	35~36	97.31	2.69	15,387	
	37~41	99.84	0.16	584,277	
	42 이상	99.80	0.20	10,246	
출생체중 (g)	500~5999	4.98	95.02	3,512	0.0001
	1000~1499	59.69	40.31	2,218	
	1500~1999	88.87	11.13	4,655	
	2000~2499	97.32	2.68	16,954	
	2500~2999	99.64	0.36	112,224	
	3000~3499	99.89	0.11	286,763	
	3500~3999	99.91	0.09	164,153	
	4000 이상	99.81	0.19	33,284	
모 연령 (세)	15~19	95.84	4.16	5,535	0.0001
	20~24	99.02	0.98	84,162	
	25~29	99.15	0.85	335,062	
	30~34	98.77	1.23	159,491	
	35~39	98.03	1.97	34,725	
	40 이상	96.95	3.05	5,178	
태수	단태	99.00	1.00	615,655	0.0001
	다태	95.33	4.67	10,215	
거주지	대도시	98.99	1.01	283,058	0.5565
	중소도시	98.96	1.04	272,043	
	군지역	98.95	1.05	67,973	

〈표 4〉 태수와 출생체중별 사산아 분율의 차이

(단위: %, 명)

태수	출생체중(g)	정상아 (619,247)	사산아 (6,721)	계(%)	수 (625,968)	P-value
단태	1500 미만	23.43	76.57	100.0	5,057	0.0001
	1500~2499	94.83	5.17	100.0	17,210	
	2500~3999	99.85	0.15	100.0	558,054	
	4000 이상	99.82	0.18	100.0	33,259	
	소계(명)	607,933	5,647		613,580	
다태	1500미만	48.38	51.62	100.0	649	0.0001
	1500~2499	98.25	1.75	100.0	4,394	
	2500~3999	99.53	0.47	100.0	5,079	
	4000 이상	96.00	4.00	100.0	25	
	소계(명)	9,710	437		10,147	

우리나라 전체 출생아와 사산아에서 산모연령과 태아관련변수들이 사산위험에 얼마나 관련성이 있는지 단변량로짓회귀분석을 통해 살펴보았다. 전체 출생아와 사산아에 대하여 사산 위험에 대한 출산아 성의 비차비(Odds Ratio)는 남아가 1.3(95% CI: 1.2-1.3)으로 여아에 비해 30%가 높았다(표 5 참조).

〈표 5〉 사산위험에 대한 출산아 성의 비차비(단일변량분석)

	정상출산아 수	사산아 수	Odds Ratio	CI	P-value
남아	323,733	3,779	1.3	1.2-1.3	0.0001
여아	295,514	2,717	1.0		

주: 성별 미상 225건 제외

사산 위험에 대한 출산아 체중의 비차비를 출생체중 3,500~4,000g 집단군을 기준으로 살펴보았다. 체중 500~999g 집단의 사산아 발생위험은 기준군에 비해 999.9배 이상으로 높았다(95% CI: 999.9-999.9). 출생체중 1,000~1,499g 군은 753.3배 높았으며(95% CI: 627.6-904.3), 1,500~1,999g 군은 139.7배(95% CI: 116.0-168.2) 2,000~2,499g 군은 30.7배(95% CI: 25.5-37.0), 2,500~2,999g은 4.0배로(95% CI: 3.3-4.8) 출생체중이 증가함에 따라 사산위험은 급격히 낮아졌다(표 6 참조).

〈표 6〉 사산위험에 대한 출산아 체중의 비차비(단일변량분석)

체중(g)	정상출생아 수	사산아 수	Odds Ratio	CI	P-value
500~999	175	3,337	> 999.9	>999.9~>999.9	0.0001
1000~1499	1,324	894	753.3	627.6~904.3	0.0001
1500~1999	4,137	518	139.7	116.0~168.2	0.0001
2000~2499	16,500	454	30.7	25.5~37.0	0.0001
2500~2999	111,825	399	4.0	3.3~4.8	0.0001
3000~3499	286,455	308	1.2	0.9~1.5	0.07
3500~3999	164,006	147	1.0	-	-
4000 이상	33,222	62	2.1	1.5~2.8	0.0001

주: 출산체중 미상 2,205건 제외

재태기간에 따른 사산위험 비차비는 출산체중과 비슷한 양상을 보이고 있다. 임신 24~27주군에서의 사산위험은 임신주수 37주 이상의 기준군에 비해 999.9배 이상이었으며(95% CI: 999.9 -> 999.9), 28~31주군에서 224.4배(95% CI: 204.0~246.8), 32~34주군 63.6배(95% CI: 57.3~70.6), 그리고 35~36주군에서 17배로(95% CI: 15.1~19.1) 임신주수가 증가함에 따라 사산위험은 급격히 감소되었다(표 7 참조). 재태기간에 따른 사산위험은 전 임신주수 구간에서 통계적으로 유의하였다($P \leq 0.0001$).

모 연령에 따른 사산위험을 모 연령 25~26세를 기준군으로 하여 2세단위로 분석하였다. 25~26세군을 기준군으로 하였을 때 사산위험은 뚜렷하게 U자형태를 보였으며, 특히 연령이 낮을 때 사산위험이 유의하게 높았다. 16세 이하 연령군에서 사산위험이 가장 높아 기준군의 22.9배에(95% CI: 17.1~30.7) 달하였으며, 17~18세군은 6.4배, 19~20세군은 2.3배, 21~22세군에서는 1.4배였다. 기준군 이후에는 연령이 증가할수록 사산위

〈표 7〉 사산위험에 대한 출산아 재태기간의 비차비(단일변량분석)

재태기간(주)	정상출생아 수	사산아 수	Odds Ratio	CI	P-value
24~27	267	3,672	>999.9	>999.9->999.9	0.0001
28~31	2,832	1,033	224.4	204.0~246.8	0.0001
32~34	5,918	612	63.6	57.3~70.6	0.0001
35~36	14,973	414	17.0	15.1~19.1	0.0001
37주 이상	593,558	965	1.0	-	-

주: 임신주수 미상 1,724명 제외

험이 역시 증가하였으며, 35~36세군에서 2.1배, 37~38세군에서 2.7배, 39세이상이 3.7배였다(표 8 참조).

〈표 8〉 사산위험에 대한 모 연령의 비차비(단일변량분석)

연령(세)	정상출생아 수	사산아 수	Odds Ratio	CI	P-value
16세 이하	298	56	22.9	17.1~30.7	<.0001
17~18세	1,994	105	6.4	5.2~7.9	<.0001
19~20세	8,224	154	2.3	1.9~2.7	<.0001
21~22세	21,668	252	1.4	1.2~1.6	<.0001
23~24세	56,460	486	1.1	0.9~1.2	0.3778
25~26세	115,952	950	1.0	-	
27~28세	151,707	1,328	1.1	1.0~1.2	0.1209
29~30세	118,151	1,150	1.2	1.1~1.3	<.0001
31~32세	67,324	833	1.5	1.4~1.7	<.0001
33~34세	36,602	556	1.9	1.7~2.1	<.0001
35~36세	20,082	352	2.1	1.9~2.4	<.0001
37~38세	10,927	246	2.7	2.4~3.2	<.0001
39~40세	5,017	151	3.7	3.1~4.4	<.0001
41세 이상	3,035	93	3.7	3.0~4.6	<.0001

주: 임산부 연령 미상 1,815건 제외

태수에 따른 사산위험은 단태아를 기준으로 할 경우 다태아에서 4.8배 (95% CI: 4.4~5.3) 높은 것으로 분석되었다(표 9 참조).

〈표 9〉 사산위험에 대한 태수의 비차비(단일변량분석)

태수	정상출생아 수	사산아 수	Odds Ratio	CI	P-value
단태	609,491	6,164	1.0	-	-
다태	9,738	477	4.8	4.4~5.3	0.0001

주: 태수 미상 98명 제외

〈표 10〉 사산 위험에 대한 위험요인별 사산 위험비(다변량분석)

구분		Odds Ratio	CI		P-value
성별	남아	1.2	1.1	1.3	<.0001
	여아	1.0			
체중(g)	500~999	763.7	586.1	995.2	<.0001
	1000~1499	65.7	53.1	81.3	<.0001
	1500~1999	24.3	20.0	29.5	<.0001
	2000~2499	11.5	9.7	13.6	<.0001
	2500~2999	3.0	2.6	3.5	<.0001
	3000~3999	1.0			
	4000 이상	1.9	1.5	2.5	<.0001
재태기간(주)	22~27	51.0	40.2	64.9	<.0001
	28~31	9.8	8.1	11.8	<.0001
	32~34	6.8	5.7	8.0	<.0001
	35~36	5.1	4.3	5.9	<.0001
	37주 이상	1.0			
임산부 연령(세)	16세 이하	7.0	3.3	15.0	<.0001
	17~18세	2.1	1.3	3.1	0.001
	19~20세	1.5	1.1	2.0	0.0153
	21~22세	1.0	0.8	1.3	0.9206
	23~24세	0.9	0.8	1.1	0.2372
	25~26세	1.0			
	27~28세	1.0	0.8	1.1	0.5265
	29~30세	1.0	0.9	1.2	0.8844
	31~32세	1.0	0.8	1.1	0.6205
	33~34세	1.0	0.9	1.2	0.6874
	35~36세	1.0	0.8	1.3	0.9105
	37~38세	1.0	0.8	1.3	0.9494
	39~40세	1.1	0.8	1.6	0.4402
	41세 이상	1.3	0.9	2.0	0.1957
태수	단태	1.0			
	다태	0.4	0.3	0.5	<.0001

전체 출생아와 사산아를 대상으로 지금까지 살펴본 사산위험요인을 다중로짓회귀분석을 통해 살펴보았다. 여러 변수를 통제할 경우 출산아 체중이 가장 사산위험에 큰 영향을 주는 요인임을 알 수 있다. 재태기간이 사산위험에 미치는 관련성은 다중로짓회귀분석에서 약간 감소하였으나 여전히 높았다. 임산부 연령은 단일변량 분석에서는 25~26세군을 기준군으로 하였을 때 사산위험은 뚜렷하게 U자형태를 보였으나 여러 혼란요인을 통제한 경우 20세 이하군에서는 여전히 사산위험이 통계적으로 유의하게 높았으나 모연령이 증가하면서는 사산위험이 별로 높아지지 않았다. 태수에서 다변량분석 결과는 단일변량 분석 결과와는 반대인 것으로 분석되었다. 즉 단일변량분석에서는 다태아에서 사산의 위험이 높은 것으로 분석되었으나, 다변량분석에서는 다태아의 경우 사산위험 비차비가 0.4(95% CI: 0.3~0.5)로 오히려 낮아졌다(표 10 참조).

IV. 고 찰

1. 연구방법에 대한 고찰

주산기(Perinatal peiod)는 분만 직전, 분만중, 그리고 분만 후를 의미하는데 이 기간은 태아의 사망수준이 가장 높은 시기이다. 사산을 포함한 주산기사망은 지역의 산과와 신생아서비스 전반과 사회경제적 상태를 종합적으로 보여주는 중요한 지표 중 하나이다.

사산의 위험요인으로 알려져 있는 요인으로는 여러 요인이 있는데 본 연구에서는 산모의 연령과 태아의 성별, 재태기간, 출생체중, 다태여부 등 태아관련 변수만을 조사할 수 있었다. 태아의 가족의 직업, 교육수준 등 사회경제적 수준을 조사하지 못하였으며, 산모의 임신전후에 발생한 질병 등도 조사하지 못하였다. 출생아의 자료는 출생신고자료를 이용하면서 부의

연령, 직업, 교육수준, 모의 직업, 교육수준 등의 자료를 수집할 수 있었으나, 사산아의 자료에서는 이러한 변수들을 조사하지 못하였다. 전국적으로 사산아를 확인하고 출생체중, 재태연령 등 핵심적인 요인들을 의료기관을 대상으로 조사하였는데, 의료기관에서는 산모와 태아에 관한 사항만 자료를 가지고 있고, 산모의 직업이나 교육수준 등의 자료를 충실히 가지고 있는 곳은 거의 없었다. 산모의 임신과정에서 발생한 여러 질병을 조사하기에는 의료기관의 진료기록도 문제가 있지만 조사기간이나 비용 등 여러 면에서 제약이 있었다. 따라서 이 연구의 조사설계에서는 산모나 부의 사회경제적 수준이나 임신전후의 여러 특성을 조사하지 못하였다. 이러한 요인들에 대해서는 앞으로 추가적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

이 연구에서 사산의 위험요인으로 조사한 여러 변수 가운데 임신 당시에 사산의 위험을 추정하고 예방을 위해 노력할 수 있는 변수로 산모의 연령이 있다. 또한 산모의 연령은 사산위험과 크게 관련되어 있다는 여러 연구가 있으므로, 산모의 연령별의 사산위험이 어떻게 될 것인지 살펴보기 위해 산모의 연령을 2세 단위로 나누어 사산위험을 살펴보았다.

2. 연구결과에 대한 고찰

출생체중은 임신기간과 자궁내 성장 정도라는 두 가지 요인에 의해 크게 결정되기 때문에 저체중은 주로 임신기간이 짧거나 자궁내발육이 지체된 경우, 또는 이 두 가지가 동시에 작용되어 나타난다고 보고 있다(Kramer, 1987). 그레이(Gray, 1989)는 저출생체중아의 직접적인 원인은 임신기간 37주 미만의 미숙, 또는 어떤 이유에서든 태아성장이 저지된 결과라고 하였다. 저출생체중은 사산을 포함한 주산기 사망의 가장 중요한 요인이다(Bracken, 1984; Gardosi 1998; Susser 1972). 써서는 출산체중과 재태기간의 주산기사망에 대한 상대적인 기여도를 분석하였는데 출생체중이 주산기사망에 절대적인 영향을 미치며, 주산기사망의 차이에 출산체중이 90% 이상 영향을 미치고, 재태기간이 미치는 영향은 5% 미만이

며, 상호작용(interaction)이 2~3%인 것으로 보고하였다(Susser, 1972). 1978년 스웨덴 자료에 의하면 출생체중별 주산기사망률은 1,500g 미만에서 461.1이었고 3,500~4,499g에서는 1.7로 가장 낮았으며, 4,500g 이상에서 2.3으로 약간 증가하였다고 보고하였다(Bracken, 1984). 본 연구에서도 많은 선행연구 결과와 같이 사산위험에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 출생체중인 것으로 밝혀졌다. 사산에 영향을 준다고 알려져 있는 재태기간, 산모연령, 태수 등을 통제한 상태에서도 1,000g 미만과 1,000~1,499g 출생아의 사산위험은 3,000~3,999g 출생아에 비해 각각 764배, 66배였으며, 2,500~2,999g에서도 3.0배에 달하였다. 4,000g이상 출생아도 1.9배였다(표 10 참조).

임신기간은 출생체중과 함께 주산기사망률에 가장 큰 영향을 미치는 요인이다(Wilcox, 1992; Bracken, 1984). 임신기간의 길이에 따라 임신 37주 미만의 출산을 조산(早産), 37주에서 42주 사이의 출산을 정기산(定期産), 43주 이상을 만기산(滿期産)이라고 한다. 브래큰이 보고한 바에 의하면 재태기간에 따른 주산기사망률은 28~29주에 309.1로 높았으며, 만삭인 40~41주에는 가장 낮아서 2.7이었다(Bracken, 1984). 재태기간은 출생체중보다는 그 영향이 작기는 하지만 출생체중에 이어 사산에 큰 영향을 미친다. 본 연구에서도 재태기간이 사산에 미치는 영향이 아주 큰 것으로 조사되었으며, 출생체중 다음으로 사산위험에 영향을 미치는 요인이었다. 출생체중과 다른 요인들을 통제한 상태에서도 재태기간이 37주 이상인 군에 비해 22~27주인 군의 사산위험은 51배, 28~31주인 군은 9.8배, 32~34주인 군은 6.8배, 35~36주인 군도 5.1배로 모두 통계적으로 유의하게 높았다(표 10 참조).

사산에 영향을 미치는 요인으로 모 연령을 들 수 있다. 종합병원을 대상으로 분석한 자료에 의하면 분만시 산모의 연령은 사산에 크게 관여하는 요인으로 U자 양상을 보였다고 보고하였다(임종권, 1982). 브래큰의 단면연구에서도 모연령과 주산기사망률은 U자 모양을 보였다(Bracken, 1984). 커닝톤은 10대 임신에서 흔히 언급되는 문제는

빈혈, 임신성 고혈압, 저출생체중아, 조산, 자궁내태아발육 장애, 신생아사망이라고 하였다. 10대 임신결과에서 위험이 높은 이유를 사회·경제적, 행동적 요인을 들었으며, 그 결과 조산, 저출생체중아, 신생아 사망이 증가한다고 하였다(Cunnington, 2001). 지데의 연구에서는 25~29세 초산부에 비해 35세 이상 초산부에서 비만, 임신성 고혈압, 산전출혈, 다태 임신, 조기양수파열, 태아의 위치이상 등 위험이 높은 것으로 보고하였다(Ziadeh, 2002).

본 연구에서 사산위험은 모 연령과 관련성을 살펴보기 위해 산모연령을 2세간격으로 나누어 분석하였다. 단일변량분석으로 25~26세 산모를 기준으로 사산위험을 살펴보았을 때 산모연령이 낮을수록 사산위험이 높았고, 산모의 연령이 높을수록 사산위험이 높아지는 U자 모양의 분포가 뚜렷이 관찰되었다. 하지만 출생체중과 재태기간과 같은 사산위험에 가장 큰 영향을 미치는 요인을 포함시킨 로짓회귀분석에서는 20세 이하 산모에서 연령이 낮을수록 사산위험이 높았으나 연령이 증가할수록 사산의 위험이 증가하지는 않았다. 이는 20대 이상의 산모에서 산모의 연령이 사산의 독립적인 위험요인이라기보다는 출생체중이나, 재태기간 등 다른 요인을 통해 나타난다는 것을 시사한다. 산모의 연령별 태아의 출생체중의 분포에서 25~30세 산모에 비해 산모의 연령이 높을수록, 그리고 산모의 연령이 낮을수록 출생체중이 뚜렷이 감소하였다. 한편 20세 이하 산모에서는 산모의 연령이 낮을수록 사산의 위험이 여전히 높았다. 많은 연구에서 청소년 임신은 연령 자체가 저출생체중아 발생에 관련이 있다기 보다는 10대 임신의 경우 열악한 사회경제적 상태, 낮은 교육수준, 흡연, 약물사용, 성병, 산전관리 미비, 불량한 영양상태 등의 요인이 저체중 발생빈도와 관련이 있는 것으로 보고하고 있다(Kleinman, 1987; McAnarney, 1987; Elster, 1987; Spivak, 1987). 우리나라 20세 이하 청소년임신에서도 비슷한 양상이 있을 개연성은 충분하나 이 연구에서는 이를 확인하지는 못하였다. 이에 대해서는 앞으로 추가적인 연구가 필요하다고 본다.

다태임신은 단태임신보다 자연유산이 더 잘된다고 하며(Guttmachen,

1958), 다태임신에서 임신중독증과 다른 합병증의 빈도가 높다고 한다. 우리나라의 다태 관련 연구를 살펴보면 다태임신의 합병증이 단태임신보다 높았다(이호근, 1982; 장상식, 1982). 쌍태아의 주산기사망율은 단태아보다 훨씬 높으며 단태아의 약 3~4배가 된다(김광신, 1994). 한편 재태기간이 같다면 다태아의 성숙도가 단태아에 비해 빠르다는 주장이 제기되고 있다. 일부 연구에서 다태아에서 주산기 이환과 사망이 높다는(Yu, 1986; Buekens, 1993; Wenstrom, 1988) 보고를 하는 한편 다른 연구에서는 출생체중과 재태기간을 통제한다면 조산 다태아는 조산 단태아에 비해 주산기 이환이나 사망의 증가와 관련이 없다는 보고를 하고 있다(Leonard, 1994; Vivek, 1988; Minskai, 1996). 이상희도 쌍생아의 사망에 관계되는 가장 중요한 요인은 미숙아와 저출생체중아이며, 같은 체중군에서는 쌍생아와 단생아의 사망률이 비슷하다고 하였다(이상희, 1993). 미라히도 쌍태아가 일반적으로 위험이 높고 주산기 합병증 발생률이 높다고 널리 알려져 있으나, 출생체중과 임신주수를 통제하면 조산 쌍태아는 조산 단태아에 비해 더 좋은 결과를 보여준다고 보고하였다(Mizrahi, 1999). 본 연구 결과에서는 다태아의 사산분율은 4.67%로 단태아의 1%에 비해 높았으며, 단일변량로짓회귀분석에서 다태아의 사산위험은 단태아에 비해 4.8배로 높았다. 그러나 출생체중별로 세분화한 분석에서 1500g 미만에서는 다태아의 사산분율(51.62%)이 단태아의 사산분율(76.57%)에 비해 더 낮았으며, 출생체중과 재태기간 등 여러변수를 통제한 상태에서도 다태아의 사산위험은 단태아보다 오히려 낮았다(비차비: 0.4, 95% CI: 0.3~0.5). 이는 다태아의 사산위험도 주로 출생체중이나 재태기간으로 인해 나타나는 것이며, 출생체중과 재태기간이 같은 경우 오히려 다태아의 사산위험이 더 낮다는 것을 나타낸다. 다태와 사산과의 관련성에 대한 최근의 연구에서는 출생체중이나 재태기간이 같은 경우 사산위험에 차이가 없거나 오히려 낮다는 보고가 더 많다. 다태인 경우 단태에 비해 같은 출생체중이나 재태기간에서 더 사산위험이 낮다면 그 이유가 무엇인지는 아직 잘 밝혀져 있지 않다. 여기에 대해서는 더 깊은 연구가 필요할 것이다.

여러 연구에서 남아가 여아에 비해 사산위험이 더 높은 것으로 알려져 있다(Smith 2000; Parazzini 1992). 본 연구의 단일변량분석에서 여아의 사산위험이 남아에 비해 유의하게 낮았으며, 출생체중과 재태기간 등을 통제한 분석에서도 여아의 사산위험이 남아에 비해 유의하게 낮았다. 여아의 사산위험이 남아에 비해 낮은 이유는 여러 가지로 이유가 있을 수 있다. 저출생체중아가 보편적으로 흔한 인구집단에서의 주산기사망률은 저출생체중이 흔하지 않은 집단에 비해 낮은 경향이 있다고 한다(Bracken, 1984). 저출생체중아 발생율이 여아의 경우가 남아보다 높으며(Shiono, 1986) 출생체중의 평균값도 여아가 남아보다 낮다. 한편으로 태아가 아닌 일반인구에서 여자의 평균연령은 남자보다 높으며(통계청, 2001), 연령별 사망률 역시 여자가 낮다(통계청, 2002). 여아의 사산위험이 남아에 비해 낮은 것도 연령별사망률과 같은 맥락에서 이해할 수 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구에서는 1999·2000년 기간 중 우리나라에서 발생한 사산아 전수와 1999년도 전체 출생아의 특성을 비교 분석하여 임신부의 연령과 태아의 성별, 재태기간, 출생체중 등 태아관련 변수가 사산에 미치는 영향을 살펴보았다.

본 연구결과는 우리나라에서 발생하는 사산아 전수를 대상으로 하여 사산의 수준과 특성을 살펴보았다는 의미를 갖고 있다. 출생체중이 낮을수록, 재태기간이 짧을수록 사산위험이 높다는 것, 모 연령과의 관련성에서 10대 모와 35세 이상의 모에서 사산위험이 증가하는 점은 정도의 차이는 있겠지만 이미 기존 연구에서 밝혀진 결과와 일치하고 있다. 그러나 여러 변수의 영향을 통제한 다중회귀분석에서 모 연령이 10대인 경우 사산의 위험이 여전히 높았으나, 35세 이후에서 사산의 위험이 증가하지 않았다는

점은 시사하는 바가 크다고 본다. 최근 임산부의 연령이 증가하는 추세이고, 출산수준이 감소하고 있기 때문에 고령 임산부의 임신결과가 건강한 출생으로 이어지기 위해서는 이 부분에 관한 연구가 큰 의미가 있다고 생각되기 때문이다. 본 연구 결과 모연령의 증가 그 자체가 문제가 아니라 어떤 매개 변수를 통하여 연령이 증가하면서 사산의 위험이 증가할 가능성에 대해 주목할 필요가 있다. 이 부분은 향후 사산의 위험요인에 대한 후속 연구와 국제적인 공동 연구가 필요하다고 본다.

최근 태아 건강이 성인병 발생과 관련이 있다는 것과, 임신 이전 모의 건강상태도 태아 건강에 영향을 미칠 수 있다는 연구 결과가 보고되면서 청소년기의 생식건강과 미숙아, 태아사망, 영아사망 등에 관한 국제 공동 연구의 필요성이 제기되고 있다. 특히 우리나라를 포함하여 출산력이 감소하고 있는 많은 국가에서는 인구의 자질 향상과 건강한 출생아가 태어날 수 있도록, 태아 건강에 영향을 미치는 위험요인에 더 많은 연구가 수행되어야 한다는데 의견이 일치하고 있다.

주산기 건강관리를 위해서는 관련 정보의 데이터베이스와 주산기 통계 생산체계의 구축이 시급히 요구된다. 현재 3년 주기로 실시되는 영아사망, 사산 및 모성사망조사를 매년 보고하도록 하고, 이와 같은 정보를 타 모자보건사업 정보와 연계하여 분석한다면 주산기보건 정책에 기여할 뿐만 아니라 관련 학문발전에도 크게 기여할 것이다.

참 고 문 헌

국민건강보험관리공단(2002),『검사항목해설』.

국민의료보험관리공단(1998),『건강진단 결과분석』, pp. 9~10

김광신 · 차인아 · 김경심 · 김기복(1994),「쌍생아에 관한 임상적 고찰」,『소아과』, 37(4): 542~543.

남정자(2002),『2001년도 국민건강 · 영양조사, 검진조사』, 보건복지 · 한국보건사회연구원.

박영수(1981),「영아사망률에 관한 연구」,『전북의대논문집』, 5(1), 전북대 의과학연구소.

안소영(1996),『영아의 출생체중과 사망수준에 관한 연구』, 서울대학교 대학원 보건학박사학위 논문.

이상희 · 김옥영 · 서손상(1993),「쌍생아에 관한 임상적 고찰」,『소아과』, 36(12): 1668

이호근 · 김재홍 · 육순황(1982),「쌍태아 분만에 관한 임상적 고찰」,『대한산부회지』, 25(9): 1059~1060.

임종권 · 박찬무(1982),「한국의 주산기사망률 개요」,『인구보건논집』 2(2): 67~78.

장상식 · 이경림 · 조동제 · 안동원 · 박찬규(1982),「쌍태 임산부에 있어서 산전관리 유무에 따른 모체합병증에 관한 연구」,『대한산부회지』, 25(3): 347~349.

장영식 외(2000),『2000년 OECD 건강증진 관련 기초통계생산』, 한국보건사회연구원 · 보건복지부, pp.22~23.

통계청(2001),『1999년 생명표』.

통계청(2002),『2001 사망원인통계연보』.

한영자 · 도세록 · 서경 · 박정한 · 이승욱(1998),『1996년도 영아사망 및 주

산기사망의 수준과 원인분석』, 한국보건사회연구원 · 보건복지부.

한영자 · 도세록 · 이승욱 · 이하백 · 이명익(1996), 『영아사망수준과 원인에 관한 연구』, 한국보건사회연구원.

한영자 · 도세록 · 이승욱(1995), 『영아사망률 산출을 위한 조사방법 개발 연구』, 한국보건사회연구원.

한영자 · 장영식 · 도세록 · 김동진(2001), 『 99년도 영아 · 모성사망 조사를 위한 조사표 설계』, 보건복지부 · 한국보건사회연구원.

Baeten J. M., et al.(2001), " Pregnancy complications and outcomes among overweight and obese nulliparous women ", *Am J Public Health,* 91(3) Mar: 436 ~ 440.

Baldwin K. J., et al.(2001), " The West Midlands Severe Hypertensive Illness in Prenancy(SHIP) audit ", *Hypertens Pregnancy,* 20(3): 257 ~ 268

Barker, D. J., et al.(2000 Jul), " Growth in utero and blood pressure levels in the next generation ", *J Hypertens,* 18(7): 843 ~ 846

Bracken, Michael B.(1984), " Perinatal Epidemiology ", *Oxford university press,* 99.

Brown J. E., et al.(1996), " Maternal wait-to-hip ratio as a predictor of newborn size: results of the Diana Project ", *Epidemiology,* 7: 62 ~ 66.

Buekens P, Wilcox A.(1993), " Why do small twins have a lower mortality rate than small singletons? " *Am J Obstet Gynecol,* 168: 937-41: recitation, Mizrahi et al., 1999.

Cnattingius S., et al.(1998 Jan), " Pregnancy weight and the risk of adverse pregnancy outcomes ", *N Engl J med,* 15(3): 191 ~ 192.

Cundy T., et al.(2002 Jun), " Hypertensive disorders of pregnancy in women with Type 1 and Type 2 diabetes ", *Diabet Med,* 19(6): 482 ~ 489.

Cunningham, F. G., et al.(1997), *Williams Obstetrics,* 20th edition. Prentice-Hakk International Inc.

Cunnington A. J.(2001 Jan), " What 's so bad about teenage pregnancy? " *J Fam Plann Reprod Health Care,* 27(1): 36 ~ 41.

Curzik D., et al.(2002), " Maternal overnutrition and pregnancy ", *Acta Med Croatica,* 56(1): 31 ~ 34.

Dereure,Florence Galtier, Boegner C., Bringer J.(2000 May), " Obesity and pregnancy: complications and cost ", *American Jr. of Cl. Nutrition,* 71(5): 1242s ~ 1248s.

Donnely M. M.(1956), " The influence of mutiple births on perinatal loss ", *Am J Obstet Gynecol,* 72: 998 ~ 1003.

Eisner, et al.(1979), " The risk of low birthweight ", *AJPH,* 69(9): 887 ~ 893, 안소영 재인용.

Elster A. B., et al.(1987), " The medical and psychosocial impact of comprehensive care on adolescent pregnancy and parenthood ", *Jr. of American Medical Association,* 258: 1187 ~ 1192, 안소영 재인용.

Frisbie Parker.(1977), " Racial and Ethnic Differences in Determinants of Intrauteri ne Growth Retardation and Other Compromised Birth Outcones ", *AJPH,* 87(12).

Galanti B., et al.(2000), " Perinatal morbidity and mortality in children born to mothers with gestational hypertension ", *Acta Biomed Ateneo Parmense,* 71(Suppl 1): 361 ~ 365.

Galtier D. F., et al.(2000 May), " Obesity and pregnancy: complications and cost ", *Am J Clin Nutr,* 71(5 Suppl): 1242s ~ 8s.

Gardosi J., Mul T., Mongelli M., Fagan D.(1998), " Analysis of birthweight and gestational age in antepartum stillbirths ", *Br J Obstet Gynaecol,* 105(5): 524 ~ 530.

Garn S. M. et al.(1981 b), " Maternal hematologic levels and pregnancy

outcomes", *Perinatol,* 5: 155~162.

Glinianaia S. V., Rankin J., Wright C., Sturgiss SN., Renwick M.(2002), "A multiple pregnancy register in the north of England", *Twin Res,* 5(5): 436~439.

Gray R. H.(1989), *The integration of demographic and epidemiologic approaches to studies of health in developing countries.* Differential Mortality edited by L. Ruzika, G. Wunsch and P. Cane, Clarendon Press, 36~63, 안소영 재인용.

Groot L. C.(1999 Feb), "High maternal body weight and pregnancy outcome", *Nutr Rev Wol,* 57(2): 62~64.

Guttmachen A. F., Kohl, S. G.(1958), "The fetus of multiple gestations" *Obstet. gynec,* 12: 528.

Kleinman J. C. et al.(1987), "Racial difference in low birthweight. Trends and risk factors", *New England Jr of Medicine,* 317: 749~753, 안소영 재인용.

Kramer M. S.(1987), "Determinants of low birthweight: methodological assessment and meta-analysis", *Bulletin of the WHO,* 65(5): 663~737.

Leonard C. H., et al.(1994), "Outcome of very low birth weight infants: Multiple gestation versus singletons", *Pediatrics,* 93: 611~615. recitation. Mizrahi et al. 1999

McAnarney E. R.(1987), "Young maternal age and adverse neonatal outcome", *American Jr of Disease Child,* 141: 1053~1059.

Michlin R., et al.(2000 Jan), "Maternal obesity and pregnancy outcome", *Isr Med Assoc J,* 2(1): 10~13.

Minakai H., et al.(1996), "Reestimating date of delivery in multifetal pregnancies", *J Am Med Assoc,* 275: 1432~1434: recitation. Mizrahi et al. 1999.

Misra M.(1995. 12), "Epidemiology of low birth weight in an industrial area in India", *J Trop Pediatr,* 41(6): 374~376.

Mizrahi Miri et al.(1999), "Perinatal outcome and peripartum complications in preterm singleton and twins deliveries: a comparative study", *European Jr of Obs & Gyn. and Reproductive Biology,* 87: 55~61.

Murphy J. F. et al.(1986), "Relation of haemoglobin levels in first and second trimesters to outcone of pregnancy", *Lancet,* I: 992~994.

Naeye R. L.(1990), "Maternal body weight and pregnancy outcome", *Am J Clin Nutr,* 52: 273~279.

Oell, L. D.(1945), "The overweight obstetric patient", *JAMA,* 128: 87~90.

Onadeko M. O., Avokey F., Lawoyin T. O.(1996 Mar), "Observations of stillbirths, birthweight and maternal haemoglobin in teenage pregnancy in Ibadan, Nigeria", *Afr J Med Sci,* 25(1): 81~86.

Parazzini F., Pirotta N., La Vecchia C., Bocciolone L., Fedele L.(1992), "Determinants of perinatal and infant mortality in Italy", *Rev Epidemiol Sante Publique,* 40(1): 15~24.

Rasmussen, Kathleen M.(2001), "Is There a Causal Relationship between Iron Deficiency or Iron-Deficiency Anemia and Weight at Birth, Length of Gestation and Perinatal Mortality", *Journal of Nutrition.* The American Society for Nutritional Sciences, 131: 590S~603S.

Shiono P. H., et al.(1986), "Birthweight among women of different ethnic group", *Jr of American Medical Association,* 255(1): 48~52, 안소영 재인용.

Smith G. C. Sex(2000), "birth weight, and the risk of stillbirth in Scotland, 1980~1996", *Am J Epidemiol,* 151(6): 614~619.

Spivak H. M.(1987), " Social barriers faced by adolescent parents and their children ", *Jr of American Medical Association,* 258: 1498 ~ 1504.

Steer P., et al.(1995), " Relation between maternal haemoglobin concentration and birth weight in different ethnic groups ", *Br. Med. Jr,* 310: 489 ~ 491.

Susser, Mervyn et al.(1972), " Birth weight, fetal age and perinatal mortality ", *American Journal of Epidemiology,* 96(3): 197 ~ 204.

Vivek G., et al.(1988), " Morbidity and mortality factors in twins- an epidemiologic approach " *Clin. Perinatol,* 15: 123 ~ 140: recitation, Mizrahi et al., 1999.

Wenstrom K. D., Gall S. A.(1988), " Incidence, morbidity and mortality, and diagnosis of twins ' gestation ", *Clin. Perinatol,* 15: 1 ~ 11: recitation, Mizrahi et al., 1999.

WHO(1977), *International Classification for Disease.*

Wilcox A. J., et al.(1992), " Birthweight and perinatal mortality; the effect of gestational age ", *AJPH,* 82(3).

Wolfe H. M., et al.(1991 May), " The clinical utility of maternal body mass index in pregnancy ", *Am J Obstet Gynecol,* 164(1): 1306 ~ 1310.

Yu V.Y.H, loke H. L., Bajuk B et al.(1986), " Prognosis for infants born at 23 to 28 weeks ' gestation ", *Br Med J,* 293: 1200 ~ 1203: recitation, Mizrahi, Miri et al., " Perinatal outcome and peripartum complications in preterm singleton and twins deliveries: a comparative study ", European Journal of Obstetrics and Gynecology and reproductive biology, 87(1999) pp.55 ~ 61.

Ziadeh S. M.(2002), " Maternal and perinatal outcome in nulliparous women aged 35 and older ", *Gynecol Obstet Invest,* 54(1): 6 ~ 10.

Summary

A Study on the Risk Factors of Stillbirth in Korea

Young Ja Han · Sang-Wook Yi · Heechoul Ohrr · Miyong Kim

Objectives: In spite of the importance of the health of the fetus, the cause of stillbirth is still unknown and the study on the stillbirth is very rare in Korea. This study was conducted in order to find out the pattern of stillbirth and to investigate the risk factors of stillbirth in Korea.

Methods: Total stillbirth cases that occurred during 1999 and 2000 in Korea were collected. The author has analyze the characteristics of the whole live birth of 1999 birth cohort and total stillbirths of 1999 and 2000. Logistic regression model was used to calculate the stillbirth odds ratio.

Results and conclusion: The odds ratio(OR) of stillbirth was higher among fetuses of short gestation period, lower birth weight, male fetuses, and multiple pregnancy. The risk of stillbirth showed an U-shape by the age of the mother. Using multiple logistic regression model, the strongest relationship was observed between the birth weight and the risks of stillbirth(birthweight 500~999g group, OR:763.7, 95% Confidence Interval: 586.1~995.2, reference: birth weight 3000~3999g group) Short gestational age was secondly important risk factor. Contrary to the result of univariate analysis, the risk of stillbirth was high only among the teenaged mothers and the risk was not higher among mothers who were 35 years of age or older. The risk of stillbirth was lower among fetuses of multiple pregnancy from the multivariate analysis.