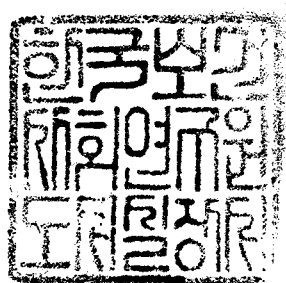


性比의 不均衡 變動推移와 對應方案

趙南勳

徐文姬

韓國保健社會研究院



머 리 말

우리나라는 지난 1962년부터 성공적인 經濟發展과 家族計劃 위주의 人口抑制政策의 추진으로 출산 수준은 人口代置水準 이하로 감소된 반면에 男兒選好觀을 포함한 제반 사회문화적 여건은 출산력 감소 속도를 따르지 못하여 出生性比의 不均衡이라는 새로운 인구 문제에 직면하게 되었다.

性比의 불균형 문제는 男兒選好觀, 避妊 및 人工妊娠中絶의 普遍化, 胎兒 性鑑別을 위한 醫學技術의 發達 등이 상호 작용하여 나타난 결과로서 우리 나라가 이 문제를 최초로 제기하게 되었고 우리와 文化的 慣習과 인구학적 여건이 유사한 中國과 臺灣에서도 매우 심각한 사회문제로 부각되고 있다. 그러나 性比不均衡의 사회, 경제, 문화적 여파에 관한 체계적인 資料나 분석방법은 알찬하기 때문에 이 분야에 대한 국내외의 共同努力이 시급히 요청되고 있는 실정이다.

따라서 이 보고서는 趙南勳 研究企劃部長과 徐文姬 責任研究員이 국내외 關聯資料를 종합적으로 검토하고 기존 조사자료의 분석을 통해서 性比 不均衡의 變動推移와 이에 대한 對應方案을 제시하고자 노력 하였다. 아무쪼록 본 보고서가 현안 과제인 성비 불균형을 시정하기 위한 제반 施策의 樹立에 활용되기를 바란다.

이 보고서의 연구진은 연구결과의 정책활용을 위한 제반 助言을 해주신 保健社會部の 李東謨 保健局長, 周基鐘 生活保健課長, 韓基春 家族計劃 係長, 大韓家族計劃協會의 全鍾基 事務總長과 申東震 事業部長에게 感謝 드린다. 또한 원고를 상세하게 읽고 검토해 주신 洪文植 人口問題 研究部長과 文顯相 研究委員, 자료 처리를 도와준 宋泰玟 責任電算員과 朴大順씨, 그리고 原稿 整理와 編輯을 맡아준

鄭潤子씨께 심심한 感謝를 표하고 있다.

끝으로 본 보고서에 수록된 모든 내용은 어디까지나 著者들의 의견이며 본 研究院의 公式見解가 아님을 밝혀 둔다.

1994年 12月

韓國保健社會研究院

院長 延 河 清

目 次

第1章 序論	9
1. 研究의 背景	9
2. 研究目的	11
3. 研究方法	12
第2章 既存研究 考察	13
1. 性比 關聯 研究	14
2. 男兒選好 關聯 研究	17
第3章 性比의 不均衡 變動推移	21
1. 出生性比의 變動推移	21
2. 差異 出生性比	29
3. 年齡別 性比의 變化	61
第4章 男兒選好 態度	66
1. 男兒選好와 社會人口學的 要因	66
2. 男兒選好와 避妊 實踐	78
3. 男兒選好와 人工妊娠中絶	82
第5章 男兒選好 및 性比不均衡의 諸 側面	88
1. 人口學的 側面	88
2. 社會的 側面	102
3. 健康 및 保健 側面	110
4. 倫理的 側面	112
5. 經濟的 側面	116
第6章 性比不均衡에 대한 對應方案	118
第7章 要約 및 結論	131
1. 主要 結果	132
2. 性比 不均衡 解消를 위한 對應方案	135
. 參考文獻	139

表 目 次

<表 3-1>	우리나라의 年度別 出生性比: 1970~1992	22
<表 3-2>	中國과 臺灣의 出生性比: 1970~1992	23
<表 3-3>	外國 여러나라의 出生性比	25
<表 3-4>	우리나라 年度別 0~4歲 人口의 性比: 1930~1990	26
<表 3-5>	中國과 臺灣의 年度別 0~4歲 人口의 性比	27
<表 3-6>	年度別 出生順位別 出生性比: 1970~1992	30
<表 3-7>	年度別 出生順位別 出生兒數 分布: 1970~1992	32
<表 3-8>	出産力 調査에 의한 出生兒의 出生順位別 性比	33
<表 3-9>	婦人の 現 年齡別 出生順位別 性比: 1985, 1991	34
<表 3-10>	中國과 臺灣의 出生順位別 出生性比	35
<表 3-11>	年度別 婦人年齡別 出生性比: 1970~1992	38
<表 3-12>	年度別 出産婦人の 年齡 百分率 分布	38
<表 3-13>	年度別 婦人年齡別 出産率	39
<表 3-14>	婦人年齡別 出生順位別 出生性比: 1980, 1985, 1992	40
<表 3-15>	子女數와 性構成別 出生順位別 出生性比	41
<表 3-16>	子女數別 出生順位別 出生性比	42
<表 3-17>	中國의 子女數別 出生順位別 出生性비: 1985	44
<表 3-18>	出生順位別 直前 出生兒 性別 出生性比	45
<表 3-19>	子女 性에 대한 로그리니어 分析: 全體婦人	47
<表 3-20>	子女 性에 대한 로그리니어 分析: 追加子女 不願 婦人 ...	48
<表 3-21>	로그리니어 分析에 의한 子女 性構成別 出生性比의 修正値	49
<表 3-22>	地域別 0~4歲 人口의 性比	50
<表 3-23>	年度別 市道別 出生性比: 1970~1992	52

<表 3-24>	地域別 出生順位別 出生性比	54
<表 3-25>	社會經濟的 特性別 出生順位別 出生性比	56
<表 3-26>	出生順位別 出生間隔別 出生性比	58
<表 3-27>	全體 人口의 年齡別 性比: 1985~2020	61
<表 3-28>	地域別 年齡別 性比: 1985, 1990	62
<表 3-29>	年度別 年齡別 死亡性比: 1970~1992	63
<表 3-30>	年度別 地域間 移動性比: 1975~1990	64
<表 4-1>	既婚婦人의 아들에 대한 態度	66
<表 4-2>	15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 아들에 대한 態度 ..	68
<表 4-3>	15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 아들이 必要하다는 경우 그 理由	70
<表 4-4>	15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 理想子女 性區別 態度	71
<表 4-5>	15~49歲 한자녀 贊成 既婚婦人의 子女 性構成別 性選好 態度	72
<表 4-6>	15~44歲 有配遇婦人의 선호하는 追加子女의 性	72
<表 4-7>	男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析 使用 變數의 平均과 標準偏差	74
<表 4-8>	15~49歲 婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析	75
<表 4-9>	20~29歲 婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析	75
<表 4-10>	30~39歲 婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析	76
<表 4-11>	40~49歲 婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析	76
<表 4-12>	回歸分析 結果에 의한 說明變數의 有意性	77
<表 4-13>	15~44歲 有配遇 婦人의 子女의 性構成別 避妊實踐	79
<表 4-14>	15~44歲 避妊實踐 婦人의 子女의 性構成別 避妊方法	80
<表 4-15>	15~44歲 避妊實踐 有配遇 婦人의 子女의 性構成別 避妊使用 目的	81

<表 4-16>	子女數와 性構成別 避妊行態의 年度別 比較	82
<表 4-17>	出産順位別 아들수별 妊娠의 人工妊娠中絶 終結 比率	83
<表 4-18>	15~49歲 有配偶 婦人의 子女의 性構成別 人工妊娠中絶 回數	84
<表 4-19>	妊娠終結 狀態別 胎兒 性鑑別 妊娠數	85
<表 4-20>	15~49歲 既婚婦人의 胎兒 性鑑別 結果 원치 않는 性일 경우 人工妊娠中絶 與否에 대한 態度	87
<表 5-1>	15~44歲 有配偶 婦人의 子女의 性構成別 追加 子女에 대한 態度	90
<表 5-2>	14~49歲 既婚婦人의 子女 性 構成別 다음 出生으로의 進行與否 百分率	91
<表 5-3>	出産進行에 관한 로그리니어分析: 全體 婦人	92
<表 5-4>	出産進行에 관한 로그리니어分析: 追加子女 不願 婦人 ...	93
<表 5-5>	子女數와 性構成別 出産을 멈출 對比	94
<表 5-6>	子女數와 性構成別 期待頻度: 追加子女 不願 婦人	97
<表 5-7>	子女數와 性構成別 期待頻度: 全體 婦人	98
<表 5-8>	性選好 및 性鑑別이 出産水準에 미치는 影響	99
<表 5-9>	胎兒 性鑑別에 의한 人工妊娠中絶 件數 推計	101
<表 5-10>	國民學校 學生의 學年別 性比	103
<表 5-11>	年度別 結婚年齡 人口의 性比: 1970~2021	105
<表 5-12>	地域別 結婚年齡 人口의 性比: 1985, 1990	106
<表 5-13>	性別 平均 初婚 年齡의 差異 變化 推移: 1960~1990	107
<表 5-14>	結結行態의 變化 推移	108
<表 5-15>	胎兒 性鑑別 行態 罰則 根據의 變化	115
<表 6-1>	人口調節 政策을 支援하기 위한 男女 差別 是正措置	121

第1章 序 論

1. 研究의 背景

우리 나라는 傳統的으로 農業을 중심으로 하는 사회인데다가 儒敎 文化圈의 영향으로 多子女와 男兒 選好 態度가 매우 강한 나라이다. 그러나 그럼에도 불구하고 1960년대부터 減少하기 시작한 出産力은 1980년대부터 급격히 떨어져 合計出産率이 1960년 6.0에서 1984년에 1.7로 代置 수준 이하를 기록한 이래 줄곧 1.6 수준을 유지하고 있다. 人口增加率도 1960년 3%에서 점차 감소하여 1990년에 1% 내외로 감소하였으며 2020년 경에는 인구 50,590만명 선에서 人口成長이 停止될 것으로 전망된다.

이처럼 우리 나라가 짧은 기간 내에 少出産 少死亡 단계로의 人口變遷(Demographic transition)인 後期的 均衡 상태에 도달하게 된 데는 1962년부터 시작한 국가 경제개발 계획에 의한 빠른 속도의 경제성장과 '이로 인한 급격한 都市化 및 産業化, 그리고 이에 따른 국민의 意識構造의 變化에 기인하는 것으로 풀이되고 있다. 직접적으로는 경제개발 계획의 일환으로 우리 정부가 기울인 家族計劃事業, 그 동안 우리 사회에 크게 확산되어 온 인공임신중절, 그리고 초혼연령의 상승이 출산력 저하의 3대 요인으로 평가되고 있다. 특히 全國 保健 組織網을 통해서 가족계획요원을 활용한 無料 避妊普及과 啓蒙 위주의 우리 나라 정부의 가족계획사업이 人口調節에 미친 영향력은 매우 높은 평가를 받고 있다.

'딸 아들 구별 말고 둘만 낳아 잘 기르자'는 標語가 반영하듯이 우리의 가족계획 사업은 少子女觀의 形成과 男兒 選好態度의 緩和를 통한 출산력 저하를 목표로 하였고, 사실 출산 수준의 감소와 더불어 아들에 대한 태도에도 많은 변화를 보여 老後에 아들에 의한 扶養이나 同居를 희망하는 비율이 상당히 減少 되었다. 따라서 일부에서는 소자녀관의 형성과 함께

男兒選好觀도 상당수준 弱화된 것이 아닌가 하는 생각을 갖게 되었다. 그러나 ‘둘만 낳자’에 대한 贊成보다는 ‘딸 아들 구별 말자’에 대한 찬성률이 낮은 편으로, 性選好 態度的 변화가 數選好 態度的 變化를 따라 가지 못하고 있다.

이와 같은 성선호와 자녀수에 대한 태도 변화의 隔差는 1980년대 들어서 出生 性比의 不均衡이라는 새로운 人口學的 現象을 낳게 되었으며 이 같은 현상은 점차 심해지고 있는 것으로 판단된다. 즉 출생성비가 1980년 이후부터 차츰 높아지기 시작해서 1992년 현재 114를 기록하고 있는데 이는 正常 性比 106 수준에 비할 때 매우 높은 수준이다. 이와 같은 남아의 過剩 出生은 우리 나라뿐 아니라 최근에 급격한 출산력 저하를 보이고 있는 중국과 대만에서도 나타나고 있어서 儒敎 文化圈의 공통적 현상으로 파악된다. 성비는 특히 출생순위가 높아짐에 따라서 높아져서 마지막 출산의 성비가 가장 높다. 또한 자녀수가 많은 경우에 性比가 낮고 小規模 家族이 높은 성비를 보인다. 이는 아들을 낳기 위해서 계속 출산을 하며 아들을 낳게 되면 出産을 멈추게 되는 경향에서 나타나는 결과이다.

일관성 있게 나타나고 있는 높은 출생성비의 原因으로는 국가에 따라서 차이가 있지만 우리 나라의 경우 강한 男兒選好觀으로 인해 胎兒의 性鑑別을 통해 딸로 판정되면 人工妊娠中絶을 하고 아들일 경우에 出産을 하는 性選別的 出生 可能性의 증가로 판단된다. 소자녀 가치관은 이미 강하게 형성되어 있기 때문에 아들을 낳을 때까지 출산을 계속할 수는 없다. 따라서 이미 형성된 소자녀 가치관과 잔존하고 있는 남아 선호관이 상호 대립하고 있는 상황에서 胎兒 性鑑別을 위한 의학기술의 발달과 이에 대한 接近性이 보편화됨에 따라 出生性比의 增加 現象이 나타나게 되었다.

이와 같은 태아의 성감별에 의한 인공임신중절과 성 선별적 출산에 의한 出生性比의 不均衡은 앞으로 이것이 人口學的, 社會的 問題를 야기할 뿐아니라 그 자체로도 倫理的 측면 등 문제를 갖고 있음을 간과해서는 안

될 것이다. 아직까지는 출생성비가 연간 총 출생수의 7% 내외에 불과한 세번째 출생 이상에서 높게 나타나고 있으나 앞으로 이같은 현상이 총출생수의 93%에 이르고 있는 두번째나 첫번 출산으로 擴散된다면 이는 우리 인간의 생태계를 파괴하는 일대 혼란을 야기할 것으로 우려된다.

따라서 이 연구는 우리 나라에서 전통적으로 강한 남아 선호사상과 이에 따른 性比 不均衡의 實態를 알아 보고 이와 같은 不均衡이 미치는 여러 가지 영향에 대해서 논의하고자 한다.

2. 研究目的

정부 가족계획사업이 착수된 1962년 이래 出產水準에 영향을 미치는 社會文化的 요인으로 男兒選好에 관한 연구는 많이 수행되어 왔으나 性比의 不均衡에 관한 연구는 거의 부진한 실정이다. 성비의 불균형 문제는 근본적으로는 남아선호에서 기인한 것이기는 하지만 우리 나라에서 성비에 관한 관심이 야기된 것은 출산력이 급격히 저하되고 불임수술의 手術율이 크게 증가된 1985년경부터이고, 1990년에 와서 성비의 불균형 문제는 일대 사회문제로 부각되었다.

따라서 본 연구는 우리 나라 性比의 變化 推移와 對應 戰略을 종합적으로 검토하여 향후 인구정책에 공여하기 위한 것으로, 구체적인 目的은 다음과 같다.

첫째, 最近 性比의 變化 推移와 더불어 출생순위별, 연령별 자녀의 數 및 性構成에 따른 차이 출생성비의 변화 추이를 살펴보고 우리 나라와 유사한 文化 전통과 출산변동을 경험한 중국과 대만의 성비 변화 추이와 비교 검토하고자 한다.

둘째, 성비의 불균형을 야기하는 근본 요인인 男兒選好觀의 變化 및 이것에 영향을 미치는 社會 人口學的 요인을 규명하고, 동시에 남아선호가 폐임이나 인공임신중절에 미치는 영향을 파악하고자 한다.

셋째, 이와 같은 성비 불균형이 미치는 영향을 출산력이나 인공임신중절과 같은 人口學的 側面, 결혼연령기 남녀의 성비 불균형에 의한 신부 부족과 같은 社會的 側面, 保健 및 健康 側面, 倫理的 側面, 그리고 醫療費用 側面の 제반 문제에 대해서 논의하고자 한다.

넷째, 性比의 不均衡을 解消하고 나가서 앞으로의 출생성비의 증가는 물론이고 성 선택적 인공임신중절을 예방할 수 있는 對應 方案을 제시하고자 한다.

3. 研究方法

성비불균형 문제는 우리 나라를 포함한 중국, 대만에서 최초로 야기된 문제이기 때문에 이를 연구하기 위한 시계열적 자료가 빈약할뿐아니라 성비불균형의 영향을 분석할 수 있는 분석방법 또한 제한되어 있는 실정이다. 지난 11월 21~24 기간 중 UNFPA와 연구원이 공동 주관한 남아선호에 관한 국제심포지움에서도 자료와 방법에 대한 문제의 중요성을 깊이 인지한바 있다. 제한적이거나 본 연구에서는 다음과 같은 세 가지 방법에 의해서 연구를 수행하였다.

첫째로 기존의 文獻研究와 統計廳에서 발간하고 있는 人口動態統計年譜 자료 중심으로 성비 변화 추이 및 제 특성별 차이 출생성비 등 관련 내용을 분석하였다. 두번째로는 1991년도 한국보건사회연구원에서 수행한 出産力調査 資料를 이용하여 기술분석, 로지스틱 회귀분석과 로그리니어 분석방법을 사용하여 남아선호가 출산이나 인공임신중절 등 인구학적 요인에 미치는 영향 및 남아선호 결정요인, 그리고 가구단위에서 자녀의 수와 성 구성에 따라서 출산이나 출생아 성비에 미치는 영향을 규명하였다. 세번째로는 정상 출생성비와 실제 出生性比의 차이를 기초로 성감별에 의한 여아의 人工妊娠中絶 件數와 出産水準을 추정하여 성비 불균형으로 인한 인구학적 영향을 평가하였다.

第2章 既存研究 考察

1. 性比 關聯 研究

1) 出生性比 研究

出生性比와 관련한 연구는 전체 인구 또는 일부 특정 대상인구에 대한 出生性比의 推移 把握, 特性別 出生 性比의 差異 및 原因 糾明, 그리고 이 같은 성비의 불균형이 출산력이나 社會에 미치는 影響으로 구분할 수 있다. 그러나 대부분의 연구가 이들 問題를 複合的으로 다루고 있다.

출생성비에 관해서 우리 나라에서 가장 먼저 이루어진 연구는 1959년에 발표된 것이다(Kang & Cho, 1959). 이 연구에 의하면 우리 나라의 1956~58년도의 出生性比는 115이고 出生順位가 빠를수록, 그리고 母의 年齡이 어릴수록 出生性比가 높다는 결과를 제시하고 있다. 그러나 이 연구는 調査方法上 問題가 있다고 평가된다. 1956년에 서울 14,655명, 제주도 3,572명, 울릉도 280명을 조사하였고, 1957년에는 全國 27개 中小都市와 農村에서 12,616명을 조사하였으며, 1958년에는 전국 10,914명을 조사, 이를 합계한 性比를 제시하였기 때문에 代表性에서 의심이 가고, 또한 조사자도 중고등학생이었기 때문이다. 그럼에도 불구하고 이것은 최초의 2次 性比 研究로서 전국의 2만 명이 넘는 대규모 조사였다는 데서 의의를 찾을 수 있다.

인구학적 특성별 출생성비에 대해서 張昌谷(1982)은 출생순위가 증가할수록 성비는 감소하고 있으며, 한두 명의 자녀를 낳을 때 母의 年齡이 20~24세, 父의 年齡이 25~29세에서 가장 性比가 높았다고 하였다.

출생성비에 대해서 가장 포괄적 접근방법과 大規模 調査를 통한 연구로는 맹광호(Meng, 1983)의 연구가 있다. 이 연구는 전국의 12개 聖母病院

에서 1980. 8.~1981. 7. 期間 동안에 발생한 10,767건의 출생을 대상으로 父母의 年齡, 出生順位, 父母의 年齡 差異 및 兄弟의 性比, 地域, 수태된 季節, 社會經濟的 地位, 父母의 血液型 등 社會人口學的 要因 및 力學的 要因 등이 출생아의 성비에 미치는 영향을 포괄적으로 분석하였다. 그 결과 父의 年齡과 性比에는 유의한 相關關係가 있었으며 특히 부의 연령 25~29세에서 113으로 가장 성비가 높았으나 출생순위와는 상관이 없다고 하였다. 또한 農村에 비해서 都市의 男兒選好率이 높고 父系血統의 높은 여성비, 인공유산 후의 임신 등에서 출생아의 성비가 높게 나타난다고 하였다.

출생성비의 불균형이 심화된 이후의 연구로 지하용과 박재영(1988)의 연구를 들 수 있다. 이들은 大邱 시내 5개 綜合病院에서 1982~86 기간 동안 출생한 新生兒의 性比를 살펴보고 이어서 1984~87기간 중 每年 2~3월에 출생한 1,300여명의 출생을 대상으로 의무기록을 조사하였다. 그 결과 출생성비는 114.5였으며 부모의 年齡, 出生順位, 자녀의 數 및 性構成에 따라서 출생성비가 차이를 보였다. 35세 이상에서는 400의 높은 성비를 보였으며, 세번째 이상의 출생순위에서도 성비는 309.5를 보였다. 그러나 產母의 學歷이나 宗教 및 男便의 職業과는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 超音波 檢査를 받은 산모의 출생성비는 135.8로 받지 않은 부인의 87.8과 큰 차이를 보였다. 이 연구는 조사 대상수가 많지 않아서 一般化 하기는 어려우나 성비 불균형이 가장 심각하다고 판단되는 대구에서 出生性比가 超音波 檢査 등 태아 성 식별에 의한 選別的 出生에서 비롯되는 것임을 보여주고 있다.

가구 단위에서의 子女 數 및 性構成에 따른 出生性比에 관해서는 주로 출산력 자료를 이용하였다(Prak, 1983; 이홍탁, 1987; 이규식·이임진, 1989; Park & Cho, 1993). 이에 의하면 가구 단위별로 자녀의 수 및 성구성에 따라서 다음 출생으로의 進行 및 다음 출생의 性比가 다름을 분석하였다는데, 각 子女數에서 딸만 둔 경우의 다음 출산성비가 높게 나타나고 있었다.

金日鉉(1990)은 성비에 영향을 주는 要因으로 이상자녀수, 현존 아들수, 현존딸수, 거주지가 .05 수준에서 統計적으로 유의하며 사망 자녀수는 통계적 유의성은 약하나 상당한 영향을 주는 것으로 분석된다고 하였다.

이외에도 신성철(1987)은 문헌 연구를 통해 성비에 영향을 미치는 社會人口學的 및 生物遺傳學的 要因을 정리 제시하고, 기존 연구를 통해서 家族規模가 작은 家庭일수록 성비가 높음을 지적하고 정부가 少子女 家庭을 정착시키려고 노력한다면 성비에 더 큰 문제가 생길 수 있음을 시사하였다. 또한 배화옥(Bae, 1991)은 1979~1988년의 출생성비와 이같은 성비의 불균형이 人口構造에 미치는 영향을 살펴보고 이같은 不均衡 趨勢가 약간은 증가할 것이라고 예측하였다.

한편 김윤신(1988)은 1955~1987 일본 인구동태 통계자료를 이용해서 在日 韓國人의 出生性比를 분석하였다. 이에 의하면 제일 한국인의 출생성비는 1975년까지는 한국보다 낮으나 일본보다는 높은 수준이었으나 1985년 현재 일본인의 성비 수준과는 비슷한 수준을 보여 제일 한국인 3, 4세의 出產行態가 일본인의 행태와 유사해지고 있다고 밝혔다. 또한 月別 出生性比 推移를 고찰하여 1, 3, 5~8, 10월이 성비가 높아 여름철이 높는데 이는 미국에서의 연구(Huntington, 1938, 김윤신, 1988에서 재인용)와도 같은 결과라 한다.

출생성비의 영향력에 대해서는 주로 출산력조사 자료를 이용해서 家口單位에서 자녀의 성구성에 따라 다음 출산에 미치는 영향을 분석함으로써 순수 성비 연구라기 보다는 男兒 選好觀과 관련성이 많다. 대체로 出生性比의 不均衡으로 인한 출산 수준의 영향력은 아주 미미한 것으로 보고하고 있다(Park & Cho, 1993). 아직은 출생성비가 높은 출생순위에서 나타나고 있기 때문이다. 김태현과 주학중(1994)은 성비 불균형으로 인한 人口學的 및 社會的 문제에 대해서 우려를 표하고 성을 선택하여 선별적으로 출산을 하게 될 경우 出產力이 감소할 것으로 예측하였는데, 여기서는 아들을 낳기 위해 네 명까지는 출산을 계속하고 남아 출산 후에는 斷産한다는 점을 전제로 하였을뿐 아니라 성감별에 의한 性 選擇이 가능

할 경우에는 세번째 출산에서 모두 아들을 낳고 단산한다는 점을 가정으로 하고 있다.

2) 年齡別 性比 研究

전체 인구의 성비에 대한 연구로는 김일현, 최봉호(1986)가 1955년 이후 인구센서스를 이용하여 코호트별 韓國人의 性비를 연구하였으며, 이승욱(1988)은 1925년 이후 1985년까지 실시된 13회 인구총조사 자료를 이용하여 出生 코호트를 구성하여 남녀 성비를 관찰, 한국인의 人口推移를 살펴 보았다. 따라서 性비를 出生과 人口移動에 의한 影響은 제거하게 되어 性비의 變化를 男女 死亡力 差異에서 오는 것으로 한정, 분석하였다.

特定地域에 대한 성비 연구로는 이창기(1982)가 1925~1980년 제주도 인구의 성비가 비교적 낮고 차츰 증가하고 있는데, 이는 남자 인구의 섣박으로 移動이 많고 또한 4·3 사태로 인한 남자인구의 死亡에서 비롯된 것이라고 밝힌 바 있다. 또한 백관수와 이시백(1989)은 1960~1985년 人口總調査 자료를 이용하여 연령별, 시도별 및 工業都市와 田園 都市로 나누어 工業都市의 10代의 性비가 높다는 등 近代化와 産業化 過程에서 나타나는 젊은 연령층의 인구이동에 따른 성비의 변화를 時系列別로 분석하였다.

성비의 불균형이 미치는 영향에 대해서는 일반적으로 성비가 높으면 결혼 연령 인구의 성비 불균형으로 인한 社會的 問題 야기에 많은 관심을 두어 왔다(한국보건사회연구원, 1991). 또한 높은 성비는 離婚率을 낮추지만(Trent & Scott, 1989) 性犯罪는 增加시킬 것(Ullman & Fidell, 1989)이라는 데 인식을 같이 하고 있다. 그러나 이에 관한 우리 나라 연구는 매우 제한되어 있다.

이같은 성비 불균형은 家族構造에도 영향을 주는데, 1990년 인구총조사 자료를 이용해서 시·읍·면 단위로 回歸分析을 실시한 결과에 의하면 성비가 높을수록 未婚 偏父母率은 높고, 單獨家口率, 女性家口主率, 離婚率은

낮다(박경애, 1993).

홍영표(1965)는 성비가 出生力에 미치는 영향을 母兒比率을 통해서 밝히려고 하였다. 이에 의하면 성비의 비율이 높으면 母兒比率도 높고 성비가 낮으면 母兒比率도 낮는데, 이같은 상관관계는 비교적 封鎖程度가 높은 지역에서 보다 확실하게 나타나고 있다. 그러나 이 연구는 출생 성비가 높지 않을 시기에 행해진 것으로서 자녀수가 많으면 딸의 비율이 높다는 최근 추세와는 차이를 보인다.

2. 男兒選好 關聯 研究

1) 男兒選好 實態와 이에 影響을 주는 要因

우리 나라는 매 출산력 조사시마다 子女規模와 함께 男兒選好 態度에 관한 문항을 포함시켜 왔다. 조사마다 설문상에 차이는 있지만 대체로 ‘딸 아들 구별하지 말고 둘만 낳자’라는 家族計劃 口號에 대해서 태도를 조사하여 性選好와 選好 子女數를 조사하였으며, 또한 아들이 꼭 있어야 하는지, 딸만 있으면 아들을 낳을 때까지 계속 출산을 할 것인지와, 그렇다면 그 理由가 무엇인지, 理想子女數는 몇 명이며 여기서 아들과 딸을 구별하는지 등을 조사하고자 하였으며, 그리고 여기에 影響을 주는 社會人口學的 要因은 무엇인지에 관심을 두어 왔다. 과거 출산력 조사에서의 가족계획 구호에 대한 태도 조사를 보면 일반적으로 두 자녀를 낳자는 구호에 대한 贊成率에 비해서 아들 딸 구별 말자에 대한 贊成率이 낮다. 1991년 현재 아들이 반드시 있어야 한다는 응답율은 40.5%이고 그 이유로는 42.2%가 家系의 繼承을, 34.2%가 마음이 든든하기 때문이라고 응답해서(공세권 외, 1992:128) 經濟나 物質的 理由보다는 상징 및 心理的 價値가 증가하였음을 알 수 있다.

일반적으로 社會人口學的 및 經濟的 要因들이 남아선호태도에 영향을

미치는 것으로 評價되고 있다. 아들 必要性에 대해서 농촌이 도시보다 높고, 年齡은 높을수록, 教育水準은 낮을수록 아들이 필요하다는 응답비율이 높고, 生存 子女數 및 男兒數에 따라서도 영향을 받는데(김일현·최봉호·이삼식, 1990; 공세권 외, 1992), 理想子女數와 實際 子女數의 차이가 자녀의 性構成에 따라 차이를 보이고 있고(조대희, 1982), 아들이 없는 경우가 약한 남아선호태도를 보여서(공세권 외, 1992) 自己防禦 및 認知 不調和 解消 現象의 결과로 파악된다. 한편 就業, 職業, 死亡子女 有無가 간접적으로 영향을 주며, 초혼연령과 남편연령은 무관한 것으로 분석되었다(김일현·최봉호·이삼식, 1990).

한편 社會學 및 心理學 분야에서는 남아선호에 대해 사회심리학적 要因을 규명하고자 하였다. 특정한 주제에 대한 인간의 태도는 보다 근본적이고 思考의 核心이 되는 價值體系에서 여기서 일반적인 태도가 형성되고 이에 따라서 다시 특정한 主題에 대한 態度가 형성되는 것이다. 가족계획에 관한 태도도 보다 근본적이고 사고의 핵심이 되는 價值 體系(Value Orientation)이 있고 여기서 社會制度에 대한 일반적인 近代化 態度(Modernity Attitude)가 형성이 되고, 이에 따라서 다시 少子女觀이나 男兒選好 등 態度가 형성되는 것으로, 가치체계가 發展 指向的이고 近代化된 態度를 가질수록 남아선호관이 약한 것으로 나타났고 이는 子女數를 統制해도 마찬가지로 나타났다(Chung, Cha & Lee, 1974).

이흥탁과 최인현(Lee & Choe, 1982)은 慶尙北道를 대상으로 성 선호 조사 결과로 행위, 직업, 퍼스널리티에 대한 女性-男性의 스테레오 타입 정도를 조사, 判別分析을 실시하여 남아선호관이 性 偏見에 뿌리를 두고 있음을 설명하고자 하였다.

한편 家族이라는 單位에서 볼 때 부인의 자녀에 대한 태도는 부인, 남편, 자녀의 家族關係 중의 하나로서 다른 가족관계에 따라서 영향을 받는 것으로 夫婦간의 相互 作用이 원만할수록 아들을 필요로 하는 경향이어서(서문희, 1993), 아들에 대한 價值가 老後 保障이나 經濟的 要因은 감소되는 반면에 완벽한 家庭 갖추기의 주요 요소로 간주하는 경향이 증가하

고 있음을 알 수 있었다. 이는 아들 필요 이유로 16.8%가 家庭의 調和를 위해서(공세권 외, 1992:128)란 응답을 했다는 것과도 같은 맥락이다.

2) 男兒 選好態度가 出産力에 미치는 影響

男兒 選好가 出産力에 미치는 影響力은 직접적이라기 보다는 이상자녀 수나 또는 자녀 성구성에 따른 피임실천, 인공임신중절, 추가자녀수 등 출산행위의 차이에 미치는 것과 같이 間接的으로 영향을 미친다.

연구에 따라서 약간의 차이는 있으나 남아 선호는 일반적으로 避妊 및 出産 관련 態度나 行態에 영향을 미치는 것으로 일반화되고 있다(Freedman, 1975; Foreit & Suh, 1980). 남아선호가 이상자녀수, 피임사용 및 총출생아수에 상당한 영향을 주며, 초혼연령이나 사회적 변수들은 남아선호관을 통해 出産行爲에 영향을 준다(김일현·최봉호·이삼식, 1990).

우리나라 자녀수의 性構成 分布가 理論 確率 分布(Sheps, 1963)와 비교하여 아들만을 가진 확률은 이론적 확률보다 超過되어 있는 반면에 딸만 가진 확률은 이론적 확률에 未達되어 있고, 또한 출산조절이 자녀의 성구성에 따라 달라서 자녀의 성이 만족스러울 때 效果的인 出産調節이 이루어지고 있다(고갑석·함희순, 1982).

이처럼 자녀의 성 구성이 理論的 確率 分布와 차이를 보이는 것은 자녀의 성구성의 차이는 피임 및 다음 出生으로의 進行에 영향을 주기 때문으로 가구조사 자료를 이용한 많은 연구가 이를 뒷받침해 준다(Park, 1983; Lee, 1984; 이흥탁, 1987; 이규식·이임전 1989; Park & Cho, 1993). 예를 들어 1985년 자료에 대한 로그리니어분석 결과를 보면 자녀의 성구성에 따라서 다음 출생 진행 여부에 차이가 있어서 네번째 출산으로의 진행 여부에 있어서 출산을 계속하지 않을 對比는 2.30인데 아들이 3명일 때는 출산을 멈출 대비가 3.90으로 增加하지만 딸만 셋인 경우는 1.53으로

減少되어(이홍탁, 1987) 성 선호가 인구의 量的 增加에 영향을 준다고 하였다.

출산력에 미치는 구체적 영향에 대해서 아놀드(Arnold, 1985)는 남아선호관이 출산력에 미치는 영향은 크지 않은데 이는 자녀를 계속 출산하는 동안 自然的으로 아들을 갖게 되기 때문이라고 하면서 남아선호가 없다면 1974년 避妊 實踐率이 45.8에서 54.8로 증가할 것이고 자녀수는 3.62에서 3.54로 減少할 것으로 보았다. 또한 박재빈과 조남훈(1984)은 性選好로 인해 자녀의 성이 다음 출산으로의 진행에 영향을 준다는 가정에서 이로 인한 過剩 出生兒 數의 推定을 시도하여 1974년은 9.5%, 1979년은 11.1%가 性選好로 인한 過剩 出生數로 보았다. 또한 첫자녀의 성이 매우 중요하여 소자녀 가족은 아들이, 다자녀 가족은 딸이 많은 가족일 確率이 크고 따라서 성비에도 영향을 준다고 보고하였다.

최근의 한 연구(Cho & Ann, 1993)에서도 比例危險模型을 이용하여 임신간격을 추정하고 임신결과에 대한 로지스틱 회귀분석에 자녀의 성구성 및 부인의 교육을 설명변수로 포함한 결과, 現存子女의 性은 妊娠 速度와 妊娠結果를 결정하는데 그 영향력이 계속 증가되고 있는 반면에 부인의 교육은 점차 그 영향력이 감소되고 있음을 보여 준다.

이와 같이 자녀의 성구성에 따른 出産行態의 差異를 파악함으로써 성 선호를 파악하고자 하는 방법은 우선 자녀의 성구성이 같으면 자녀성에 대한 選好態度도 동일하다는 假定을 전제로 하고 있다. 그러나 태도는 客觀的 條件이 동일하더라도 개인에 따라서 많은 차이를 보이기 때문에 이런 假定이 무리라는 批判이 있고(Arnold, 1985), 두번째로는 자녀의 성구성이 마음에 들지 않는다고 모두 다음 출산으로 가는 것이 아니고 더 이상 원치 않는 性의 出産이라는 危險을 피하고자 하는 要因, 즉 正反對의 影響力인 危險要因이 있는데 이를 간과하고 있다는 비난이 있다(Freedman & Coombs, 1974). 그러나 그럼에도 불구하고 자녀 성구성에 따른 출산행위의 差異는 우리 사회에 一般化되어 있는 남아 선호의 영향을 충분히 반영한다고 볼 수 있다.

第3章 性比의 不均衡 變動推移

1. 出生性比의 變動推移

일반적으로 性別 構造는 남녀 인구의 性 構成 狀態를 말하는 것으로 성비로 나타낸다. 性比는 보통 女子 人口 100人에 대한 男子 人口數로 표시되는데, 3段階로 나누어 卵子和 精子가 만나 受精되는 시기의 성비를 1次 性比라하고, 출생시의 성비를 2次 性比라고 하며 각 年齡單位의 성비를 3次 性比라고 한다.

성비는 대체로 次數가 높아짐에 따라 낮아진다. 受精段階에서의 성비인 1차 성비는 160정도로서 높는데 이는 Y型 精子數가 X型 精子數의 2배이고 活動性도 X型 精子보다는 Y型 精子가 더 좋기 때문이라고 한다(신성철, 1987). 이 높은 1차 성비는 2차 성비로 가는 過程에서 상당 수준 낮아지는데 이는 男胎兒의 胎兒 損耗率이 女胎兒보다 훨씬 크기 때문이라고 한다. 2차 성비도 항상 남자가 여자보다 많으며 人種集團에 따라 102에서 110 또는 그 이상이 된다. 연령별 인구수에 의한 3차 성비는 연령이 많아짐에 따라 점점 줄어들어 結婚 年齡 集團에 가면 남녀의 수가 비슷해지고 그 이상이 되면서 점차 女性의 인구가 많아지게 된다. 3次 性比에 影響을 미치는 要因으로는 出生, 死亡, 人口移動이다. 그러나 인구 이동은 國內 및 國外로의 移動인데, 국외로의 이동은 별 영향을 미치지 못하고 있으나 국내 이동은 地域間 人口數에 큰 영향을 미치고 있다. 여기에 성비를 국내 인구 전체에 국한할 때 국외로의 이주는 별 영향을 주지 못함으로 단지 出生과 死亡 만이 성비에 영향을 준다고 하겠다.

출생성비는 보통 人口集團 및 時間 空間의으로 차이를 보이는데, 우리나라는 출생성비가 높은 나라로 평가된다. <表 3-1>은 인구동태신고자

료에 기초한 우리 나라의 1970~1992 年度別 出生性比 이다. 이 表를 보면 1980년을 기준으로 출생성비의 變化 趨勢가 구분됨을 알 수 있다. 즉, 1980년 이전까지는 出生性比가 비교적 높으며 연도에 따라 106~114로 심한 차이를 보이고는 있지만 어떤 一貫性을 찾기는 어렵다. 그러나 1980년을 지나면서 부터는 성비가 차츰 일관성 있게 높아져 갔다. 출생성비는 1982년에 107 수준이었으나, 1985년에 110으로 증가하였고, 1990년에는 117을 기록하였다. 그 이후 1991년, 1992년 출생성비는 각각 113, 114 수준으로 약간 떨어졌다.

<表 3-1> 우리 나라의 年度別 出生性比: 1970~1992

연도	출생성비	연도	출생성비
1970	109.5	1982	106.9
1971	108.9	1983	107.7
1972	109.6	1984	108.7
1973	104.8	1985	110.0
1974	109.7	1986	111.8
1975	112.4	1987	109.0
1976	112.3	1988	113.5
1977	105.9	1989	112.1
1978	114.3	1990	116.9
1979	107.2	1991	112.9
1980	103.9	1992	114.0
1981	107.8		

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1980, 1985, 1992.

1980년 以前의 出生性比가 1980년도 이후에 비해 들쭉날쭉한 것은 出生申告體系 未備에서 기인하는 것으로 파악해야 할 것이다. 1980년도 인구동태통계연보 머리말에서 밝히고 있는 바와 같이 당시 인구동태신고율은 65% 水準에 지나지 않았기 때문에 자료의 信賴度는 최근의 統計値와는 비교할 수 없게 낮았다고 하겠다. 또한 엄밀하게 따지면 실제 출생 성비와 申告된 자료에 의한 出生性比와는 차이가 있다고 하겠다. 申告 漏落,

遲延 및 신고 전 영아 사망을 고려할 수 있다. 그러나 이런 점을 감안하더라도 우리 나라 출생성비는 다른 나라에 비해서 높다. 특히 1990년의 출생성비가 1989년이나 1991년의 112 水準에 비해서 상대적으로 높은 것으로 나타나는데, 이는 1990년이 말띠 해였기 때문인 것으로 사료된다. 우리 나라 父母들은 말의 해에 딸을 낳기를 두려워하는데, 1990년이 말띠 해로서 여아를 꺼리는 부모들이 1990년 초 또는 연말에 태어난 女兒의 일부를 1989년 또는 1991년에 出生申告 하였기 때문인 것으로 풀이된다.

東南亞 地域에서는 우리 나라와 동일한 儒敎 文化圈에 속하는 中國과 臺灣이 우리 나라와 비슷하게 높은 성비를 보이고 있다. <表 3-2>에서 볼 수 있는 바와 같이 中國의 성비는 1980년대에 들어서 상승하였으며 특히 1985년부터 110을 넘어서기 시작해서 1989년 현재 113.9를 기록하고 있다.

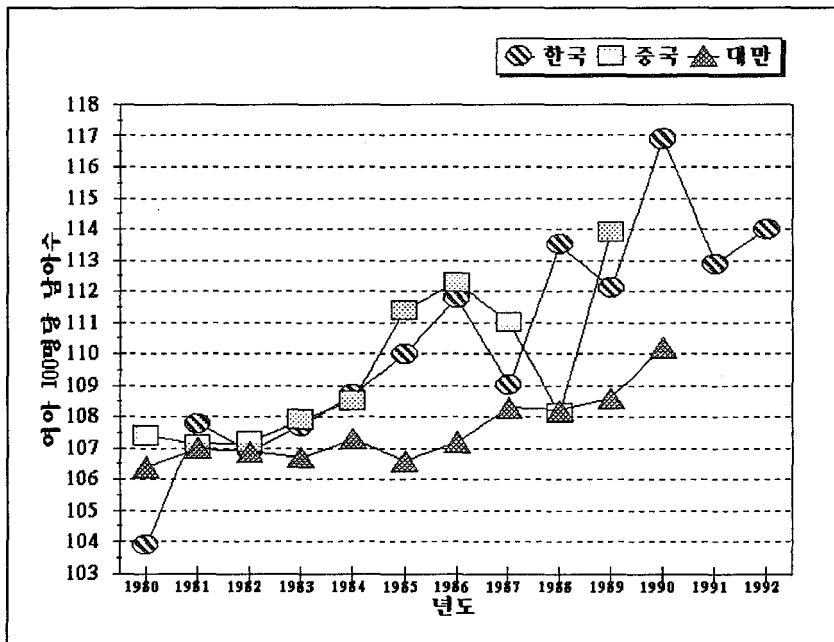
<表 3-2> 中國과 臺灣의 연도별 出生性比: 1970~1992

연도	출생성비		연도	출생성비	
	중국	대만		중국	대만
1970	105.9	106.4	1981	107.1	107.0
1971	105.2	106.2	1982	107.2	106.9
1972	107.0	105.9	1983	107.9	106.7
1973	106.3	106.8	1984	108.5	107.3
1974	106.6	106.8	1985	111.4	106.6
1975	106.4	106.0	1986	112.3	107.2
1976	107.4	106.4	1987	111.0	108.3
1977	106.7	106.4	1988	108.1	108.2
1978	105.9	107.3	1989	113.9	108.6
1979	105.8	107.1	1990		110.2
1980	107.4	106.4			

資料: Gu, Baochang and Yongpingy Li, "Sex Ratio at Birth and Son Preference in China", Chang, Ming-cheng, "Sex preference and sex ratio at birth : The case of Taiwan", Papers prepared for presentation at the UNPF-KIHASA International Symposium on Issues Related to Sex Preference for Children in the Rapidly Changing Demographic Dynamics in Asia, Seoul, Korea, 21~24 Nov. 1994.

대만의 경우도 한국이나 중국보다는 심하지 않지만 1985년 이후부터 차츰 높아져서 1990년 현재로 110.2를 나타내고 있다. 동일한 유교 문화권에서도 우리나라의 성비불균형 현상이 가장 두드러진다(圖 3-1 참조).

한편 세계 출생 성비의 평균은 106 수준인데 유럽 여러 나라나 미국은 세계 인구의 平均水準을 유지하고 있고 이집트나 이스라엘도 여기서 벗어나지 않고 있다(表 3-3 참조). 또한 일본은 동남아에 속하면서도 자녀의 성에 대한 선호 태도가 거의 없는 것으로 알려지고 있는데 出生性比도 유럽 여러 나라와 유사한 수준을 나타내고 있다.



資料: 表 3-1, 3-2와 동일

<圖 3-1> 韓國, 中國, 臺灣의 出生性比 變化 推移 比較

<表 3-3> 外國 여러 나라의 出生性比

국가	연도	출생성비	국가	연도	출생성비
미국	1988	105.0	이스라엘	1989	105.1
프랑스	1986	105.2	일본	1989	105.6
영국	1989	105.1	홍콩	1989	105.1
서독	1989	105.1	이집트	1987	104.3

資料: UN, *Demographic Yearbook*, 1990.

출생성비는 이런 國家別 比較 이외에도 한 국가 안에서 少數 民族이나 特定 人種 集團에 따라 차이가 있는가를 보기도 하는데, 대체로 미국내의 소수 민족의 경우 필리핀계와 중국계가 백인보다 높은 출생성비를 보인다고 한다(James, 1985). 이와 관련하여 한 가지 흥미로운 것은 在日 韓國 人은 우리 나라보다는 日本人의 출생성비와 유사한 수준으로 변화되고 있다는 사실이다. 이들의 出生性比는 1975년까지는 한국보다는 낮고 日本보다는 높은 수준을 유지하였으나 1980년 이후에는 일본인보다도 낮거나 유사한 수준을 보이고 있어 제일 한국인 3, 4세의 出産에 대한 行動樣式이 변화에 의한 것으로 풀이된다(김윤신, 1988).

1980년 이후의 출생성비의 증가는 人口總調査 결과를 통해서도 살펴 볼 수 있다. <表 3-4>는 인구총조사 결과에 나타난 1930~1990년의 우리나라 0~4세 人口의 性比 이다. 이 表를 보면 1980년대에 들어서 0~4세 유아 人口의 성비도 높아지는 추세에 있음을 쉽게 알 수 있다. 특히 1985년과 1990년의 성비를 비교할 때 0세 幼兒의 性比는 1985년 108.6에서 1990년에 112.5로 증가하였을 뿐만 아니라 4세 幼兒의 性比도 1985년 107.1에서 1990년에 111.4로 증가한 것으로 나타나서 性比의 급격한 不均衡이 1985년에 들어서 深化되었음을 반영하고 있다.

인구 총조사에서 나타난 연령별 성비는 출생성비와는 차이가 있다. 과거에는 여아의 영유아 사망률이 남아보다 높았던 적도 있었으나 최근에 들어서는 영유아 사망률이 女兒보다는 男兒가 높기 때문에 시간이 지남에

<表 3-4> 우리 나라 年度別 0~4歲 人口의 性比: 1930~1990

연도	0	1	2	3	4
1930	101.5	102.3	102.0	102.9	104.2
1935	103.6	102.5	102.2	103.9	103.2
1940	103.6	101.6	101.8	102.7	103.5
1944	98.6	103.5	102.6	102.1	103.1
1955	105.7	106.3	106.0	108.1	107.5
1960	105.8	105.5	103.4	106.6	106.6
1966	107.5	106.9	106.5	108.0	107.3
1970	106.5	106.9	105.8	106.7	108.0
1975	108.1	108.2	106.3	107.5	107.3
1980	108.3	106.8	106.6	107.5	107.1
1985	108.6	107.4	105.6	107.4	107.1
1990	112.5	111.6	111.2	109.3	111.4

資料 : 통계청, 『인구총조사 결과보고』, 1930~1990.

따라서 0세 성비는 출생성비보다 낮으며 年齡이 높아짐에 따라 더욱 낮아지는 것이다. 그러나 5세 미만의 性比는 대체로 해당 출생년도의 出生 性比 수준을 반영한다.

우리 나라와 같이 최근 들어서 유아 性比가 증가한 나라는 앞의 출생 성비에서도 언급한 바와 같이 臺灣과 中國이다. 이들 나라도 우리의 경우와도 비슷한 실정으로 1980년대, 특히 1985년 이후에 出生 性比가 증가하기 시작했다(表 3-5 참조). 中國은 1990년에 4歲 未滿 幼兒의 성비가 두드러지게 증가하였는데 이는 出生性比가 1986년부터 크게 증가하기 시작했음을 의미한다. 대만은 中國에 비해서 정도가 심한 편이 아니고 시기면에서도 中國보다는 늦게 시작되어 1세 미만 유아의 性比가 1989년부터 증가하기 시작했다. 이들 나라들도 外國으로나 外國으로부터의 인구이동이 많지 않고, 또 있다고 해도 성비에 미치는 影響力은 미미하다.

이와 같은 性比의 증가는 과거 어느 때도 찾아볼 수 없던 전혀 새로운 傾向으로서, 그 이유는 나라의 統治體制 등에 따라 다르다고 하겠다. 우리 나라와 대만은 民主 統治 體制이고 인구동태 申告體系도 확립된 상태

<表 3-5> 臺灣과 中國의 年度別 0~4歲 人口의 性比

구분	연도	0	1	2	3	4
중국 ¹⁾	1953	104.9	105.6	106.6	108.6	109.4
	1964	103.6	105.3	106.4	106.9	108.7
	1982	107.6	107.6	107.4	106.7	106.2
	1990	111.7	111.7	110.2	109.3	108.6
대만 ²⁾	1981	107.3	106.5	107.0	107.0	106.0
	1983	106.7	106.8	106.4	106.0	106.4
	1985	106.6	107.0	106.1	106.5	106.5
	1987	106.5	106.7	106.4	106.8	105.9
	1989	108.2	108.0	107.9	107.1	106.4
	1990	109.1	107.5	107.4	107.5	106.6

資料: 1) Park, Chai-bin .& Cho N.am-hoon, "Gender Preference and Sex Imbalance in the Population and Their Implications for the Future of Nations", Paper prepared for presentation at the ESCAP-KIHASA International Seminar on Consequences of Replacement and Below Replacement Level Fertility in East and South-East Asia, Seoul, Korea, 29 Nov.~2 Dec. 1993.

2) Chang, Ming-cheng, "Sex preference and sex ratio at birth : The case of Taiwan", Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of China, 5~6, Feb. 1993.

이다. 따라서 성비의 증가가 標本誤差나 失手에 의한 남아의 重複 計算 및 女兒의 漏落 때문이라고 보기는 어렵다. 人口規模도 임의적 높고 낮음을 무시할 정도로 크다. 그러므로 개개인의 性識別에 의한 性選別의 人工妊娠中絶의 결과로 해석할 수 있다. 반면에 社會主義 국가로 국가 권력으로 보다 강압적이며 강력한 가족계획사업을 채택했던, 그러나 성선택적 인공임신중절로의 접근이 비교적 어려웠던 中國의 경우는 다르다고 생각된다. 특히 중국의 경우 申告된 자료에 기초한 性比 불균형은 최근에 상당한 주목을 끌고 있다. 중국 정부의 강력한 人口調節 政策은 합계 출산율을 1970년의 5.8에서 1990년에 2.3으로 감소시켰는데, 한동안 한 자녀 낳기 운동이 펼쳐지면서 그 한 자녀를 아들로 갖고자 하는 男兒選好

欲求가 강한 나머지 첫아이가 女兒인 경우 두번째 아이를 낳을 수 있도록 이를 신고하지 않거나 申告를 연기함으로써 나타난 現象으로 解釋된다(Johansson, 1991). 여아의 출산을 사산으로 신고하거나 신고하지 않고 있다가 입양시키거나 한다는 주장도 있다(Hull, 1990). 또한 한동안은 女兒 出産 후 殺害하는 행위가 恣行되는 것이 아닌가 하는 疑懼心이 일기도 했었으나(Hull, 1990), 그렇게 보기는 어렵다는 데 많은 학자들이 동의하고 있다(Johansson, 1991; Park & Cho, 1993). 그러나 1989년 현재 영아사망률이 남아 35.5에 비해 여아는 40.4로 남아에 비해 높은 여아의 사망률도 성비 불균형을 초래하는 하나의 이유가 되고 있고, 최근에 와서는 국가 개방화의 영향으로 의료 이용가능성이 제고됨에 따라서 성감별에 의한 여아의 인공임신중절도 출생성비 불균형 초래의 상당 부분을 차지하고 있다(Gu & Li, 1994).

出生性比의 직접적 增加 原因이 무엇이든 간에 여기에는 강한 男兒選好思想이 바탕을 이루고 있는데, 강한 남아선호사상은 傳統的인 儒敎 文化에서 기인하는 것으로, 특히 조선시대에 抑佛崇儒政策을 펴면서 17세기부터는 유교가 우리 사회를 支配하는 주된 사상으로 영향력을 갖게 된 것으로 評價된다. 유교에 영향을 받은 우리의 전통적 가족가치관에서는 仁을 중요시 여겨 이것이 곧 孝요 劑라 하였으며, 修身齊家治國平天下라 하여 모든 것이 家族的 倫理에서 시작되는 것으로 보았다. 父, 母, 兄, 弟, 妻, 子의 六親을 강조하여 여기에서 우리나라는 愛情感을 社會秩序의 結合原理로 삼았던 것이며, 효 사상과 六親을 연결하는 고리로써 과거로부터 미래에 이르는 초시간적인 관념적 집단으로서의 「집」에 대한 가치를 극대화하였던 것이다. 집을 조상으로부터 받아 어떻게 存續, 發展시켜서 자손에게 繼承하는가가 최대의 관심사이고 가구 구성원 개개인의 가치를 초월하는 최대의 가치였던 것이다(최재석, 1965:223). 이로 인해 가족, 가계가 강조되면서 長子 중심으로의 家系繼承 전통을 형성하게 된 것으로, 오늘날 우리사회의 아들로 대를 이어가려는 男兒選好態度 및 이로 인한 性比不均衡도 결국은 이러한 전통에 깊은 뿌리를 두고 있다고 하겠다.

2. 差異 出生性比

1) 出生順位別 出生性比

오늘날 우리 나라의 出生性比는 出生順位가 높아질수록 높아지고 있다. <表 3-6>에서 볼 수 있는 바와 같이 1970년은 첫자녀의 性比가 매우 높았으며 1975년에는 아무런 關係도 나타내지 않았고, 1980년에는 出生順位와 出生性比가 약한 逆 相關關係를 보이고 있어서 1981년 이전에는 출생성비와 출생순위와의 관계가 일관된 關係는 아니지만 적어도 1981년 이후의 양상하고는 다른 모습이다. 전체 出生性比가 높아지기 시작한 1980년대에 들어서 出生性比와 出生順位の 關係는 逆轉되어서 出生順位가 높아질수록 출생성비가 높아지기 시작했다. 이같은 현상은 해마다 深化되어 出生性比가 가장 높았던 1990년에 가장 두드러진 양상을 보였고 1991년에 약간 緩和되었으나 1992년에 다시 1990년 수준으로 돌아간 양상을 보이고 있다. 특히 1985년 이후 갑작스런 증가 이후에 출생순위에 따른 체계적인 性比 증가 현상이 나타나고 있다.

出生順位別로 보면 네번째 이상의 出生性比는 1981년에 이미 110을 넘고 있어서 아들을 낳기 위해 많은 자녀를 두고 있어 이같은 사회적 풍토의 뿌리가 깊음을 나타내고 있다. 이와 같은 풍조는 1982~85년에 세번째 출산으로 그리고 1986년부터 두번째 출산으로 급속하게 그리고 농도 짙게 전파된다. 세번째 出生 성비는 1982년부터 110을 넘기 시작하였으며 1986년부터 두번째 出生에서 갑자기 性比가 높아졌다. 이와같이 出生性比의 불균형이 빠른 出生順位로 전파되어 가면서 또 한편으로는 높은 출생순위에서의 出生性比는 매우 높아져서 1989년 및 그 이후 자료에 의하면 네다섯번째 출생 성비는 200을 넘고 있다. 1991년의 경우 첫번째와 두번째 出生性比가 각각 106, 112인데 비해서 세번째 및 네번째 이상의 出生性比는 각각 184, 212의 높은 성비를 나타냈다. 이와 같은 출생순위별 성비불균형의 심화 현상은 <圖 3-2>를 통해서도 명확하게 알 수 있다.

<表 3-6> 年度別 出生順位別 出生性比: 1970~1992

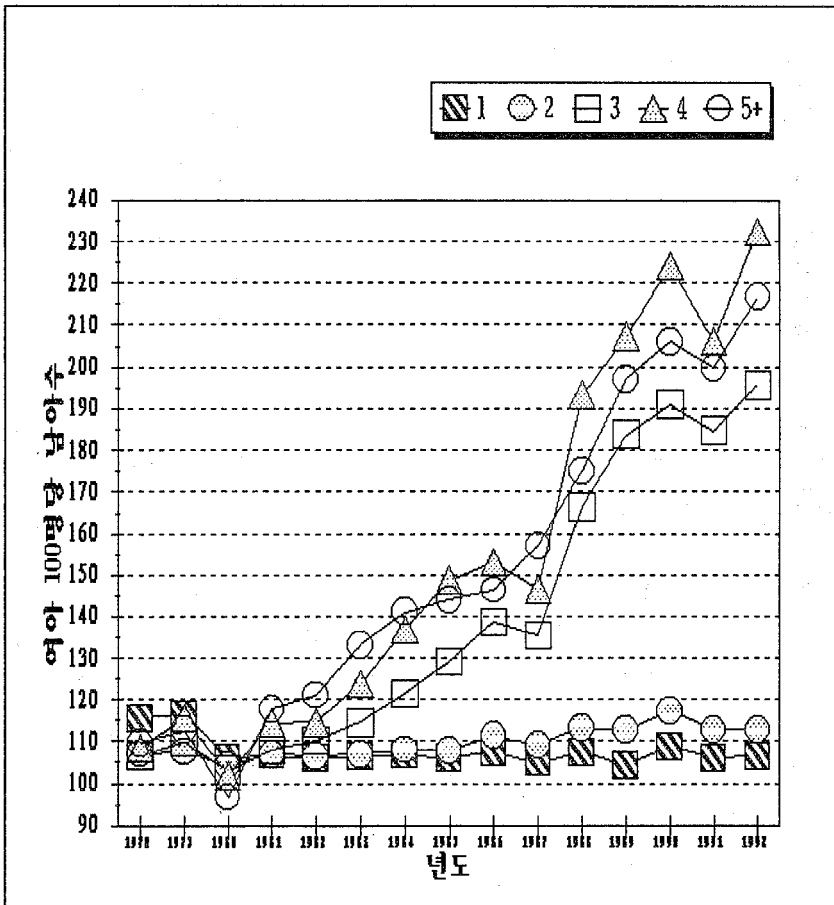
연도	전체	1	2	3	4	5+
1970	109.5	115.5	107.1	106.7	108.5	109.6
1975	112.4	116.6	107.5	109.9	115.7	112.6
1980	104.3	106.1	104.3	103.2	102.0	96.8
1981	107.8	106.8	107.0	108.0	114.4	117.8
1982	107.6	105.9	106.6	110.3	114.6	121.1
1983	108.6	106.5	107.0	114.6	123.9	133.2
1984	109.5	106.8	108.1	121.6	136.8	141.0
1985	109.5	106.0	107.8	129.1	148.7	143.9
1986	111.8	107.4	111.3	138.7	153.1	146.2
1987	108.9	104.8	109.2	135.4	146.6	156.9
1988	113.4	107.4	113.3	166.3	193.3	175.0
1989	112.1	104.2	112.6	183.9	207.2	197.1
1990	116.9	108.7	117.2	191.0	224.3	206.2
1991	112.9	106.1	112.8	184.7	206.3	199.7
1992	114.0	106.4	112.8	195.7	232.4	216.7

資料 : 통계청, 『인구동태통계연보』, 1982, 1985, 1990.

과거에는 우리 社會 全般에 男兒 選好觀이 깊게 형성되어 있었기는 해도 이것이 人爲的인 아들 낳기라는 出産 行爲로 表出되는 것은 일부 소수에 국한된 일이었다. 또한 그 方法에 있어서도 성식별에 의한 인공임신중절이란 醫學的 方法보다는 妊娠 이전의 食餌療法이나 民間療法에 의존하는 경향이었다고 하겠다. 뿐만 아니라 일부에서는 迷信이나 巫俗에 까지도 의지하려고 했던 것이다. 그러나 소자녀관의 확립과 더불어 정해진 子女數 안에서 아들을 두어야 한다는 욕구가 커진데다가 性 鑑別과 관련된 醫療技術의 發達로 성 감별 가능 시기가 점차로 앞당겨져 인공임신중절에 따른 危險의 負擔이 줄어들어 감에 따라서 보다 적극적으로 科學的 方法을 통해 인위적으로 성을 조절, 아들 낳기가 확산되어 갔고, 여기에 醫療人의 무분별한 성감별 의료 서비스의 提供도 이같은 결과를 낳는 데 기여한 것으로 평가된다. 특히 子女 養育과 教育에 대한 精神的 經濟的 負擔이 급속히 증가하면서 아들을 낳을 때까지 출산을 계속할 수

없다는 판단에 따라 나타난 결과이다.

그러나 合計出生率이 1995년 이래 1.6~1.7에 머물고 있는 우리 나라 출산력에 있어서 出生兒의 出生順位 分布가 세번째 이상의 출생이 그렇게 큰 비중을 갖지는 않는다. 合計출산력이 2.7 수준이던 1980년까지만 해도



資料: 表 3-6과 동일

<圖 3-2> 年度別 出生順位別 出生性比

<表 3-7> 年度別 出生順位別 出生兒數 分布: 1970~1992

연도	1	2	3	4	5+	계	(N)
1970	9.1	9.3	9.4	7.7	64.4	100.0	(964,156)
1975	11.1	9.7	8.9	8.2	62.1	100.0	(825,829)
1980	39.4	31.5	16.8	6.7	5.6	100.0	(874,982)
1981	40.9	33.7	16.5	5.5	3.4	100.0	(848,164)
1982	41.8	35.8	14.8	4.8	2.8	100.0	(823,414)
1983	44.7	38.6	11.1	3.5	2.0	100.0	(736,297)
1984	49.5	38.4	8.2	2.5	1.4	100.0	(618,935)
1985	51.5	37.6	7.6	2.1	1.0	100.0	(656,786)
1986	53.1	37.1	7.0	1.8	1.0	100.0	(636,296)
1987	54.3	37.4	6.2	1.4	0.7	100.0	(622,102)
1988	54.1	38.2	5.8	1.2	0.6	100.0	(630,347)
1989	52.2	37.9	5.6	1.1	0.5	100.0	(635,437)
1990	53.5	39.1	5.9	1.1	0.4	100.0	(643,918)
1991	53.1	40.2	5.6	0.9	0.3	100.0	(700,821)
1992	51.8	40.7	6.3	0.9	0.3	100.0	(712,287)

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1980, 1985, 1992.

세번째 순위 이상이 30% 정도를 차지하였으나 少子女觀의 確立과 더불어 점차 줄어서 1985년에 10% 정도가 되었고 1988년 이후에는 7~8% 水準을 維持하는 정도이다(表 3-7 참조). 더욱이 네번째 이상의 출생은 1991년, 1992년이 각각 1.2% 수준으로서 늦동이 출산이 늘고 있다고는 하지만 현재로서는 높은 출산 순위에서의 높은 出生性比가 실제로 출산력에 미치는 영향력은 크지 않다고 볼수 있다.

또한 <表 3-8>에서는 人口動態申告 자료 이외에 한국보건사회연구원에서 실시한 출산력조사 자료결과로 나타난 出生性比를 함께 제시하였다. 출산력 조사는 應答 對象 婦人의 出産 經驗을 모두 조사해서 이를 토대로 산출한 결과로 累積된 出産이기 때문에 연도별 出生申告에 의한 性比와는 그 의미가 매우 다름을 염두에 두어야 한다. 그러나 출산력 조사 자료를

<表 3-8> 出産力 調査에 의한 出生兒의 出生順位別 性比

조사년도	1	2	3	4	5+
1974(15~49) ¹⁾	106.9 (5078)	109.1 (4363)	110.2 (3530)	104.1 (2586)	101.8 (2792)
1985(15~49) ¹⁾	103.2 (6871)	107.8 (6535)	109.2 (3959)	108.4 (2045)	104.5 (1405)
1991(15~49) ²⁾	109.4 (6919)	103.3 (5494)	111.7 (2310)	114.6 (884)	
○ 추가자녀불원 부인	117.8 (5187)	107.9 (2431)	117.2 (1905)	116.8 (783)	
○ 불임수용부인	137.6 (3413)	109.7 (3169)	132.2 (1152)	126.2 (518)	

資料: 1) 이흥탁, 「남아선호가 가족규모 및 출산행위에 미치는 영향」, 『한국의 출산력 변동과 전망』, 한국인구보건연구원, 1987.

2) 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

통해서도 出生性比의 변화를 파악할 수 있다. 1991년 조사의 出生性比는 1974년도 및 1985년도 조사결과에 의한 출생성비와 다른 양상이다. 1974년과 1985년 출산력 조사에서는 性比와 출산순위 간에도 아무런 相關關係도 보이지 않고 있으나 1991년 자료는 出生順位가 높아짐에 따라 出生性比가 높아지는데, 이는 制限된 子女의 數를 유지하면서 그 안에서 아들을 두고자 하는 출산행태가 1980년 이후에 반영된 것임을 알수 있다. 1991년도 조사자료 중 더 이상 추가자녀를 원하지 않는다는 부인의 出生兒 성비는 전체를 대상으로 했을 때보다 높아졌는데 특히 첫자녀의 性比가 크게 증가하였다. 이미 不妊手術을 受容한 부인의 경우에도 성비는 크게 높아 첫자녀의 出生性比도 높다. 이는 이들이 아들을 갖게 됨으로써 追加子女를 두지 않게 된 것으로서, 다시 말하면 남아 선호가 出産 減少 效果를 가질 수 있음을 시사한다.

1974년, 1985년 자료와 1991년 자료가 나타내는 모습은 각기 다르나, 어

졌든 모든 출생순위에서 男兒 出生 可能性을 同一한 것으로 가정한다면 피임의 差別的 使用만으로는 성비의 변화를 설명하기 어렵고 성을 調節하는 要因, 즉 性 鑑別에 의한 선별적인 人工妊娠 中絶이 그 원인이다.

<表 3-9>는 1985년과 1991년 출산력 조사시 부인의 연령을 기준으로 出生順位別 性비를 산출한 것이다. 여기서 반드시 그런 것은 아니지만 年齡이 적을수록 出產年度가 최근이고 연령이 많을수록 출산연도가 이를 것이다. 이에 의하면 1985년과 1991년 자료 모두에서 세번째 자녀에서 性비가 25~34歲 부인에서 비교적 높았으며 그 程度에서는 1991년 자료가 심하였고, 두번째 출산은 25~29歲에서 높게 나타났으며 그 정도는 비슷한 수준이었다. 따라서 深化되어 가고 있는 出生性비를 반영하고 있다.

이와 같은 出生性비의 급격한 增加 現象은 정도의 차이는 있으나 중국과 대만에서도 共通되게 나타나는 현상으로, 중국의 경우 전체 性비는 1985년 이후에 급격히 증가되었다. 그러나 출생순위별로는 1981~1983

<表 3-9> 婦人の 現 年齡別 出生順位別 性比

연도	현연령	1(N)	2(N)	3(N)	4(N)
1985 ¹⁾	15~24	114.2(482)	95.9(145)	200.0(16)	-
	25~29	101.8(812)	120.3(1159)	120.7(245)	76.5(30)
	30~34	103.4(1182)	109.5(1504)	122.1(653)	95.6(179)
	35~39	96.7(1432)	98.0(1358)	96.2(918)	84.2(372)
	40~44	108.8(1276)	107.2(1216)	103.1(1062)	101.5(661)
	45~49	103.4(1188)	107.3(1161)	116.7(1066)	127.8(804)
1991 ²⁾	15~24	84.1(197)	41.4(41)	- (2)	-
	25~29	99.7(1224)	114.7(612)	236.4(37)	-
	30~34	107.4(1759)	106.7(1381)	133.3(245)	93.8(31)
	35~39	120.0(1514)	93.4(1367)	110.5(541)	107.2(145)
	40~44	119.9(1260)	105.8(1179)	115.8(736)	137.0(282)
	45~49	102.8(957)	107.4(921)	98.9(722)	105.8(424)

資料: 1) 이흥탁, 앞의 책, 1987.

2) 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

<表 3-10> 臺灣과 中國의 出生順位別 出生性比

구분	연도	전체	1	2	3	4	5+
중국 ¹⁾	1982	107.8	106.5	105.0	109.4	113.8	110.3
	1983	107.7	107.5	107.2	108.2	105.4	113.3
	1984	108.3	102.1	113.6	112.6	116.8	128.3
	1985	111.2	106.1	116.1	114.3	126.5	116.6
	1986	112.1	105.2	116.8	123.2	125.0	124.3
	1987	110.8	106.7	112.6	118.9	118.1	125.6
	1989	113.8	104.9	120.4	124.6	132.7	129.7
대만 ²⁾	1987	108	107	108	110	113(4+)	
	1990	110	107	109	119	128	

資料: 1) Park & Cho, 앞의 책, 1993.

2) Chang, 앞의 책, 1994.

년 동안에 두번째와 세번째 出生 사이에서 性比가 갑자기 높아졌으나 1984년에는 첫번째와 두번째 사이에서 성비가 증가해서 10 이상이 높아졌다. 그러나 첫번째 出生은 변함없이 正常 水準이다(表 3-10 참조). 대만은 중국보다는 완만하지만 性比가 출생순위가 높아짐에 따라 성비도 높아지는 경향이다. 우리 나라와 비교할 때는 중국 대만 모두 유사하면서도 우리 나라처럼 심한 相關性을 갖지는 않는 것으로 평가된다.

그런데 원래 出生順位와 성별과의 관계는 출생순위가 빠를수록 出生性比가 높은 약한 逆相關性을 갖는 것으로 一般化되어 있다(신성철, 1987). 우리 나라에서도 1980년 이전에는 出生性比가 出生順位가 빠를수록 높았다. 이는 人口動態統計 資料나 1974년도 조사 자료 모두에서 共通적으로 나타나고 있다. 우리 나라에서 가장 최초로 행해진 性比 관련 연구에서도 출생순위가 첫째와 둘째가 121, 118로 전체 115에 비해서 2차 性比가 높은 것으로 調査되었다(Kang & Cho, 1959). 이 조사는 조사 상에 問題가 있는 것으로 判斷되지만 出生順位와 출생성비의 관계는 일반화된 結果를 나타냈다. 따라서 우리 나라의 出生順位에 따라 性比가 높아지는

현상은 자연적 현상이 아닌 人爲的인 結果임을 뒷받침한다.

출산력 자료를 보면 追加子女를 원치 않는 부인이나 불임수용 부인 出生兒의 첫 출생의 性比는 매우 높는데 이것은 첫자녀를 아들로 갖게 됨으로써 나타난 態度나 行爲의 결과일 뿐이지 첫자녀의 性調節에서 기인하는 것은 아니라고 하겠다. 인구동태통계 자료를 보아도 첫번째 출산의 성비는 높지 않아 아직 첫번째 출산에까지는 영향을 미치고 있지 않다고 생각된다. 특히 우리 나라 부인들의 出産行態가 첫아이는 대부분이 Honey-moon baby로 家族計劃 없이 낳기 때문이다. 그러나 한국 사람들은 첫아이를 아들로 낳고 싶어하는 慾求가 매우 강하고, 특히 희망 자녀수가 하나나 둘로 되면서 이같은 욕구는 더 더욱 강해졌다고 생각되고, 未婚 男女에 대한 性教育의 強化로 이들이 첫번째 자녀부터 計劃을 하고 낳는다면 첫번째 자녀의 出生性比도 安全하지만은 않다고 생각된다. 西歐 社會에서조차도 특정 順位에서 아들 혹은 딸을 원하는 경우가 있다. 美國 大學生의 85%가 첫아이로 아들을, 그리고 73%가 둘째 아이로 딸을 낳기를 원한다(Fidell, et al., 1979)고 한다. 이와 같은 미국인에게서도 찾아볼 수 있는 첫아들, 둘째 딸 선호 의식은 한국인 사이에서는 매우 普遍化되어 있다고 볼 수 있다.

이와 같은 점을 고려할 때 아직은 출생성비가 서너번째 출생순위에서 높게 나타나고 있으나 이것이 첫번째나 두번째 출산순위로 擴大될 可能性을 배제할 수 없다고 생각되며, 만약에 그럴 경우 이로 인한 문제도 만만치 않을 것이기 때문에 이에 대한 對應策이 있어야 할 것이다.

2) 父母의 年齡別 出生性比

父母의 年齡은 出生順位와 무관치 않는 것으로서 出生性比와의 관계는 출생순위와 마찬가지로 부모의 연령과 역상관관계를 갖는 것으로 알려져 왔고, 부모 중 특히 父의 年齡과의 相關性이 母의 年齡보다 높다고 한다.

우리 나라의 最初 性比 研究에서도 부모의 연령이 30歲 未滿일 경우와

出生順位가 첫째와 둘째일 때 2차 성비가 높은 것으로 조사되었다(Kang & Cho, 1959). 전국의 12個 聖母病院을 대상으로 出生兒의 性比를 분석한 연구에서는 父의 年齡과 성비에는 有意한 相關關係가 있었으며 특히 父의 年齡 25~29歲에서 113으로 가장 性比가 높았다고 하였고(Meng, 1983), 장창국(1982)도 出生順位가 增加할수록 성비는 減少하고 있으며, 한두 명의 자녀를 낳을 때 母의 年齡이 20~24歲, 父의 年齡이 25~29歲에서 가장 性比가 높았다고 하였다. 이와 같은 現象은 우리 나라만이 아니라 다른 지역에서도 마찬가지로 나타나고 있는 현상이다. 美國에서는 일찍이 부모의 연령이 출생성비와 관계가 있음을 밝혔는데(Ciocco, 1938), 특히 부모의 연령 중 특히 父의 年齡이 많을수록 性比가 낮아지고 있다고 하며(Novitski, 1953), 父母의 年齡에 따른 出生順位를 고려해도 弱한 相關性을 維持한다고 하였다(Garfinkel & Selvin, 1976).

즉 과거의 연구는 우리 나라나 미국의 연구나 모두 부모의 연령이 높아짐에 따라 따라 出生性比가 낮아지는 逆 相關關係가 있는가 없는가에 대한 논의였던 것이다. 그러나 오늘날 우리 나라를 비롯한 유교 문화권에서는 부모의 연령과 출생성비가 正相關關係를 나타내고 있다.

<表 3-11>은 母의 年齡別 出生性比이다. 이 表를 보면 1980년도까지는 모의 연령이 낮을수록 性比는 높은 傾向을 보이고 있어 앞에서 언급한 여러 연구 결과와 일치하고 있다. 그러나 이같은 趨勢는 1980년 이후부터 달라지기 시작하였다. 1980년 이후부터 30代와 40代 年齡에서 性比가 100을 넘기 시작하여 15~29歲 婦人의 性比보다 높아졌으며 1985년 이후로 넘어오면서 이들 年齡層의 性比가 더욱 深化되었고 동시에 25~29歲 부인의 出生性比도 110을 넘는 양상을 보였다. 1992년 현재 35~49歲 부인의 出生性比는 140을 넘고 있다.

그러나 年度別 出生兒數의 연령별 분포나 연령별 出生率에서 알 수 있듯이 30代 後半 및 40代 婦人의 출생수가 얼마 되지는 않는다(表 3-12, 13 참조). 1975년에도 40대 이후 부인의 출생은 전체 출생수의 3%를 넘지 않았고, 1990年代에 들어서는 0.4%로 극히 미미한 수준에 지나지 않는다.

다. 30代 婦人의 出生조차도 18% 程度에 머물 정도로 우리 나라 婦人의 出産 行態는 결혼과 함께 빠른 시일 안에 출산을 마친다.

<表 3-11> 年度別 婦人年齡別 出生性比: 1970~1992

연도	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	계
1970	112.3	110.5	109.3	108.9	109.3	109.3	104.4	109.5
1975	110.6	119.0	110.7	110.2	105.9	100.9	88.9	112.4
1980	109.8	106.2	104.8	103.2	100.0	92.2	83.2	104.3
1981	111.2	107.1	106.9	110.0	114.3	117.3	111.4	107.8
1982	109.9	106.2	107.2	111.4	115.2	117.4	118.5	107.6
1983	110.7	107.0	107.9	115.4	121.6	119.0	140.1	108.6
1984	112.1	107.8	108.9	117.6	124.8	126.1	141.7	109.5
1985	106.3	107.1	109.8	121.4	130.4	120.0	119.5	110.0
1986	111.1	109.2	111.6	125.3	132.5	119.9	123.2	112.3
1987	112.4	106.2	109.2	118.1	121.7	140.1	105.3	109.4
1988	107.8	108.9	113.3	125.9	136.0	129.5	169.0	113.6
1989	107.4	106.7	111.5	123.3	136.5	126.8	127.5	112.1
1990	113.9	110.6	115.7	128.5	144.1	139.8	145.3	116.9
1991	103.4	107.5	111.7	122.4	132.5	121.1	134.7	112.9
1992	110.8	107.8	111.9	125.5	140.8	141.9	143.3	114.0

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1992, 1985, 1980.

<表 3-12> 年度別 出産 婦人의 年齡 百分率 分布

연도	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	(N)
1975	3.3	31.1	37.8	18.4	6.9	2.0	0.40	(825,829)
1980	3.0	31.5	41.8	15.8	5.1	1.8	0.56	(874,982)
1985	3.2	37.4	48.1	9.1	1.6	0.4	0.08	(656,786)
1990	1.3	26.6	54.3	15.3	2.1	0.3	0.03	(643,918)
1992	1.2	25.5	52.9	18.4	2.7	0.3	0.04	(712,287)

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1980, 1985, 1992.

<表 3-13> 年度別 婦人年齡別 出産率

연도	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	출산율
1975	14	163	268	140	59	19	3	3.3
1980	10	155	248	97	26	6	0.8	2.7
1985	9	118	163	39	6	3	-	1.6
1990	3	62	188	50	7	1	-	1.6

資料: 공세권 외, 『한국에서의 가족형성과 출산행태』, 한국보건사회연구원, 1992.

따라서 高齡層 부인의 출산 및 이들의 높은 출생성비가 出産力에 미치는 影響이 크다고는 보기 어렵다. 다만 絶對値로는 많다고 볼 수는 없겠으나 최근 20대에 출산한 자녀를 다 키워 놓고 生活에 餘裕를 갖는 사람들에게 의한 40대에서 늦둥이 出産이 늘고 있다는 주장이 있음을 고려한다면 이도 하나의 社會現象으로 認識하고 觀察할 必要는 있다고 본다. 이 같은 점은 미미하기는 하지만 출산행태의 변화를 예고하는 신호로 여겨진다. 앞으로 삶의 方式은 더욱더 多樣해지고 결혼 후 一定期間 동안 또는 전혀 자녀를 출산하지 않고 夫婦만의 時間을 갖고 인생을 즐기거나 하는 욕구도 증가될 것으로 豫測되기 때문에 출산행태도 오늘날과 같은 劃一化된 20대의 조기 출산에서 벗어나 多樣해지면서 늦은 나이에 출산하는 부인 집단도 현재보다는 증가할 가능성이 있기 때문이다.

한편 <表 3-14>는 出生順位別 母의 年齡別 出生性比를 나타낸다. 출생순위가 높아짐에 따라 性比가 높아지고 또한 모의 연령이 높아짐에 따라 出生性比가 높아지므로 이 두 가지 要因을 同時에 고려하고자 하였다. 1980년의 경우는 출생성비에 變化가 있기 전으로서 별 뚜렷한 관계를 찾기가 어렵다. 그러나 1985년은 20~39歲 부인의 세네번째 출산의 성비가 증가했으며 특히 30대에서 세네번째 出生일 때 性比가 갑자기 높아졌다. 그러나 1985년에는 40代 婦人의 出生性比는 출생순위에 따라 아무런 變化를 보이지 않았다. 그러나 1992년 경우에는 婦人 年齡에 관계없이 세네번째 뿐만 아니라 두번째 출생에서도 性比 不均衡이 보이고 있고

30대 부인의 세번째 출생성비는 200을 훨씬 초과하며 40대 부인도 네번째 출생에서는 200을 넘는 성비를 나타냈다. 연령이 높은 부인의 높은 출생성비는 연령 자체의 효과라기 보다는 출생순위에 의한 것으로 연령보다는 출생순위가 성비 불균형에 더 크게 작용하고 있음을 알 수 있다.

<表 3-14> 婦人年齡別 出生順位別 出生性比: 1980, 1985, 1992.

연령	1(N)	2(N)	3(N)	4(N)	5+(N)
1980					
15~19	111.6(20973)	102.7(4442)	99.6(513)	128.6(48)	94.7(37)
20~24	106.9(172547)	105.0(82547)	104.9(18070)	104.9(2184)	114.4(343)
25~29	105.0(125597)	104.4(146526)	104.4(72144)	108.0(17613)	108.6(3772)
30~34	103.0(17954)	103.6(33982)	102.4(45721)	103.1(26166)	105.6(14412)
35~40	104.1(4968)	105.1(5853)	98.8(8174)	99.4(8954)	98.0(16433)
40~44	94.3(1698)	96.3(1531)	91.5(1653)	99.6(2237)	91.8(8889)
45~49	82.8(541)	99.2(472)	88.3(452)	94.4(550)	78.2(2897)
1985					
15~19	105.5(17471)	104.6(3587)	109.6(262)	240.0(17)	- (2)
20~24	106.4(165805)	106.7(71235)	113.5(7583)	128.7(766)	127.5(91)
25~29	106.2(137549)	108.1(144534)	128.9(27144)	139.5(5414)	132.7(1247)
30~34	103.1(13982)	109.7(24591)	142.3(12276)	162.5(5518)	146.3(3111)
35~40	101.6(2377)	109.8(2423)	128.2(1949)	160.5(1644)	156.6(2340)
40~44	89.6(436)	113.5(363)	95.0(314)	100.6(361)	132.9(927)
45~49	84.1(81)	87.5(90)	110.7(59)	100.0(58)	124.6(256)
1992					
15~19	109.9(7310)	120.9(855)	42.1(27)	- (2)	- (1)
20~24	105.9(134002)	113.1(38066)	143.0(2238)	106.7(122)	- (8)
25~29	106.5(190392)	124.4(169233)	177.7(15459)	182.4(1248)	164.9(190)
30~34	107.4(31722)	112.1(74233)	215.8(21516)	245.3(3180)	199.6(692)
35~40	105.0(4967)	110.2(7175)	209.0(5015)	279.6(1598)	254.4(691)
40~44	100.0(560)	122.1(473)	168.2(354)	210.3(242)	250.0(231)
45~49	85.7(39)	110.5(31)	90.9(21)	328.6(24)	200.0(48)

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1980, 1985, 1992.

3) 子女 性構成別 差異 出生性比

出生性비에 영향을 주는 요인이 많은데 避妊과 妊娠中絶이 가능한 여건 하에서는 家族規模의 결정에 무엇보다 크게 작용하는 것이 子女數 및 性選好에 대한 價値觀이라고 할 수 있다. 다자녀 가치관에서는 아들 選好思想이 자녀수 증가에 영향을 주어 出産力 増加를 초래하지만 소자녀 가치관이 확립된 상태에서는 아들 選好思想은 出生性비에 영향을 주는데, 다자녀와 아들을 선호하던 우리의 傳統的 家族觀에서 이상자녀수 2.1명 수준을 계속 維持하면서 制限된 자녀수 안에서 원하는 성의 자녀를 두고자 할 때 기존 자녀의 성구성은 다음에 올 출생성비에 影響을 주는 주요 要因이 된다.

<表 3-15> 子女數와 性構成別 出生順位別 出生性比

출생 순위	자녀 성구성	1991			1974
		전체(N)	추가자녀불원	불임술수용	전체(N)
1		109.4(6916)	118.0(5206)	137.6(3413)	106.5(4978)
2	M	102.8(2799)	100.9(2467)	128.6(1798)	104.7(2196)
	F	103.7(2695)	116.3(2217)	294.8(1371)	111.2(2068)
3	MM	103.2(451)	113.0(260)	130.0(294)	105.4(869)
	MF	96.1(53)	93.4(270)	144.3(370)	113.4(875)
	FM	103.0(481)	133.7(279)	157.3(312)	110.7(868)
	FF	135.7(825)	151.3(696)	439.2(425)	111.2(821)
4	MMM	136.7(71)	150.0(55)	114.3(45)	109.6(306)
	MMF	79.5(70)	81.5(47)	68.0(42)	100.0(302)
	MFM	155.5(69)	140.1(53)	152.9(43)	96.7(301)
	MFF	122.2(120)	120.0(97)	112.5(68)	116.3(318)
	FMM	127.3(75)	160.0(52)	150.0(45)	118.3(310)
	FMF	94.9(115)	82.6(84)	89.7(74)	100.6(313)
	FFM	96.9(126)	96.2(104)	105.0(82)	100.6(337)
	FFF	124.5(238)	133.3(189)	221.6(119)	100.0(318)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

<表 3-15>는 家口 單位에서의 자녀 성구성별 출산순위의 출생성비를 나타낸다. 출산력 자료는 조사시 조사 대상부인의 모든 出生을 累積한 것으로 出生時期가 일정치 않기 때문에 人口動態統計 資料를 통해 수집한 결과와는 差異가 있을 수밖에 없다. 그러나 자녀구성에 따라 성비가 달라짐을 알 수 있다.

<表 3-16>을 보면 세가지 점에 대해 언급할 수 있다. 우선은 자녀수에

<表 3-16> 子女數別 出生順位別 出生性比

자녀수	전체(N)	출 생 순 위				
		1	2	3	4	5
1991년 ¹⁾						
전체 부인						
1	134.2(1412)	134.2				
2	134.6(3184)	129.2	140.3			
3	101.3(1426)	89.6	72.8	160.2		
4+	71.5(884)	59.2	59.9	62.8	114.6	
추가자녀 불원 부인						
1	218.3(524)	218.3				
2	149.3(2779)	143.3	155.7			
3	98.0(1221)	89.0	69.1	167.2		
4+	70.0(684)	59.2	54.1	62.9	116.8	
불임수술 수용 부인						
1	373.8(243)	373.8				
2	168.8(1817)	166.0	171.6			
3	132.0(934)	99.6	74.9	190.1		
4+	77.8(518)	61.9	66.0	70.7	125.3	
1974년 ²⁾						
1	111.4(714)	114.4				
2	126.1(831)	119.3	133.4			
3	128.1(1299)	125.8	119.9	145.5		
4	106.6(842)	102.4	99.0	98.1	130.0	
5	102.3(647)	97.3	102.8	97.3	94.9	121.6

資料: 1) 한국보건사회연구원이 실시한 각 연도 출산력 조사 자료에서 산출.

2) Park & Cho, 앞의 책, 1993.

관계없이 마지막 자녀의 性比가 높고, 둘째는 자녀수가 증가함에 따라 성비가 낮아지는 傾向이며 셋째는 出生順位가 이를 경우 자녀수가 작을 수록 性比가 높다는 점이다. 먼저 성비가 不均衡을 보이기 전인 1974년 자료를 보면 15개의 모든 경우의 성비가 有意하게 어떤 傾向을 보이지 않는다.

그러나 1991년 자료는 15~49세 조사 대상 부인의 累積된 出生 전체의 性구성별 성비를 보면 두자녀까지는 별 차이를 보이지 않고 있다. 그러나 딸을 둘 둔 경우의 세번째 出生 성비가 세번째 出生의 어떤 性構成보다도 높게 나타났다. 즉 135.7로서 1974년의 111.2와는 분명 差異가 있다. 한편 네번째 出生에서는 절대치가 너무 적어서 一貫性을 보이지는 않지만 성비는 124.5로 이 역시 1974년의 100 水準에 비하면 상당히 높은 것이다 (表 3-15 참조).

이와 같은 자녀구성별 出生性比의 不均衡은 斷産 婦人の 경우 더욱더 심화된다. 뿐만 아니라 첫번째 出生 및 두번째 出生에서까지도 성비不均衡이 나타나고 있다. 追加 子女를 원치 않는 경우가 첫 出生性比 118.0, 딸이 하나인 두번째 出生성비 118.3, 딸을 둘 둔 경우의 세번째 出生성비 151.3, 그리고 딸을 셋 둔 경우의 네번째 出生의 성비가 각각 133.3으로 높았다. 또한 不妊手術을 受容한 부인의 子女構成別 性比의 不均衡은 첫 번째 出生부터 性比가 137을 넘고 있으며 딸을 하나 둔 경우의 두번째 出生성비와 딸만 둘 둔 세번째 出生성비, 그리고 딸이 세명인 네번째 出生性比가 각각 294.8, 439.2, 221.8로 나타났다. 이것이 아들 選好思想과 少子女觀이 미묘하게 複合되어진 결과임을 알 수 있다. 아들을 낳음으로써 子女를 더 이상 원치 않거나 또는 보다 적극적으로 불임수술을 수용한 결과이다.

子女數別 마지막 자녀의 出生性比는 전체 부인 및 단산 부인에게서 자녀수에 관계없이 모두 높게 나타나고 있다. 程度의 差異가 있지만 1974년 資料에서도 마찬가지로 현상이어서 1980년대에 들어 深化된 성비 不均衡의 소지가 예로부터 다분했음을 엿볼 수 있게 한다.

한편 子女數와 性比의 關係는 1991년 조사 자료에서는 전체적으로 자녀 수가 작을수록 성비가 높아지고 또한 出生順位가 빠를 때도 성비와 자녀 수가 負의 相關關係를 나타내고 있다. 이는 斷産婦人에게서 보다 확연하게 나타나는 현상이다. 그러나 1974년 조사에서는 이런 관계가 나타나지 않고 있다. 그러면 왜 出生 順位別 出生 性비가 1974년과 1991년에서 이런 차이를 보이는가? 이것은 出生순위와 자녀수 성 구성 분포에 의한 選別的인 人工妊娠 中絶이 혼합된 결과이다. 1974년 조사 자료는 부인의 1/3이 5자녀 이상을 가지고 있었으나 1991년에는 平均子女數 2.1명이며 5% 미만만이 다섯 자녀 이상을 갖고 있었다. 한 자녀 및 두 자녀의 比率이 적은 1974년에는 出生順位가 낮을 경우에는 아무 영향도 받지 않고 出生순위가 높아짐에 따라 기존 多子女의 성비에 의해 영향을 받았으나, 1991년에는 낮은 出生順位부터 이미 少家族의 기존 성 구성에 의해 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 出生順位別 성비 양상은 보편화된 소자녀

<表 3-17> 中國의 子女數別 出生順位別 出生性比: 1985

지역	자녀수	N	출생순위		
			1	2	3
湖北省	1	740	122.9		
	2	1488	124.1	136.2	
	3	1017	105.4	91.9	133.2
	4	583	81.6	87.4	99.6
	5	263	96.3	67.5	85.2
	6+	136	94.3	54.5	76.6
山西省	1	711	120.3		
	2	1019	122.0	140.9	
	3	854	111.4	105.8	149.7
	4	609	93.3	114.6	99.0
	5	285	99.3	90.0	87.5
	6+	148	75.0	68.0	95.3

資料: Park & Cho, 앞의 책, 1993.

규범과 출생 순위와 기존 자녀의 성 구성에 따라 선별적으로 성을 識別하는 醫學的 技術을 적용한 결과로 나타난 産物인 것이다.

이와 같은 趨勢는 中國의 경우도 유사한 모양을 하고 있다. <表 3-17>은 1985년 中國의 深層 出産力 調査 結果로서 개발정도가 매우 다른 두 지역의 자녀수 規模別 出生性比를 나타내는데, 出生順位를 3자녀까지로 제한하였으나 여기서도 우리 나라와 마찬가지로 자녀수가 2~3명일때 각각 마지막 자녀의 성비는 높고 또한 자녀수가 증가함에 따라 성비는 減少함이 확실하다. 이는 딸을 낳으면 계속 다음 出産으로 進行을 하다가 아들을 낳으면 단산하는 경향을 반영한다.

既存 出生兒의 性構成뿐아니라 直前 出生兒의 性도 出生性比에 영향을 준다(表 3-18 참조). 네번째 출생까지의 출생을 모두 합해서 보면 從前의 性이 女兒일수록 그 다음의 성비가 높았고 이같은 점은 追加子女 不願婦人이나 不妊手術 受容의 경우 더 심한 차이를 보였다. 이같은 점은 성비 不均衡이 심화되기 전인 1980~1991년 출생아 연구에서도 이미 통계

<表 3-18> 出生順位別 直前 出生兒 性別 出生性比

순위	직전 출생아 성	전체(N)	단산부인	
			추가자녀불원(N)	불임수술 수용(N)
2	M	102.9(2799)	100.9(2467)	107.6(1798)
	F	103.7(2699)	116.3(2217)	111.2(1371)
3	M	103.1(932)	107.0(739)	115.7(606)
	F	118.0(1378)	124.2(1166)	145.9(846)
4	M	121.4(341)	125.6(264)	124.0(215)
	F	110.5(543)	111.6(419)	127.8(303)
계	M	104.3(4072)	103.9(2570)	110.7(2619)
	F	108.6(2616)	118.2(3806)	123.8(2520)

資料: 한국보건사회연구원 이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

적으로 유의하지는 않으나 약한 逆 相關關係를 보여서(Meng, 1983) 자연적인 추세(Markovian Dependency)가 家族計劃에 의해 人爲的인 形態로 바뀌고 있음을 알 수 있다.

그런데 出生順位별로 보면 家族計劃에 의한 效果와 동일한 性の 자녀를 출산하는 경향(Markovian Dependency)이 순위에 따라서 複合的으로 작용하지 않는가 하는 생각을 갖게 한다. 두번째 출생에서는 전체 부인에게서는 나타나지 않았으나 단산 부인에게서는 분명하게 드러나서 남아의 출생이 出生 防止 效果가 있음을 나타냈다. 세번째 출생에서는 어느 경우나 直前의 性과 그 다음의 性이 逆相關關係를 보여주고 있으나 네번째 출생에서는 그 앞과는 달리 상관관계가 사라지거나 또는 반대로 正的인 關係로 바뀌는 경향이다. 아들 選好를 假定한다면 자녀규모가 클수록 딸을 많이 둔다고 할 때 네번째 출생까지 계속하는 경우에는 딸을 낳는 경향이 짙은 사람들만 남게 된다고 가정할 수 있고 이같은 경향이 아들을 낳고자 하는 노력에도 불구하고 從前 順位の 出生에서 보다는 성비가 낮아질 수밖에 없다고 사료된다.

<表 3-19>와 <表 3-20>은 전체 부인 및 추가자녀 불원 부인을 대상으로 각각 로그리니어 分析에 의한 자녀 성 구성별 아들 出產 對比를 나타낸 것이고 <表 3-21>은 그 결과에 의해서 딸에 비한 아들 출생대비 즉 性比를 산출해서 조사된 性比와 함께 提示한 것이다. 이 분석 결과는 앞에서 觀察된 성비에 의한 결과를 그대로 반영하고 있다.

로그리니어 分析은 모델 設定에 따라서 그 결과가 다르게 나타난다. <表 3-19>에서 出生順位가 세번째인 경우 [12] 모델은 첫번째 출생자녀의 성, 두번째 출생자녀의 성 및 그 交互作用 效果가 세번째 자녀의 출생 자녀에 성과 어떤 관계를 갖는가를 나타낸 飽和 모델이라면 [1][2] 모델은 交互作用 效果는 고려하지 않은 모델이다. 이 경우에 세번째 출생에서 아들을 낳을 對比는 딸을 낳을 可能性을 1로 했을 때 1.0986이고 첫 자녀와 둘째 자녀가 모두 아들일 때 세번째 출생에서 아들을 낳을 對比는 각각 0.9077, 0.9403이다.

<表 3-19> 子女 性에 대한 로그리니어 分析: 全體 婦人

출생순위	모델		파라미터 계수	Z	Odds
2	[1]	B ₂	.0158	1.17	1.0321
		B _{2/1}	-.0023	-.17	.9954
		G ² =0 df=0 p=1.00			
3	[12]	B ₃	.0403	1.88	1.0839
		B _{3/1}	-.0409	-1.91	0.9215
		B _{3/2}	-.0266	-1.24	0.9582
		B _{3/12}	.0435	2.03	1.0909
		G ² =0 df=0 p=1.00			
	[1][2]	B ₃	.0429	2.00	1.0986
		B _{3/1}	-.0484	-2.29	0.9077
		B _{3/2}	-.0308	-1.44	0.9403
		G ² =4.13 df=1 p=.042			
4	[12][23]	B ₄	.0680	1.86	1.1457
		B _{4/1}	.0112	.31	1.0227
		B _{4/2}	-.0300	-.82	0.9417
		B _{4/3}	.0398	1.11	1.0829
		B _{4/12}	-.0271	-.75	0.9432
		B _{4/23}	.0621	1.73	1.1322
		G ² =2.05 df=2 p=.359			
	[12][13]	B ₄	.0700	1.91	1.1503
		B _{4/1}	.0253	.69	1.0519
		B _{4/2}	-.0451	-1.25	0.9137
		B _{4/3}	.0393	1.09	1.0818
		B _{4/12}	-.0281	-.78	0.9453
		B _{4/13}	.0550	1.52	1.1163
		G ² =2.72 df=2 p=.256			

<表 3-20> 子女 性에 대한 로그리니어 分析: 追加 子女 不願 婦人

출생순위	모델		파라미터계수	Z	Odds
2	[1]	B ₂	.0402	2.75	1.0837
		B _{2/1}	-.0355	-2.42	0.9315
		G ² =0 df=0 p=1.00			
3	[12]	B ₃	.0621	2.61	1.1321
		B _{3/1}	-.0471	-1.98	0.9091
		B _{3.2}	-.0276	-1.26	0.9463
		B _{3/12}	.0737	3.10	1.1588
	G ² =0 df=0 p=1.00				
	[1][2]	B ₃	.0663	2.79	1.1418
B _{3/1}		-.0620	-2.66	0.8834	
B _{3/2}		-.0340	-1.44	0.9343	
G ² =9.62 df=1 p=.002					
4	[12][23]	B ₄	.0742	1.75	1.1600
		B _{4/1}	.0045	.11	1.0090
		B _{4/2}	-.0159	-.37	0.9687
		B _{4/3}	.0599	1.44	1.1273
		B _{4/12}	-.0137	-.33	0.9730
		B _{4/23}	.0980	2.36	1.2165
		G ² =1.39 df=2 p=.500			
	[12][13]	B ₄	.0772	1.84	1.1670
		B _{4/1}	.0226	.54	1.0462
		B _{4/2}	-.0373	-.89	0.9281
		B _{4/3}	.0451	1.10	1.0944
		B _{4/12}	-.0151	-.25	0.9792
		B _{4/13}	.0490	1.19	1.1030
		G ² =5.52 df=2 p=.062			

따라서 첫 자녀와 둘째가 모두 아들일 때 세번째 자녀가 아들일 對比는 $1.0986 \times 0.9077 \times 0.9403$ 이고, 첫 자녀와 둘째가 모두 딸일 때 세번째 자녀가 아들일 對比는 $1.0986 \div 0.9077 \div 0.9403$ 이 된다. 이 對比는 딸 출생 1에 대한 아들 出生對比이므로 여기에 100을 곱하면 성비가 되는 것이다.

<表 3-21> 로그리니어 分析에 의한 子女 性構成別 出生性比 修訂値

출생순위	자녀 성구성	전체 부인		추가자녀 불원 부인	
		관찰치	수정치	관찰치	수정치
3 ¹⁾	MM	103.2	93.0	113.0	94.2
	MF	96.1	105.2	93.4	94.8
	FM	103.0	113.2	133.7	121.4
	FF	135.7	127.7	151.3	137.6
4 ²⁾	MMM	136.7	127.6	150.0	151.3
	MMF	79.5	84.9	81.5	80.4
	MFM	155.5	126.2	140.1	115.1
	MFF	122.2	137.9	120.0	134.0
	FMM	127.3	137.2	160.0	157.0
	FMF	94.9	91.2	82.6	83.5
	FFM	96.9	107.3	96.2	107.0
	FFF	124.5	117.3	133.3	124.6

註: 성비 수정에 사용된 로그리니어 모형은 1)이 [1][2]이고 2)는 [12][23]임.

飽和 모델은 觀察値와 거의 유사하기 때문에 3번째 출생에서는 [1][2] 모델의 모델 適合度の 有意性이 .04로 떨어지기는 해도 이 모델에 의한 수정치를 산출하였다. 네번째 出生에서는 [12][23] 모델이 더 適合한 것으로 判斷되어 이에 의한 수정치를 제시하였다. 그 결과도 약간씩의 程度의 差異는 보이고 있으나 앞에서 家族 單位에서 子女 性構成에 따라 出生性比가 어떻게 달라지는가를 잘 나타낸다고 하겠다.

4) 都市-農村 및 市道別 差異 出生性比

美國에서 행해진 都市·農村 간의 性比隔差 研究 歷史를 보면 19C 초 農村이 都市보다 性비가 높다고 알려졌으나 1925~1929년 미국 인구센서스에 基礎한 研究에서는 도시와 농촌간의 성비의 差는 없는 것으로 나타났다(Ciocco, 1938), 그 후에 다른 연구도 이를 계속 支持하는 결과를 냈다고 한다(신성철, 1989). 이러한 변화는 時代的 背景이 産業化의 進行 過程이었다는 점으로 설명할 수 있다. 産業化 以前에는 勞動力의 供給이라는 측면에서 농촌의 男兒 選好 程度가 도시보다 더 크기 때문에 이러한 意識構造가 농촌에서 성비를 높이는 요인으로 작용하였으나, 産業化에 따라 점차 性選好意識이 사라져 産業化 성숙 시기에는 지역별로 성비의 차가 없게 되었다고 推定할 수 있다.

<表 3-22>는 우리 나라 1980, 1985, 1990년 人口總調査 結果에서 산출한

<表 3-22> 地域別 0~4歲 人口의 性比

연도	지역	0	1	2	3	4
1980	전국	108.3	106.8	106.7	107.5	107.1
	시부	108.0	106.8	107.3	108.2	107.9
	읍	107.8	106.2	105.8	106.5	107.0
	면	109.4	107.2	105.7	106.7	105.7
1985	전국	110.4	108.0	107.6	107.6	107.2
	시부	110.9	106.3	108.4	108.1	107.9
	읍	108.6	107.4	105.6	107.4	107.1
	면	109.7	107.5	106.0	105.8	104.8
1990	전국	112.5	116.6	111.2	109.3	111.4
	시부	112.3	111.6	111.5	109.5	111.9
	읍	111.1	112.4	109.2	109.5	110.8
	면	115.3	111.5	110.3	107.9	108.8

資料: 통계청, 『인구총조사결과보고』, 1980, 1985, 1990.

시부, 읍부, 면부의 0~4세 인구의 성비이다. 1990년은 도시나 농촌에 관계없이 높은 성비를 나타내고 있는데, 0세 人口의 성비는 面部가 가장 높아서 都市보다는 農村이 높다고 할 수 있다. 그러나 1985년에는 市部가 面이나 邑보다 높은 出生性比를 보였다. 다시 말하면 1990년 현재로는 농촌 지역의 성비가 높기는 해도 이는 都市보다 몇 년 늦게 나타나는 경향으로, 邑 地域의 경우 1990년 현재 2세, 즉 1988년 이후 出生 兒童에게서 110 이상의 성비가 나타나기 시작하였다. 出生性比의 不均衡이 胎兒性 鑑別에 의한 선별적 출생을 가능하게 하는 醫療 利用이 容易한 도시에서 시작해서 농촌 지역으로 확산되어 갔음을 나타내는 證據로서, 최근에 나타난 성비의 증가가 임의적인 변량이 아님을 보여주는 것이다. 1980년대 초의 病院 分娩 資料를 이용한 맹광호의 연구(Meng, 1983)도 우리나라의 경우에는 歐美의 諸類型과 달리 도시의 男兒出生率이 농촌의 그것보다 훨씬 높다고 보고하고, 이와 같은 이유로는 家族計劃事業과 남아선호사상이 混亂變數로 개입되었기 때문이라고 판단하였다. 즉 1980년대 초에 도시를 중심으로 性比 不均衡이 나타났음을 반영한다.

그러나 이와 같은 都市化 水準에 따른 出生性比의 차이도 의미가 있으나 단순한 도시, 농촌의 區分으로는 우리 나라가 갖는 특수한 地域別 差異를 파악하는데는 限界가 있다.

<表 3-23>은 人口動態統計 資料에 의한 연도별· 시도별 性比로서 우리나라 出生性比가 시도별 명확한 차이가 있음을 한눈에 알 수 있다. 이 表에서 가장 두드러지게 나타나는 것이 大邱와 慶北이다. 인구 100만이 넘는 6대 대도시 중에서 大邱만 특히 높은 성비를 기록하고 있으며, 이 지역을 둘러싼 農村地域조차도 매우 높다. 1992년 현재 출생성비는 大邱가 124.6, 慶北이 123.2를 기록하고 있다. 大邱에서는 1985년부터 122~130의 높은 性比가 계속 유지되어 왔으며, 慶北도 같은 기간에 120~131 水準을 維持해 왔다. 성비의 증가가 大邱에서 시작되어 慶北地方으로 확산되어 간 것이 아닌가 생각된다. 사실 大邱와 慶北은 行政區域 上 구분되어 있으나 都市化 정도에 차이가 있을 뿐 하나의 生活 文化圈을 이루고

있다.

大邱와 慶北에 이어서 慶南과 釜山의 出生性比도 관심의 대상이 된다. 경남은 1985년 이래 110~125의 비율을 記錄하였으며 1992년 현재 120.6을 기록하고 있고, 釜山地域의 성비도 慶南보다는 낮지만 서울보다는 훨씬 높아 112~119 수준을 보이고 있다. 釜山-慶南은 大邱-慶北과는 다르지만 크게 보면 동일한 嶺南 文化圈에 속하는 지역이다. 嶺南地域 이외에도 濟州道와 大田의 성비가 비교적 높고, 상대적으로 全南과 全北 등 湖南地方의 성비는 전국 平均을 밑돌고 있다.

<表 3-23> 年度別 市道別 出生性比: 1970~1992

시도	1970	1975	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
전국	109.5	112.4	103.9	107.8	106.9	107.7	108.7	110.0	112.3	109.4	113.6	119.7	116.8	112.7	140
서울	105.2	112.9	105.1	107.9	107.9	109.0	108.3	108.7	111.2	107.8	110.9	109.6	113.5	110.3	111.2
부산	102.5	116.6	104.3	107.1	106.8	106.4	105.8	109.6	112.7	108.2	112.3	111.3	118.6	116.2	117.3
대구	-	-	93.7	108.3	106.6	108.3	113.7	122.0	127.2	122.0	135.4	121.9	130.0	125.5	124.6
인천	-	-	96.5	107.5	104.5	106.9	106.4	108.7	110.5	105.8	109.9	107.3	112.3	108.4	107.9
광주	-	-	-	-	-	86.5	84.2	96.8	99.5	106.5	107.4	108.7	113.7	111.3	112.9
대전	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	107.8	122.6	122.9	113.6	114.9
경기	109.4	105.3	104.8	105.8	105.9	105.6	106.5	107.0	107.7	106.7	109.5	107.6	111.6	109.6	111.4
강원	108.6	104.3	100.8	107.2	106.3	106.4	107.6	109.0	107.3	105.9	109.1	110.0	113.7	110.2	111.7
충북	112.6	98.7	103.9	110.0	105.9	106.8	108.9	110.6	113.3	108.4	113.5	111.5	117.2	112.7	117.5
충남	113.6	110.9	102.7	108.8	107.2	106.3	110.8	109.5	110.5	109.6	114.5	110.7	117.1	112.7	116.2
전북	110.1	107.3	102.4	108.1	107.2	108.6	109.0	108.7	108.2	106.3	109.3	108.2	114.4	107.5	107.9
전남	108.2	102.9	103.1	109.7	107.7	108.5	110.2	106.4	111.4	108.1	112.3	110.1	114.4	110.8	110.3
경북	111.5	112.3	105.2	108.2	107.2	108.9	113.6	120.7	122.0	119.3	126.1	127.4	130.9	123.3	123.2
경남	111.6	147.7	104.5	106.4	105.7	108.0	108.3	110.3	114.8	113.3	119.5	117.6	124.9	117.5	120.6
제주	102.0	103.6	99.2	111.7	107.2	106.3	108.9	111.1	118.4	109.6	112.4	112.8	119.4	104.7	118.3

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1975, 1980, 1985, 1990.

특히 높은 성비를 보이고 있는 大邱를 중심으로 하는 嶺南地域은 과거부터 山脈으로 둘러 쌓인 지리적인 특성으로 인해 保守性이 강한 곳으로 알려져 왔다. 특히 大邱와 慶北은 과거 30년 동안 3명의 大統領을 배출한 곳으로서 일반적으로 保守的이며 TK로 알려진 血緣·學緣·地緣關係가 매우 돈독한 지역으로 평가받고 있다. 이들 지역에서 性鑑別에 의한 性選別的 出生은 大邱地域 綜合病院에서의 超音波 檢査 여부별 出生性比의 차이를 통해서도 이미 논의된 바 있다(지하룡·박재용, 1988). 또한 우연치 않게도 慶南-釜山 지역은 현직 大統領의 出身地로서, 大邱 慶北지역과 마찬가지로 정치지도자를 배출하였으며 최근에 들어서 PK라는 또 다른 地緣關係를 형성한다는 평가를 받고 있는 지역이기도 하다. 그러나 지리적 특성, 정치지향성, 보수성, 지역적 응집력 등은 이 지역의 특성일 뿐 이것이 出生性比의 不均衡과 어떤 직접적인 관계를 갖는지는 명확하지 않아서 이 점에 대한 심층적 연구가 요구된다.

<表 3-24>는 시도별 성비를 出生順位別로 區分 提示한 것이다. 1980년도에는 市道별 出生順位別 出生性比가 아무런 경향도 보이지 않는다. 1985년 통계에서는 첫 출생은 모든 市道에서 별 차이가 없었으나, 두번째 출생은 大邱 128.3 慶北 116.3 수준으로 증가했고 다른 지역은 아무런 變化를 보이지 않았다. 세번째에서는 大邱가 270.0으로 매우 크게 증가하였고 慶北이 165 수준이며 釜山 151.5, 서울과 慶南이 135~6으로 갑자기 높아졌고 네번째 출산에 가서는 大邱는 무려 442.1이 되고 釜山, 慶北이 220~223으로 증가한다.

1992년은 첫 출생은 제주도를 제외하고는 높지 않았다. 두번째 출생은 大邱 132.0 慶北과 慶南이 각각 123 수준이고 세번째에서는 大邱와 釜山이 각각 333을 상회하여 釜山の 성비가 갑자기 높아졌고 慶北과 慶南이 260-270 수준이고 大田이 228.5이며 서울 忠北이 200 정도이다. 네번째 출산에 가서는 大邱는 무려 442.9, 釜山 367.1 慶南 324.2, 慶北은 323.4이다. 시도별로만 보면 大邱와 慶北의 출생성비가 가장 두드러지고 이 뒤를 慶南이라고 하겠으나 이를 出生順位別로 구분해서 보면 3~4번째 출생

<表 3-24> 地域別 出生順位別 出生性比

지역	1(N)	2(N)	3(N)	4((N)	5+(N)
1980					
서울	105.0(90066)	105.5(69130)	103.3(26849)	115.7(7210)	107.2(3717)
부산	104.8(33868)	104.0(27657)	105.5(12451)	109.6(3612)	99.2(1942)
대구	95.7(2913)	91.9(2836)	97.7(1360)	87.8(462)	113.6(220)
인천	101.5(2382)	95.5(1562)	99.4(680)	83.0(205)	87.0(86)
경기	106.9(45788)	102.8(36706)	106.3(16828)	104.4(5280)	98.6(3341)
강원	103.1(12672)	102.8(10710)	100.9(6818)	97.3(3193)	92.1(3636)
충북	108.2(10862)	109.8(8846)	99.4(5714)	95.5(2559)	91.2(2403)
충남	106.9(22551)	103.5(18095)	101.7(11711)	98.3(5411)	95.2(4628)
전북	107.4(17168)	104.4(14067)	101.6(10389)	97.8(5484)	93.2(5831)
전남	107.2(31756)	104.2(26891)	101.9(19641)	101.9(10749)	87.6(11091)
경북	107.3(39389)	105.4(31199)	106.4(18063)	102.2(7170)	96.4(6297)
경남	107.8(30198)	103.9(24071)	102.2(13654)	105.0(5322)	96.1(4144)
제주	106.9(3651)	101.8(3192)	93.8(2582)	95.8(1406)	99.2(1281)
1985					
서울	106.2(92905)	107.0(60213)	134.3(8210)	158.0(1589)	164.5(566)
부산	105.1(31322)	107.4(22010)	151.5(3154)	223.7(602)	201.2(253)
대구	101.3(16102)	128.3(11230)	270.0(2072)	442.1(477)	327.1(205)
인천	106.8(14952)	107.4(10131)	121.0(1368)	154.4(262)	215.6(101)
광주	103.7(391)	84.9(281)	112.5(102)	69.0(49)	129.4(39)
대전	91.4(155)	100.0(76)	60.7(45)	200.0(12)	40.0(14)
경기	105.7(47573)	104.7(34370)	118.4(5747)	131.3(1258)	131.1(624)
강원	106.6(11789)	106.9(10043)	116.2(2620)	127.7(856)	120.7(618)
충북	109.7(9719)	107.0(7758)	114.4(2159)	132.9(701)	115.5(474)
충남	107.6(20305)	107.2(16177)	112.4(4412)	129.9(1416)	126.5(897)
전북	107.4(13962)	104.3(11588)	116.5(3576)	116.3(1235)	115.8(874)
전남	104.4(23734)	104.1(19926)	106.9(6582)	120.1(2276)	128.6(1630)
경북	109.1(21623)	116.3(16786)	165.9(4146)	220.6(1449)	205.8(844)
경남	104.9(29954)	107.9(23286)	136.2(4661)	163.4(1296)	185.8(663)
제주	104.1(3085)	103.2(2595)	120.5(882)	130.0(119)	142.2(218)

(表 3-24 계 속)

지역	1(N)	2(N)	3(N)	4(N)	5+(N)
1992					
서울	105.8(97848)	109.9(70631)	203.1(8493)	245.4(867)	281.1(141)
부산	104.0(30705)	119.2(23889)	331.8(3174)	367.1(341)	407.4(66)
대구	106.8(18593)	132.0(14962)	334.0(2066)	442.9(190)	300.0(32)
인천	104.9(21580)	106.0(18180)	163.4(1991)	200.0(195)	170.9(36)
광주	108.4(10714)	109.8(8390)	143.9(1866)	196.0(296)	232.1(93)
대전	108.1(9990)	108.7(7645)	228.5(1304)	262.8(185)	316.7(50)
경기	106.7(67974)	109.4(55696)	182.7(6866)	221.7(859)	195.6(201)
강원	105.1(9463)	108.9(7642)	156.3(1617)	192.7(322)	195.1(121)
충북	107.9(10034)	112.8(7720)	199.8(1694)	240.2(330)	303.6(113)
충남	109.9(10528)	108.5(8521)	170.1(2155)	235.3(446)	188.1(193)
전북	106.6(12123)	103.0(9674)	125.7(2492)	159.8(452)	136.6(168)
전남	105.4(12647)	106.7(10299)	127.2(3106)	161.2(726)	204.6(329)
경북	108.2(19328)	123.3(15859)	273.2(2743)	323.4(470)	251.2(151)
경남	106.7(33056)	122.9(2664)	262.2(4129)	324.2(560)	275.8(124)
제주	114.0(3949)	111.6(2950)	145.9(878)	217.5(181)	187.0(66)

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1985 1990, 1992.

에서는 釜山이 慶北을 능가해서 大邱, 釜山의 순서가 되고 이어서 慶南北이 유사한 수준이 됨을 알 수 있다. 大邱-慶北은 두번째 출생부터 선별적인 출산을 하지만 부산은 세번째부터 급격히 선별적 출생 비율이 증가해서 네번째에 가서는 慶北을 능가한다는 것이다. 경상도 지방 이외에는 대부분 세번째 출생부터 出生性比가 급격히 증가하고 있고 네번째 출생에 가서 더욱 더 深化되는 樣相이다.

1985년과 1992년의 성비를 비교해 볼 때 大邱를 중심으로 慶北, 釜山, 慶南 및 首都圈으로 그리고 세번째에서 두번째로 성비의 증가가 擴散되어감을 알 수 있다. 다행스럽게도 아직까지는 이와 같은 성비의 증가가 미치는 영향은 크지 않다. 세번째 이상의 출산이 전체 출산의 7~8%에 지

나지 않기 때문이다. 그러나 이같은 趨勢가 두번째 출산으로 확산되고 나가서 첫 출산에까지 影響을 미친다면 대단히 심각한 문제를 야기하지 않을까 우려된다. 세번째나 네번째 出生性比가 높아지면 마치 이 압력에 의해 앞으로 밀려가듯이 그 앞 順位에서의 출생성비가 증가할 가능성은 大邱를 중심으로 한 嶺南地域을 볼 때 걱정하지 않을 수 없다.

5) 社會經濟的 特性別 差異 出生性比

父母의 社會經濟的 特性에 따라 성비가 차이를 보이는가 하는 문제는 미국의 경우는 일찍이 사회경제적 地位에 따라 부유한 계층의 부인이 아들을 낳을 確率이 가장 높고, 그 다음이 중류층이며 빈곤한 계층에서 성

<表 3-25> 教育水準別 出生順位別 出生性比

특성	1(N)	2(N)	3(N)	4(N)	계(N)
부인교육수준					
국	120.1(1677)	99.6(1561)	104.0(1112)	120.2(579)	109.6(4929)
중	106.4(1873)	105.9(1602)	129.0(639)	93.3(174)	108.7(4285)
고	107.7(2737)	103.7(1911)	108.3(464)	124.0(112)	106.6(5224)
대	97.8(614)	99.5(425)	104.3(96)	125.0(18)	99.3(1156)
남편교육수준					
국	127.2(895)	106.8(837)	105.3(600)	113.0(325)	110.2(2657)
중	94.2(1218)	96.3(1050)	108.8(495)	105.4(187)	107.3(2950)
고	104.8(2909)	132.4(2205)	109.0(719)	98.1(207)	106.8(6040)
대	122.6(1536)	117.4(1111)	98.0(311)	107.7(81)	108.4(3039)
남편직업					
전문사무직	112.3(1802)	105.9(1359)	107.9(422)	128.6(128)	109.9(3711)
서비스직	103.9(1798)	102.5(1401)	100.8(490)	91.4(134)	102.5(2823)
농업직	116.1(737)	99.4(674)	112.4(476)	114.8(262)	109.7(2249)
생산노무직	110.5(2020)	102.0(1624)	119.4(656)	128.9(238)	109.5(4568)
기타/무직	106.3(526)	110.1(439)	117.9(268)	98.4(123)	108.9(1356)
전체	109.4(6904)	103.3(5491)	111.3(2309)	114.6(884)	107.7(15588)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

비가 가장 낮으며, 출생순위 변수를 통제하더라도 性比는 社會的 地位에 따라 달라진다는 것이 정설로 인정되고 있다(신성철, 1988).

반면에 우리 나라의 경우는 一貫性 있는 결과를 내지 않고 있다. 맹광호(Meng, 1983)는 出生性比가 社會經濟的 地位와 유의한 相關關係가 있다는 결과를 제시한 반면에 출생성비의 不均衡이 가장 극심한 大邱에서 조사된 자료에 의한 지하용과 박재영의 연구(1988)에서는 母의 教育水準이나 男便의 職業은 出生性比에 유의한 관계가 없는 것으로 보고하였다.

1991년도 출산력 자료를 이용한 教育水準이나 남편직업에 따른 분석에서도 뚜렷한 相關性을 보이지는 않는다. 전체 출산으로 보면 대체로 교육 정도가 낮은 경우에 높은 性比를 보이고 있고 부인보다는 男便의 教育水準에서 보다 그러한 경향을 보이고 있다(表 3-25 참조). 그러나 출생순위별로 분류해 보면 어떤 일관성을 찾기는 매우 힘이 든다. 이는 이 자료 자체가 가구조사에 의한 것으로서 출생수도 제한되어 있으며 출산도 출산년도에 관계없이 누적한 것이기 때문이란 점도 고려해야 할 것이다.

6) 出產 間隔에 따른 出生性比

出產 間隔과 出生性比와의 관계는 出產 間隔 사이에 발생한 여러 가지 사건, 즉 避妊, 授乳, 妊娠 및 이에 대한 終結 方式 등이 媒介되고 있기 때문에 직접적이라기 보다는 間接的일 수 있음을 염두에 두어야 한다. 그러나 1985년 출산력조사 자료에 의한(이홍탁, 1987) 기존 연구에서도 무관하지 않음을 밝히고 있어 1991년 출산력 조사 자료를 이용하여 出產間隔別 出生性比를 1985년 연구 결과와 함께 제시하였다.

1991년 자료에 따르면 전체적으로 볼 때 出產 間隔이 1년 미만일 때 비교적 높게 나타나고 있으나 出生順位와 함께 고려하면 첫아이의 성비는 結婚과의 間隔이 매우 짧거나 길 때 높아지는 兩極 現象을 보이고 있고, 둘째 출산은 첫 출산 이후 1년 반에서 2년 사이가 비교적 높고 그 이

<表 3-26> 出生順位別 出産間隔別 出生性比

출산간격	출 생 순 위				계(N)
	1(N)	2(N)	3(N)	4(N)	

1985년 ¹⁾					
-8	108.1(1037)	-(5)	-	-	108.0(1042)
9-12	105.0(2606)	190.0(116)	132.3(72)	94.1(34)	108.0(2827)
13-18	104.0(1787)	112.4(939)	103.1(262)	120.0(110)	106.9(3098)
19-24	106.7(862)	114.9(1941)	106.0(791)	118.8(350)	111.6(3944)
25-30	100.4(475)	102.6(1491)	123.7(1029)	112.0(528)	109.5(3523)
31-36	88.3(258)	102.7(819)	102.9(706)	97.4(375)	100.0(2158)
37-42	102.5(164)	76.3(492)	109.3(404)	87.4(223)	90.9(1283)
43-48	101.7(119)	87.7(259)	91.8(234)	111.1(133)	95.3(746)
49+	93.9(475)	146.7(412)	111.0(403)	107.5(319)	112.9(1539)
전체	103.6(7785)	108.2(6474)	109.9(3902)	106.8(2002)	106.7(20163)

1991년 ²⁾					
-8	120.0(1036)	-(5)	-(3)	-	118.8(1050)
9-12	109.0(2608)	98.4(123)	77.3(39)	200.0(18)	108.4(2788)
13-18	99.7(1470)	101.0(786)	104.2(196)	165.4(69)	101.8(2521)
19-24	93.7(771)	114.2(1568)	96.2(459)	139.5(182)	106.9(2980)
25-30	92.1(342)	102.1(1162)	112.9(545)	93.2(226)	102.0(2275)
31-36	108.7(192)	95.9(715)	116.5(415)	100.0(138)	103.2(1460)
37-42	138.8(117)	94.8(415)	113.6(220)	145.2(76)	109.1(828)
43-48	78.8(59)	98.4(252)	127.3(150)	75.0(56)	100.4(517)
49+	130.1(214)	98.3(472)	132.0(283)	112.7(17)	113.8(1086)
전체	109.4(6904)	103.3(5491)	111.3(2309)	114.6(884)	107.7(15588)

註 : 출산간격의 단위는 개월임.

資料: 1) 이흥탁, 앞의 책, 1987

2) 資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

후에는 두드러지게 낮아지는 현상을 보인다는 점을 들 수 있다. 그런데 1985년 자료에서는 1991년 자료에 비해 出産 間隔과 성비의 관계가 조금 鮮明하게 나타났다. 첫째아의 성비는 결혼 이후 1년 미만에 태어나는 경우에 가장 높고, 뿐만 아니라 結婚 後 2년 이내에 태어나는 아이의 성비가 높다. 둘째 자녀의 경우도 첫자녀 出生 후 1년 이내에 출산할 때는 성

비가 높게 나타나고 터울이 3~4년 일 경우에는 오히려 성비가 낮다.

우리 나라의 出産 行態는 결혼 후 바로 첫아이를 낳고 이어서 바로 둘째 자녀를 두고 斷産 하는 것으로 특징 지울 수 있다. 따라서 순전히 생물학적 또는 人口學的 要因 만을 감안한다면 가능한 한 結婚을 늦게 하고, 結婚을 하더라도 결혼 후 비교적 늦게 자녀를 두고, 특히 두번째 출산은 충분한 出産 間隔을 두고 한다면 출생성비가 조금은 緩和될 수 있을 것이란 기대를 해 볼 수 있다(이홍탁, 1987). 그러나 出生性比에 人爲的인 要素들이 많이 작용하는 상황에서는 이와 같은 단순한 勸告는 아무 의미를 갖지 못한다. 그 방법이 무엇이든간에 아들을 두기 위한 方案을 講究하기 위해서 또는 반복되는 인공임신중절로 인해 터울이 길어질 가능성이 있기 때문이다.

7) 其他 生物學的 要因

성선택에 대한 편파적인 選好態度가 약하고 性鑑別에 의한 인공임신중절이나 성 선별적 출산 등 人爲的으로 性比의 均衡을 깨뜨리지 않는 상태에서는 生物學的 要因들이 매우 주요한 요인으로 작용하였을 것이다. 그러나 避妊이 普遍化되고 醫療 技術의 利用可能性 및 接近性이 높아진 상황에서는 生物學的 要因은 별 의미를 갖지 못한다. 그러나 우리 나라에서 유일하게 생물학적 접근을 시도하였던 맹광호(Meng, 1983)의 연구 결과에 의하면 部分的으로 生物學的 要因들이 性比와 有意한 關係를 갖고 있는 것으로 분석되고 있어 이를 중심으로 성비에 영향을 주는 생물학적 要因들을 간략히 살펴보고자 한다.

첫째로 父母의 血統의 性構成이 자녀의 出生性比에 영향을 준다고 한다. 일반적으로 외국에서는 父系血統의 男性比가 높을수록 자녀의 남아구성률이 통계학적으로 유의하게 높으며, 또한 出生順位가 증가할수록 성비가 낮아진다는 일반적인 사실에도 불구하고 二男無女 이후의 출생아가 一男無女 이후의 출생아 보다 男兒出生確率이 유의하게 높다고 하여 家系

間의 性比 差異가 있음을 입증하고 있다. 그러나 우리 나라의 연구에서는 父系血統에서 女性比가 높을수록 출생아의 성비가 높게 나타나 歐美的 類型과 일치하지 않았다(Meng, 1983).

둘째로는 產母의 妊娠力에 따라서 出生性比에 영향을 미친다는 것이다. 바로 먼저 妊娠에서의 流產 經驗 與否에 따라 다음 출생아의 남아출생 확률이 달라지고 自然流產 이후에 여아가 출생할 확률이 높다고 하였다. 한편 韓國에서는 자연유산 이후에 女兒出生率이 높았고, 인공유산 이후에 男兒出生率이 높았다(Meng, 1983).

셋째로는 季節에 따라 출생 성비도 변한다는 것이다. 미국에서 행해진 연구가 일반적으로 여름에 출생한 자녀의 성비가 높다고 보고하고 있다(신성철, 1989). 또한 김운신(1988)은 在日 韓國人의 1955~1985년간의 出生性比 연구에서 1월, 3월, 5~8월, 10월이 比較的 性比가 높아 일반적으로 여름철에 성비가 높다고 보고하였다. 이와 같은 出生性比 出產 季節과의 關聯性에 대해서 계절에 따라 身體의 生理的 變化가 나타나기 때문이라고 본다. 그러나 우리 나라의 인구동태통계 자료의 경우는 별 일관성 있는 양상을 보이지 않는다.

넷째로 ABO 血液型으로 產母가 AB형일 때 가장 男兒 出生 確率이 높고, A형 產母에서 가장 낮음이 여러 연구결과에서 일관성 있게 발표되어 왔고, 父의 血液型과 출생아의 성비와의 관련성은 父의 血液型이 AB형일 때 男兒出生率이 가장 높고, B형일 때 가장 낮다는 결과를 낳았다고 한다. 그런데 父의 血液型과 출생아의 혈액형을 함께 고려할 때, AB형의 父와 B형의 出生兒일 때나 AB형의 出生兒일 때 성비가 높았다. 그리고 부모의 혈액형을 함께 짝으로 볼 때는 母가 O형이고 父가 AB형일 때 출생아의 性比가 가장 높았다고 한다. 우리 나라의 경우는 부모 각각 AB형이 男兒를 낳을 확률이 다른 血液型에서 보다는 높으나 有意性은 없어서 父母의 血液型 適合性 유무가 출생아의 性比에 미치는 影響은 무시할 정도라고 한다(Meng, 1983).

3. 年齡別 性比의 變化

앞에서도 언급한 바와 같이 性比는 차수를 더해 감에 따라 차츰 減少한다. 3次 性比인 年齡別 性比는 1990년 인구총조사를 기준으로 볼 때 0~4세 인구가 111.2이고 이것이 차츰 낮아져 50세를 넘으면서 100 미만으로 떨어지고 그후 계속 낮아지고 있다.

將來 人口推計 資料에 의거한 性比는 앞으로 人口構造의 變化로 인해 20~34세 인구의 性比는 높아지고 또한 동일 연령에서의 性比도 계속 높

<表 3-27> 全體 人口의 年齡別 性比: 1985~2020

연령	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
0~4	108.0	111.2	109.6	107.0	107.0	107.0	107.0	107.0
5~9	107.1	107.3	112.1	109.7	107.1	107.1	107.1	107.1
10~14	106.7	106.0	107.3	112.4	110.0	107.3	107.3	107.3
15~19	106.6	103.9	106.7	107.5	112.6	110.2	107.5	107.5
20~24	106.1	109.2	105.9	106.7	107.5	112.7	110.3	107.6
25~29	99.2	99.5	105.5	105.6	106.5	107.3	112.6	110.2
30~34	104.2	103.8	103.6	105.2	105.4	106.4	107.2	112.6
35~39	105.4	106.1	103.6	103.3	105.0	105.3	106.3	107.2
40~44	102.8	107.4	105.3	103.0	103.0	104.7	105.1	106.3
45~49	99.7	102.3	103.7	104.1	102.1	102.3	104.2	104.8
50~54	91.4	97.9	101.2	101.7	102.5	100.8	101.2	103.4
55~59	79.3	88.3	96.8	98.4	99.5	100.7	99.2	99.6
60~64	77.7	74.7	82.9	92.2	94.5	96.2	97.5	96.0
65~69	73.7	71.6	68.9	76.7	85.9	88.8	90.8	92.2
70~74	61.3	64.5	63.7	61.9	69.8	78.9	82.1	84.2
75~79	49.6	51.7	53.3	53.9	53.6	61.5	69.9	73.3
80+	35.6	39.1	34.8	37.2	39.4	40.9	46.2	52.4

資料: 1985, 1990: 통계청, 『인구총조사결과보고』, 1985, 1990.

1995~2020: 통계청, 『장래 인구추계: 1990~2021』, 1991.

아질 전망이다. 그런데 추계 인구는 1980년 이후의 出生性比의 급격한 증가가 차츰 緩和될 것으로 가정하고 있다(表 3-27 참조). 그러므로 장래 인구의 성비는 출생성비가 어떻게 변화하느냐에 따라 전혀 다른 양상을 띠는 잠재성을 갖고 있는 것이다.

<表 3-28>은 1985년과 1990년의 地域別 年齡別 性比를 나타낸 것이다.

<表 3-28> 地域別 年齡別 性比: 1985, 1990

연령	1990			1985		
	시부	읍부	면부	시부	읍부	면부
0~4	111.4	110.6	110.4	108.6	107.1	106.5
5~9	108.2	105.4	103.9	108.6	105.3	103.8
10~14	108.1	101.6	100.2	109.5	103.2	102.0
15~19	103.3	103.0	107.2	102.9	108.6	118.9
20~24	96.6	124.4	187.7	89.0	121.2	89.6
25~29	96.5	99.2	123.2	96.6	98.7	113.4
30~34	102.7	107.1	109.4	103.6	108.1	104.1
35~39	105.7	111.6	105.6	104.2	112.4	105.8
40~44	108.0	109.6	103.7	106.8	102.0	91.4
45~49	107.4	96.0	87.6	105.0	97.2	90.0
50~54	103.2	92.6	87.5	95.6	90.7	85.1
55~59	91.5	86.7	82.8	79.8	78.1	79.0
60~64	93.4	74.1	77.3	73.0	78.3	83.9
65~69	66.3	74.0	80.3	65.0	77.3	83.9
70~74	56.8	69.9	75.9	51.5	64.7	73.0
75~79	44.6	54.7	61.0	42.5	51.2	57.4
80~84	35.3	41.7	43.6	30.2	36.7	40.6
85+	22.7	24.9	27.8	20.8	26.1	28.2
계	100.6	100.3	101.6	99.2	101.0	102.7

資料: 통계청, 『인구총조사결과보고』, 1985, 1990.

우리 나라 연령별 性比는 都市化 수준에 따른 性比의 不均衡은 매우 심하다. 1990년 인구 총조사결과에 의하면 兒童期에서는 都市의 性比가 높다. 그러나 15세가 넘으면서 34세까지는 농촌의 성비가 도시보다 높고 35세부터 64세까지는 다시 도시의 性比가 높다가 65세 이상이 되면 농촌의 성비가 높아 농촌이 도시보다 男子가 상대적으로 많다. 이 같은 性比의 不均衡은 結婚適齡期에 가장 큰 사회문제가 되는데 특히 20~24세의 성

<表 3-29> 年度別 年齡別 死亡性比: 1970~1992

연령	1970	1980	1985	1990	1992
0~ 4	119.7	112.4	117.2	126.8	123.9
5~ 9	121.2	122.9	179.3	138.9	160.6
10~14	121.8	133.8	146.9	148.1	155.7
15~19	140.5	199.5	189.0	242.9	271.5
20~24	127.5	125.9	194.3	213.7	232.6
25~29	116.3	109.4	216.0	235.2	253.6
30~34	127.7	123.3	234.4	265.8	263.1
35~39	150.1	129.9	246.7	284.9	296.5
40~44	176.4	154.3	261.9	279.2	303.9
45~49	167.2	203.3	263.0	275.4	262.9
50~54	214.2	221.2	225.7	260.1	269.4
55~59	220.2	211.8	200.1	218.4	233.9
60~64	198.6	194.5	200.2	180.2	178.2
65~69	177.3	163.2	164.6	158.3	145.6
70~74	145.9	134.7	126.6	126.0	122.3
75~79	112.9	103.2	93.5	88.1	85.6
80~84	69.2	85.9	65.1	64.8	60.7
85+	66.6	66.1	42.0	35.7	34.5
계	141.6	137.6	141.3	135.6	132.1

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1992.

비가 시부 96.6, 읍부 124.4, 면부 187.7로 도시화 정도에 따른 차이가 매우 심해 도시에는 여자 인구가 많고 농촌에는 남자 인구가 많아 지역적 性比의 不均衡이 심한 실정이다.

우리 나라 3차 性比에 영향을 주는 요인은 死亡과 人口 移動이다. 死亡 性比는 전체적인 性比 변화에 영향을 주는 반면에 인구이동은 도시화 정도에 따른 성비 不均衡에 영향을 준다고 보아야 할 것이다.

먼저 <表 3-29>는 年齡別 死亡性比를 나타낸 것으로서 연령이 많아짐에 따라서 死亡 性比는 차츰 높아져서 年度마다 차이는 있지만 대략 40대에 가장 높고 그 후부터는 차츰 減少해서 70대가 넘으면서 100 밑으로 떨어진다. 1992년 통계를 기준으로 보면 0~4세 사망성비는 123.9로 나타나 출생성비보다는 높아 중국에서처럼 남아에 비해 여아 사망률이 높지않음을 알 수 있고, 40~44세가 303.9, 35~39세가 296.5로 최고 수준에 달하고 있다. 그런데 연도별로 볼 때 年齡別 死亡性比 변화의 폭이 過去에 비해 점점 커지고 있다.

<表 3-30> 年度別 地域間 移動性比: 1975~1990

연도	군부-시부 순이동		시도내 이동		시도간 이동	
	N	성비	N	성비	N	성비
1975	635,237	94.2	6,143,486	99.0	2,867,954	102.3
1980	343,236	61.0	5,652,936	103.0	2,605,637	117.4
1981	319,501	65.9	5,401,067	101.8	2,793,449	115.5
1982	313,370	72.6	5,806,253	102.1	2,810,221	116.6
1983	367,726	79.9	6,584,773	100.5	3,211,038	110.0
1984	396,089	83.2	6,033,834	101.1	3,009,404	113.5
1985	254,898	79.2	5,753,800	100.8	2,925,297	112.9
1986	284,462	88.2	5,639,139	100.7	3,021,289	112.6
1987	335,946	87.5	6,065,385	100.2	3,243,365	108.9
1988	379,195	98.7	6,616,530	100.3	3,352,490	108.9
1989	247,727	96.4	6,126,613	100.5	3,189,608	106.9
1990	339,609	99.0	6,228,081	101.1	3,231,128	107.8

資料: 통계청, 『인구이동통계연보』, 1990.

한편 <表 3-30>은 移動性比를 제시한 것이다. 市部 純移動者의 성비는 100 미만으로 남자보다 여자의 이동이 더 많았음을 보여 주는데 1990년도에는 移動人口의 性比가 100에 접근하고 있어 男子의 市部로의 이동이 상대적으로 증가되었음을 나타냈다. 그런데 시도내 이동 및 시도간 이동은 거의 性比가 100 이상으로서 전체 이동 인구는 여자보다는 남자의 수가 많다. 전반적으로 移動은 여자보다 남자가 많이 하지만 군부에서 시부로의 人口 移動은 최근에 들어서는 그 격차가 완화되었으나 과거에는 女性의 比重이 컸고, 따라서 그 결과로 도시와 농촌간의 성비 격차가 증가하게 되었다. 이는 産業化와 近代化 과정에서 필요한 勞動力의 이동 과정에서 남자보다는 여자가 쉽게 농촌을 떠나 도시로 이주한 데서 그 이유를 찾을 수 있고 또한 남자보다는 여자가 都市指向的인 경향이 많다는 점과도 무관치 않다고 본다.

第4章 男兒選好態度

1. 男兒選好와 社會人口學的 要因

1) 男兒選好 態도의 推移

최근 수십년 동안 韓國에서의 出生力 수준은 급속히 減少하여 代置 水準을 밑돌고 있다. 이러한 변화의 주요 原因으로는 急激한 經濟 發展과 이와 병행되어 온 社會 構造的 要因들의 變化, 즉 教育水準의 向上, 都市化 및 産業化의 增大, 效果的 避妊方法의 導入, 避妊率의 增大 등이 복합적으로 작용한 결과라 하겠다. 특히 이러한 사회경제적 요인들의 변화는 韓國 社會에서 오랫동안 자리 잡고 있던 既存의 子女觀 및 家族觀 變化에 주도적 역할을 하였다. 그러나 사회경제적 요인이 소자녀관을 초래하여 출산력 감소에 크게 기여했다고 하여도 이 요인들이 男兒 選好觀에 미치는 영향은 疑問視되고 있다. 儒敎 文化를 바탕으로 한 우리 나라 가족에 있어서 아들의 必要性은 절대적이었고, 여러 사회 변화에 의해서 비교적 약해진 것으로 評價되고는 있으나 아직도 강도 면에서 큰 變化를 보이고 있지 않다고 생각된다.

<表 4-1> 既婚婦人의 아들에 대한 태도

연도	연령	꼭 필요	없어도무관	있는것이낫다	모름	계 (N)
1991	15~49	40.5	28.0	30.7	0.8	100.0(7,448)
1988	15~44	28.9	49.2	20.3	0.5	100.0(6,511)
1985	15~44	38.7	38.5	21.6	2.1	100.0(7,005)

資料: 공세권 외, 앞의 책, 1992.

態度조사 결과에서도 아직도 많은 부인들이 아들의 必要性을 느끼고 있는 것으로 보여진다. 1991년 출산력 조사에 의하면 應答 婦人의 40.5%가 아들이 반드시 있어야 한다고 하였고 30.7%는 없는 것보다는 있는 것이 낫다고 보고 있으며 28%가 없어도 상관없다는 態度이다(表 4-1 참조). 아들이 꼭 必要하다는 應答 비율을 과거 출산력 조사 결과와 비교해 보면 1985년이 아들이 꼭 있어야 한다가 38.7%이고 1988년이 29.8%인데 1991년은 40%를 넘는 것이다. 1991년 조사에서 이처럼 아들이 필요하다는 應答 비율이 증가한 것은 그 동안 우리 나라 정부가 강력하게 추진하던 人口調節과 家族計劃 사업에 대한 政策的 支援을 줄여나가기 시작하면서 나타나는 일시적인 현상인지 아니면 남아 선호태도가 다시 강화되어 가는 것인지는 분명하지 않으나 아무래도 전자 쪽의 해석이 더 타당할 것으로 생각된다.

2) 子女 性構成別 男兒選好 態度

<表 4-2>는 子女數別 性構成에 따른 아들 選好態度 分布이다. 이 表는 자녀가 많아질수록 그리고 아들수가 많아질수록 男兒 選好態度가 강하다는 기존의 분석 이외에 자녀수와 아들수의 相互作用 效果가 얼마나 큰가를 보다 선명하게 보여 주고 있다. 한 자녀 일 때는 아들이나 딸이나에 따라 아들선호 態度에서 약간의 차이를 보인다. 그러나 자녀수가 2명 일 때는 이 두 자녀가 모두 딸인 경우와 그렇지 않은 부인들 간에는 아들이 꼭 必要하다는 應答이 각각 40.0%, 17.2%이고 없어도 무관하다는 비율은 각각 28%, 47%로 差異를 보이고 있으며 세 자녀일 경우에도 아들이 必要하다는 應答이 아들을 둔 경우는 56~60%인 반면에 딸만 셋을 둔 경우에는 24.3%이며 相關없다는 應答은 아들이 있는 부인들의 15% 수준에 비해 아들이 없을 경우에는 39%로 나타났다. 이 같은 차이는 네 자녀에서 아들이 있고 없고에 따라서 아들이 필요하다는 70% 수준과 18.5%, 그리고 相關없다는 應答은 10% 수준과 32% 수준으로 큰 差異를 보인다.

<表 4-2> 15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 아들에 대한 態度

자녀수	아들수	필요	없어도 무관	있는 것이 낫다	모름	계 (N)
1	1	26.3	34.6	38.3	0.8	100.0(793)
	0	21.0	44.2	34.6	0.1	100.0(611)
2	2	40.4	27.8	30.9	0.9	100.0(997)
	1	39.6	25.6	34.2	0.6	100.0(1758)
	0	17.2	46.8	34.0	2.0	100.0(501)
3	3	59.2	14.8	24.2	1.8	100.0(160)
	2	59.9	15.6	23.8	0.7	100.0(546)
	1	55.5	14.5	29.4	0.7	100.0(662)
	0	24.3	39.3	36.3	-	100.0(112)
4	4	75.4	-	24.6	-	100.0(23)
	3	73.9	8.8	17.4	-	100.0(97)
	2	74.7	10.3	15.1	-	100.0(179)
	1	68.4	11.5	19.0	1.1	100.0(185)
	0	18.5	31.8	49.7	-	100.0(38)
전체		40.5	28.0	30.7	0.8	100.0(7448)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

자녀수가 期待子女數에 이르기 전까지는 원하는 아들을 두고자 하는 慾求가 강하겠으나 期待子女數를 다 채웠음에도 불구하고 아들을 두지 못했다면 理想과 現實에서 오는 認知 不調和를 극복하기 위해서 불변의 현실에 대해서 이상에 대한 態度를 바꿀 것이라고 생각되고 반대로 기대대로 아들을 두었을 경우에는 기존의 아들 選好를 強化한 결과로 解釋할 수 있다. 이를 뒷받침하는 이론으로서 認知不調和理論(Cognitive Dissonance Theory) 및 均衡理論(Balance Theory)을 들 수 있다. 인간은 항상 均衡狀態를 유지하려는 경향이 강한 體系(System)로서 심리 면에서도 부조화를 해소하고 安定을 찾아 이를 維持하고자 하는 특성을 갖는다. 態度라는 것도 그 기능이 自己 表現 機能도 있지만 自己 防禦 機能을 갖

고 있는 것이므로 자녀수의 증가에 따라 아들이 없고 있음에 따라서 점점 커지고 있는 태도의 차이가 이를 반영하고 있다.

아들이 필요하다는 理由는 家系 繼承 42.2%, 마음 든든 34.2%, 家庭 調和 16.9%이고 老後 依存은 6.8%에 지니지 않았다. 시부가 군부에 비해 家庭의 調和나 마음 든든이라는 이유가 많은 반면에 군부는 家系繼承, 老後 등의 이유 비율이 높았고, 이런 현상은 교육수준에 따라서도 비교적 분명하게 나타났다(공세권 외, 1993:130). 家系の 繼承이나 老後の 依存이 傳統的인 價値라면 家庭의 調和는 비교적 近代的인 意味를 지닌 價値로 판단된다. 전반적으로 아들에 대한 가치가 경제 및 물질적인 受惠를 받을 수 있다는 期待가 弱화된 대신에 心理 및 精神的인 滿足感이 강화되는 방향으로 변화된 모습을 보여 준다. 물론 老後保障이 마련되지 않은 우리 사회에서는 아직도 老後를 依支하고자 하는 전통적인 욕구가 강하게 남아 아들 및 자녀가 있어야 한다는 態度的 주요 원인으로 작용하고 있다. 그러나 한편으로는 夫婦간의 關係가 원만할수록 자녀나 아들에 대한 必要性이 강하다고 보고하고 있어(서문희, 1992) 자녀가 夫婦間的 圓滑한 關係를 增進시키고 家庭의 調和를 이루게 하는 기능을 하고 있음을 알 수 있다. 이같은 자녀의 기능은 都市化의 加速化와 아울러 이같은 경향이 더욱 深化될 전망이다.

자녀의 성 구성에 따른 아들 필요성의 이유에서는 한 자녀에서는 아무 차이를 보이지 않으나 두 자녀와 세 자녀에서 서로 상반되는 결과를 보이고 있고(表 4-3 참조), 그리고 絶對值가 얼마되지 않아서 단정적으로 결론짓기는 어려운 네 자녀에 있어서도 세 자녀 때와 마찬가지로 성 구성에 따라서 약간의 차이를 보이고 있다. 아들 必要性의 理由를 조사한 응답자는 이미 아들이 필요하다는 강한 男兒 選好度를 취한 사람들이기 때문에 그 이유에서도 비교적 保守的인 態度를 취할 것으로 예상되는데, 특히 자녀수가 두 명일 때 家系繼承을 이유로 든 비율이 딸만 둘인 부인에게서 오히려 더 높게 나타나고 있어서 이들이 세번째 출산으로 進行할 가능성이 매우 높음을 엿볼 수 있게 하였다.

<表 4-3> 15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 아들이 必要하다는 경우 그 理由

자녀수	아들수	가문 잇기	든든함	가정의 조화	노후	계(N)
1	1	40.5	35.8	20.7	3.0	100.0(208)
	0	40.6	29.8	24.0	5.6	100.0(128)
2	2	32.6	41.5	18.9	7.1	100.0(400)
	1	33.5	40.4	20.3	5.9	100.0(697)
	0	37.1	37.3	18.4	7.1	100.0(86)
3	3	49.0	36.5	9.4	5.1	100.0(94)
	2	43.2	33.4	13.8	8.5	100.0(327)
	1	40.9	36.8	17.9	4.9	100.0(367)
4	4	46.3	40.1	9.3	4.4	100.0(18)
	3	61.3	20.1	10.5	8.2	100.0(72)
	2	50.2	35.0	4.7	10.0	100.0(134)
	1	48.0	31.3	9.9	10.8	100.0(126)
	0	40.6	33.0	26.4	-	100.0(7)
전체		42.2	34.2	16.8	6.8	100.0(3,014)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

자녀의 成構成에 따른 男兒 選好 態도의 차이는 아들 필요성에 대한 態度뿐만 아니라 理想子女의 성구별 태도에서도 명확하게 나타나고 있다. 즉 자녀수가 많아짐에 따라서 대체로 性選好 態度가 강한 편인데, 각 자녀수별로 딸만 둔 부인들이 다른 부인에 비해 弱화된 男兒選好觀을 보이고 있는데 이같은 태도의 差異가 자녀수가 커짐에 따라서 점차 커지는 樣相을 보이고 있다. 한 자녀에서는 성을 구별하겠다는 응답이 아들이 있고 없고에 따라서 42%, 44% 수준으로 큰 차이는 아니지만 딸만 둔 부인들이 경우에는 구별하겠다는 응답이 40%로 아들이 있는 부인의 48~56%에 비해 差異를 보이며, 세 자녀의 경우는 52%로서 66~69%에 비해 낮았고 특히 네 자녀에서는 딸만 넷인 부인의 40% 정도만이 구별하겠

다고 해서 아들을 둔 부인의 65~83%와 많은 차이를 보였다(表 4-4 참조).

전반적으로 出産 水準의 減少와 함께 少子女觀이 형성되고 있고 더욱이 최근에 들어서 子女 養育에 대한 經濟的 精神的 負擔이 증가함에 따라서 한 자녀도 좋다는 태도가 상당한 반응을 얻고 있어, 1991년 조사에서 응답자의 37%가 한 자녀도 좋다는 응답을 하였다. 그러나 이들 중에서도 15% 가량은 그 한 자녀가 아들이어야 한다는 態度를 보이고 있어서(공세권 외, 1992: 133) 소자녀관이 性選好의 充足을 前提로 하고 있는 條件附 태도임을 반영하였다.

그런데 이 態度도 자녀의 성 구성에 따라서 차이를 보여서 아들이 없을 경우 아들이어야 한다는 비율이 낮고 딸 또는 상관없다는 比率이 높게 나타나고 있어서(表 4-5 참조) 앞에서의 다른 男兒選好 態度와도 마찬가지로

<表 4-4> 15~49歲 既婚婦人의 子女 性構成別 理想子女 性區別 態度

자녀수	아들수	구별하여	구별없이	모름/무응답	계(N)
1	1	41.9	57.4	0.7	100.0(797)
	0	43.6	56.1	0.3	100.0(611)
2	2	48.1	51.0	0.8	100.0(999)
	1	55.5	43.9	0.6	100.0(1,761)
	0	40.2	59.5	0.4	100.0(503)
3	3	65.6	33.8	0.6	100.0(160)
	2	67.7	31.9	0.3	100.0(546)
	1	68.8	30.9	0.3	100.0(663)
	0	51.7	48.3	-	100.0(112)
4	4	64.7	35.3	-	100.0(23)
	3	79.7	20.2	-	100.0(97)
	2	83.3	16.2	-	100.0(180)
	1	72.6	26.8	0.6	100.0(186)
	0	40.4	59.6	-	100.0(38)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

<表 4-5> 15~49歲 한자녀 贊成 既婚婦人의 子女 性構成別 性選好 태도

자녀수	아들수	아들	딸	상관없다	모름	계 (N)
1	1	17.0	-	81.8	1.3	100.0(404)
	0	8.0	2.4	88.8	0.8	100.0(308)
2	2	18.3	0.2	81.5	-	100.0(386)
	1	12.2	1.8	84.6	1.4	100.0(634)
	0	13.2	0.7	83.9	2.2	100.0(171)
3	3	20.0	-	77.0	3.0	100.0(32)
	2	22.2	0.5	76.5	0.8	100.0(133)
	1	14.3	0.5	83.5	1.6	100.0(185)
	0	10.1	-	98.9	-	100.0(33)
4	4	28.2	-	71.8	-	100.0(6)
	3	25.9	-	74.1	-	100.0(18)
	2	32.1	-	67.9	-	100.0(22)
	1	30.7	2.7	66.6	-	100.0(33)
	0	20.9	10.0	69.1	-	100.0(10)
전체		14.9	0.9	83.1	1.1	100.0(2711)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

<表 4-6> 15~44歲 有配遇 婦人의 선호하는 追加 子女의 性

자녀수	아들수	아들	딸	계(N)
1	1	46.0	54.0	100.0(317)
	0	65.3	34.7	100.0(334)
2	2	87.8	12.2	100.0(21)
	1	49.8	50.2	100.0(21)
	0	100.0	-	100.0(84)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사 자료에서 산출.

로 現實과 理想 사이에서 現實 認定으로 心理的 安定을 追求하는 사람들을 반영하는 一貫性 있는 결과를 보이고 있다.

또한 追加子女를 원하는 경우에도 追加子女의 성을 구별하겠다는 경우 기존 자녀의 성에 따라 원하는 성이 差異를 보인다(表 4-6 참조). 특히 딸만 둘인 경우 조사 대상 부인이 모두 추가자녀로 아들을 원하고 있는 것으로 나타났다.

3) 婦人 年齡코호트別 男兒選好 態度 決定要因

일반적으로 아들의 필요성 등 男兒 選好態度에 영향을 미치는 요인은 近代化 程度를 반영하는 社會人口學的 要因 및 子女數 등 출산 결과인 것으로 알려져 왔는데, 1991년 조사 자료에서도 아들 필요성에 대한 인식은 婦人 年齡 이외에도 都市보다는 農村이 높고 學歷이 낮을수록 그리고 자녀수가 많을수록 높은 것으로 나타나서(공세권 외, 1992:129) 기존의 傾向과 크게 달라진 것이 없는 것으로 생각되었다.

따라서 여기서는 男兒選好 태도에 대하여 1991년 출산력 자료를 이용하여 婦人 年齡 코호트별로 回歸分析을 실시하여 이와 같은 일반적인 경향을 부인 연령별로 細分化해서 밝혀보고자 하였다.

男兒選好觀을 반영하는 從屬變數로서는 아들 필요성에 대한 정도와 이상자녀의 성구별 여부이다. 아들 필요성은 정도에 따라서 꼭 필요하다, 아들이 딸보다 낫다, 모르겠다, 없어도 상관 없다를 4~1 點 尺度를 주어 程度化하였으며 이상자녀 성구별은 1, 0으로 더미화하여 사용하였다. 이 두 從屬變數들의 單純相關係數는 .514였다. 한편 獨立變數로는 居住地, 婦人의 年齡, 教育 期間, 宗教, 就業狀態, 男便 職業, 아들수, 딸수 및 死亡子女數 등 사회인구학적 요인과 家族 形態, 男便의 出生順位와 같은 가족의 構造的 要因을 선정하였다. 연령, 부인 교육기간, 아들수, 딸수, 사망자녀수를 그대로 사용하였으며, 이 외에 직업 변수를 근대화 정도에 따라서 전문사무직, 판매 서비스업, 단순생산직, 농업, 무직의 순으로 3~0의

점수를 주어 尺度化 하였다. 이 외에 거주지는 도시를, 남편의 出生順位는 장남이나 외동아들을, 宗教는 개신교와 가톨릭을 1의 코드를 주어 더미화 해서 사용하였다. <表 4-7>은 分析에 사용된 변수들의 平均과 標準 偏差이며 독립변수들의 단순 相關關係는 최고 .35로서 回歸分析 실시 에 아무런 문제가 되지 않았다.

<表 4-7> 既婚婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析에 使用 變數의 平均과 標準偏差

변수	평균	표준편차
거주지	.79	.41
부인연령	35.20	7.10
부인교육	10.00	3.30
부인종교	.31	.46
부인취업	.70	.98
가족형태	.87	.34
남편출생순위	.45	.50
남편직업	2.02	.82
아들수	1.10	.84
딸수	1.03	1.00
사망자녀수	.07	.29
아들 필요성	2.84	1.20
이상자녀 성구별	.55	.50

回歸分析 結果는 <表 4-8, 9, 10, 11>과 같고 이들 결과를 종합한 것이 <表 4-12>이다. 먼저 아들 必要 程度에 대한 回歸分析 결과를 보면 15~49세 부인을 대상으로 한 결과에서는 居住地, 婦人年齡, 教育期間, 宗教, 男便 兄弟順位, 아들수 딸수 및 死亡子女數가 유의한 變數로 나타났다. 도시에 거주하고, 年齡이 많으며, 婦人 教育期間이 길고, 개신교나 가톨릭을 믿거나, 남편이 장남이나 외동이고 아들, 딸 및 사망자녀수가 많을수록 아들이 필요하다고 보는 경향이다. 그런데 연령 코호트별로는 유의한 변수에서 약간씩의 差異를 보여서 20~29세에서는 아들수, 딸수, 부인

<表 4-8> 15~49歲 既婚婦人의 男兒選好 결정요인에 대한 回歸分析

독립변수	아들필요성 정도			이상자녀 성구별		
	계수	β	z값	계수	β	z값
거주지(도시)	-.265	-.089	-7.4**	-.170	-.140	-11.5**
부인연령	.006	.036	2.4*	-.001	-.014	-.9
부인 교육기간	-.022	-.060	-4.3**	-.009	-.057	-4.0**
부인종교(개신,천주교)	-.109	-.041	-3.6**	-.022	-.021	-1.8
부인 취업	-.006	-.005	-.4	-.005	-.009	-.8
가족형태(핵가족)	-.042	-.012	-1.0	.020	.014	1.2
남편형제순위(장남,외동)	.116	.047	4.2**	.040	.040	3.5**
남편 직업	.013	.009	.7	-.010	-.017	-1.3
아들수	.320	.219	15.1**	.082	.139	9.4**
딸수	.153	.125	9.2**	.073	.146	10.6**
사망자녀수	.118	.028	2.4*	.012	.007	.6
결정계수(R ²)		.113			.085	
상수(Constant)		2.52			.63	

註: **는 $p < .01$, *는 $p < .05$.

<表 4-9> 20~29歲 既婚婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析

독립변수	아들필요성 정도			이상자녀 성구별		
	계수	β	z값	계수	β	z값
거주지(도시)	-.134	-.043	-1.8	-.148	-.118	-4.9**
부인연령	-.002	-.004	-.2	-.006	-.029	-1.1
부인 교육기간	-.037	-.068	-2.6**	-.008	-.037	-1.4
부인종교(개신,천주교)	.005	.002	.9	-.028	-.025	-1.1
부인 취업	.005	.004	.2	.004	.009	.4
가족형태(핵가족)	-.012	-.003	-.1	.032	.023	.9
남편형제순위(장남,외동)	.162	.064	2.7**	.035	.035	1.5
남편 직업	-.021	-.011	-.5	-.009	-.013	-.3
아들수	.214	.114	4.2**	.037	.049	1.8
딸수	.129	.069	2.6**	.088	.119	4.5**
사망자녀수	-.388	-.036	-1.5	.025	.006	.2
결정계수(R ²)		.034			.037	
상수(Constant)		2.914			.752	

註: **는 $p < .01$, *는 $p < .05$.

<表 4-10> 30~39歲 既婚婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析

독립변수	아들필요성 정도			이상자녀 성구별		
	계수	β	z값	계수	β	z값
거주지(도시)	-.273	-.089	-4.9**	-.163	-.130	-7.2**
부인연령	.001	.003	.2	-.001	-.001	-.0
부인 교육기간	-.013	-.032	-1.6	-.006	-.034	-1.7
부인종교(개신,천주교)	-.135	-.051	-3.0**	-.024	-.022	-1.3
부인 취업	-.037	-.030	-1.7	-.019	-.037	-2.2
가족형태(핵가족)	-.076	-.022	-1.3	.009	.006	.4
남편형제순위(장남,외동)	.112	.045	2.6**	.054	.054	3.1**
남편 직업	-.002	-.001	-.1	-.026	-.040	-2.0*
아들수	.381	.220	10.6**	.120	.170	8.2**
딸수	.191	.139	6.8**	.091	.163	7.9**
사망자녀수	.158	.031	1.9	.001	.001	.0
결정계수(R^2)		.074			.076	
상수(Constant)		2.570			.548	

註: **는 $p < .01$, *는 $p < .05$.

<表 4-11> 40~49歲 既婚婦人의 男兒選好 決定要因에 대한 回歸分析

독립변수	아들필요성 정도			이상자녀 성구별		
	계수	β	z값	계수	β	z값
거주지(도시)	-.360	-.139	-6.1**	-.199	-.180	-7.8**
부인연령	.011	.027	1.3	-.003	-.018	-.8
부인 교육기간	-.021	-.070	-2.9**	-.010	-.078	-3.2**
부인종교(개신,천주교)	-.145	-.059	-2.9**	-.013	-.012	-.6
부인 취업	.036	.031	1.5	.009	.018	.8
가족형태(핵가족)	-.020	-.005	-.3	.027	.018	.9
남편형제순위(장남,외동)	.086	.038	1.9	.022	.023	1.1
남편 직업	.036	.031	1.5	.005	.009	.4
아들수	.322	.254	10.8**	.077	.143	6.0**
딸수	.138	.146	6.4**	.061	.152	6.5**
사망자녀수	.117	.042	2.1*	.013	.011	.5
결정계수(R^2)		.139			.102	
상수(Constant)		2.317			.747	

註: **는 $p < .01$, *는 $p < .05$.

<表 4-12> 回歸分析 結果에 의한 說明變數의 有意性

독립변수	아들필요성 정도				이상자녀 성구별			
	전체	20대	30대	40대	전체	20대	30대	40대
거주지(도시)	--	--	--		-	--	--	--
부인연령	+							
부인 교육기간	--	--		--	--			--
부인종교(개신,천주교)	--		--	--				
부인 취업								
가족형태(핵가족)								
남편형제순위(장남,외동)	++	++	++		++		++	
남편 직업							+	
아들수	++	++	++	++	++		++	++
딸수	++	++	++	++	++	++	++	++
사망자녀수	+		+					

註: - +는 $P < .05$, -- ++는 $P < .01$.

의 교육 기간과 남편의 장남 및 외동 여부와 거주지 및 종교가 유의하게 나타났다. 40~49歲 부인의 實踐 경우에는 아들수, 딸수, 사망자녀수, 부인교육기간, 거주지, 종교가 유의하였고 남편의 장남 및 외동 여부는 비교적 높으나 유의한 수준은 아니었다. 그런데 R^2 값은 전체가 .113이고 연령코호트별로 30~39, 40~49歲가 각각 .034, .074, .139으로서 연령이 높아질수록 사회인구학적 요인이 男兒選好度에 미치는 影響力은 상대적으로 크을 알 수 있다. 이같은 결과는 87년 인구동태통계 자료를 유사한 獨立變數를 이용해서 한 연구(김일현·최봉호·이삼식, 1987)의 回歸分析 결과에서 나타난 R^2 값 .6에 비교한다면 매우 낮은 說明力을 갖는 것으로 분석되었다.

한편 이상자녀의 性區別에 대한 분석에서도 이들 필요성에 대한 결과와 유사하게 年齡 코호트에 따라 說明力에서 차이를 보이고 있으나 전반적인 說明의 強度는 떨어지고 있다. 전체 부인에서는 아들수, 딸수, 거주지, 교육기간, 남편 출생순위가 유사한 變數로 나타났고 20~29歲에서는

거주지와 딸수 만이 유의하였다. 30~39歲는 아들수, 딸수, 거주지, 남편 출생순위, 그리고 남편 직업이 影響을 주었으며 40~49歲 부인의 경우에는 아들수, 딸수, 거주지, 교육기간이 유의한 變數였다.

回歸分析에서는 子女 性構成에서 각 자녀수에서 딸만을 갖고 있을 때 男兒 選好 態度가 동일한 자녀수에서 아들을 두고 있는 다른 부인들에 비해 약화되어 있음을 밝히지는 못하였으나 아들수, 딸수 모두가 男兒選好 態度와 正의 關係를 갖고 있어 성선택 태도와 다자녀가 밀접한 관계가 있음을 보여 주고 있다.

2. 男兒選好와 避妊實踐

일반적으로 結婚을 하면 특별한 경우를 제외하고는 대부분이 곧 바로 妊娠을 하여 出産을 하게 되고, 따라서 避妊은 대부분이 첫 出産 이후부터 고려하게 되며, 때에 따라서는 첫 출산에 이어 두번째 출산까지 한 다음에야 비로소 避妊을 實踐하는 것이 우리 나라 夫婦의 避妊 行態라고 알려져 왔다. 그런데 이 과정에서 첫 출산 및 그 이후의 출산 결과가 男兒選好觀의 充足 與否와 結合해서 피임 행태를 결정하는 주요 요인으로 작용하고 있는 것이다.

그러므로 남아 선호도에 따라서 避妊 實踐이 달라질 수 있음을 남아 선호도 자체가 避妊 實踐에 영향을 준다고 보다는 既存 子女가 어떻게 구성되어 있는가에 따라서 차이를 보일 것으로 기대되기 때문에 여기서는 子女의 性構成別 避妊 實踐 상태를 통해서 男兒選好가 피임에 미치는 영향을 間接的으로 파악하고자 한다.

<表 4-13>은 子女의 性 構成別 避妊實踐率이다. 각 자녀수 규모에서 아들이 없는 경우가 아들이 있는 婦人에 비해서 實踐率이 떨어지고 있음을 알 수 있다. 한 자녀에서도 아들일 때와 딸일 때가 각각 65%와 58%로 아들이 없는 부인의 避妊實踐率이 낮고 두 자녀는 딸만 둘이 84%로서

아들을 둔 부인의 92~94%와 비교되며, 세 자녀에서도 86%로 아들을 둔 부인의 實踐率 92~95% 수준과 비교 할 수 있다.

<表 4-13> 15~44歲 有配遇 婦人의 子女의 性構成別 避妊實踐

자녀수	아들수	현실천	과거실천	무경험	계 (N)
1	1	64.7	19.5	15.8	100.0(757)
	0	58.0	20.1	21.9	100.0(571)
2	2	94.2	4.0	1.8	100.0(906)
	1	92.0	4.7	3.2	100.0(1619)
	0	83.5	10.4	6.0	100.0(469)
3	3	94.9	1.9	3.1	100.0(89)
	2	94.5	3.0	2.4	100.0(361)
	1	92.3	4.6	3.1	100.0(518)
	0	86.3	6.8	6.8	100.0(94)
4	4	100.0	-	-	100.0(12)
	3	93.7	4.4	1.9	100.0(40)
	2	84.0	9.2	6.8	100.0(86)
	1	94.5	2.7	2.8	100.0(111)
	0	83.9	7.9	8.2	100.0(26)
전체		79.4	9.6	11.0	100.0(6270)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

避妊方法에 있어서도 각 자녀수별로 딸만 둔 부인과 아들을 둔 부인이 달라서 딸만 둔 부인이 그렇지 않은 부인에 비해서 不妊手術 등 永久的인 避妊 方法을 사용하는 비율이 낮고 그 대신에 콘돔, 월경주기법 등 一時的 避妊 方法의 사용이 많다(表 4-14 참조). 특히 난관수술 수용률은 각 자녀수별로 아들수에 비례하는 경향이다. 자녀수가 2명일 때 아들이 2명, 1명인 부인은 不妊手術 受容이 卵管, 精管이 각각 51%, 17%, 42%, 17% 이지만 딸만 두명인 부인은 난관 23.4%, 정관 11.8%로 낮고 반면에 먹는

避妊藥과 콘돔의 使用率이 아들이 있는 부인의 使用率의 약 2배에 이르고 있다. 이는 자녀수가 3명, 4명에서도 공통되게 나타나고 있는데, 특히 월경주기법을 사용한다는 부인이 딸만 2~4명인 경우 12~15%에 이르고 있는 실정이다.

<表 4-14> 15~44歲 有配偶 避妊實踐 婦人의 子女의 性構成別 避妊方法

자녀 수	아들 수	난관 수술	정관 수술	자궁내 장치	먹는 피임약	콘돔	월경 주기법	기타	실천율 합계	전체 (N)
1	1	12.4	8.9	12.0	3.7	14.8	9.5	3.5	64.7	757
	0	3.3	6.2	10.8	4.9	17.7	8.3	5.0	58.0	571
2	2	50.9	17.1	9.3	2.4	8.2	4.3	2.8	94.2	906
	1	41.6	17.4	9.9	2.7	10.4	7.2	2.9	92.0	1619
	0	23.4	11.8	10.0	3.4	18.1	13.0	4.0	83.5	469
3	3	67.0	14.7	2.9	1.6	3.3	3.3	1.7	94.9	89
	2	66.7	13.6	4.9	1.2	4.4	3.3	0.7	94.5	361
	1	56.9	11.1	9.1	1.7	5.5	5.8	1.9	92.3	518
	0	33.1	7.9	11.1	0.9	14.9	11.7	6.6	86.3	94
4	4	79.4	6.6	6.6	-	-	-	7.4	100.0	12
	3	67.6	4.8	3.0	6.5	3.6	9.7	-	93.7	40
	2	60.5	0.0	7.6	2.3	1.0	-	2.3	84.0	86
	1	52.9	6.2	13.2	2.3	4.3	4.1	0.7	94.1	111
	0	23.1	8.3	9.5	12.5	11.7	15.7	3.9	83.9	26
전체		35.3	12.0	9.0	3.0	10.2	7.0	2.9	79.4	6270

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

避妊方法의 차이는 곧 避妊 目的이 다름을 나타낸다. 딸만을 두고 있는 사람들의 避妊目的으로 터울 조절이라는 응답이 아들을 두고 있는 부인에 비해서 상대적으로 높다(表 4-15 참조). 자녀수가 1명일 때도 아들이 있으면 44% 가량이 斷産을 目的으로 피임하고 있다는 반면에 딸이면

27%만이 斷産을 避妊 目的으로 응답하였다. 자녀수가 2명 또는 3명이면
서 아들을 하나라도 두고 있으면 90% 이상이 단산을 위해 피임을 하고
있다는 반면에 딸만 두고 있는 부인은 각각 70%, 80% 만이 斷産이 目的
이라고 응답해서 아들 선호에 의한 追加 出産 가능성을 보여 주고 있다.

<表 4-15> 15~44歲 有配偶 避妊實踐 婦人의 子女의 性構成別 避妊
使用 目的

자녀수	아들수	피임실천목적				실천율	(N)
		단산	터울조절	건강	직장/기타		
1	1	43.6	14.4	3.2	3.6	64.7	757
	0	27.0	23.8	2.5	4.6	58.0	571
2	2	93.6	1.0	0.1	0.2	94.2	906
	1	90.5	0.6	0.6	0.4	92.0	1619
	0	69.3	9.1	3.1	2.2	83.5	469
3	3	94.9	-	-	-	94.9	89
	2	94.3	0.3	0.2	-	94.5	361
	1	90.9	0.4	0.8	-	92.3	518
	0	79.5	3.3	2.4	1.0	86.3	94
전체		71.9	5.0	1.4	2.0	79.4	6272

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

<表 4-16>은 이와 같은 子女 性構成別 避妊 行態를 1985, 1988년 조사
자료와 비교 제시한 것으로, 이런 行態가 약간의 차이는 있지만 일관성
있게 持續되고 있음을 알 수 있다. 한 가지 점은 不妊手術 受容率이 딸
만 가지고 있는 경우에 1988년 조사에 비해서 다소 감소되었다. 이는
1989년 이래 정부지원에 의한 불임수술 보급량이 연차적으로 크게 떨어졌
고 정부의 피임보급 전략은 종래의 불임수술 위주에서 일시적 避妊방법으
로 강조점을 전환하는 등의 政策과 관련이 있는 것으로 생각된다.

<表 4-16> 子女數와 性構成別 避妊 行態의 年度別 比較

자녀수 (아들수)		피임실천율			단산목적 실천율			불임술수용률		
		1985 ¹⁾	1988 ¹⁾	1991 ²⁾	1985	1988	1991	1985	1988	1991
1	(1)	51.0	68.9	64.7	31.2	47.3	43.6	10.9	19.9	21.3
	(0)	35.7	59.2	58.0	14.6	29.0	27.0	6.3	11.5	9.5
2	(2)	88.0	91.6	94.2	86.8	91.3	93.6	62.5	69.5	68.0
	(1)	85.5	91.6	92.0	83.6	91.2	90.5	52.2	63.6	59.0
	(0)	63.8	79.8	83.5	49.2	69.7	69.3	21.9	38.2	35.2
3	(3)	73.8	94.1	94.9	85.5	94.1	94.9	66.2	78.5	81.7
	(2)	87.8	91.3	94.5	87.1	91.1	94.3	66.6	73.3	80.3
	(1)	85.0	90.9	92.3	84.1	90.0	90.9	52.6	66.3	68.0
	(0)	66.0	85.9	86.3	55.9	77.9	79.5	26.3	45.8	41.0

資料: 1) 문현상 외, 『1988년 전국 출산력 및 가족보건실태조사』, 한국보건사회연구원, 1989.

2) 공세권 외, 앞의 책, 1992.

3. 男兒選好와 人工妊娠中絶

우리 나라 부인들 사이에서는 人工妊娠中絶은 매우 보편화되어 있는데, 男兒選好 態度가 人工임신중절에 미치는 影響에 대해서는 두 가지 방향에서의 검토가 요구된다. 첫째로는 아들을 가지고 있는 부인들이 失敗 妊娠 등으로 인한 경우 더 이상의 자녀를 낳지 않기 위해서 人工임신중절을 하는 경우이고 두번째는 아들이 없는 부인들이 태아가 딸로 판명되었을 때 이를 人工妊娠中絶로 終結하는 경우이다. 前者는 단산을 위한 避妊의 하나로 人工임신중절을 이용하는 것이고 後者는 이것이 결과적으로 터울을 늘리는 결과를 낳는 것이다. 그러나 數的으로 전자가 후자에 비해 훨씬 많기 때문에 여러 統計에서 후자에 의한 효과는 묻혀 버리는 경우가 많다고 하겠다.

조남훈과 안남기의 연구(Cho & Ahn^a, 1993)에 의하면 이전에 출생한

자녀의 性構成이 임신 결과를 決定하는 주요 요인이 되고 있어서 이미 아들을 둔 경우 인공임신중절로 임신을 종결하는 비율이 增加한다. 부인의 教育 水準은 인공임신중절에 正적인 효과를 주고 있으나 時間이 지남에 따라서 그 영향력은 감소하고 있다. 즉 最近으로 올수록 社會的 變數에 관계없이 남아선호관이 임신중결에 영향을 주고 나아가서 性比에 영향을 주고 있음을 알 수 있다, 여기서는 아들을 둔 부인의 임신을 인공임신중절로 終結하고자 하는 경향이 있고 딸만 둔 부인이 다음 출산으로 進行하는 경향이 강하다는 것만을 보여주고 있는 것이다.

<表 4-17> 出産順位別 아들수別 妊娠의 人工妊娠中絶 終結 比率

출산순위	아들수	임신연도			
		~'74(N)	'75~'79(N)	'80~'84(N)	'85~ (N)
2	0	16(952)	22(726)	30(905)	42(1249)
	1	19(2027)	30(936)	37(1105)	50(1232)
3	0	23(322)	28(336)	46(370)	62(445)
	1	32(617)	54(710)	71(787)	91(587)
	2	37(370)	65(346)	73(377)	94(244)
4	0	26(114)	40(179)	52(220)	63(123)
	1	34(253)	55(457)	77(425)	85(180)
	2+	59(358)	78(622)	87(395)	93(111)

資料: Cho, N.H. & N.K. Ahn, "Changes in the determinants of fertility in Korea- Analyses of pregnancy intervals and outcomes", *Journal of Population, Health and Social Welfare*, Vol.13, No.1, 1993, pp 114~140.

性鑑別에 의한 選別的 人工妊娠中絶에 대해서는 자료가 충분치 않아서 확실하게 밝혀 내기가 쉽지 않은데 여기서 자녀수 및 성구성별 人工妊娠中絶數 및 分布를 통해서 이를 파악하고자 하였다. 表 4-18에 의하면 한 자녀와 두 자녀에서는 아들 유무에 따른 인공임신중절의 횟수가 딸만 있는 경우가 오히려 낮아서 아들을 둔 부인이 斷産을 위해 인공임신중절을

사용함을 反映하고 있다. 그러나 자녀수가 세 명 또는 네 명에서는 딸만을 둔 부인의 人工妊娠中絶 평균 횟수가 아들이 있는 부인에 비해 상대적으로 높다. 딸만 세 명이 1.5, 딸만 네 명이 1.8로서 각각 동일한 자녀수를 두되 아들을 두고 있는 부인들에 비해 분명하게 높게 나타났다. 물론 이것이 모두 性鑑別에 의한 인공임신중절 탓이라고 단정 짓기에는 무리가 있다. 그러나 적어도 이것이 아들을 낳기 위한 試圖 過程에서 나타난 결과가 아닌가하는 유추는 가능하다고 본다.

<表 4-18> 15~49歲 有配偶婦人의 子女 性構成別 人工妊娠中絶 回数

자녀수	아들수	0	1	2	3	4+	계(N)	평균(SD)
1	1	56.4	26.0	11.6	4.6	1.4	100.0(769)	0.71(1.1)
	0	62.9	22.3	10.3	3.0	1.5	100.0(585)	0.58(0.9)
2	2	37.6	31.8	18.3	8.0	4.3	100.0(964)	1.15(1.3)
	1	38.4	28.8	19.2	7.6	4.9	100.0(1699)	1.20(1.4)
	0	42.9	25.8	21.2	6.3	3.8	100.0(484)	1.05(1.2)
3	3	39.7	25.0	17.2	9.4	8.7	100.0(149)	1.33(1.6)
	2	37.2	23.5	20.1	11.6	7.6	100.0(500)	1.37(1.6)
	1	37.3	27.5	18.6	9.5	7.8	100.0(622)	1.32(1.6)
	0	27.3	30.2	22.3	14.4	6.1	100.0(109)	1.51(1.7)
4	4	55.7	12.4	11.8	3.3	16.8	100.0(23)	1.64(3.0)
	3	37.8	26.1	14.2	12.6	9.3	100.0(90)	1.39(1.6)
	2	45.9	21.2	18.7	5.7	8.5	100.0(161)	1.29(2.0)
	1	43.0	21.5	18.3	8.7	8.5	100.0(173)	1.33(1.8)
	0	35.6	16.1	21.8	13.2	13.3	100.0(36)	1.83(2.2)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

人工妊娠中絶을 한 경우 그 이유가 무엇인가에 대해서 딸이기 때문이라는 응답은 1988년 조사에서 첫 人工妊娠中絶의 2.0%, 마지막 人工妊娠中絶의 1.5%로 나타났고(문현상 외, 1989), 심영희(1991)의 연구에서는 첫번

낙태의 경우 3.0%가 딸이기 때문에 人工妊娠中絶을 한 것으로 조사되었다. 또한 사례수가 많지는 않지만 1988년 조사 결과가 胎兒 性鑑別을 통해 딸인 경우 人工妊娠中絶을 하고 그 결과로 出生性比의 不均衡이 초래되고 있음을 보여주고 있다(문현상 외, 1989:67-68).

이 조사결과에 의하면 총응답대상 부인의 3.9%인 225명이 羊水檢査나 超音波檢査에 의한 胎兒 性鑑別 經驗이 있다고 하였다(이는 최근 서울대 보건대학원에서 임신부의 14%가 태아 성감별을 한다고 밝힌 조사 결과에 비하면 비교적 낮은 수준이다). 성감별 방법이 무엇인지는 조사되지 않았다. 妊娠件數로는 275건으로 총임신건수 13,650건의 1.2%에 해당된다. 胎兒의 性을 식별한 275건의 임신 중 11.3%인 31건이 인공임신중절로 終結되었다. 人工妊娠中絶로 중결된 31건 중에는 아들로 판명된 경우는 단 3건에 불과하고 87.1%인 27건이 딸로 판명된 경우이다. 性 鑑別檢査 결과에 따른 人工妊娠中絶 비율을 보아도 아들로 판명난 경우의 인공임신중절 비율이 1.9%에 불과한데 비해서 딸로 판명난 경우는 31.4%이다(表 4-19 참조).

이들 태아의 성식별 후 인공임신중절을 한 31명의 부인들의 자녀 구성 자녀수가 3명이면서 아들이 없는 경우가 8건으로 가장 많았고 자녀수가

<表 4-19> 妊娠終結 狀態別 胎兒의 性鑑別 妊娠數

임신중결상태	총임신수	태아의 성별을 인식한 임신수				
		태아의 성별확인시 검사결과				
		계	아들	딸	쌍태아	모름
출생	13,650	227	154	56	1	16
인공임신중절	6,494	31	3	27	-	1
사산	157	1	1	-	-	-
자연유산	1,416	3	-	2	-	1
현재 임신중	377	13	11	2	-	-
계	22,094	275	169	87	1	18

資料: 문현상 외, 앞의 책, 1988.

1명 또는 2명이면서 아들이 없는 경우가 각각 6건씩을 차지해서 총 31건 중에서 2/3인 20건이 아들이 없는 부인들에 의한 것으로 밝혀졌다. 또한 아들로 判明되고 人工妊娠中絶을 한 경우도 3건이 있는데 이는 딸을 원하기 때문인지 아니면 태아에게 異常이 있었기 때문인지는 분명하지 않다.

또 한 가지 언급하고자 하는 것은 조사상의 漏落 可能性이다. <表 4-19>에 의하면 性鑑別 결과가 아들, 딸에서 약 2:1의 차이를 보이고 있어서 태아의 성비가 높다는 점을 감안하여도 딸로 판명된 경우의 상당수가 조사에서 漏落되었을 가능성이 있다. 1985년 이후부터 出生性比가 높아진 대만에서도 주된 이유가 성감별을 통한 人工妊娠中絶에 의한 것이라고 판단되는데 1991년도 대만의 KAP조사에서 11,780명의 조사대상자 중에서 83명이 융모막 검사(Chorionic villi sampling)를 한 경험이 있다고 응답하였으며 이들 임신 중 72%가 아들의 出産으로 終結되었다고 보고하고 있었다(Chang, 1994). 이 경우 단정적으로 말하기는 어렵지만 檢査를 한 후 딸로 판명되어 人工妊娠中絶로 종결한 경우의 상당수가 調査 方法論上 또는 고의로 누락되었을 가능성을 排除하지 않을 수 없다.

1991년 出産力 및 家族保健實態調査에서는 성감별 및 인공임신중절에 대한 態度를 調査하였는데, 만약에 태아의 성을 감별해서 성이 아들이건 딸이건 원치 않는 성일 경우에 人工妊娠中絶을 하겠느냐는 질문에 대하여 人工妊娠中絶 有經驗者의 31.6%, 無經驗者의 24.8%가 하겠다는 응답을 하였다. 市部에 비해 郡部에서, 年齡이 많아질수록 그리고 子女數가 많을수록 하겠다는 응답 비율이 높았다(공세권 외, 1992:194).

자녀 성구성에 따른 態度의 差異를 보면 자녀수가 1~3명인 경우에는 딸만 두고 아들이 없는 부인들이 아들이 있는 부인들에 비해서 해야 한다는 응답비율이 높게 集計되었다(表 4-20 참조). 그러나 자녀수가 4명일 때는 해야한다는 응답이 아들만 4명인 부인이 60%로서 딸만 네 명을 둔 부인의 47%보다 높았다. 이는 質問에 대해서 딸만 둔 부인이 또 딸을 임신한 경우를 假定하고 응답을 했다면 아들만 가진 부인은 또 아들을 임신했을 경우를 염두에 두고 응답을 한 것으로 유추되는데, 과거와 같이

<表 4-20> 15~49歲 既婚婦人의 胎兒 性鑑別 結果 원치 않는 性일 경우
人工妊娠中絶 與否에 대한 態度

자녀수	아들수	해야한다	안된다	모르겠다	계(N)
1	1	19.3	71.9	8.8	100.0(792)
	0	22.6	69.9	7.5	100.0(610)
2	2	27.0	63.6	9.6	100.0(989)
	1	27.2	62.3	26.6	100.0(1753)
	0	32.8	57.5	9.7	100.0(501)
3	3	37.2	52.5	10.3	100.0(157)
	2	32.4	58.1	9.5	100.0(540)
	1	35.9	54.2	9.8	100.0(660)
	0	41.0	52.5	6.6	100.0(112)
4	4	59.6	40.4	-	100.0(23)
	3	40.5	52.3	7.3	100.0(97)
	2	44.2	45.5	10.2	100.0(179)
	1	35.5	54.4	10.1	100.0(185)
	0	46.7	45.4	8.0	100.0(38)

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

아들만을 원하는 것이 아니라 아들과 딸을 골고루 키우고 싶어하는 近代
化된 欲求를 엿볼 수 있게 한다.

第5章 男兒選好와 性比不均衡의 諸 側面

제5장에서는 男兒選好와 性比 不均衡이 갖는 여러 가지 의미를 논의하고자 한다. 성비를 變化시키기 위해 어떤 방법을 사용하느냐에 따라서 이것이 갖는 여러 가지 意味도 달라지는데 우리 나라는 選別的인 人工妊娠中絶과 選別的 避妊使用에 의해 性比 不均衡이 야기되고 있어 이를 중심으로 人口學的 側面, 社會的 側面, 保健的 側面, 및 倫理的 側面에 대해서 논의하기로 하겠다.

1. 人口學的 側面

出生性比의 증가는 人口學的 측면에서 두 가지 흥미로운 의문을 제기한다. 첫째로 男兒 選好 및 人爲的인 性 調節로 인해 子女數에 어떤 영향을 미치는가 하는 것이고 두번째는 選別的 人工妊娠中絶로 인해 어느 정도의 女兒 胎兒가 中絶 되었느냐는 것이다.

1) 出産力에 미치는 影響

남아 선호가 出産力에 미치는 影響에 대해서는 남아 선호가 出産力 수준 증가에 肯定的으로 작용하는가와 否定的으로 작용하는가의 두 가지로 나뉘볼 수 있다. 남아 선호가 出産力 증가에 肯定的으로 작용한다고 보는 것은 男兒選好思想이 한국 사회에서 出産力 減少를 지연시키는 役割을 하였으며 앞으로도 출산력 감소와 현상 유지에 장애 요인으로 作用할 것으로 보는 것이다. 두번째로 남아 선호가 원하는 아들수를 達成한 부인들이 딸수와는 관계없이 더 이상의 자녀를 원하지 않게 됨으로써 出産力

증가에 부정적인 요인으로 작용하게 되리라고 보는 것이다. 한편에서는 이 두 가지 입장에 대해서 高出産水準과 低出産水準으로 구분해서 中立의인 입장을 취하고자 하는 경우가 있다(Arnold, 1985). 즉 고출산 수준에서는 부부들이 원하는 자녀수를 달성하는 과정에서 무작위 生理的 過程에서 적정수의 아들을 두게 됨으로써 男兒 選好와 出産力의 관계는 미약하나, 이와 달리 저출산 수준에서는 소수의 원하는 자녀수의 한도 내에서 適正 아들을 갖지 못하게 될 때 아들을 갖기 위해서 원하는 자녀수를 넘어서 자녀수를 증가시키므로써 男兒 選好가 出産力 증대에 중요한 역할을 하게 된다고 보는 것이다.

일반적으로 男兒選好는 피임실천율을 줄이고 理想子女數와 총출생아수를 증가시킨다. 한편 初婚年齡과 사회학적 변수들은 출산력에 미치는 직접적인 영향력은 미미하나 남아선호를 減少시켜 피임실천율의 증가와 이상자녀수 및 총출산을 감소에 기여하는 것으로 나타나고 있다.

성선택이 가능한 경우 性比의 不均衡을 초래하게 되지만 희망하는 자녀의 성에 만족하는 경우 단산에 돌입하게 마련이기 때문에 性 選別的 出産은 出産水準을 낮추는 요인이 된다고 본다(김태현, 1993). 홍영표(1965)는 성비가 높은 지역일수록 母兒比率이 높다는 결과를 제시하고 있으나 이는 오늘날에서와 같이 성감별이 불가능했던 시대에 있어서는 반복적인 출산으로 자녀의 성에 대한 욕구를 충족할 수밖에 없었던 사실에 기인된다.

여기서는 子女 性構成에 따른 다음 출산으로의 진행여부 및 출산 수준에 미치는 영향에 대해서 알아보려고 하였다.

(1) 出生進도에 미치는 影響

먼저 1985, 1988, 1991년도 出産力 조사에서 조사된 家口 單位에서의 자녀 수 및 성구성별 追加子女에 대한 態度가 <表 5-1>에 제시되어 있다. 연도별로 약간의 차이는 보이지만 자녀의 성구성이 추가자녀에 대한 態度에 影響을 주고 있음을 알 수 있다.

<表 5-1> 15~44歲 有配偶 婦人의 子女 性構成別 追加子女에 대한 態度

연도	자녀수	아들수	원치않음	출산예정	생각중	계(N)
1991 ¹⁾	1	1	45.5	43.6	10.9	100.0(731)
		0	27.2	60.4	11.7	100.0(554)
	2	2	96.5	2.3	1.2	100.0(891)
		1	97.1	1.3	1.6	100.0(1577)
		0	70.0	18.1	11.9	100.0(461)
	3	3	100.0	-	-	100.0(88)
		2	99.9	0.1	-	100.0(344)
		1	99.1	0.3	0.6	100.0(503)
		0	83.4	8.2	8.4	100.0(91)
1988 ²⁾	1	1	61.2	34.2	4.6	100.0(696)
		0	39.4	56.0	4.6	100.0(456)
	2	2	99.1	0.7	0.2	100.0(865)
		1	99.2	0.7	0.1	100.0(1504)
		0	80.9	12.8	6.3	100.0(375)
	3	3	100.0	-	-	100.0(139)
		2	99.8	0.2	-	100.0(518)
		1	99.3	0.2	-	100.0(506)
		0	90.4	8.0	1.6	100.0(120)
1985 ²⁾	1	1	53.4	33.0	3.6	100.0(672)
		0	27.9	57.7	4.4	100.0(440)
	2	2	98.7	0.6	0.7	100.0(765)
		1	96.7	1.0	2.2	100.0(1302)
		0	70.1	18.2	11.7	100.0(403)
	3	3	99.5	0.5	-	100.0(187)
		2	100.0	-	-	100.0(705)
		1	98.9	0.5	0.6	100.0(625)
		0	84.4	10.3	5.3	100.0(144)

資料: 1) 공세권 외, 앞의 책, 1992.

2) 문현상 외, 앞의 책, 1989.

자녀의 성구성이 태도뿐 아니라 실제 다음 出産으로의 進行 與否에 영향을 준은 <表 5-2>를 통해서도 알 수 있다. 이 表는 1991년 출산력 조사 자료에 의한 子女數 및 성구성별 다음 출생으로의 進行 및 멈춤에 대한 百分率은 제시한 것이다. 자녀수별로 全體婦人 및 斷産婦人 모두에서 딸만 가지고 있는 부인들이 다음 출산으로의 進行 比率이 다른 부인에 비해 각각 상대적으로 높음을 알 수 있다. 전체 부인 중 두 자녀의 경우 아들이 있으면 다음 출산으로의 進行비율이 32~40% 程度이지만 딸만 둘인 부인은 62%가 다음 출산으로 進行한 것으로 조사되었고 追加 子女 不願 婦人의 경우는 30~38%에 비해 67%가 세번째 출산으로 進行한 것으로 나타났다. 자녀수가 3명인 부인의 네번째 출산으로의 進行比率도 딸

<表 5-2> 15~49세 기혼부인의 子女 性構成別 다음 出産으로의 進行 與否

출산 순위	자녀 성구성	전체		추가자녀불원		불임수술 수용	
		진행	멈춤	진행	멈춤	진행	멈춤
1	M	77.6	22.4	88.0	12.0	91.0	9.0
	F	81.7	18.3	93.1	6.9	95.5	4.5
2	MM	31.7	68.3	29.1	70.9	21.5	78.5
	MF	40.1	59.1	38.3	61.7	42.7	57.3
	FM	35.1	64.9	31.8	68.2	29.3	70.7
	FF	62.4	37.6	67.9	32.1	73.3	26.7
3	MMM	31.0	69.0	28.8	71.2	27.8	72.2
	MMF	31.5	68.5	29.0	71.0	31.8	68.2
	MFm	25.5	74.5	23.3	66.7	21.9	78.1
	FMF	42.6	57.4	40.3	59.7	39.1	60.9
	FMM	30.7	69.3	27.2	72.8	27.6	72.4
	FMF	48.5	51.5	44.7	55.3	49.7	50.3
	FFM	26.5	73.5	24.8	75.2	26.8	73.2
	FFF	68.0	32.0	68.2	31.8	70.0	30.0

資料: 한국보건사회연구원이 실시한 1991년 출산력 조사자료에서 산출.

<表 5-3> 出産進行에 관한 로그리니어 分析 : 全體 婦人

출생순위	모델		파라미터계수	Z값	Odds
2	[1]	B ₂	-.6873	-45.49	0.2544
		B _{2/1}	.0642	4.27	1.1370
		G ² =0 df=0 p=1.00			
3	[12]	B ₃	.1596	11.34	1.3760
		B _{3/1}	.1317	9.36	1.3013
		B _{3/2}	.1857	13.19	1.4497
		B _{3/12}	-.0948	-6.73	0.8273
		G ² =0 df=0 p=1.00			
	[1][2]	B ₃	.1631	11.63	1.3857
		B _{3/1}	.1348	9.61	1.3094
		B _{3/2}	.1865	13.28	1.4521
		G ² =76.7 df=1 p=3-E-11			
4	[12][23]	B ₄	.2649	11.54	1.6986
		B _{4/1}	.1183	5.13	1.2670
		B _{4/2}	.0415	1.80	1.0865
		B _{4/3}	.2256	9.90	1.5702
		B _{4/12}	-.0274	-1.19	0.9466
		B _{4/23}	-.1186	-5.21	0.7888
		G ² =24.3 df=2 p=.000			
	[12][13]	B ₄	.2605	11.32	1.6837
		B _{4/1}	.1035	4.49	1.3099
		B _{4/2}	.0566	2.45	1.1198
		B _{4/3}	.2290	10.13	1.5809
		B _{4/12}	-.0231	-.99	0.9548
		B _{4/13}	-.1188	-5.25	0.8880
		G ² =23.9 df=2 p=.000			

<表 5-4> 出産進行에 관한 로그리니어 分析 : 追加子女 不願 婦人

출생순위	모델	파라미터계수	Z값	Odds
2	[1]	B ₂	-1.1318	-45.94
		B _{2/1}	.0677	6.81
		G ² =0 df=0	p=1.00	
				0.1040 1.3985
3	[12]	B ₃	.1736	11.08
		B _{3/1}	.1697	10.84
		B _{3/2}	.2405	15.36
		B _{3/12}	-.1365	-8.72
		G ² =0 df=0	p=1.00	
	[1][2]	B ₃	.1859	12.02
		B _{3/1}	.1722	11.08
		B _{3/2}	.2371	15.24
		G ² =76.7 df=1	p=5.E-7	
				1.4151 1.4041 1.6177 0.7611
4	[12][23]	B ₄	.3185	12.30
		B _{4/1}	.1227	4.70
		B _{4/2}	.0514	1.98
		B _{4/3}	.2322	9.01
		B _{4/12}	-.0447	-1.71
		B _{4/23}	-.1277	-4.96
		G ² =22.2 df=2	p=.000	
	[12][13]	B ₄	.3139	12.06
		B _{4/1}	.1017	3.91
		B _{4/2}	.0731	2.79
		B _{4/3}	.2398	9.44
		B _{4/12}	-.0456	-1.55
		B _{4/13}	-.1281	-5.04
		G ² =21.3 df=2	p=.000	
				1.8908 1.2781 1.1083 1.5911 0.9145 0.7746
				1.8735 1.2256 1.1574 1.6154 0.9220 0.7740

만을 4명을 둔 부인들이 區分에 관계없이 68~70%로 아들을 둔 부인에 비해 상대적으로 높다.

본 연구에서는 이와 같은 자녀 성구성에 따른 다음 出生으로의 진행을 보다 명확하게 하고자 全體 婦人과 追加 子女 不願 婦人에 대해서 로그리니어 分析을 실시하였다. 자녀의 성은 아들을 1, 딸을 2로 주고 出産을 진행하면 1, 멈추면 0을 주어서 분석하였다. 따라서 나타난 數値는 아들 일 경우에 出産을 멈출 對比가 된다.

<表 5-5> 子女數와 性構成別 出生을 멈출 對比

출생순위	모델	자녀 성구성	전체	추가자녀 불원
2	[1]	M	0.2893	0.1454
		F	0.2237	0.0744
3	[12]	MM	2.1475	2.4464
		MF	1.4930	1.6138
		FM	1.8529	2.2143
		FF	0.6034	0.4742
4	[12][23]	MMM	2.7415	3.0187
		MMF	1.7871	1.9874
		MFm	4.1654	4.8977
		MFF	1.0512	1.1601
		FMM	1.9059	2.2097
		FMF	1.2424	1.4547
		FFM	2.3251	2.5074
		FFF	0.9430	0.5943

분석은 모델의 適合度가 매우 낮기는 하지만 아들을 낳으면 다음 出産로의 진행이 멈춰질 對比가 높음을 알 수 있다. <表 5-5>는 로그리니어 分析에 의한 자녀 성구성별 다음 출생을 멈출 對比를 算出한 것이다. 적합도의 有意性이 낮아 두번째 및 세번째 出産으로의 진행은 飽和모델을 사용하였고 네번째 출산으로의 진행에서는 [12][23] 모델을 적용하였다. 전체 부인의 경우에 자녀수가 둘일 때는 딸만 두었을 때 다음 出産으로

의 進行하지 않고 단산할 對比가 .6034로 매우 낮고, 세자녀일 때도 .0943으로 아들이 있는 경우에 비해 상대적으로 낮다. 추가자녀 불원 부인의 경우에는 이와 같은 격차는 더욱 심하게 나타나고 있다. 이 表에서는 또 자녀수에 관계없이 마지막 자녀의 성이 딸이면 아들에 비해서 다음 出産으로 進行하지 않을 비율이 낮음도 알 수 있다.

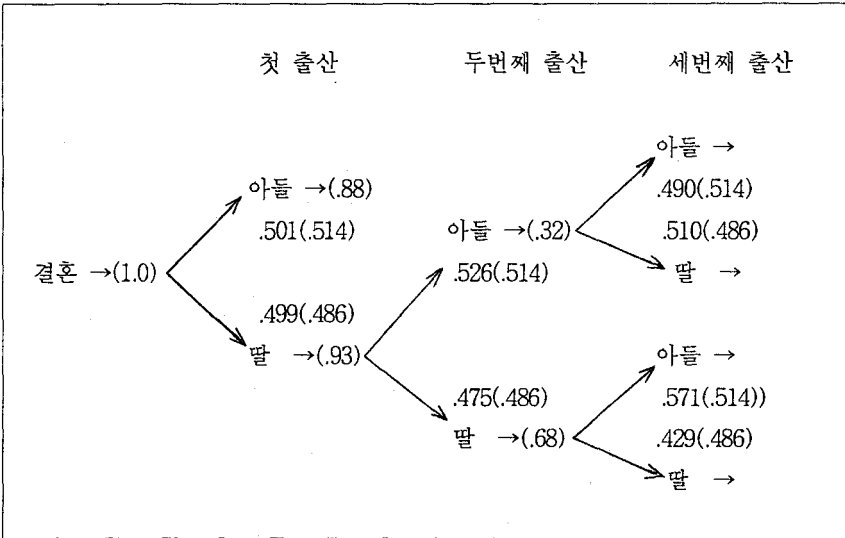
(2) 出産 水準에 미치는 影響

만약에 부모가 원하는 수만큼의 아들과 딸, 또는 원하는 수의 아들을 낳을 때까지 出産을 계속한다면 性 選好는 出産水準 低下의 저해 요인으로, 이론적으로 두 아들을 둘 때까지 出産을 할 경우 평균 기대자녀수는 3.88이 된다(Sheps, 1963).

본 연구에서는 실제 男兒選好나 性鑑別에 의한 選別的 出産이 出産力에 미치는 영향을 파악하기 위해서 결혼한 모든 부인이 적어도 1명 이상의 자녀를 갖는다고 假定하였고 또한 자녀수도 네자녀까지로 제한해서 出生 進行에 따른 과정의 추적을 통해 평생 출생아수를 算出하고자 하였다. 우리의 조사 자료는 앞에서 논의한 바와 같이 子女의 性構成에 따라 다음 출산으로의 進行 및 다음 出生兒의 성이 차이를 보이고 있다. 따라서 기존 자료는 性選好 및 性鑑別에 의한 성선택이 작용한 것으로 보았으며, 여기에서 다음 出産으로의 進行 비율을 출산순위별로 자녀 성구성에 따른 차이 진행비율 중 가장 낮은 진행비율을 일정하게 適用하여 남아선호 태도를 제거하였고 또한 정상 出生性比 .514 : .486으로 대치함으로써 出産에서의 성선택적 요인을 除去하였다. 정상성비는 출산이 성식별 없이 이루어졌음을 의미한다(Arnold, 1985; Park, 1986).

예를 들어서 딸-딸-아들의 순으로 출산한 경우 첫번째 출산에서 딸을 낳을 확률 .499, 딸을 낳고 두번째 출산으로 진행할 확률 .93, 두번째 출산으로 진행한 경우 두번째 출산에서 딸을 낳을 확률 .475, 딸-딸을 낳고 세번째 출산으로 진행할 확률 .68, 이들 중 아들을 낳을 확률 .571, 아들

을 낳고 斷産할 확률 .75를 모두 곱한 것이다. 性選擇을 除去하기 위해서는 아들 및 딸을 낳을 확률을 .514 : .486으로 固定시켰고 남아선호를 제거하기 위해서는 다음 出産로의 進行 比率을 각 출산순위별로 자녀구성별로 볼 때 가장 낮은 出産 進行率을 동일하게 적용하였다(圖 5-1 참조).



註: 다음 출산으로의 최소 진행 비율은 두번째와 세번째가 각각 .88, .29임

<圖 5-1> 追加子女 不願 婦人의 出産進行 模型

이와 같은 방법으로 각 子女 性構成別 出生 確率을 산출하고 이 확률에 다 각 출생아수를 곱하여 더한 것이 총 출생아 수가 되는 것이다. 각각 條件에 따른 출생아 수는 <表 5-6>과 같다.

결과를 보면 남아선호만을 제거하면 특히 세번째 이상의 출산은 감소해서 出産水準을 낮추나 성 선택적 출산은 별 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 전체 부인의 경우나 追加子女 不願 婦人의 경우나 거의 차이가 없었다. 이는 성감별에 의한 性選擇이 별 작용을 하지 않기 때문

<表 5-6> 子女數와 性構成別 期待 頻度 : 追加子女 不願 婦人

자녀수	성구성	조사결과	성선택 없음	성식별 없음
1	M	0.06480	0.03502	0.06180
	F	0.03128	0.04850	0.03110
	계	0.09608	0.06800	0.09242
2	MM	0.16913	0.16548	0.16548
	MF	0.14601	0.15584	0.13561
	FM	0.14649	0.15584	0.15876
	FF	0.06867	0.14676	0.07037
	계	0.53030	0.62392	0.52526
3	MMM	0.02625	0.02665	0.02490
	MMF	0.02312	0.02510	0.02339
	MFm	0.03789	0.02510	0.03325
	MFF	0.02479	0.02364	0.02454
	FMM	0.01825	0.02510	0.02775
	FMF	0.02391	0.02364	0.01985
	FFM	0.05761	0.02364	0.05780
	FFF	0.02189	0.02226	0.02296
	계	0.23370	0.19513	0.23444
4	MMMM	0.00637	0.00420	0.00519
	MMMF	0.00425	0.00395	0.00489
	MMFM	0.00424	0.00395	0.00492
	MMFF	0.00520	0.00372	0.00463
	MFMM	0.00673	0.00395	0.00520
	MFMF	0.00478	0.00372	0.00490
	MFFM	0.00898	0.00372	0.00839
	MFFF	0.00745	0.00351	0.00790
	FMMM	0.00419	0.00395	0.00534
	FM MF	0.00263	0.00372	0.00503
	FMFM	0.00874	0.00372	0.00827
	FMFF	0.01059	0.00351	0.00778
	FFMM	0.00921	0.00372	0.00971
	FFMF	0.00959	0.00351	0.00915
	FFFM	0.02681	0.00351	0.02536
	FFFF	0.02014	0.00330	0.02388
	계	0.13990	0.05967	0.14054

<表 5-7> 子女數와 性構成別 期待頻度 : 全體 婦人

자녀수	성구성	조사결과	성선택 없음	성식별 없음
1	M	0.11693	0.09425	0.11536
	F	0.08747	0.09849	0.08876
	계	0.20440	0.18300	0.02041
2	MM	0.14725	0.14037	0.14037
	MF	0.11331	0.13219	0.11610
	FM	0.16246	0.13219	0.13244
	FF	0.05271	0.12449	0.07226
	계	0.47573	0.52920	0.46617
3	MMM	0.02416	0.02511	0.02326
	MMF	0.02304	0.02364	0.02174
	MFM	0.03136	0.02364	0.02982
	MFF	0.01938	0.02228	0.02164
	FMM	0.03538	0.02364	0.02556
	FMF	0.01896	0.02228	0.01789
	FFM	0.04868	0.02228	0.04539
	FFF	0.00960	0.02077	0.01861
	계	0.21056	0.18384	0.20391
4	MMMM	0.00626	0.00443	0.00358
	MMMF	0.00459	0.00417	0.00507
	MMFM	0.00469	0.00417	0.00515
	MMFF	0.00590	0.00393	0.00485
	MFMM	0.00654	0.00417	0.00526
	FMFM	0.00312	0.00393	0.00495
	MFFM	0.00791	0.00393	0.00827
	MFFF	0.00647	0.00370	0.00779
	FMMM	0.00878	0.00417	0.00583
	FMMF	0.00690	0.00393	0.00549
	FMFM	0.00870	0.00393	0.00868
	FMFF	0.00916	0.00370	0.00817
	FFMM	0.00863	0.00393	0.00843
	FFMF	0.00892	0.00370	0.00794
	FFFM	0.01132	0.00370	0.02037
	FFFF	0.00908	0.00348	0.01918
	계	0.11697	0.06293	0.13081

이라기 보다는 相殺 效果를 갖기 때문인 탓으로 풀이할 수 있다. 일반적으로 계속 출산할 것을 아들을 낳음으로써 멈추게 되므로 出産力 減少에 寄與한다고 볼 수가 있다. 그러나 아직까지는 전체 출생수의 7~8% 수준에 지나지 않은 세번째 이상의 출산에서 성감별에 의한 性 選別的 出産이 나타나고 있으므로, TFR이 1.6인 상황에서는 딸만 둔 부인이 아들을 낳을 가능성이 불확실하면 斷産할 가능성이 높다고 하겠다. 그러나 태아 성감별을 통해 확실하게 아들 낳기를 保障 받을 수 있다면 추가로 자녀를 더 낳게 됨으로 出産力 증가에 영향을 줄 수가 있다. 따라서 결과적으로는 이 두 효과가 相殺되어서 出産 수준에는 별 영향을 미치지 않는 것으로 나타나는 것으로 판단된다.

사실 <表 5-6>을 보면 딸만 둘인 FF는 성선택 태도가 없다면 약 두 배 정도가 될 것이지만 성식별의 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 그러나 딸만 넷인 FFFF 비율은 남아선택이 없다면 실제보다 매우 감소될 것으로 나타났고 여기서도 성식별에 의한 효과는 미미하였다. 그러나 앞으로 우려하는 바와 같이 性鑑別이 빠른 出産順位에서도 나타나게 된다면 이로 인한 出産力 減少效果는 보다 확실하게 나타날 것으로 생각된다.

<表 5-8> 性選好와 性鑑別이 出産水準에 미치는 影響

성선택 및 성감별	출산 자녀수	
	추가자녀 불원부인	전체부인
성선택 및 성식별 있음(조사결과)	2.417	2.255
성선택 태도가 없다고 가정	2.139	2.045
성식별은 없다고 가정	2.419	2.261

한가지 유의할 점은 이 모형에서 提示된 것은 절대적 수준이라기 보다는 자녀수와 출산순위의 相對的인 水準이다. 여기서는 모든 부인이 임신 가능하다고 가정했기 때문에 絶對値는 이것보다 약간 낮을 것이다. 한편

이 모형은 부인당 최대 자녀수를 4명으로 가정했기 때문에 결과가 약간 낮게 推定되었을 것이다. 태아의 성식별을 통한 성 선별적 人工妊娠中絶은 1985년경에 普遍化됨에 따라 이들 부인이 젊은 부인들보다 선별적 人工妊娠中絶에 적게 露出되었을 것이다. 그러므로 선별적 人工妊娠中絶이 出産力에 미치는 실제 影響力은 여기 제시된 것보다 클 것이다. 그러나 현재로서는 性選擇技術이 出産力에 미치는 영향은 보통이라고 생각해야 할 것이다.

결과적으로 性選擇태도는 추가자녀 불원 부인이 2.42 - 2.14로 0.28, 전체로는 2.26 - 2.05로 0.21의 차이를 나타내서 각각 약 10% 내외의 出産增加 효과가 있는 곳으로 나타났으나 성식별에 의한 차이는 없었다. 性選擇에 의한 차이는 1974년 및 1979년 조사 자료 분석에서도 추가자녀 불원 婦人の 경우 性選擇가 없다고 가정한 경우가 조사자료와 比較해서 9.5%, 11.0%의 차이를 보여(박재빈·조남훈, 1984), 1991년 자료에서도 이와 類似한 水準으로 나타나 사회적 性選擇 풍토에 큰 변화가 없음을 알 수 있다. 또한 이는 35~44歲 부인을 대상으로 한 박재빈과 조남훈의 연구(Park & Cho, 1993)와도 일치하고 있다.

2) 性選擇的 人工妊娠中絶의 推定

두번째 질문은 선별적 人工妊娠中絶으로 인해서 딸로 판명된 胎兒의 중절 건수가 얼마나 되는가? 하는 점이다. 이에 대해서는 정확한 실태조사가 현실적으로 어렵다. 1988년 出産力 실태조사에서 조사된 胎兒 성감별을 통한 人工妊娠中絶數는 1885~1988년 조사 시까지 같은 기간의 총 출생아수의 0.2%에 지나지 않게 미미한 것으로 나와 있어 이를 가지고는 최근의 深化되고 있는 출생성비의 불균형을 설명할 수가 없다. 그러므로 이 수의 推定은 남아와 여아의 사망률이 동일하다고 가정하고 성비가 正常水準일 경우의 남아 및 여아의 출생아 수와 관찰치간의 차이에 따라서 推計하는 방법을 사용하는 수밖에 없다.

본 연구에서는 人口動態 申告 資料를 이용하여 남아의 출생수를 고정시켜 정상 출생성비로 男兒人口數를 나누고 여기서 관찰된 여아수를 빼는 방법을 사용하여 1985~1992년간의 推定値를 계산하였다. 그 결과 8년간 性鑑別로 女兒로 판명되어 人工妊娠中絶에 의해 종결된 임신 건수는 147,856건으로 같은 기간에 태어난 총출생여아수의 6.0%에 수준에 이르고 있으며 年平均으로는 18,482건으로 계산된다. 그러나 연도별로는 출생성비가 116.9를 기록했던 1990년이 30,131건으로 가장 많아서 연간 출생 여아수에 10%에 이르는 등 해마다 조금씩 다른 모습을 보이고 있다(表 5-9 참조).

<表 5-9> 胎兒性鑑別에 의해 의한 選別的 人工妊娠中絶 件數 推計:
1985~1992

연도	출생아수		성비 106시 추정여아수 ²⁾	추계치	
	남아수	여아수 ¹⁾		건수 ³⁾ (1-2)	비율(3/1)
1985	343,230	313,556	323,802	10,246	3.3
1986	335,832	300,464	316,823	16,359	5.4
1987	324,328	297,774	305,970	8,196	2.8
1988	335,001	295,346	316,039	20,693	7.0
1989	335,663	299,774	316,663	16,889	5.6
1990	346,841	297,077	327,208	30,131	10.1
1991	371,348	329,473	350,328	20,855	6.3
1992	379,438	332,849	357,960	25,111	7.5
계	2,771,681	2,466,313	2,614,739	148,480	6.0

資料: 통계청, 『인구동태통계보고』, 1992.

성감별에 의한 人工妊娠中絶 건수에 대한 기존 연구는 모두 1993년 이후에 이루어진 것으로 3개를 들 수 있는데, 먼저 박재빈과 조남훈(Park & Cho, 1993)이 인구총조사 자료를 이용하여 1986~1990 기간 중 정상 성비를 106으로 할 때 人工妊娠中絶 件數가 총 76,000건으로 연간 15,000건인데, 이는 연간 출생 여아수의 5%에 해당된다는 結果를 제시한 바 있다.

또한 조남훈과 안남기(Cho & Ahn^b, 1993)는 선별적 인공임신중절이 여아에 국한되어 일어나고 있으며 정상출생 성비를 106이라고 가정할 때 1990년 人工妊娠中絶數를 약 3만건으로 추정하고 있다¹⁾. 이 연구에 의하면 1986~1990 기간 중에는 총 98,200건으로 연평균 19,640건에 이르며, 1989~1991 기간에는 총 70,717건으로 연평균 23,570건에 이르는 선별적 인공임신중절이 시행되고 있다고 하였다.

김태현과 주학중(1994)은 역으로 여아 출생수를 고정시킨채 정상 성비를 적용하여 남아의 過剩出生數를 산출하고, 여기에 다시 정상 출생성비를 적용하여 이 중 48.5%가 女兒이기 때문에 人工妊娠中絶을 거쳐 다시 妊娠된 것이라고 假定하는 방식으로 1989년부터 3년간 67,900건으로 연평균 22,630件의 성감별에 의한 人工妊娠中絶이 있었다고 추계하였다.

이와 같은 여러 가지 추정결과를 볼때 출생성비가 급격히 증가된 1990년 이래 발생하는 선별적 人工妊娠中絶 건수는 약 25,000건 내외로 추정되고 있으나 그 동안 급격히 저하된 영아사망률, 특히 여아의 영아사망률 감소를 감안한다면 선택적 인공임신중절 건수는 그 이상을 상회할 것으로 판단된다.

2. 社會的 側面

높은 출생성비로 인한 사회적 문제의 대부분은 짝짓기 과정에서의 성공 및 실패에 의한 것이다. 모든 세상사에서 음과 양의 조화는 자연의 섭리이다. 사람의 경우도 남녀가 조화를 이루는 것이 가장 자연스럽고 평화유지에 기본이 되므로 이것이 원만하게 이루어지지 않을 때 갖가지 사회 문제가 발생하게 되는 것이다.

1) 산출공식은 $SA = T(r-n)/n(1+r)$ 이며, 여기서 SA는 성 선별적 인공임신중절건수, r은 실제 출생성비, n은 정상 출생성비, T는 연간 총출생수임.

출생성비가 높은 가운데서 태어난 사람들이 가장 먼저 경험하는 社會的 問題는 아마도 幼稚園이나 國民學校 저학년에서 대개는 남녀로 맞추는 짝이 맞지 않는다는 점일 것이다. 우리 주위에서 다른 친구들은 모두 예쁜 여자 짝을 갖는데 몇몇 남자 어린이는 남자들끼리 짝을 해야 하는 마음의 작은 상처를 받게 되는 일을 흔히 볼 수 있다.

1993년 4월 1일을 기준으로 국민학교 학생의 학년별 성비는 국민학교 1, 2학년이 109이고 3학년이 108이다(表 5-10 참조). 반면에 4~6학년은 105~106 수준이다. 이는 물론 지역이나 학교에 따라서 차이를 보일 것이겠지만, 국민학교 1~3학년생은 1985년 이후에 출생한 아이들이다. 출생성비가 106으로 정상 수준을 유지하더라도 국민학교에서 몇몇 남자 어린이는 남자 짝을 할 수밖에 없는 데 출생성비의 불균형으로 이같은 현상이 더욱 심화된 것이다. 이같은 현상은 出生性比가 116.9에 달했던 1990년에 태어난 아이들 사이에서 가장 심각할 것이다. 여자 짝을 갖고 싶어 하는 남자 아이의 순수하고 소박한 욕심에 대한 작은 마음의 상처는 사회 문제라고까지 할 것은 없지만 男女의 不調和가 인격 형성 과정에서 否定的으로 작용함은 분명할 것으로 사료된다.

<表 5-10> 國民學校 學生의 學年別 性比

학년	전체학생수	남학생수	여학생수	성비
1	622693	324883	297810	109.1
2	649072	338568	310504	109.0
3	653091	339156	313935	108.0
4	742093	383256	358834	106.8
5	818592	422012	396580	106.4
6	850711	436738	413973	105.5

資料: 교육부, 『교육통계연보』, 1993.

그러나 출생성비의 증가에 대한 가장 보편적인 社會的 念慮는 앞으로의

결혼에서의 新婦 不足現象이다. 신문이나 잡지에서는 성비 증가로 인한 신부의 부족현상을 선정적으로 報道하고 있다. 특히 農村의 경우 젊은 사람들이 취업이나 삶의 질적 향상을 위해 都市로 移動해 버렸기 때문에 농촌의 성비 불균형은 농촌 총각이 장가가기 어려움으로 표현될 만큼 심각한 지경이므로 실제 많은 사람들이 이와 같은 狀況에 대해 憂慮를 표시하고 있다.

배우자의 선택은 매우 복잡한 문제이지만 統計를 보면 결혼시 남녀의 연령 차이가 매우 일정한 것을 알 수 있는데, 만약에 年齡만이 유일한 選擇基準이고 현재의 평균연령 차이가 그대로 유지된다면 앞으로의 짝짓기에서의 不均衡은 쉽게 추정할 수 있다. 만약에 사망이 없다고 가정한다면 1990년 현재 20~24歲 남자는 신부를 찾는 데 별 어려움이 없을 것이다. 그러나 1990년 현재 15~19歲 男子 중에서 상당수가 연령에 맞는 新婦를 選擇하지 못할 것이고, 적절한 연령대에서 짝짓기에 실패한 남자가 그 다음 나이 어린 신부를 선택하게 된다면 연쇄적으로 10~14歲 남자들도 커서 같은 상황에 처하게 될 것이다. 현재로서는 1990년 현재 5~9歲 남자가 커서 20년 후에 현재 1~5歲 여자아이 중에서 신부감을 고른다고 할 때 가장 큰 어려움을 겪을 것으로 豫想된다. 2010년의 신랑감과 신부감의 성비가 무려 129 수준으로 신랑 129명 중 약 23%에 이르는 29명은 신부 부족으로 결혼하는 데 어려움을 겪게 될 전망이다(表 5-11 참조).

그러나 이같은 현상은 性 選擇보다는 出産力의 감소에 의해 더 빨리 야기되어 왔다. 해마다 출산수는 점점 더 감소하고 남자가 점점 더 젊은 女性을 배우자로 찾게 됨에 따라서 結婚 市場에서 剩餘 남성의 수는 점차 늘어나게 된다. 1990년 현재 11~15歲 여자가 胎兒였을 시기에는 性 選別的 人工妊娠中絶이 보편화되지 않았으나, 그러나 앞에서 본 바와 같이 結婚相對 연령층의 인구의 성비는 119가 된다. 사실 성 선택을 가능케 한 醫學的 技術에 의해 영향을 받을 첫번째 연령 집단이 1990년 현재 5~9歲 남자와 1~5歲 여자로서 이들의 성비는 128이나 된다. 이는 出産力 감소에 의한 것으로 성 선별적 人工妊娠中絶이 신부 부족현상을 惡化시키

기는 하였으나 그 역할은 出生率 감소 영향에 비하면 크지 않다.

<表 5-11> 年度別 結婚年齡 人口의 性比 : 1970~2021

연도	남자(25~29세)	여자(20~24세)	성비
1970	1,207	1,254	96.2
1975	1,290	1,504	85.8
1980	1,584	2,015	78.6
1985	2,093	2,089	100.2
1990	2,181	2,083	104.7
1991	2,316	2,312	100.2
1992	2,102	2,178	96.5
1993	2,090	2,204	94.8
1994	2,216	2,195	96.9
1995	2,184	2,155	101.3
1996	2,238	2,083	107.4
1997	2,287	2,006	114.0
1998	2,313	1,932	119.7
1999	2,303	1,893	121.7
2000	2,263	1,896	119.4
2001	2,194	1,930	113.7
2002	2,119	1,964	107.9
2003	2,045	1,974	103.6
2004	2,005	1,919	104.5
2005	2,009	1,823	110.2
2010	1,946	1,513	128.6
2015	1,694	1,550	109.3
2021	1,695	1,588	106.7

資料: 인구부문계획위원회, 『제7차 경제사회발전 5개년 계획 총량부문: 인구분야 계획』, 1991.

결혼연령의 性比의 不均衡은 결혼이 地域 및 階級에 따른 동질 집단에서 이루어 질 가능성이 높기 때문에 전체보다는 지역적으로라도 구분해 보아야 할 것인데 <表 5-12>에서 볼 수 있는 바와 같이 도시보다 농촌에서 더욱 더 심하다. 2000년의 지역별 결혼연령의 성비는 出生性比 不均

衡의 深化 이전에 출생한 사람들로 出産力 감소 및 인구 이동에 의한 것
이고 出生性比는 反映되지 않은 것이다.

<表 5-12> 地域別 結婚年齡 人口의 性比; 1985, 1990.

지역	남자 25~29/여자 20~24세		남자 25~39/여자 20~34세	
	1995	2000	1995	2000
전국	101.3	119.4	101.5	107.7
서울	99.2	118.6	99.6	107.9
부산	89.9	102.7	96.7	100.6
대구	96.1	100.3	99.9	106.7
인천	119.7	125.9	109.7	116.3
광주	93.1	89.9	95.7	100.9
대전	100.6	108.4	105.4	112.2
경기	109.3	125.1	104.5	109.4
강원	97.8	128.9	103.9	106.6
충북	78.9	97.5	93.0	88.6
충남	135.3	127.1	117.3	116.0
전북	86.5	129.2	95.2	105.6
전남	122.7	171.4	108.1	124.1
경북	89.7	128.5	97.7	103.5
경남	105.2	120.1	104.1	104.5
제주	101.6	129.2	97.4	109.5

資料: 통계청, 『1960-2000 시도별 인구추계』, 1994.

현재도 농촌에서 장가를 못 가는 노총각이 續出하고 있고, 그 타계책의 일환으로 중국에 自由化 물결이 도입되어 出入國이 수월해지자 중국에서 교포 처녀를 데려오기 시작했는데, 1993년 한 해 동안 597명 등 1991년 이래 94년 3월까지 모두 780건의 沿邊 처녀가 농촌 총각과 결혼한 것으로 집계된다(沿邊 朝鮮 자치구 섬외 혼인 등록 관리 판공실: 중앙일보 1994년 7월 22일자 12면). 이같은 중국에서의 교포 처녀 수입에는 中國 僑胞들이 결혼을 돈벌이 목적의 입국 수단으로 惡用하여 結婚 후 일정 기간이 지난 후에 신부가 사라지는 등 많은 社會的 問題를 야기하고 있는

실정이다. 앞으로 성비 불균형의 深化가 이 같은 현상을 더욱 더 심각하게 할 것으로 우려된다.

그러나 고세트와 키콜트(Gorssett & Kiecolts, 1991)는 성비 연구의 方法論的 問題로서 理論的 根據에 따른 다양한 성비의 사용이 바람직하다고 하면서 좁은 範圍의 性比보다는 廣範圍한 범주의 성비 비교가 보다 효과적이라는 주장을 한다. 결혼에서도 최근에 市部를 중심으로 연령상 동질적인 결혼을 選好하는 傾向이 나타나고는 있지만 우리 나라 사람들의 대부분이 여자에 비해 男子의 나이가 2~4년 정도의 年上을 이상형으로 보는 傾向이 강하고 실제 初婚平均年齡에 있어서도 연도별, 지역별로 별 차이를 보이지 않고 있다. 그러나 실제 결혼에서 제한된 연령의 성비가 높아져도 제한된 연령 범주안에서만 경쟁적으로 新婦를 선택하게 되는지는 疑問이다. 자연히 年齡의 선택 폭이 넓어질 것으로 예상된다. 따라서 여성연령 20~34歲, 男性年齡 25~39로 보다 廣範圍하게 잡아서 성비를 산출해 보면 特定 地域을 제외하고는 성비의 不均衡이 그리 심하지는 않은 것으로 보인다.

사실 결혼 배우자 선택에 있어서 年齡은 附隨的 要因이다. <表 5-13>에서 제시된 바와 같이 우리 나라 부부의 초혼 연령 패턴은 과거에 비해서 新郎新婦의 초혼연령은 높아지면서 이들의 年齡 差異는 조금씩이나마 줄어드는 傾向을 보이고 있다.

<表 5-13> 性別 平均 初婚 年齡의 差異 變化 推移: 1960~1990

연도	전국			시부			군부		
	남자	여자	차이	남자	여자	차이	남자	여자	차이
1960	25.4	21.6	3.8	26.8	22.8	4.0	24.9	21.0	3.9
1970	26.7	22.8	3.9	27.7	24.0	3.7	26.1	22.0	4.1
1980	27.3	24.1	3.2	27.4	24.3	3.1	27.3	23.5	3.8
1990	28.6	25.5	3.1	28.4	25.5	2.9	29.1	25.2	3.9

資料: 통계청, 『한국의 사회지표』, 1993, p.58.

따라서 이와 같은 상태가 계속된다면 한쪽에서는 結婚에 어려움을 겪기도 할지 모르나 그보다는 結婚 慣行의 변화가 올 것으로 예측된다. 신부 나이에 비해 신랑의 나이가 2~4세 많다는 전통적 결혼연령의 차이는 무너지고 夫婦간의 年齡 隔差가 큰 부부, 여자가 연상인 경우 등이 증가하면서 다양한 형태를 띠는 것으로 예상된다. 남성의 초혼 연령은 증가할 것으로 기대된다. 그러나 일반적으로 남성이 어린 여성들 가운데에로 選擇의 範圍를 확대하기 때문에 여성의 초혼연령은 낮아질 것으로 보지만, 다른 한편으로는 여성의 결혼 연령이 상승 趨勢에 있고 여성의 사회활동에 대한 參與의 慾求와 機會의 擴大로 결혼을 반드시 해야 하는가에 대한 態度에도 변화가 일고 있어서 앞으로의 예측을 어렵게 하는 要因이 된다. 여성들의 이런 추세가 변하지 않는다면 남성의 결혼에 대한 욕구와는 摩擦을 일으키면서 그렇지 않아도 모자라는 신부 부족현상을 더 惡化시킬 수도 있다.

<表 5-14> 婚姻形態의 變化 推移 : 1975~1990

신랑 - 신부	1975	1980	1985	1990
초혼 - 초혼	92.8	92.8	90.8	90.5
재혼 - 초혼	3.5	3.3	3.6	3.3
초혼 - 재혼	0.7	1.0	1.6	2.2
재혼 - 재혼	2.9	2.8	3.9	4.0
미상	*	0.1	0.1	*
계	100.0	100.0	100.0	100.0
(N)	(281,019)	(395,810)	(375,827)	(393,010)

註 : *는 0.1% 미만임.

資料: 통계청, 『인구동태통계연보』, 1980, 1988, 1992.

또한 女性의 再婚도 증가함과 동시에 여성의 再婚 및 再婚인 여성과 초혼인 남성의 결합에 대한 否定的 視覺에도 변화가 있을 것으로 기대된다. 혼인 신고는 발생 후 5년 經過까지의 累積 申告率이 97%이고, 3년까지

의 累積 신고율은 90%로 1980년 들어서 안정적 양상을 보이고 있다(이삼식, 1993). 그러므로 1990년 자료에의 信賴度는 조금 떨어지지만 전반적인 추세가 多樣化로 가고 있는데(表 5-14 참조), 성비의 증가는 이같은 경향을 더욱 부추길 것으로 생각된다. 한편 짝짓기가 원만하지 않을 경우 獨身을 선택하는 남성의 수도 증가할 수밖에 없을 것이다.

이와 같은 사회변화는 여성의 地位와 家族에도 영향을 주게 되는데, 대체로 남자가 많아지고 여자가 모자라게 되어서 결혼에서 여성의 입지가 강화되고 선택에서 優先權을 갖게 됨으로써 대우받으며 결혼을 하게 되어 女兒 選好時代가 올 것이라는 전망도 가능하다.

그러나 社會交換理論의 視覺에서 보면 성비의 증가가 여성에게 이런 분홍색의 기대만을 주는 것은 아니다. 이는 一時的 現象일 뿐 장기적으로는 여성에게도 그리 유리한 현상은 아니라는 것이다. 社會交換理論 시각에서는 성비의 불균형이 가족이나 여성에 미치는 長點이나 問題點을 두사람 사이에서 생기는 權力(dyadic power)과 構造的 權力(structural power)으로 설명한다. 일반적으로 供給이 많은 性은 相對 性에게의 의존도가 낮고 다른 사람도 쉽게 만날 수 있기 때문에 두 사람간에서 권력을 갖게 된다. 따라서 성비가 높으면 일단 여성을 높이 평가하고 여성은 主觀的 權力을 갖게 된다. 즉 성비가 높으면 여성의 결혼 및 出產 기능에서 높은 價値를 지니게 되어서 여성 지위 향상에 기여하는 면도 있고, 離婚의 減少에도 기여한다(Trent & Scott, 1989). 만약에 남자가 여성에게 접근하기 어렵게 되면 여성은 결혼 및 자녀 출산에 있어서 가치의 上昇이라는 이익을 볼 것이고 이것은 사회적 地位의 上昇을 가져오게 될 것이다. 그러나 이런 상태가 계속되면 전통적으로 構造的 權力을 가지고 있는 남성들은 이같은 상태를 개선하기 위해서 構造的, 組織的 統制를 가하게 된다. 따라서 여성의 政治, 經濟活動을 제한시키고 전통적인 여성의 역할을 강조하며 身體的 美나 純潔이 강조되는 二重的 性倫理가 나타나며, 여성은 職業 및 教育 追求가 감소되고 結婚을 통한 身分上昇을 도모하려는 경향이 강해진다. 또한 出產力은 증가하게 된다고 주장한다.

한편 실증적으로 이를 검증하기는 쉽지 않지만 짝짓기에 실패한 남성에 의한 포르노와 폭력, 특히 強姦이나 迫害와 같은 性과 관련된 強力 犯罪가 증가할 것이다(Ullman & Fidell, 1989). 남자의 同姓愛도 증가할 수 있고 따라서 AIDS의 증가 가능성도 있다. 특정 性의 過剩은 장기화하게 되면 남녀 모두에게 부정적인 영향을 주게 되는 것이다.

어쨌든 남자의 공급 과잉은 性倫理를 파괴하고 동시에 여성에게 전통적 역할을 강조하는 결과를 낳아 단기적으로 婚姻率, 유배우율, 출산율을 높이며 혼인연령을 낮추고 女性家口主의 減少, 離婚率의 減少를 가져오며 동시에 성관계 문란으로 인한 未婚偏父母家族의 增加를 야기한다고 본다(박경애, 1993).

한편 결과론적이기는 하지만 性選別 社會에서의 긍정적 측면이라고도 볼 수 있는 점은 바라지 않는 성의 자녀수를 줄일 수 있고, 선별적인 人工妊娠中絶은 여아에 대한 差別的 待遇 없이 원하는 아들의 出産을 가능케 할 것이므로 원하지 않는 성의 자녀에 대한 차별을 감소시킬 수 있다. 그러나 자녀의 性選擇 문제는 家族 關係 및 가족의 社會化 機能 측면에서 보면 아들 특히 장남, 외아들, 막내 아들인 경우 이들에 대한 부모의 愛着과 期待는 過剩 教育과 過保護로 이어질 수 있는데, 이같은 부모가 주는 여러 가지 惠澤이 개인의 사회화나 인격 형성에 반드시 긍정적으로 작용하는가 하는 점은 의문이다. 자녀수가 적을수록 자녀에 대한 부모의 태도가 온정적이고 한 자녀일 경우 특히 통제 정도가 약하다는 실증적 연구에서도 볼 수 있듯이 핵가족화 및 출산력 감소는 자녀의 인격 형성에 그리 바람직하지는 않다고 보는 시각이 지배적이다(서문희·홍문식, 1988). 이와 관련하여 低出産力 시대에서 아들 選好가 갖는 삶의 내용과 질적 측면에서의 의미에 대해 보다 심층적인 연구가 있어야 한다.

3. 保健 및 健康 側面

性鑑別에 의한 선별적 人工妊娠中絶에 따른 건강상의 문제는 性鑑別이

라는 의학적 행위에 따른 것과 人工妊娠中絶에 의한 것의 두가지 측면으로 나누어 볼 수 있다.

먼저 性鑑別 行爲 자체가 保健 측면에서 否定的인 요소를 갖고 있다. 胎兒의 性鑑別 방법에는 세가지가 있는데, 가장 초기에 가능한 것이 임신 9주 후에 가능한(중앙일보 1994년 7월 7일자 26면) 융모막 검사(Chorionic villi sampling)이다. 이 방법은 產母의 臍을 통해서 주사기로 胎兒의 융모막 일부를 採取하여 이를 배양, 胎兒의 성을 식별하는 것으로, 의학적으로 복잡한 기술을 요한다. 융모 채취시에 胎兒에 결정적인 損傷을 줄 수도 있다. 이 검사는 의료보험 급여 대상이 아니며, 검사비용은 70~100만원 정도에 이르는 것으로 알려지고 있다.

두번째 방법은 羊水檢査(Amniocentesis)로서 임신 16주부터 가능하다(중앙일보 1994 7월 7일자 26면). 注射器로 산모의 복부를 통해 양수를 採取, 이를 培養하여 성을 식별하는 것이다. 검사 비용 역시 胎兒의 性鑑別을 위한 경우에는 40~50만원을 받는 것으로 나타났다. 이 검사는 의료보험급여 대상으로서 선천성 대사이상 검사시 검사수가가 3,500원에 지나지 않으나 양수 채취 시에는 초음파와 並行해야 하고 또 培養도 해야 하므로 비용이 추가되어 20~30만원 정도가 되고 있다. 超音波 檢査費는 5~6만원 정도이고 보험 급여 대상이 아니다. 이 방법도 경우에 따라서는 위험하여 胎兒가 損傷되는 경우가 있다.

세번째 방법은 超音波 檢査(Ultrasonic techique)인데 비교적 저렴하고 간단한 방법이나 임신 4개월 이후에는 50%, 7개월은 90% 정도의 性判別이 가능하다고 하며 해독과정에도 풍부한 기술과 경험을 필요로 한다. 보통 綜合病院에서 5~6만원을 받고 있고, 흔히 동네 의원에서 1만원 내외의 비용으로 검사를 해주는데 이는 의료기기에 따라서 그 性能이 매우 다양한 까닭이다. 이 방법은 人工妊娠中絶을 위한 胎兒 性の 識別 방법이라기보다는 出産을 앞두고 胎兒의 성이 무엇인지에 대한 궁금증을 풀려는 경우에 많이 사용된다.

그러므로 실제로 人工妊娠中絶로 이어지는 성의 식별은 융모막 검사

(Chorionic villi sampling)와 羊水檢査(Amniocentesis)를 통하고 있다. 한 기사보도(월간중앙 미국판 17호, 1984)에 의하면 우리 나라에서 행해지는 羊水檢査의 90% 이상이 胎兒의 성을 알아보기 위한 것이라고 한다. 이들 검사는 醫學의 發達과 함께 검사시행 시기가 점차 당겨지고 있지만 胎兒 性檢査 자체도 경우에 따라서는 태아 건강에 치명적일 수 있다. 더욱이 이같은 性鑑別 검사는 대부분이 불법으로 개인 클리닉을 통해 이루어지고 있다.

이와 같은 胎兒 性鑑別을 통한 人工妊娠中絶도 모성 건강에 많은 부정적인 영향을 미친다. 人工妊娠中絶이 아무리 임신 초기에 행해진다고 해도 副作用이 많은데 태아 性鑑別을 통한 人工妊娠中絶은 상당한 妊娠期間이 지난 후에 이루어지는 것이 대부분이기 때문에 모성 건강에 대한 부담은 더 클 수밖에 없다. 人工妊娠中絶로 인한 여성의 罹患이나 死亡에 대한 구체적 자료는 없으나 상당한 위험성을 내포하고 있다. 우리 나라 부인들은 대체로 人工妊娠中絶이 피임방법의 하나인지 아닌지에 대한 인식은 낮다. 그러나 人工妊娠中絶이 건강에 주는 영향에 대해서는 건강에 지장을 준다는 응답을 한 부인이 93%에 이르렀다(공세권 외, 1993:189). 사실 人工妊娠中絶은 정도가 미미한 것부터 심각한 증상에 이르기까지 부작용을 동반하는 경우가 많다. 1988년 조사에 의하면 人工妊娠中絶의 부작용을 경험한 비율은 17%로서 부작용 내용으로는 하혈, 요통, 몸이 약해지고 쑤신다가 각각 25% 정도를 차지하고 이 외에도 腹痛, 炎蒸 등을 호소하고 있다(문현상 외, 1989:148).

4. 倫理的 側面

胎兒의 性鑑別과 人工妊娠中絶에 의한 성 선별적인 출산에 대해서 간과하기 쉬우나 그러나 가장 중요한 문제로 인식되어야 할 점은 이와 같은 醫療 서비스를 제공받고자 하는 수요자인 일반 국민과 이와 같은 醫療行

爲를 제공하는 공급자인 醫療人의 윤리적인 측면이다.

人工妊娠中絶에 대해서 우리 나라는 母子保健法에서 몇 가지 조건 하에서만 이를 허용하고 있다. 優生學的 事由로 본인 또는 배우자가 대통령령이 정하는 우생학적 또는 유전학적 정신장애나 신체질환이 있는 경우, 본인 또는 배우자가 대통령령이 정하는 전염성 질환이 있는 경우이고, 倫理的 事由로는 강간 또는 준강간에 의하여 임신된 경우, 법률상 혼인할 수 없는 혈족 또는 인척간에 임신된 경우이며, 醫學的 事由로는 임신의 지속이 보건의학적 이유로 모체의 건강을 심히 해하거나 해할 우려가 있는 경우에 한하여 이를 법으로 허용하고 있다. 그러나 이같은 인공임신중절에 대한 法的 制限 條項을 알고 있는 비율은 27%에 지나지 않고 51.8%는 모르고 있는 실정이며(심영희, 1991), 유배우 부인의 53% 정도가 人工妊娠中絶 경험을 한 적이 있으며 20% 이상이 人工妊娠中絶을 피임 방법의 하나로 인식하고 있는(공세권 외, 1993:187) 실정이다. 즉 人工妊娠中絶을 하는 데 있어서 건강에 미치는 影響은 조금 우려할지 몰라도 이것이 인간 생명의 尊嚴性을 해치는 비윤리적 행위로서 해도 되는 일인지에 대한 고려는 일부 극소수에게서나 찾아볼 수 있을까 하는 정도로 無感覺한 상태에서 보편화되어 있다고 하겠다.

인공임신중절에 있어서 葛藤關係가 되는 것은 여성의 낙태할 권리와 태아의 생명권이라고 하겠다. 미국의 마가렛 미드여사가 女性의 落胎權을 주장한 이래 이는 여성의 권리 향상과 인구조절이라는 목표에 힘입어 많은 지지를 받아온 것으로 판단된다. 한편, 胎兒가 人間이나 아니냐 또는 어느 시점부터 인간으로 간주하느냐는 문제는 많은 論難의 여지를 갖고 있지만 1948년 제네바 선언으로 現代化된 히포크라테스 선언에는 「나는 人間의 生命을 受胎된 때로부터 더 없이 尊重하겠노라」는 문구가 들어 있고 신학윤리에서도 受精과 함께 인간으로서의 尊嚴性을 갖는다는 입장을 취하고 있다. 미국에서도 1973년 태아에 대한 대법원의 판결이 있는 후 태아의 생명권에 대한 논의가 있어 왔다. 태아에 대한 조치는 胎兒의 權利에 대해서 胎兒가 아닌 다른 사람들에 의해 다른 사람의 利益에 영합하

는 결정을 내린다는 것인데, 이런 논리라면 사람의 권리도 다른 사람이 그들의 이해에 따라 결정해 버릴 수 있어 인간의 非人間化를 초래할 위험을 안고 있다고 볼 수 있다 (한국가톨릭의사협회, 1984). 94년 9월 카이로에서 열린 국제 인구회의에서 가톨릭과 회교의 兩大 宗教가 人工妊娠中絶에 대해 반대하는 입장을 끝까지 고수하였다는 점을 간과하지 말아야 할 것이다.

우리 나라에서 人工妊娠中絶을 피임 방법의 하나로 잘못 인식하는 부인이 상당수에 이를 정도로 普遍化된 데에는 여러 가지 원인이 있겠으나, 과거 量的 측면만을 강조하고 질적 측면을 간과하였던 우리 나라 家族計劃事業에서 상당한 이유를 찾을 수 있겠다. 물론 우리 나라 정부가 人工妊娠中絶을 避妊方法으로 계몽하거나 권장한 적은 없었다. 그러나 出産力低下 目標를 달성하는 가족계획사업 과정에서 피임 보급과 출산 수준의 저하만을 염두에 두었지 人工妊娠中絶이 부인들 사이에서 매우 보편적으로 시행되고 있음을 알면서도 이를 방관했다는 점에서는 책임이 있다고 하겠다.

또한 胎兒의 性鑑別은 보건이나 遺傳的 이유로 행해지는 태아 건강 진단의 부산물이어야 한다. 그러나 의료기술의 발달 및 醫療裝備의 도입에 따른 의료 이용 가능성 증대와 더불어 醫療人이 순전히 營利를 목적으로 단순히 胎兒의 성을 알아보기 위해서 태아의 性鑑別이란 醫療行爲를 하고 있다. 수요가 있는 곳에 공급이 있다는 점에서 性鑑別을 요구하는 일반 국민의 의식에 일차적인 문제가 있다. 그러나 供給은 또한 수요를 창출한다는 점에서 醫療人의 책임도 물론 면하기 어렵다. 더구나 출생성비의 급격한 증가시기가 의료기기의 輸入이 자유화된 시점과 일치하고 있다. 그러므로 醫療人의 倫理 側面의 문제로 우리 모두가 한번 다시 짚어보아야 할 문제라 하겠다.

태아의 性鑑別 醫療行爲를 처벌할 수 있는 법적 근거는 1987년 11월 이전에는 단순한 非道德的 의료행위로 인한 品位 損傷에 따른 면허 정지였다. 즉 의료법 53조에서는 의료인의 자격정지 조항을 두어 의료인의 品

위를 손상한 의료인에게 免許를 停止토록 하고 있다. 또한 의료법 시행령 21조에서는 품위 손상의 범위에 비도덕적인 의료행위를 포함시켰다.

<表 5-15> 胎兒 性鑑別 行爲 罰則 根據의 變化

1987년 11월 이전

- 의료법 53조「자격정지」에서는 의료인의 자격정지 조항을 두어 의료인의 품위를 손상한 의료인에게 면허를 정지토록 하고 있고,
- 의료법 시행령 21조에서는 품위손상의 범위에 비도덕적인 의료행위를 포함시켰다.

1987년 11월 개정

- 의료법 19조2 신설

의료인은 태아의 성감별을 목적으로 임부 진찰 또는 검사하여서는 아니되며 같은 목적을 위한 다른 사람의 행위를 도와주어서는 안된다고 규정하고 있고, 또 태아 및 임부에 대한 진찰이나 검사를 통해서 알게 된 태아의 성별을 임부, 본인 및 그 가족이 알게 해서는 안된다고 규정하고 있다.

- 의료법 52조 개정

의료법 19조2를 위반할 경우에도 의사 면허를 취소할 수 있다고 하였다.(면허 취소는 사유소멸로 재교부 가능)

1994년 1월 개정

- 의료법 제 67조 개정

의료법 19조2를 위반할 경우에도 벌칙을 가할 수 있도록 추가하고 아울러 벌칙도 3년 이하의 징역 또는 1천만원 이하의 벌금으로 강화하였다.

그러나 胎兒 성감별 행위가 점차 증가하는 경향을 나타내자 정부는 1987년 11월자로 의료법을 개정해서 태아 성감별 금지 조항을 신설하고 이를 어길 경우 면허, 취소 처분을 내릴 수 있도록 하였다. 의료법 19조 2를 보면 의료인은 胎兒의 性鑑別을 목적으로 妊婦 診察 또는 檢査하여서는 아니되며 같은 목적을 위한 다른 사람의 行爲를 도와주어서는 안된다고 규정하고 있고, 또 胎兒 및 妊婦에 대한 診察이나 檢査를 통해서 알게 된 태아의 성별을 임부, 본인 및 그 가족이 알게 해서는 안된다고 규정하고 있다. 또한 87년 11월에 면허의 취소 및 재교부에 관한 의료법 52조

를 개정해서 의료법 19조2를 위반할 경우에 면허를 취소할 수 있다고 하였다(면허 취소는 사유소멸로 재교부 가능).

이와 같은 태아 성감별 금지 조항은 1994년 1월자로 강화되어 體罰을 가할 수 있도록 하였다. 의료법은 1994년 1월 의료법 67조 罰則 條項을 개정하여 의료법 19조2를 위반할 경우에도 벌칙을 가할 수 있도록 추가하고 아울러 벌칙도 3년 이하의 징역 또는 1천만원 이하의 벌금으로 강화하였다.

따라서 현재로는 태아의 성감별 목적으로 의료 행위를 하거나 진찰 과정에서 알게 된 태아의 성을 임부나 가족에게 알릴 경우 면허 취소와 아울러 최고 3년의 징역 및 1천만원까지의 벌금을 물릴 수가 있다.

그러나 태아 성감별 문제는 法的 制裁 차원 이전의 倫理的인 차원에서 논의되어야 할 것이다. 이와 같은 법률 조항이 점차로 강화될 수밖에 없었다는 점에 대해서는 일반 국민이나 醫療人 모두 이 문제가 지니는 道德的 倫理的 측면에 대해서 냉철하게 생각하고 성비불균형에 따른 피해는 결국 바로 당사자에게 돌아온다는 경고를 환기할 필요가 있다.

5. 經濟的 側面

선별적 인공임신중절에 따른 문제로는 비교적 작은 것이기는 하지만 醫療 利用에 따른 經濟的 費用 측면을 들 수 있다.

胎兒의 성감별을 해서 아들이면 낳고 딸이면 人工妊娠中絶을 했다고 가정한다면 선별적 人工妊娠中絶 1건당 2번 정도의 성 감별 목적의 검사가 행해졌다고 보아야 할 것이다. 즉 인공임신중절된 수 또는 태아의 성비를 고려할 때 그 이상은 아들로 판명되어 출산을 했다고 할 수 있는 것이다. 이같은 가정에서 1992년 기간 동안에 연평균 25,000건의 性 選別的 人工妊娠中絶이 있었다면 최소한 50,000건의 성식별 검사가 행해진 것으로 보아야 한다. 한국에서는 이와 같은 태아의 性識別檢査를 법으로 금지하고

있고 이를 어길 경우에 엄격한 처벌을 가하고 있기 때문에 이 검사는 은밀하게 이루어지고 있다. 그러므로 각 檢査의 費用이 얼마인지는 알기 어렵고 시술자나 기관 등 경우에 따라서 價格의 差異가 매우 크다. 가장 복잡하고 믿을 수 있는 방법인 융모막 검사의 경우는 100만원 정도이고 羊水檢査는 약간 덜 비싸서 20~30만원 정도로 추정된다. 가장 간단하고 보편적으로 사용되는 超音波 檢査는 6만원선이다. 만약에 연간 50,000건의 검사가 있었다고 하고 이것이 모두 가장 저렴한 초음파 검사를 통했다고 한다 해도 모두 30억원 가량이 된다. 그러나 상당수의 性鑑別은 값이 비싼 융모막 검사로 하고 있을 뿐 아니라 감별 후에 人工妊娠中絶에 소요되는 비용과 사후의 治療費도 적은 편이 아니어서 胎兒 性鑑別에 따른 인공임신 중절에 상당한 의료비가 낭비되고 있음을 알 수 있다.

第6章 性比不均衡 解消를 위한 對應 方案

우리 나라의 경우 출생성비의 급격한 增加는 태아의 성식별에 의한 人工妊娠中絶에 의한 것으로 판단되며, 이것은 크게 두 가지로 설명할 수 있다. 하나는 우리 사회에 강하게 남아 있는 男兒 選好觀이고 다른 하나는 性鑑別 및 人工妊娠中絶 의료 서비스 접근성의 증대이다. 전통적으로 강한 男兒選好觀은 그 동안의 인구조절 정책과 社會經濟 發展에 힘입어 소자녀관과 더불어 크게 緩和되었다고 평가되지만, 출산력 저하 속도가 男兒選好觀 緩和速度보다 빠르게 이루어졌기 때문에 남아선호 態度는 남아있는 것이다. 두번째로는 胎兒 性鑑別 및 성 선별적인 人工妊娠中絶이라는 의료서비스에의 접근성 및 이용가능성의 증가이다. 醫學 技術 및 기기의 발달로 태아 성감별이 가능해졌을 뿐 아니라 이들 裝備가 輸入 自由化에 따라 대거 導入되면서 이를 이용해서 營利를 취하고자 하는 일부 의료인으로 인하여 이같은 醫療의 接近性 및 利用可能性이 제고된 것이다.

따라서 일정한 자녀수를 유지하면서 아들을 갖고자 하는, 두가지 欲求를 동시에 滿足시키고자 하는 욕구를 性識別에 의한 性選別的 出産이 가능하게 해 준 것이다. 임신 후에 醫學的 措置를 취하는 방법으로서 科學的이고 정확한 方法인 만큼 成功率이 높기 때문에 많은 사람들이 보다 쉽게 이 유혹에 빠지게 된 것이다

그러므로 성비의 불균형을 해소 완화하기 위한 방안은 需要와 供給이란 측면에서 고려해야 한다. 우선은 이에 대한 需要를 억제시켜야 하며 둘째로는 비록 需要가 있다고 할지라도 태아의 성식별을 위한 醫療利用이 규제될 수 있도록 공급 측면에 대한 規制를 施行해야 한다. 따라서 여기서는 국민에 대한 弘報와 敎育, 女性地位 向上을 위한 노력, 醫療人의 意

識 改革, 그리고 處罰 및 監視活動의 強化로 구분해서 다음과 같이 건의하고자 한다.

1) 國民에 대한 弘報 및 敎育의 強化.

(1) 國民 弘報를 통한 意識의 轉換

우선 홍보 활동을 통한 國民 認識의 轉換이 필요하다. 먼저 태아도 생명체라는 인식이 있어야 하고 人間 生命體의 尊嚴性에 대해서도 警覺心을 불러일으키는 일이 중요하다. 우리 나라 사람들 사이에 전통적인 儒敎 思想의 영향으로 남아 선호 성향이 강함은 누구나 인식하고 있는 일이고 이것은 하루 아침에 개선될 일도 아니다. 그러나 아들을 選好한다고 하여도 이미 임신된 상태에서 性鑑別을 통해 성 선택적 출산을 하는 것이 얼마나 非道德的 非倫理的인 일인지에 대해 國民의 인식이 개선되어야 한다. 이는 과거 우리의 조상들이 선바위에 가서 아들을 기원하고 符籙을 갖고 하던 呪術的 行爲와는 근본적으로 다른 行爲임을 인식해야 한다. 따라서 이와 같은 점에 대해서 널리 알리고 이에 대한 道德心이 되살아날 수 있도록 지속적인 노력을 기울여야 할 것이다. 이와 같은 점은 우리 社會에 만연하고 있는 道德的 不感症과도 무관치 않을 것으로 사료된다. 따라서 目的 指向的인 사고에서 벗어나서 양심이 회복될 수 있는 사회 전반적인 風土의 造成도 요구된다.

이와 같은 홍보의 수단으로는 매스 미디어가 가장 효과적일 것이고 이를 통한 公益 廣告나 사회 캠페인 형태의 弘報 강화로 매스 미디어가 우리 사회에 社會敎育的 機能을 다하도록 유도해야 할 것이다. 이것 외에도 대면 접촉이나 소집단 토의 및 강의 등의 방법으로도 수행되어야 할 것이다.

또한 이에 대한 대국민홍보를 담당할 기관으로 大韓家族計劃協會를 들 수 있다. 현재 대한가족계획협회는 주로 청소년을 대상으로 성교육 기능

을 하고 있고 「二夫 一妻」라는 슬로건으로 남아 선호에 의한 성비불균형이 앞으로 우리 사회에 미치는 영향에 대해 홍보 활동을 펴고 있다. 그러므로 대한가족계획협회의 이같은 활동의 강화방안을 마련하는 동시에 태아 성감별을 통한 성 선별적 人工妊娠中絶의 倫理·道德 측면 및 母兒 健康의 문제 등의 내용을 강화할 것을 권장한다.

(2) 學校教育의 強化

學校를 통한 인구교육의 개선과 강화가 필요하다. 이제까지 수행되어온 학교인구교육은 인구의 양적 문제를 해소하기 위한 내용에 치중해왔으나 이제 저출산 시대를 맞아 새로이 부각되고 있는 성비불균형 등에 대한 올바른 가치관이 확립될 수 있도록 개선되어야 한다. 또한 人工妊娠中絶 자체에 대해서도 이제는 인구의 質的 향상이라는 次元에서 政府가 먼저 인식을 개선하고 동시에 국민의 인식을 改善시키기 위한 노력을 기울여야 할 때이다. 따라서 教育機關에서 교과과정을 통해 이를 教育할 수 있도록 해야 한다. 우리 나라 국민의 높은 교육수준에도 불구하고 대다수의 부인이 人工妊娠中絶을 피임방법의 하나로 생각하고 있음은 이에 관한 학교 教育의 不在를 반영하는 것이다.

그러므로 중고등학교의 교과과정에 성비 불균형, 태아 성감별 및 인공 임신중절을 포함하여 이에 관한 보건학적 측면뿐 아니라 社會的 및 倫理的 문제에 대해서도 교육할 수 있어야 할 것이다. 법으로 규정하고 있는 人工妊娠中絶의 許容範圍를 정확히 알리고 또한 胎兒의 成長過程에 대해서도 생물학적인 지식을 傳播시켜서 임신 후 일정기간이 지난 후에는 人工妊娠中絶을 왜 해서는 안되고 또 어떻게 해로운가를 알도록 해야 할 것이다. 동시에 性鑑別 의료행위가 때에 따라서는 태아에 致命的인 害를 미칠 수 있음을 알 수 있도록 해야 할 것이다. 또한 대학에서도 교양과정에서 이 문제를 한번쯤은 다룰 수 있도록 개선해 나가야 하겠다.

2) 女性 地位 向上

(1) 家族法의 改定

우리 정부는 가족계획 사업 초기부터 여성의 지위 향상이 인구 목표 달성에 주된 要因임을 인식하고 여성의 지위를 향상시키기 위한 조치를 꾸준히 취해 왔다. 특히 1980년대에 마련된 지원시책 중에 여성의 雇傭 擴大을 위해 조치, 保育施設 強化, 育兒休職의 制度化 등 여성 지위를 향상시킬 수 있는 조치가 포함되어 있고, 家族法도 1990년 1월자로 개정되어(表 VI-1. 참조) 사실상 女性의 地位는 상당히 개선된 것으로 판단되고, 이에 따라서 男兒 選好 態度도 어느 정도는 緩和된 것으로 생각된다.

<表 VI-1> 人口調節 政策을 支援하기 위한 男女 差別 是正 措置

시책 내용	조치일자
출가여성공무원에 대한 가족수당 지급(실제 부양시)	'83년 1월
여성 취업 금지 직종의 완화(30종에서 6종으로)	'82년 7월
가정의례 준칙 상 남녀 차별 시정	'83년 3월
여성 선원 채용 금지조항 개정	'84년 8월
새마을 유아원 증설	'82년 12월
의료보험 피부양자 범위에 출가여성의 직계존속 포함	'84년 12월
육아 휴직제의 제도화	'83년 1월
가족법의 개정	'90년 1월

資料: 조남훈 외, 『최근의 인구정책동향과 전망』, 한국인구보건연구원, 1989.

그러나 아직도 男兒 選好思想의 뿌리는 우리 사회에 깊이 박혀 있다고 볼 수 있는데, 가장 근간을 이루는 것이 가족법이라 하겠다. 우리의 사회가 傳統的으로 아들 選好 社會이고 남성 중심의 사회로 오랫동안 형성되어 왔기 때문에 각종 社會制度가 남성 중심으로 되어 있다. 그러므로 아들 선호 사상은 쉽게 해소될 수 없다. 사람들이 아들을 選好하는 가장 근본적인 원인은 딸이 아들에 비해 사회적으로 不利할 뿐만 아니라 結婚

을 하게 되면 호적까지 파 가지고 남의 집에 가게 되어 損害라는 인식의 팽배에서 비롯된다. 따라서 딸이 결코 아들보다 적은 가치를 지니고 있지 않다는 인식을 갖도록 해야 하는데 그러기 위해서 가장 중요한 것이 사회의 여러 제도적인 측면의 보완이 있어야 할 것이다.

가족법은 1960년에 제정된 이래 수차례에 걸쳐 개정되어 왔으며, 특히 91년부터 개정된 法の適用으로 여러 가지 남녀불평등 조항의 수정을 통해서 과거에 비해서 여성의 法的地位는 상당히 개선되었다. 그러나 진정한 男女의 平等과는 아직 많은 거리를 두고 있다. 따라서 가족법을 追加로 改定하려는 노력이 계속되어야 할 것이다. 무엇보다도 1989년 法改定시 의도된 대로 戶籍制度를 철폐해야 한다. 이는 家父長的 家族制度의 뼈대를 이루고 있어 이것을 存續시키고는 진정한 성차별 역할구조와 아들 選好 價値의 拂拭은 어렵다고 판단된다. 호적제도는 오직 우리 나라에만 存在하는 것으로 일본은 1948년에 없었으며 중국에서도 家長制度라는 새로운 制度가 이를 대신하고 있다(배경숙, 1990:206). 비록 지난 번 개정에서 「家」를 위한 강제적 상속에서 개인의 선택에 의한 것으로 개선되었다고는 하지만 家系 繼承, 그리고 여기서 男子에게 優先權이 주어지는 한 아들선호 및 이에 따른 性比 不均衡이 쉽게 사라지지는 않을 것으로 판단된다.

호주제도를 폐지하는 대신에 그 조항에다 오히려 孝에 대한 개념을 삽입하고 현대의 社會價値觀과 倫理觀에 맞는 교육을 전개하여 범국민적인 운동으로 떠나간다면 호주제도보다 합리적이고 효율적이며(배경숙, 1990:208) 동시에 男兒에 대한 선호도 점차 사라질 것이고 따라서 出生 性比 不均衡과 같은 社會問題도 해소될 것으로 기대 된다.

(2) 女性雇傭平等法の 遵守

여성의 노동시장에서의 參與 擴大와 雇傭 平等이 실질적으로 보장되어야 한다. 우리 나라는 雇傭에서의 男女平等을 제도적으로 보장하고 모성 보호를 제도적으로 強化하기 위해서 남녀고용평등법을 제정하여 1988년 4

월부터 이를 施行토록 하였으며 1989년 4월부터는 同一勞動에 대한 同一賃金 조항을 신설토록 법을 개정하였다. 그러므로 女性의 雇傭을 法的, 制度的 측면으로 볼 때는 차별이 많이 緩和되었다고 할 수 있다. 그러나 실제로 이 법이 어느 정도 지켜지고 있는지는 아직 많은 의문이 있다. 여성은 雇傭機會나 賃金면에서 차별을 받고 있고, 이외에도 법 조문으로는 규정할 수 없는 용모에 대한 평가, 승진기회의 不平等 등 눈에 보이지 않는 여러 가지 비공식적 不利益을 감수하는 실정이다. 물론 女性 就業의 擴大는 계층간의 격차를 강화해서 또 다른 갈등을 야기할 소지가 있기도 하다. 그러나 女性 理事의 탄생이 신문기사가 되고 있는 우리의 現實은 改善되어야 한다.

그러므로 남녀가 性的 區別 없이 能力으로만 評價받을 수 있도록 企業 및 국가의 實質的 改善 努力이 있어야 한다. 최근 한국여성단체협의회는 동일가치노동 동일임금규정을 구체화해야 하고, 이 법의 적용을 5인 미만 사업장으로 확대 적용해야 하며, 모집 채용시 성차별 금지규정을 구체화하고 다양화하는 등의 내용을 중심으로 남녀 고용평등법을 개정하려는 움직임을 활발히 벌이고 있고(한계레신문, 1994년 11월 15일자), 정부와 민자당 쪽에서도 5인 이상 사업장에 근무하는 근로자의 경우 다른 사업장에 근무하는 남편에게도 아내 대신 육아휴직을 허용하는 등 男女雇傭平等法의 개정을 추진하고 있어(한국일보, 1994년 11월 24일자) 여성 노동력에 대한 수요 확대와 더불어 법적 여성의 노동 참여 조건은 앞으로 상당 수준 改善될 展望이고 다만 이 법의 시행에서의 철저를 기하는 일이 요구된다.

(3) 託兒 및 育兒 施設의 增設 및 支援

職場이나 지역사회 託兒 施設의 擴大 조치가 필요하다. 여성의 사회 활동의 참여는 女性 地位의 向上과 직결된다. 그러나 여성의 社會活動 참여의 주요 저해 요인으로 子女養育이 있다. 결혼 후 직장에 다니다가 또 자녀를 두게 되면 비록 지장에서 계속 일하기를 바란다고 해도 견디지

못하고 職場을 포기하는 일이 많다. 우리 나라 20~34세 여성의 취업률은 52.1%로서 日本의 64.1%에 못 미치고 있다. 또한 연령별로는 뚜렷한 M자형으로 자녀를 낳아 기르기 시작하는 25~29세 때 44.3%로 낮아진다(김수곤, 1994). 그러므로 여성이 자녀 양육과 社會活動을 並行할 수 있도록 女性을 위한 託兒 및 育兒 施設을 확충하고 이를 지원하는 등 정책적 뒷받침이 마련되어야 한다..

특히 저출산 시대에 勞動力 需給이 새로운 사회문제로 부상하고 있어서 여성 인력의 활용이 불가피한 실정인데 김수곤(1994)은 탁아시설의 擴充만으로도 28만의 기혼여성의 追加 勞動力 供給이 가능하다는 추계를 하고 있다.

1993년 현재 전국의 保育施設數는 5,490개로서 153,270명의 아동이 이를 이용하고 있는데, 직장에 있는 경우는 29개에 불과한 실정이다(보건사회부, 1994). 여성의 사회참여 및 核家族化의 증가로 保育需要가 급증해짐에 따라서 1990년부터 政府가 사회복지 분야의 주요 政策課題로 보육사업을 실시하고 있고 또한 企業體나 國家機關에서 社內에 既婚女性을 위한 託兒施設을 마련하는 경우가 늘고 있는데 이는 여러 가지 면에서 매우 바람직한 일이라 하겠다.

(4) 男女 役割의 固定觀念의 脫皮

우리의 國民學校 低學年 교과서를 보면 男女의 役割이 지나치게 전형화되어 있음을 알 수 있다. 아빠는 會社에 出勤하고 집에서는 신문이나 보면서 엄마가 차려오는 밥상을 받는 것이 전형적인 아빠의 모습이라면 엄마는 아빠 出勤할 때 문 앞에 나와 배웅하고 밥 짓고 빨래하는 役割이 묘사되어 있을 뿐이다. 國民學校 教科書에 등장하는 성역할 분석(김정자 외, 1985)에 의하면 우선 頻度數에서 남자가 여자의 약 2배이며 남자는 屋外나 職場에 출현하는 비율이 높고 여자는 가정에 등장하는 비율이 높다. 직업에서도 남자가 上位職에 그리고 다양한 직종으로 描寫된 반면에 여자는 제한된 직종에만 나타나고 있을 뿐이다. 행위에 대한 분석에서도

여성을 養育과 관련하여 묘사하는 비율이 높다고 한다. 결론적으로 여자는 家庭에서 양육을 담당하고 있으며 취업을 한다고 해도 남자보다 下位職이라는 固定觀念에서 탈피하지 못하고 있다.

이같은 역할의 전형화는 매스 미디어, 특히 TV의 드라마에서도 자주 나타나고 있다. 이에 대한 연구(김정자 외, 1985)에 의하면 가정내에서의 역할 묘사가 여자는 차, 옷 시중을 들지만 남성은 차를 마시고 옷을 받아입는 役割로 등장하고 있고, 직업 관련 묘사에서도 남자는 管理職 및 行政職인 반면에 여자는 간호사, 교사 등으로 역할이 주어지는 비율이 높다고 한다. 이 연구가 행해진 지 상당한 시간이 흘렀지만 그 동안 별로 달라진 것이 없다고 하겠다.

이와 같은 典型的인 役割의 반복된 描寫는 사람들에게 實像을 歪曲할 뿐 아니라 남녀간의 차별을 固着化하는 영향을 미치게 된다. 인간은 사회적 행위를 학습하는 과정에서 모델을 보고 이를 模倣하려는 경향이 있고 (Bandura, 1963), 매스 미디어는 類似 環境으로서 培養 效果(Gerbner et al., 1980)를 갖기 때문에 청소년이나 어린이의 성역할에 대한 社會化 과정에서 영향을 미친다. 따라서 男女 平等을 저해하는 요인으로 작용하게 된다. 幼稚園 같은 교육시설에서의 역할 놀이에서도 남자 아이는 醫師, 여자 어린이는 看護士 役割을 하게 하고 있으며 어쩌다 남아에게 看護士 라도 시켰다가는 학부모의 심한 항의에 부딪히게 된다고 하는데, 이것이 이런 全般的 社會雰圍氣를 反映하는 것으로 생각된다. 就業 活動을 하는 여성이라도 자녀 養育이나 家事 勞動의 부담을 남편과 共有하지 못하고 중 負擔을 지는 것도 이같은 고정된 역할 개념 탓이라 하겠다.

따라서 매스 미디어의 이와 같은 전형적인 성역할의 反復되는 묘사는 是正되어야 한다. 국민학교 교과서에도 國家政策次元에서 남녀의 역할 描寫를 시정해야 할 것이다. 최근 비록 늦었지만 그래도 국민학교 교과서에서도 이같은 固定的 役割 描寫를 개선하고 중고등학교의 家政이나 技術 敎育을 남녀에게 골고루 시키는 방향으로 교과 내용의 改善 努力이 있다고 하니 기대해 볼직하다.

3) 醫療人의 意識 改革.

(1) 醫療人의 倫理 意識의 改善

근대에서 의료윤리가 강조된 것은 히포크라테스의 선서에서 찾아볼 수 있다. 醫療人뿐 아니라 사실 모든 職業은 職業倫理를 갖고 있는데 특히 의료인의 윤리 의식이 예로부터 자주 언급되는 것은 인간의 생명이 지니는 존엄성 때문일 것으로 사료된다.

히포크라테스 선서는 코스의 아스클레피아멘 醫師結社의 入團 誓約으로 그 내용은 스승과 동료간의 관계와 의사, 환자간의 윤리에 대한 것으로 되어 있다. 먼저 의사로서 스승에 대한 감사와 동료 의사에 대한 유대를 나타내서 醫術의 傳統을 나타내는 結社 組織의 특성을 반영하고 있다. 둘째로는 환자에 대해서 환자의 健康을 最大의 목적으로 하고 환자를 해롭게 하거나 생명을 輕視하는 일은 하지 않고 환자의 비밀을 지킬 것 등을 誓約하고 있다. 이같은 서약의 배경에는 당시 의사들이 서로 자기 선전과 과잉경쟁을 하면서 환자를 속이는 등 부도덕한 행위를 恣行한 데서 비롯된 것이었다고 평가된다. 그러나 히포크라테스 선서가 누구의 強要에 의해서 만들어진 것이 아니고 의사들 자신에 의해서 自救策으로서의 自律的인 宣誓이었음은 매우 주목할 점인 동시에 희망적인 부분이기도 하다.

醫療人의 倫理를 강조하기는 동서양에 차이가 없어서 중국의 히포크라테스라 불리는 唐나라 시대의 孫思邈도 「千金方」이라는 책에서 大醫가 되려면 환자의 身分, 人種, 外貌에 관계없이 평등하게 치료할 것과 동료 의사에 대한 비방을 금하는 등 히포크라테스 선서와 매우 유사한 주장을 하고 있다. 이 역시 당시의 혼탁한 의사의 사회상을 반영한 결과로 판단되며, 이 또한 의사에 의해 주장되었다는 점에서 무엇보다도 의사 자신의 자각을 통한 改善이 가장 효과적인 방법이라 판단된다.

이 외에도 좋은 의사는 醫師는 환자의 苦痛에 대해서 도덕적인 감정으로 共感할 수 있어야 한다고 주장하였으며, 이어서 미국과 영국 등에서 의사의 전문인으로서의 덕을 강조하는 움직임이 일어 미국의 경우 미국의 학회 倫理綱領이 採擇되는 등의 의사는 대중에 대한 봉사자로서 환자의 基本人權을 존중해야 한다고 하였다.

그러므로 우리도 이제 이 時點에서 우리 나름의 새로운 윤리의식의 強化를 위한 措置를 취할 때라고 생각한다. 의료인은 교육기간이 길 뿐만 아니라 국가로부터 特定한 資格을 부여받은 사람들이다. 즉 일반인에 비해서 醫療人은 우리 사회에 대해서 보다 많은 責任과 義務를 지고 있는 지식인이고 사회지도층 人士이다. 그러므로 醫療人이 이같은 社會責任意識을 갖고 社會指導層人士로서의 책임을 다할 수 있도록 도덕적·윤리적 認識의 改善 努力이 있어야 하겠다. 의료인 스스로가 相互 牽制를 통해서 자발적으로 태아 성감별을 하지 않는 風土를 造成해 가는 것이 바람직하다.

이같은 움직임은 개인적인 차원보다는 기존의 각종 醫師團體 및 동일한 뜻을 가진 의사들의 소규모 社會運動 團體의 結成 및 活動 支援 등을 통해서 하는 것이 보다 효과적일 것이다. 의료인 단체에 의해 스스로 의료인의 輿論을 換氣해야 한다. 민주주의 사회에서 스스로의 자정 노력 없이 他人의 強要에 의해서는 아무 것도 이룰 수 없다.

(2) 醫療 倫理에 대한 學校教育 및 社會教育의 強化

학교 교육에서 醫療人의 倫理와 良心을 강조하는 교육을 강화하여 醫療와 倫理에 대해서 진지하게 생각하고 논의할 수 있는 기회를 학교 교과과정에서 提供해야 한다.

受精 이후 어느 시점부터 인간으로 看做하느냐는 문제는 많은 논란의 여지를 갖고 있지만 히포크라테스 宣誓에도 「나는 인간의 생명을 수태된 때로부터 더 없이 尊重하겠노라」는 문구가 들어 있고 神學倫理에서도 受精과 함께 인간으로서의 尊嚴性을 갖는다는 입장을 취하고 있다. 生命科

學이 발전하면 할수록 倫理的인 측면을 소홀히 할 가능성이 높아간다. 그러므로 胎兒와 관련된 것뿐 아니라 인간의 생명과 관련된 전반적인 측면을 道德 및 倫理的인 次元에서 충분히 학습할 수 있도록 醫療倫理 教育을 強化해야 할 것이다.

학교에서의 醫療倫理 教育은 倫理나 道德이라는 과목을 통하기보다는 포괄적인 全般的 人格形成 과정 속에서 자연스럽게 윤리 의식이 스며 배어나도록 하는 것이 바람직하다. 이미 의대생은 예과생이건 본과생이건 성인이고, 또 언제부터인가 倫理나 道德을 이야기하면 그 사람을 고리타분하고 무언지 전근대적이라는 인상을 받게 되기 때문에 舊態毅然한 윤리 도덕교육으로는 소기의 목적을 달성하기 어렵다. 또한 의료윤리 자체가 이제는 '現代 科學技術이 낳은 醫術과 그 주변을 둘러싼 새로운 곤란한 一連의 問題의 總稱'(김일순, 1994)으로, 의학분야의 범위를 넘는 것이므로 哲學, 法學, 心理學, 社會學, 人類學 등의 인문과학 및 사회과학을 통해서 포괄적인 관점에서 논의되고 다루어져야 할 것이다.

현재 각 醫科大學 교과 과정을 보면 각종 교양과목은 의예과에서 모두 이수하게 되어 있고 의학과에 올라가게 되면 학교에 따라서 약간의 차이는 있으나 「醫療倫理」, 「醫學倫理」와 같은 교과목을 1~2학점 정도 이수하게 하고 있을 뿐으로(한국의과대학장협의회, 1994) 이에 대한 심도 있는 교육이 쉽지 않다. 그러나 의료윤리는 전공의, 일반의 및 의사 재교육시에도 반드시 포함되어야 하는 것으로 平生教育 차원에서 수시로 이에 대한 교육 기회를 마련해야 할 것이다. 학교에서의 敎養課程에서는 각 교양과목을 통해 이 問題를 각기 다른 관점에서 다룰 수 있도록 해야 하며 醫學科 및 再教育 과정에서는 실제로 임상에서 의사들이 직면하는 문제를 놓고 토론하는 方式을 통하는 것이 효과적일 것이다(이부영, 1994).

4) 不法 醫療에 대한 監視 體系의 強化

(1) 法律的 處罰條項의 철저한 履行

우리 나라는 1987년 11월에 의료법 개정을 통해서 의료법 19조2에 胎兒性監別 禁止 條項을 신설하였고 의료법 52조를 개정해서 의료법 19조2를 위반할 경우에 免許를 취소할 수 있다고 하였다. 그 이전에는 의료법 53조에서는 의료인의 品位를 손상한 의료인에게 면허를 정지토록 하고 있고, 醫療法 시행령 21조에서는 品位 損傷의 범위에 비도덕적인 의료행위를 포함시킴으로써 태아 성감별을 한 醫療人에게 이 조항을 적용하여 의사면허를 정지 할 수 있도록 제도화했는데 이 胎兒性監別 禁止 조항을 어길 경우 의사면허를 取消할 수 있도록 규제가 強化되었던 것이다. 그런데 이같은 규제는 다시 1994년 1월 7일자로 의료법 67조 벌칙 조항에 醫療法 19조2를 위반할 경우에도 벌칙을 가할 수 있도록 추가하고 아울러 罰則도 3년 이하의 징역 또는 1천만원 이하의 벌금으로 개정하였다. 따라서 현재는 태아성감별 의료행위를 하다가 적발될 경우에 3년 이하의 징역과 1천만원 이하의 벌금을 물릴 수 있다.

이같은 일이 법으로 모두 해결될 問題는 아니지만 일단 법은 만들어졌으므로 이를 施行하는 데 있어서 철저를 기해야 할 것이다. 실제로 법 조항의 강화보다는 실제적인 처벌이 더 효과적이겠지만 워낙 은밀하게 이루어지고 있어서 사실상 이를 적발하기가 쉽지 않다. 1990년 1월 보건사회부는 胎兒의 性を 識別해 준 의료인들의 醫師免許를 정지하고 이를 言論을 통해 공개한 바 있다. 그러나 그 이후에 처벌 조항이 강화되었을 뿐 이를 적용한 사례는 없어서 법이 제 구실을 못한다고 생각된다. 따라서 의료법에 포함된 관련 조항의 입법 취지와 성비 불균형이 초래하는 제반 역현상에 대한 충분한 弘報를 전개하여 관련 법을 준수토록 하여야 한다.

그런데 현재는 불법 의료 행위를 한 醫療人만을 처벌하도록 되어 있고 이를 요구한 일반인에 대한 처벌 법규는 마련되어 있지 않다. 불법 의료행위를 한 경우에 의료인만을 처벌하고 이를 요구한 일반인을 그대로 둔다는 것은 衡平性에 어긋나는 일이고, 또한 공급이 수요를 창출하기도 하지만 우선은 수요가 있어야 공급이 있다는 점에서 불법의료를 요구한

一般人도 醫療人과 함께 처벌할 수 있도록 雙罰 規程을 마련할 필요가 있다고 판단된다. 따라서 이를 위해 醫療法이나 母子保健法과 같은 관련 법의 개정을 적극적으로 검토할 필요가 있다.

(2) 醫師團體 및 社會團體의 監視 機能의 強化

消費者 團體 등 社會運動團體에서 사회환경 감시활동의 일환으로 불법적 의료행위에 대해서도 관심을 가져야 할 것이다. 차츰 의료 행위도 患者의 權利 측면에서 바라보는 시각이 增加하고 있으므로 차제에 不法 醫療行爲에 대한 감시로도 活動領域을 확대해 가는 것이 바람직하다고 판단된다.

사실 소수 몇몇의 醫療人으로 인해서 많은 대다수의 의료인이 불명예를 안는 경우가 있으므로 醫師會를 비롯한 각 醫療關聯 團體에서도 이를 위한 자체 노력이 있어야 하고 보사부는 이를 위해서 노력할 필요가 있다. 앞에서도 언급한 바와 같이 他意에 의한 規制보다는 자발적인 노력이 가장 큰 效果를 거둘 수 있는 것이므로, 의료인의 自靜을 위한 캠페인을 벌린다든지 의료인의 品位를 損傷시키는 不法 行爲에 대한 자체 벌칙 규정을 둔다든지 하는 방안이 적극 考慮되어야 한다.

第7章 要約 및 結論

우리 나라의 전통적 의식구조인 남아 선호관은 인구억제정책이 착수된 1962년이래 避妊普及의 확산이나 출산력 저하에 지대한 저해요인으로 인식되어 왔다. 따라서 정부 가족계획사업은 男兒選好觀의 완화를 통한 소자녀 가치관 형성에 초점을 둔 홍보교육과 피임보급 그리고 사회지원시책을 근간으로 하는 사업활동을 전개해왔다. 이와 같은 남아선호관의 여파에도 불구하고 우리 나라의 가족계획사업은 그 동안의 사회경제적 발전에 편승하여 피임실천의 보편화는 물론이고 1987년 이래 1.6명의 합계출산율을 유지함으로써 우리 나라는 低出產 時代에 돌입하였다.

그러나 이와 같은 인구학적 성과에도 불구하고 출산력이 급격히 감소된 1980년 중반부터 性比의 不均衡이 나타나기 시작하여 1992년 현재 출생성비가 114 수준을 기록하고 있다. 이같이 높은 성비는 低出產 時代의 새로운 인구학적 현상으로서 국내외의 관심을 불러일으키고 있다. 이와 같은 성비불균형은 少子女觀의 확립에도 불구하고 강하게 남아 있는 남아선호관으로 인해 소자녀를 낳으면서 아들을 두고자 하는 요구가 강한데다가 醫學技術 및 裝備의 발달과 보급에 의해 胎兒 性鑑別에 의한 성선택적 人工妊娠中絶 이용가능성이 제고되었기 때문인 것으로 판단된다. 즉 性比 不均衡 현상은 避妊과 人工妊娠中絶의 보편화, 胎兒 性鑑別을 위한 의학기술의 발전, 그리고 남아선호관의 잔존이라는 여러 가지 변수가 相互作用하여 나타난 결과라 하겠다.

따라서 본 연구에서는 통계청에서 발간하는 人口動態統計年譜와 한국보건사회연구원에서 수행한 출산력 조사자료를 이용하여 우리 나라 성비 불균형 추이와 남아 선호태도 및 남아 선호태도가 출산행위에 미치는 영향을 파악하고 이로 인한 제반 問題 및 對應 方案을 모색하고자 하였다.

1. 主要 結果

1) 性比의 不均衡

(1) 우리 나라 출생성비는 1980년대, 특히 1985년부터 높아지기 시작해서 1990년에 116.9를 기록하였고 1991년, 1992년에는 각각 112.9 114.0을 나타내고 있는데, 이는 正常 出生性比인 106을 훨씬 상회하는 것이다. 출생성비는 出生順位가 높아짐에 따라서 높아진다. 1992년의 경우 첫째, 둘째, 셋째, 넷째 및 다섯째 이상 출산의 출생성비는 각각 106.4, 112.8, 195.7, 232.4, 216.7로 출생순위에 따라 비례 관계를 보인다.

(2) 출생성비는 부모의 年齡에 따라서는 연령이 많을수록 출생성비가 높아지는 추세로 1992년의 경우 40세 이상 부인에서 출생한 경우 140 이상의 출생성비를 보이지만 이것은 연령 자체에 의한 것이라기 보다는 出生順位에 의한 영향일 것으로 판단된다.

(3) 또한 多子女 가정일수록 딸이 많고 마지막 자녀는 아들일 가능성이 많다. 자녀의 성구성도 출생성비에 매우 큰 영향을 미치는 요인으로 세 번째 출산에서는 아들이 없는 경우가 135.7, 그리고 네번째 출산에서는 딸만 셋인 경우 124.5의 출생성비를 보였다.

(4) 특히 不妊手術을 收容한 가정의 자녀 성비는 매우 높아서 한 자녀 불임수용 가정의 자녀성비는 374, 두 자녀인 경우 169, 그리고 세 자녀인 경우는 132로 나타났다. 이는 아들을 둔 후 단산목적으로 피임을 수용하는 우리 나라의 피임행동에 기인된다. 가족계획사업이 활성화된 1982~1990년 기간 중 정부 가족계획사업에 의한 불임수술 보급실적이 무려 256만 명에 이르고 있음을 볼 때, 불임수술의 높은 수용성이 인구 전체의 성비에도 크게 영향을 미치고 있다.

(5) 출생성비는 도시와 농촌의 차이보다는 지리적인 요인에 따라서 많은 차이를 보여서 大邱, 慶北, 慶南 및 釜山 지역의 출생성비가 높다. 1992년 현재 大邱와 慶北의 출생성비가 각각 124.6, 123.2이고 慶南이

120.6을 기록하고 있다. 출생순위에 따라서는 大邱의 경우 두번째 출산의 성비는 132이고 大邱와 釜山이 세번째 출산에서 300을 넘고 있다.

(6) 3차 성비인 年齡別 性比는 연령이 높아짐에 따라 계속 낮아져 50세를 넘으면서 100 이하로 떨어지고 그후 계속 낮아지고 있다. 이같은 연령별 성비에 영향을 주는 요인으로서는 死亡性比와 移動性比를 들 수 있는데, 사망성비는 40세 정도까지는 계속 높아지다가 40세를 전후해서 차츰 낮아지기 시작하며, 이동성비는 전체 이동은 남자가 여자보다 많이 하지만 군부에서 시부제로의 이동은 남자보다 여자가 많이 함으로써 농촌의 성비가 도시보다 높아진 것으로 나타났다.

2) 男兒選好態度

(1) 1991년 현재 출산력 조사 대상 부인의 40.5%가 아들이 꼭 필요하다는 태도를 보이고 있는데 이는 1988년, 1985년보다 높은 수준이다.

(2) 남아선호 태도는 出產行爲에 영향을 줄 뿐 아니라 출산 결과로부터도 영향을 받은 것으로서 자녀수가 많을수록 아들이 필요하다는 태도를 보이지만 자녀수에 관계없이 아들이 없는 경우에 아들이 필요하다는 응답 비율이 매우 낮다.

(3) 기존 子女數 및 性構成은 피임실천 행위 전반에 영향을 주는 요인이다. 자녀수가 많아질수록 避妊實踐率이 높아지는데 각 자녀수에서 아들이 없는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 상대적으로 피임실천율이 낮다. 避妊方法에서도 아들이 없는 부인이 그렇지 않은 부인에 비해 不妊術 수용율이 낮게 나타나고 있다.

(4) 人工妊娠中絶數에서도 딸만 두고 있는 경우가 아들이 있는 부인에 비해서 높게 나타났다. 또한 원치 않는 성의 자녀를 임신한 경우 人工妊娠中絶을 하겠느냐는 질문에 아들이 없는 부인이 있는 부인들보다 하겠다는 응답비율이 높다.

3) 性比不均衡의 社會人口學的 餘波

(1) 家族 단위에서 자녀의 성구성은 다음 출산으로의 진행에 큰 영향을 미치고 있다. 두자녀를 둔 후 세번째 출산으로 진행하는데 出産을 멈출 確率은 아들만 둘을 둔 경우가 딸만 둘인 경우보다 약 3배의 높은 차이를 보이고 있다.

이같은 남아선호태도는 출산 수준에 미치는 영향은 약 10% 정도의 出産力 增加 效果를 갖는 것으로 나타나 아직까지는 태아의 性識別에 의한 인공임신중절의 영향력은 미약한 것으로 나타났다.

한편 정상출생성비와 신고된 출생성비를 기초로 산출한 태아 성감별에 의한 性選別的 人工妊娠中絶 推定 件數는 출생성비가 116.9였던 1990년 30,100건, 1991년 20,800건, 1992년 25,100건 정도로 1990~1992년간 연평균 25,000건 정도가 된다.

(2) 사회적 문제로서 結婚年齡期의 심한 성비불균형으로 인한 新婦不足 현상이 예상된다. 1998~2000년 경에는 신랑의 20% 정도가 신부를 찾는 데서 어려움을 겪을 것이고 이같은 현상은 농촌에서 더욱 더 심각할 것이다. 따라서 신랑신부 結婚年齡 差異의 增加, 再婚의 증가, 해외로부터의 新婦 收入, 독신의 증가 등 결혼 풍속도에 변화가 올 것이고, 동시에 짝짓기의 失敗로 인한 性暴力이나 포르노 등 性과 관련된 犯罪의 增加와 남성동성애로 인해 AIDS와 같은 性病의 증가도 우려된다.

(3) 성감별에 의한 인공임신중절은 胎兒 및 母性 健康에 영향을 주고 경우에 따라서는 치명적인 해를 미칠 수 있다. 인공임신중절에 이르는 태아 성감별은 대개 임신 9주경에 가능한 융모막점사나 16주에 가능한 양수 검사를 통하고 있는데, 이들 모두 胎兒에 危險을 미칠 수 있는 소지를 갖고 있으며 이에 따른 인공임신중절도 시기상으로 적합치 않아 모성 건강에 해를 줄 위험이 있다.

(4) 태아 성감별에 의한 인공임신중절은 倫理的 문제를 갖는다. 이는 이같은 의료행위를 요구하는 일반 국민이나 성감별 및 인공임신중절 의

료서비스를 제공하는 의료인 양측의 문제이다. 현재 태아성감별을 하는 의료인에 대해서만 醫療法 및 醫療法 施行令을 통해 3년 이하의 징역과 1천만원 이하의 벌금을 물릴 수 있도록 하고 있으나, 이는 법 이전의 良心과 道德 차원에서 개선해 나가는 것이 바람직하다. 또한 인공임신중절에 관해서도 1994년 카이로에서 열린 인구 및 개발에 관한 국제회의에서 캐토릭과 회교는 끝까지 落胎 反對 입장을 고수 하였다는 점을 인식하여야 할 것이다..

2. 性比 不均衡 解消를 위한 對應方案

우리 나라의 出生性比는 높고 특히 세번째 이상의 출생에서 매우 높은 현상을 보이고 있다. 그러나 세번째 이상의 출생아 수는 전체 출생아 수의 7~8%에 지나지 않아서 아직은 우려할 단계는 아니지만 이것이 연간 출생의 90% 이상을 차지하는 1~2번째 출생순위로 전과된다면 新婦 不足이라는 단순한 社會的 問題에 그치지 않고 인간의 生態界 破壞라는 심각한 문제를 야기할 것으로 우려된다. 특히 최근의 분석결과에 의하면 출산력이나 인공임신중절에 미치는 요인으로 남아선호관이 가장 큰 영향력을 보이고 있기 때문에 性比不均衡에 대한 강력한 대응방안이 수반되지 않으면 이는 더욱 심화될 것으로 전망된다.

따라서 높은 성비불균형을 解消하고 앞으로의 惡化를 豫防하기 위한 대응 방안으로서 다음과 같이 제안한다.

1) 國民意識의 변화를 위한 홍보교육이 강화되어야 한다.

매스미디어를 통해 국민을 대상으로 성비불균형 및 이와 관련된 불법의료 행위 등에 대한 弘報教育을 강화하여 이에 대한 바람직한 방향으로 여론이 형성 擴散될 수 있도록 하여야 한다. 동시에 大韓家族計劃協會와 같은 단체의 성교육 내용에 이를 포함시키고 교육기회 및 대상을 확대하도록 해야 한다. 또한 학교인구 및 교육을 통해서 性比不均衡, 胎兒의 性

鑑別 및 인공임신중절의 保健學的 지식뿐 아니라 이에 대한 倫理 및 社會的 문제에 대해서 배울 수 있도록 강화해야 한다.

2) 女性 地位의 向上을 위한 社會支援施策이 꾸준히 추진되어야 한다.

우리 나라는 정부가족계획사업의 추진과 더불어 남아선호관을 완화하기 위한 각종사회지원 시책이 꾸준히 추진되어 왔으나 실제로 사회제도나 관행은 男女差別이 잔존하고 있는 실정이다.

1990년 가족법 개정으로 여러 가지 면에서 여성의 법적 지위가 개선되었으나 아직도 개선되어야 할 점이 많은데 그중에서도 남녀 차별의 가장 근간을 이루는 것이 戶籍制度이므로 이것이 개선되어야 한다. 대부분의 여자는 결혼과 함께 戶籍을 옮기게 되므로 사람들 생각에 딸은 낳아서 길러 봐야 남의 집에 준다는 의식이 팽배하다. 따라서 戶籍制度를 없애고 차라리 孝에 대한 조항을 삽입하는 것이 진정한 男女 平等 확립에 매우 큰 기여를 할 것으로 생각된다.

또한 우리 나라는 1988년 女性雇傭平等法을 제정하였고 1989년에는 동일노동 동일임금 조항을 신설하여 여성의 雇傭地位 向上에 노력하여 왔다. 그러나 아직도 그대로 시행되지 않는가하면 용모에 대한 평가, 승진에서의 불이익 등 눈에 보이지 않는 不利益이 많으므로 이를 개선하기 위해서는 법률을 개선하는 동시에 법률 시행에 철저를 기해야 한다.

특히 저출산시대에서 예견되는 노동력 부족으로 인해 女性雇傭의 확대 필요성이 논의되고 있을뿐만 아니라 여성의 就業은 여성의 지위향상과도 직결되는 문제이므로 기혼여성의 社會活動 參與를 증진하기 위해 탁아 및 보육시설을 증설하고 지원을 강화하여야 한다.

아울러 國民學校 教科書나 TV 드라마에서 남녀의 역할에 대한 지나치게 전형화된 모습을 묘사하고 있으며 남자에 비해서 여자를 열등하게 묘사하고 있어서, 이것이 특히 어린이 및 청소년의 男女 役割 社會化 科程에서 고정관념 형성쪽으로 영향을 미침으로서 男女 差別을 개선하는데 눈에 보이지 않는 걸림돌로 작용하고 있다. 따라서 여성단체를 중심으로

위원회와 같은 단체를 결성하여 이를 개선하기 위한 보다 組織的 活動을 펼쳐나가야 할 것이다.

3) 醫療人의 意識 改革을 위한 自律的 行動이 필요하다.

의료인 스스로가 태아 성감별 및 人工妊娠中絶이 비윤리인 행위라는 자각을 할 때 비로소 이 문제는 원만히 해결되리라고 본다. 히포크라테스의 선서가 의료인 스스로의 결의 였다는 점에 주목해야 할 것이다. 따라서 醫師會 등 각종 중앙 및 지방의 의사 및 醫療 關聯團體를 중심으로 불법 의료 행위 전반에 대한 自靜 캠페인과 같은 意識改革 運動을 펼치는 것이 바람직하다.

또한 醫科大學에서 醫療倫理 敎育을 強化하여야 하며 이는 의료윤리라는 제한된 내용보다는 社會科學 및 人文科學 여러 과목과의 연계 속에 자연스럽게 의료윤리 의식이 涵養될 수 있도록 하는 것이 바람직하다. 또한 기존 의사를 대상으로도 실제 문제에 대한 討議를 통해 스스로 윤리 의식에 도달케 하는 의료윤리 교육 기회를 마련해야 하는데, 이 역시 의료단체를 통하는 것이 효과적일 것이다.

4) 不法 醫療에 대한 處罰 및 監視 機能이 強化되어야 한다.

현재 胎兒의 性鑑別 이라는 불법 의료 행위를 한 의료인에 대해서는 3년 이하의 懲役과 1천만원 이하의 罰金을 물리도록 하고 있다. 그러나 不法 의료행위일수록 은밀하게 이루어지고 있어서 이 법이 얼마나 적절히 施行되고 있는지는 의문이다. 그러므로 이 법의 適用을 실제화해야 하고 처벌 내용도 강화할 필요가 있다. 동시에 불법 의료행위를 한 의료인만 처벌할 것이 아니라 이를 요구한 일반인도 처벌할 수 있는 雙罰 規程이 마련되어야 할 것이다.

또한 의사단체를 포함하여 消費者 團體 및 各種 社會運動團體를 통한 불법의료행위에 대한 감시 기능의 活性化가 요구된다. 최근에 의료 이용에도 消費者의 개념이 도입되고 환자의 권리가 선언되는 등 의료인과 환자의 관계가 새로이 정립되는 과정에 있으므로 不法 醫療에 대한 監視를

強化하는 것이 바람직하겠다. 동시에 의료관련단체는 자체 벌칙 규정 등 자체 규제 방안을 강화하는 것이 不法 醫療行爲 根絶에 보다 효과적인 것이다.

5) 避妊 서비스의 質的 改善을 통한 기존의 避妊普及 活動은 지속적으로 推進되어야 한다.

앞에서도 언급된 바와 같이 우리 나라 성비의 불균형은 避妊 및 人工妊娠中絶의 普遍化, 少子女 規範의 形成, 男兒選好觀의 殘存 등 여러 가지 요인이 작용한 결과라고 할 수 있다. 그러나 이제까지의 가족계획은 인구억제 차원에서 강조되어 왔기 때문에 斷産 위주의 避妊實踐이 성비의 불균형에도 크게 작용한 것으로 분석되고 있다.

더욱이 우리 나라는 높은 피임실천율에도 불구하고 人工妊娠中絶이 높기 때문에 이를 완화하기 위해서 안전하고 확실한 피임방법의 다양화와 피임 서비스의 질적 개선으로 원치 않는 임신을 사전에 예방해야 한다. 또한 현 피임실천 수준이 유지될 수 있도록 기존의 避妊普及 活動이 지속되어야 한다. 가족계획은 곧 인구억제 수단이라는 종래의 그릇된 인식을 하루 속히 불식시키고 가족계획 본래의 목적에 따라 터울 조절을 위한 피임실천을 생활화하여 家庭 健康 및 福祉增進에 기여하고 동시에 性比의 不均衡이나 人工妊娠中絶을 豫防하기 위한 기본 수단으로 조속히 전향되어야 할 것이다.

결론적으로 성비불균형을 야기하는 근본 원인은 男兒選好觀의 잔존에 기인한 것이기 때문에 향후의 人口政策이나 家族計劃事業을 수립하는 과정에서 性比의 不均衡을 시정하기 위한 시책은 반드시 포함 추진되어야 한다. 이와 같은 性比의 不均衡 문제를 발생 초기에 그대로 방관한다면 향후 10~20년 후에는 人口의 양적인 문제를 초월하여 우리 生態界를 파괴하는 무서운 社會問題로 등장하게 될 것임을 명심해야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 고갑석·함희순, 「자녀의 성구성이 출산조절 행위에 미치는 영향 분석」, 『인구보건논집』, 제1권 제1호, 1982, pp.40~57.
- 교육부, 『교육통계연보』, 1993.
- 공세권·조애저·김승권·손성희, 『한국에서의 출산형성과 출산 행태』, 한국보건사회연구원, 1992.
- 김수곤, 「기혼여성 노동공급의 확대 방안」, 『남녀고용평등법 실현을 위한 심포지엄』, 한국여성단체협의회, 1994. 11.
- 김윤신, 「재일 한국인의 출생성비에 관한 고찰」, 『한국보건통계학회지』 제13권 제1호, 1988, pp.27~33.
- 김일현, 「우리 나라의 출산성비 분석」, 『우리 나라 인구변동의 분석』, 한국보건사회연구원, 1990, pp.133~154.
- 김일순, 「21세기 의료체계의 전망과 의료윤리의 과제」, 『제6회 사회 윤리 심포지엄: 현대사회와 의료윤리』, 아산 사회복지사업 재단, 1994.
- 김일현·최봉호·이삼식, 「남아선호의 결정요인 및 영향력 분석」, 『보건사회논집』, 제10권 제1호, 1990, pp.56~82.
- 김정자·임선희·이영세·강선훈, 『국민학교 교과서에 나타난 성역할 연구』, 여성개발원, 1985.
- 김정자·이경자·윤영숙·이민진, 『건강한 가정설계를 위한 대중 매체 연구』, 여성개발원, 1985.
- 김태현, 『저출산수준과 강한 남아선호관이 사회에 미치는 영향』, 『한국인 구학회지』, 제16권 제2호, 1993, pp.1~23.
- 김태현·주학중, 「남녀 인구의 불균형 추이와 사회문제의 전망」, 인구문제 연구소, 1994, mimeo.
- 대한의학협회, 「우리 나라 출생아 성비에 관한 고찰」, 대한의학협회, 1986.
- 문현상·이임전·오영희·이상영, 『1988년 전국 출산력 및 가족보건실태 조사』, 한국보건사회연구원, 1989.

- 박경애, 「성비가 가족구조에 미치는 영향」, 『한국사회학』, 제27집 여름호, 1993, pp.153~166.
- 박재빈·조남훈, 「성선호로 인한 과잉출생수의 추정」, 『인구보건논집』, 제4권 제1호, 1984, pp.3-19.
- 배경숙, 「개정가족법에 관한 법학적 고찰(II)」, 『가족학 논집』, 제2집, 1990, pp.205~209.
- 백관수·이시백, 「우리 나라 성비변동의 시계열적 경향분석」, 『인구보건논집』, 제9권 제2호, 1989, pp.34~62.
- 변화순, 「국가정책과 여성 - 출산정책과 성비 불균형 현상을 중심으로」, 『여성연구』, 제9권 제3호, 1991, pp.109~133.
- 보건사회부, 『보건사회통계연보』, 1994
- 보건사회부, 한국보건사회연구원, 『1994년도 인구 및 개발에 관한 국제회의의 대한민국 대표단 참석보고』, 1994.
- 서문희, 「한국 부인의 자녀관 결정요인」, 『1991년 출산력 조사 특별분석』, 한국보건사회연구원, 1992.
- 서문희·홍문식, 「가족형태에 따른 부모와 자녀의 심리적 특성」, 『인구보건논집』 제8권 제2호, 1988, pp.96~115.
- 신성철, 「우리 나라 출생아 성비에 관한 연구」, 『한국보건통계학회지』, 제12권 제1호, 1987, pp.30~40.
- 심영희, 『낙태의 실태 및 의식에 관한 연구』, 한국형사정책연구원, 1991.
- 이규식·이임진, 「차이출산력과 피임실천율」, 『한국의 출산력 변동과 전망』, 한국보건사회연구원, 1989.
- 이부영, 「의사의 직업윤리」, 『제6회 사회윤리 심포지엄: 현대사회와 의료윤리』, 아산사회복지사업재단, 1994.
- 이승욱, 「성비로 본 한국인의 인구추이」, 『보건학논집』, 서울대학교 보건대학원, 1988, pp.81-91.
- 이창기, 「제주도의 성별 연령별 인구구성」, 『인구보건논집』, 제2권 제2호, 1982, pp.28~50.
- 이홍탁, 「남아선호가 가족규모 및 출산행위에 미치는 영향」, 『한국의 출산력 변동과 전망』, 한국인구보건연구원, 1987.

- 장창곡, 「제2차 성비에 영향을 미치는 인구학적 요인에 관한 연구」, 서울대 보건대학원 석사학위논문, 1982.
- 조남훈·김일현·서문희·장영식, 『최근의 인구정책 방향과 전망』, 한국보건사회연구원, 1989.
- 조대회, 「성선호와 자녀관의 변화」, 『인구보건논집』, 제2권 제1호, 1982, pp.190~203.
- 지하용·박재영, 「종합병원 출산아의 성비에 관련된 요인」, 『한국인구학회지』, 제11권 제2호, 1988, pp.67~76.
- 통계청, 『장래인구추계: 1990~2021』, 1991.
- 통계청, 『인구동태통계연보』, 1992.
- 차재호·정범모·이성진, 『한국인의 남아존중 사상 - 사회, 문화, 심리적 분석』, 행동과학연구소, 1975.
- 최재석, 『한국가족연구』, 일지사, 1966.
- 한국보건사회연구원, 『제7차 경제사회발전 5개년 계획 : 총량부문 인구부문 계획』, 1991.
- 한국외과대학장협의회, 『의과대학 교육현황』, 1994.
- 한국 카톨릭 의사협회, 『의학윤리』, 수문사, 1984.
- 홍문식·이임전·이상영, 『2000년대를 향한 인구정책 구상』, 한국보건사회연구원, 1991.
- 홍영표, 「성비와 출산력과의 상관관계」, 『인구문제논집』, 제1권, 1965, pp.48-71.
- Arnold, Fred, "Measuring the effect of sex preference on fertility: the case of Korea", *Demography* Vol.22, No.2, 1985, pp.281~287.
- Bae, Hwa-ok, "Sex ratio at birth in Korea", *Journal of Population, Health and Social Welfare* Vol.11, No.2, 1991, pp.114~131.
- Bandura A. & Walters R.H., *Social Learning and Personality Development*, Holt, Rinehart, and Winston, 1963.

- Cho, Nam-hoon & Nam-kee Ahn^a, "Changes in the determinants of fertility in Korea- Analyses of pregnancy intervals and outcomes", *Journal of Population, Health and Social Welfare* Vol.13, No.1, 1993, pp.114~140.
- Cho, Nam-hoon & Nam-kee Ahn^b, "Changes in the determinants of induced abortion in Korea", *Journal of Population, Health and Social Welfare* Vol.13, No.2, 1993, pp.167~180.
- Chang, Ming-cheng, " Sex preference and sex ratio at birth: The case of Taiwan", Paper prepared for presentation at the UNPF-KIHASA International Symposium on Issues Related to Sex Preference for Children in the Rapidly Changing Demographic Dynamics in Asia, Seoul, Korea, 21~24 Nov. 1994.
- Chung Bum-mo, Jai-ho Cha, Jai-hoon Lee, *A Study on boy preference and family planning in Korea*, 1974.
- Ciocco, A., "Variation in the sex ratio at birth in the United States", *Human Biology*, 1938, pp.10~36.
- Fidell L., D. Hoffman, Keith Spiegel, "Some social implications of sex choice technology", *Psychology of Women Quarterly* Vol 4, 1979, pp.32~42.
- Foreit K.G. & Moom-hee Suh, "The Effect of Reproductive Intention on Subsequent Fertility among Low Parity Korean Women: 1971 ~76", *Studies in Family Planning*, Vol 11, No.3, 1980, pp.215-238.
- Fossett, M.A. & K.J. Kiecolt, "A Methodological review of the sex ratio", *Journal of Marriage and the Family* Vol.53, 1991, pp.941~957.
- Freedman R., *Sociology of Human Fertility: An Annotated Bibliography*, 1975
- Freedman R. & L.C. Coombs, "Preference about sex of children", *Cross-Cultural Comparison: Data on Two Factors in Fertility Behavior*, An Occasional Paper of Population Council, NY, 1974

- Garfinkel, J. and S. Selvin, "A multivariate analysis of the relationship between parental age and birth order and the human secondary sex ratio", *Journal of Biosocial Science*, 1976, pp.8~113.
- Gerbner, G., G. Gross, N. Signorelli, M. Morgan, "Ageing with Television : Images on Television Drama Conception of Social Reality", *Journal of Communication* Vol.30, Winter, 1980, pp.37-47.
- Gu, Baochang & Yongpiny Li, "Sex Ratio at Birth and Son Preference in China", Paper prepared for presentation at the UNPF-KIHASA International Symposium on Issues Related to Sex Preference for Children in the Rapidly Changing Demographic Dynamics in Asia, Seoul, Korea, 21~24 Nov. 1994.
- Hull, "Recent Trend in Sex Ratio in Birth in China", *Population Development Review* Vol.16, 1990, pp.63~83.
- James W.H. 'The sex ratio of oriental births', *Human Biology* Vol 12, 1985, pp.485~487.
- Kang, Yung-sun & Wan-kyoo Cho, "The Sex Ratio at Birth of the Korean Population", *Eugenics Quarterly*, Sept, 1959, pp.187~195.
- Lee, Hung-tak, "Prevalence and strength of son preference in Korea", *The Journal of the Population Association of Korea* Vol.5, No.2, 1982, pp.17~53.
- Lee, Hung-tak, " Fertility Impact of Sex Composition and Sequence among Korean Women: An Exploratory Study", *Journal of Population and Health Studies* Vol.2, No.1, 1984, pp.161~176.
- Lee Hung-tak & Eun-hyun Choe, "Roots of Son Preferences", *Journal of Population and Health Studies* Vol.2, No.2, 1982, pp.127~144..
- Lee, Hung-tak, "Fertility impact of sex composition and sequence among Korean women: A exploratory study", *Journal of Population and Health Studies* Vol.4, No.1, 1985, pp.161~176.
- Meng, Kwang-ho, "Factors affecting the Korean secondary sex ratio: epidemiologic and demographic consideration", Ph.D desertation, Seoul catholic medical college, 1983

- Noviski, E., "The dependence of the secondary sex ratio in humans on the age of father", *Science*, 1953, pp.117~531.
- Park, Chai-bin, "Preference for sons, family size, and sex ratio: an empirical study in Korea", *Demography*, Vol.20, No.3, 1983, pp.333~352.
- Park, Chai-bin & Nam-hoon Cho, "Gender Preference and Sex Imbalance in the Population and Their Implications for the Future of Nations", Paper prepared for presentation at the UNESCAP-KIHASA International Seminar on Consequences of Replacement and Below Replacement Level Fertility in East and South-East Asia, Seoul, Korea, 29 Nov.~2 Dec. 1993.
- Sheps, M.C., "Effect of Family Size and Sex Ratio of Preference Regarding the Sex of Children", *Population Studies* Vol 17, 1963
- Trent K. & Scott S., "Structural Determinants of Divorce Rate- A Cross Social Analysis", *Journal of Marriage and Family*, Vol.51, 1989, pp.391~404.
- Ullman J.B. & Fidell, L.S., "Gender Selection and Society", Offerman-Zuckerberg(ed) *Gender in Transition : A New Frontier*, NY, 1989, pp.179~187.
- UN, *Demographic Yearbook*, 1990

研究報告書 94-16

性比의 不均衡 變動推移와 對應方案

1994年 12月 日 印刷

값 3,000 원

1994年 12月 日 發行

著 者 趙 南 勳 外

發行人 延 河 清

發行處 韓國保健社會研究院

서울特別市 恩平區 佛光洞 山42-14
代表電話：355-8003~7

登 錄 1994年 7月 1日 (第8-142號)

印 刷 아진인쇄

© 韓國保健社會研究院 1994

〈著者略歷〉

趙 南 勳

美國 University of Pittsburgh 行政學 碩士

日本 國立公衆衛生院 保健學 博士

現 保健社會研究院 研究企劃部長

徐 文 姬

高麗大學校 新聞放送學科 碩士

高麗大學校 新聞放送學科 博士 課程 修了

現 保健社會研究院 責任研究員
