

연구보고서 2015-21-04

여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제



박종서 · 김문길 · 김은정 · 이상림 · 조성호 · 양지윤

【책임연구자】

박종서 한국보건사회연구원 부연구위원

【주요저서】

출산 및 양육의 사회·문화적 환경 분석,
한국보건사회연구원, 2014(공저)

2012년 전국출산력 및 가족보건·복지실태조사,
한국보건사회연구원, 2012(공저)

【공동연구진】

김문길 한국보건사회연구원 부연구위원

김은정 한국보건사회연구원 부연구위원

이상림 한국보건사회연구원 부연구위원

조성호 한국보건사회연구원 부연구위원

양지윤 한국보건사회연구원 연구원

연구보고서 2015-21-04

여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제

발행일 2015년 12월 31일

저자 박종서

발행인 김상호

발행처 한국보건사회연구원

주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1층~5층)

전화 대표전화: 044)287-8000

홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>

등록 1994년 7월 1일 (제8-142호)

인쇄처 고려씨엔피

정가 8,000원

발간사 <<

우리나라 출산율이 매우 낮은 상태로 30여년 지속되고 있는 것이 국가 사회적으로 큰 문제가 되고 있다. 이런 인구현상은 경제, 사회, 문화 등 제반 요인이 복합적으로 작용하여 나타나고 있는 것이 현실이다.

정부는 저출산·고령사회기본계획을 수립 시행하면서 이와 같은 인구 현상에 적극적으로 대처하고 있다. 2006년 제1차 기본계획을 시작으로 정부가 종합대책을 시행한지 벌써 10년이 경과하였고, 올해는 향후 5년간 추진할 제3차 기본계획을 수립 중에 있다.

정부가 이렇게 적극적으로 노력함에도 불구하고 출산율은 좀처럼 안정적인 반등세를 나타내지 않고 있다. 출산 결정의 기제는 앞서 밝혔듯이 복합적 요인이 작용하기 때문에, 단기간에 쉽게 변동하지 않는 특성을 가지고 있다. 따라서 사회 전반에 관한 구조적 체계를 출산에 유리한 환경으로 바꿔나가야 하며, 장기적 관점에서 사회의 다양한 주체가 문제의식을 공유하고 책임을 분담해야 될 것이다.

이런 관점에서 보면 그동안 정부의 재정 투입에 대한 부담이 작지 않았을 것이다. 아동에 대한 돌봄과 유아교육에 많은 정부 재정이 투입되었다. 그러나 상대적으로 노동시장에 대한 제도개선은 실질적 효과를 낼만큼 투자가 충분하지는 않았다. 이 같은 문제를 국가, 사회, 기업, 가족이 문제의식을 공유하고 책임을 분담하는 자세가 필요한 시점이다. 특히 가족을 지원하는 환경을 조성하기 위해서 기업의 적극적 참여가 절실한 시점이다. 맞벌이 가정의 출산 및 자녀 양육의 어려움이 많은 연구를 통해서 지적되고 있기 때문이다.

본 연구는 이런 문제의식에서 출발하여 노동시장 제도의 개선 필요성을 주장하고 있다. 여성의 경제활동과 관련된 중심 주제를 선정하여 심층적 분석을 시도하였다. 향후 노동시장 제도와 관련하여 여성의 경력단절을 예방하고, 양질의 일자리에서 일할 기회를 공평하게 보장하는 제도 개선의 필요성을 말하고 있다. 사회적으로 경제적 불평등의 문제와 취업여성의 근로여건, 남성의 가사 및 육아참여를 보장할 수 있는 제도 개선을 주장하고 있다. 이와 같은 연구결과가 향후 가족친화적인 노동시장의 제도 개선으로 이어지길 기대해 본다.

본 연구는 한국보건사회연구원의 박종서 부연구위원 책임하에, 김문길 부연구위원, 김은정 부연구위원, 이상림 부연구위원, 조성호 부연구위원, 양지윤 연구원이 공동으로 진행하였다. 연구 진행 과정에서 여러 차례 자문위원으로 참여해주신 국민대학교 계봉오 교수님과 충북대학교 최은영 교수님께 특별히 감사드리며, 원내 자문을 위해 참여해준 강은나 부연구위원과 여유진 연구위원에게도 감사의 말을 전한다. 마지막으로 본 보고서의 연구 결과는 연구자 개인 의견이며 우리 연구원의 공식적 입장이 아님을 밝혀둔다.

2015년 12월

한국보건사회연구원 원장

김 상 호

목 차

Abstract	1
요 약	5
제1장 서 론	11
제1절 문제제기	13
제2절 연구방법	18
제3절 연구내용	19
제2장 노동시장 불평등과 출산: 국가별 횡단면 분석	21
제1절 문제제기	23
제2절 자료와 기초통계	27
제3절 상관관계	35
제4절 국가별 횡단면 분석	53
제5절 소결	59
제3장 지역 노동시장의 특성과 출산율	63
제1절 문제제기	65
제2절 지역별 경제활동 참가율과 출산율의 상관성	72
제3절 지역 노동시장 구조가 개인의 출산에 미치는 영향	82
제4절 소결	102
제4장 여성의 생애과정에 따른 노동시장 이탈	105
제1절 문제제기	107

제2절 여성의 노동시장 참여 실태	110
제3절 생애사건 발생에 따른 노동시장 이탈	123
제4절 소결	139
제5장 여성임금과 출산	145
제1절 문제제기	147
제2절 여성의 고용 및 임금 현황	154
제3절 여성임금과 출산과의 관계 분석	169
제4절 소결	177
제6장 여성의 시간배분과 출산행태	181
제1절 문제제기	183
제2절 기술적 분석	206
제3절 시간배분 결정요인과 출산행동	216
제4절 소결	229
제7장 결 론	233
제1절 연구결과 요약	235
제2절 연구결과의 정책적 함의	241
참고문헌	247
부 록	257

표 목차

〈표 2- 1〉 이용자료 설명과 출처	27
〈표 2- 2〉 기초통계: 소득불평등, 젠더불평등	30
〈표 2- 3〉 기초통계: 노동시장 환경 및 보호정도	32
〈표 2- 4〉 기초통계: 여성의 노동시장 지위	33
〈표 2- 5〉 기초통계: 일·가족 양립환경	34
〈표 2- 6〉 국가 유형별 분류	35
〈표 2- 7〉 주요변수 기간별 평균: 종속변수, 불평등	55
〈표 2- 8〉 동태적 패널분석 결과	58
〈표 3- 1〉 분석에 사용된 변수 및 자료 출처	71
〈표 3- 2〉 보육시설이용률	75
〈표 3- 3〉 15세 이상 여성인구 중 경제활동참가율	76
〈표 3- 4〉 15~49세 가임여성의 경제활동참가율	77
〈표 3- 5〉 가임여성 중 임금근로자 비율	78
〈표 3- 6〉 개인수준 표본의 인구사회학적 특성	83
〈표 3- 7〉 도시지역의 인구사회학적 특성별 출생아수 평균	85
〈표 3- 8〉 농촌지역의 인구사회학적 특성별 출생아수 평균	85
〈표 3- 9〉 지역배경변수(Level 2)의 평균	86
〈표 3-10〉 노동시장변수(Level 2)의 평균	87
〈표 3-11〉 총출생아평균 상·하위 10개 지역의 평균	88
〈표 3-12〉 총출생아수에 대한 unconditional model	89
〈표 3-13〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인수준 변수 모형 추정 결과	90
〈표 3-14〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역 통제변수 모형 추정 결과	91
〈표 3-15〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역 노동시장변수 모형 추정 결과	92
〈표 3-16〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역의 성차별변수 모형 추정 결과	93
〈표 3-17〉 표본의 인구사회학적 특성	94
〈표 3-18〉 인구사회학적 특성과 추가자녀계획여부 교차분석	95

〈표 3-19〉 지역배경변수(Level 2)의 기초통계	96
〈표 3-20〉 노동시장변수(Level 2)의 기초통계	97
〈표 3-21〉 추가자녀 계획여부에 대한 unconditional model	97
〈표 3-22〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인수준 변수 모형 추정결과	98
〈표 3-23〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 및 지역수준 변수 모형 추정결과	99
〈표 3-24〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 노동시장 변수 모형 추정결과	100
〈표 3-25〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 성차별 변수 모형 추정결과	101
〈표 4- 1〉 혼인에 따른 경제활동 지속 여부에 대한 변인별 기술통계	128
〈표 4- 2〉 첫째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계	130
〈표 4- 3〉 둘째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계	131
〈표 4- 4〉 셋째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계	132
〈표 4- 5〉 혼인이행에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석	134
〈표 4- 6〉 첫째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석	135
〈표 4- 7〉 둘째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석	136
〈표 4- 8〉 셋째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석	137
〈표 5- 1〉 연령별 고용률	155
〈표 5- 2〉 교육수준별 경제활동참가율	156
〈표 5- 3〉 교육수준별 근로형태	157
〈표 5- 4〉 근로유형별 총 근로시간(월)	158
〈표 5- 5〉 근로유형별 월 급여액	159
〈표 5- 6〉 직종별 월 급여총액(전연령)	160
〈표 5- 7〉 직종별 월 급여총액(연령별)	161
〈표 5- 8〉 관리직 월 급여총액(연령별)	162
〈표 5- 9〉 전문가 및 관련직 월 급여총액(연령별)	163
〈표 5-10〉 사무직 월 급여총액(연령별)	163
〈표 5-11〉 근로자 가구의 맞벌이 여부에 따른 가구원 수 및 가계소득(월평균): 도시	164
〈표 5-12〉 근로자 가구의 직종에 따른 임금소득 현황(월평균): 도시	165
〈표 5-13〉 근로자 가구의 소득수준에 따른 임금소득 현황(월평균): 전국 2인 이상	166

〈표 5-14〉 근로자 가구의 교육수준에 따른 임금소득 현황(월평균):전국 2인 이상	167
〈표 5-15〉 맞벌이 가구의 급여소득 현황(월평균)	168
〈표 5-16〉 표본 특성	172
〈표 5-17〉 출산확률에 영향을 미치는 요인: Probit	174
〈표 5-18〉 소득계층별 출산확률에 영향을 미치는 요인: Model 1, Model 2	176
〈표 6- 1〉 시간 사용 변수 정의	203
〈표 6- 2〉 시간배분 결정요인 추정의 기술통계량	204
〈표 6- 3〉 남편의 시간배분과 출산행동 추정의 기술 통계량	205
〈표 6- 4〉 요일에 따른 부부의 시간배분	206
〈표 6- 5〉 부부의 속성에 따른 노동시간	208
〈표 6- 6〉 부부의 속성에 따른 육아시간	210
〈표 6- 7〉 부부의 속성에 따른 가사시간	212
〈표 6- 8〉 부부의 속성에 따른 여가시간	214
〈표 6- 9〉 부부의 시간배분 추정결과(SUR estimation): 주중	217
〈표 6-10〉 부부의 시간배분 추정 잔차의 상관관계: 주중	220
〈표 6-11〉 분석대상 여성의 출산 유무	222
〈표 6-12〉 남편의 육아·가사시간별 아내의 출산유무	223
〈표 6-13〉 아내의 육아·가사시간별 아내의 출산유무	223
〈표 6-14〉 남편의 육아·가사시간 부담(%)별 아내의 출산유무	224
〈표 6-15〉 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세 유배우 여성 전체	225
〈표 6-16〉 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세 자녀수 한 명인 유배우 여성	227
〈표 6-17〉 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세 자녀수 두 명인 유배우 여성	228
〈부표 1〉 부부의 시간배분 추정결과(SUR estimation): 주말	257
〈부표 2〉 부부의 시간배분 추정 잔차의 상관관계: 주말	259

그림 목차

[그림 2- 1] 지니계수와 합계출산율(1985-2010)	36
[그림 2- 2] 임금불평등(D9/D1)과 합계출산율(1995-2010)	37
[그림 2- 3] 성별임금격차(하위 10%)와 합계출산율(1997-2013)	38
[그림 2- 4] 성별임금격차(중위값)와 합계출산율(1997-2013)	39
[그림 2- 5] 성별임금격차(상위 10%)와 합계출산율(1997-2013)	39
[그림 2- 6] 성별 고용률 격차와 합계출산율(1994-2013)	40
[그림 2- 7] 실업률과 합계출산율(1994-2013)	41
[그림 2- 8] 여성실업률과 합계출산율(1994-2013)	42
[그림 2- 9] 여성고용률과 합계출산율(1994-2013)	43
[그림 2-10] 저임금노동자비율과 합계출산율(1997-2012)	44
[그림 2-11] 노동자보호강도(정규계약)과 합계출산율(1990-2013)	45
[그림 2-12] 여성시간제 비율과 합계출산율(1995-2013)	46
[그림 2-13] 비자발적 여성시간제 비율과 합계출산율(2001-2013)	47
[그림 2-14] 관리직 중 여성비율과 합계출산율(1997-2013)	48
[그림 2-15] 여성고용인구 중 관리직비율과 합계출산율(1998-2013)	49
[그림 2-16] 여성 저임금노동자비율과 합계출산율(1998-2010)	50
[그림 2-17] 모성/부모휴가의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)	51
[그림 2-18] 가족관련 사회적 지출의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)	52
[그림 2-19] 공보육지출의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)	53
[그림 3- 1] 하위 10개 저출산 지역 TFR 추이(2008~2013)	73
[그림 3- 2] 상위 10개 고출산 지역 TFR 추이(2008~2013)	74
[그림 3- 3] 여성 고용률과 합계출산율의 관계	79
[그림 3- 4] 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 상관관계	80
[그림 3- 5] 합계출산율과 여성 경제활동의 Pearson 상관계수(2008~2013)	81
[그림 4- 1] 성별 고용률의 변화 추이(15-64세)	110
[그림 4- 2] 성별 경제활동참가율의 변화 추이(15-64세)	111

[그림 4- 3] 25~29세 여성의 학력구성 변화	112
[그림 4- 4] 여성 연령별 경제활동참가율의 변화 추이(15~64세)	114
[그림 4- 5] 연령별 경제활동참가율(일반 비율 비교)	116
[그림 4- 6] 연령별 경제활동참가율(2000년 일반 비율과 2010년 표준화 비율의 비교)117	
[그림 4- 7] 생애사건 발생에 따른 경제활동 지속 비율	126
[그림 5- 1] 맞벌이 가구 내 급여소득 중 여성급여소득 비율 변화	168
[그림 5- 2] 여성의 임금수준과 출산 가능성	170
[그림 5- 3] 남성의 소득수준과 출산 가능성	171



Abstract <<

Female Labor Force Participation, Childbirth, Parenting and Policy Implications

The aim of this study is to analyze the correlation between women's pregnancy, childbirth and parenting and the institutional context of the labor market. This study examines the relationship between fertility and labor market institutions. In addition, this study explores the changes of labor force participation of women in terms of life events. Also, this study investigates the wage distribution of the household income and the time allocation of couples to discuss the interrelationship between the family structure and labor market institutions.

There are five key findings of this study. To begin with, analysis of macro-level data from OECD countries shows that fertility rates are positively correlated with income inequality among OECD countries with the exception of the social democratic countries. In contrast, fertility rates tend to be higher in OECD countries with lower gender inequalities. Regarding the labor market environment, unemployment rates, female unemployment rates and low wage worker ratio are negatively related to fertility rates, while female employment rate is positively re-

2 여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제

lated to fertility rates.

Secondly, the result from multi-level analysis reveals that regional labor market institutions influence fertility and fertility decisions. It is found that the female labor force participation rates are positively associated with women's parity and birth plan, whereas the rate of the wage workers among women of childbearing age are negatively associated with women's parity and birth plan.

Thirdly, female employment rate has been shown overall upward trend since the mid-80s. Nevertheless, career interruption of women has got worse since 2000. From the empirical models based on a life course perspective estimated suggest that the career interruption of women can be explained by education attainment, level of income and full-time position or not. However, the determinants of the career interruption at first birth are distinguished from the other life events.

Fourthly, at the micro-level, there is no correlation between women's wage and fertility, while there is a positive correlation between the ratio of women's wage within family income and the likelihood of fertility.

Finally, the time allocation of wives is dependent on the spouse wage. Husband's income is positively associated with wife's household labor time, while negatively associated with wife's paid labor time. The results from investigating the relationship between the division of household work time and fer-

tility shows that sharing household labor has profound implications for fertility.

From these findings, some policy implications can be suggested. Above all, it is needed to provide decent jobs for women and prevent their career interruption. In addition, the institutional circumstance which can support marriage, pregnancy, childbirth, and parenting should be established. Finally, fertility policies should consider not only improving work-life balance, but also promoting income redistribution and gender equality.



1. 연구의 배경 및 목적

본 연구의 각 연구 주제는 여성의 경제활동과 관련된 제도적 맥락에 초점을 두고 각각의 연구 문제를 제기하였다. OECD 국가 패널 자료를 이용한 거시분석에서 전체적인 노동시장 제도와 출산율의 상관성을 확인하고, 국내에서 지역 수준의 노동시장 제도와 출산율의 관계를 규명하고자 노력했다. 그 이후 국내에서 여성 경제활동과 관련되는 주요 제도적 맥락으로 여성의 생애주기적 관점에서 경제활동의 단계별 특성을 파악하고자 하였다. 다음은 가족 내 임금구조와 시간배분 구조의 특성을 밝히고, 가족 내 구조가 노동시장의 제도적 맥락과 어떻게 연계되어 있는지 해석하려고 노력하였다.

2. 주요 연구결과

우선 노동시장 불평등과 출산율의 관계에 대한 국가 단위 거시분석 결과에 따르면, 소득불평등과 출산율은 전체적으로 양(+)의 상관관계를 가지지만, 소득불평등도가 낮은 국가군에서는 음(-)의 상관관계를 가진다. 성별 임금격차와 고용률 격차로 확인한 젠더불평등은 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 보인다. 노동시장 환경을 나타내는 변수 중 실업률, 여성실업률, 저임금 노동자비율은 출산율과 음(-)의 상관관계를 보이고, 여성고용률은 양(+)의 상관관계를 보인다. 전반적으로 여성의 노동시장에서의 지위는 출산율과 양(+)의 상관관계를 가진다. 비자발적 여성시

간제 비율은 출산율과 음(-)의 관계를 가지지만 전체적인 여성시간제 비율은 반대의 관계를 보인다. 일·가족 양립환경은 대체로 출산율과 양(+)의 관계를 나타냈다. 또한 OECD 국가 패널 자료를 이용한 동태적 패널 분석결과에 따르면, 전기의 노동시장 불평등이 증가하면 다음기의 출산율의 증가율은 감소했다. 실업률 또는 여성실업률은 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 최근 관련 연구결과와 맥을 같이 하는 것으로 확인됐다. 정규직에 대한 고용보호정도는 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로, 일·가족 양립을 위한 사회지출은 역시 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인됐다.

두 번째, 162개 지역의 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 단순 상관관계를 분석한 결과, 여성 경제활동참가율과 합계출산율은 양(+)의 상관관계를 나타냈다. 그러나 가임여성 임금근로자비율은 합계출산율과 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 지역 수준의 여성 경제활동참가율이 개인의 총출생아수 및 향후 출산계획에 양의 방향으로 영향을 미치고 있는 반면, 지역 수준의 가임여성 임금근로자 비율은 총출생아수 및 향후 출산계획에 음(-)의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 지역적 맥락에서 볼 때, 임금근로자 중심으로 노동시장이 구조화된 지역에 거주하는 여성들은 출산에 부정적인 선택을 하고 있는 것으로 해석된다.

세 번째, 여성의 경력단절이 여전히 높은 수준으로 나타났다. M자형 분포에서 최저점 이전 연령대에서 여성의 경제활동참가율이 크게 높아졌다는 점을 고려하면 경력단절의 양상은 오히려 더 심화된 것으로 나타난다. 또한 노동패널 자료를 이용하여 여성들의 생애사건에 따른 노동참여 이탈 혹은 잔존 여부를 결정하는 요인 분석 결과, 생애사건에 따라 경제활동의 이탈 혹은 지속을 결정짓는 중요한 변인은 학력, 급여수준, 정규직 여부로 나타났다. 그러나 생애과정의 단계에 따라 노동시장 잔존 결정

요인들은 다소의 차이가 나타나는데, 특히 첫째아 출산에 있어서는 확연히 구분되는 패턴을 보였다.

네 번째, 여성가족패널 자료를 이용하여 출산을 결정 모형 분석 결과, 여성임금은 임금수준 그 자체만으로는 출산에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 여성임금의 절대적 수준보다 가계 내에서 남성임금과의 상대적 크기에 따라 출산확률이 달라지는 것으로 나타났다. 즉 여성임금의 상대적 크기(남성소득 대비 여성임금 비율)가 클수록 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다.

다섯 번째, 남편의 육아 및 가사시간은 아내에 비하여 매우 적은 것으로 나타났으며, 남편의 시간배분 중 노동시간은 자신의 임금과 음의 유의한 관계가 있었으나, 그 이외의 육아시간 및 가사시간과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그리고 남편의 육아·가사시간을 더욱 증가시키는 요인은 배우자(아내)의 임금이 증가할 경우이다. 아내 시간배분의 경우는 주로 배우자(남편)의 임금에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 아내 자신의 노동시간은 남편의 임금이 증가할수록 감소하며, 가사시간은 증가하는 것으로 나타났다. 남편의 시간배분과 출산과의 관계에 대한 분석결과는 남편의 육아·가사 분담율이 출산에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 둘째아 출산에서 남편의 육아·가사 분담율이 10% 증가할 때 1.1%의 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다.

3. 결론 및 시사점

개별 행위자는 노동시장의 제도적 맥락을 스스로 인지하고 이해한 상태에서 생애주기별 사건을 계획, 선택, 결정하고 있다고 본다. 향후 정책 방향은 혼인, 임신, 출산 및 자녀양육을 지지하고 양성평등 질서를 강화

하는 제도적 여건을 조성하여, 여성의 경제활동참가율과 출산율의 선순환 구조를 구축하자는 것이다. 구체적으로 선순환 구조를 위한 주요 정책 방향으로 네 가지를 제안한다.

첫째, 여성에게 좋은 일자리를 확보하는 것이 중요하다. 지금까지 추진된 정책의 주요 내용은 여성노동시장의 유연화 기조가 두드러진다. 이런 정책이 현재는 일·가족양립제도로 분류되고 있지만 노동시장에서는 실제로 노동유연화 정책으로 볼 수 있다. 따라서 노동시장 유연화 맥락이 아닌 실질적인 여성 일자리의 질적 개선을 위한 노력이 필요하다. 특히 여성 비정규직 취업자의 모성보호제도의 사각지대 발생을 예방하기 위해서라도 고용안정성에 대한 실질적 개선대책이 요구된다.

둘째, 경력단절 예방 및 여성의 경제활동 제고를 위한 일·가족 양립정책 강화 노력이 필요하다. 현재 일·가족양립 정책으로 출산전후휴가와 육아휴직제도가 시행되고 있다. 그러나 현실에서 이 제도는 노동시장에서 실효성을 가지고 시행되지 못하고 있다. 기업은 대체인력 부담으로 일부 대기업과 공공부분을 제외하면 실제로 휴가휴직제도가 잘 작동하지 않는다. 따라서 급여의 소득대체 수준을 상향해야 하며 제도의 적용 실태에 대한 지도감독을 철저히 시행해야 할 것이다.

셋째, 여성의 임금구조의 개편이 필요하다. 저임금 중심의 여성일자리를 통한 여성경제활동인구의 증가는 모의 취업으로 인한 소득효과 기능을 상실하여 출산율을 오히려 더욱 저하시킬 가능성이 있다. 또한 성별 임금격차뿐만 아니라 여성들 사이에서 동일직종 내에서의 임금격차 및 근로환경의 차이해소를 통한 여성 일자리 개선 노력들이 요구된다.

넷째 소득불평등의 완화노력을 검토할 필요하다. 소득불평등 해소를 위한 소득재분배 정책은 저출산 대책으로서 제한적인 기능을 할 수 있다. 따라서 현재 시행되고 있는 조세, 주거, 보육 및 교육제도에서 재분배 관

점을 강화할 수 있을 것이다. 소득수준에 따른 주거 및 양육비용 부담은 이미 큰 격차로 벌어지고 있는 현실에서 소득수준의 차이가 혼인과 출산의 차이로 연계될 수 있다. 이런 격차를 줄이고 자녀의 성장기회 균등 차원에서 보완대책에 대한 검토가 필요하다. 이와 같은 제도적 지원수준이 취약한 부분을 발굴하여 불평등의 효과가 혼인과 출산으로 이어지지 않도록 하는 보완노력이 필요할 것이다.

*주요용어: 여성경제활동참가율, 노동시장제도, 가계내 임금구조, 부부의 시간배분, 저출산 대응정책



제 1 장

서론

제1절 문제제기

제2절 연구방법

제3절 연구내용



제1절 문제제기

본 연구는 여성의 경제활동과 출산율의 상관성에 대한 문제의식에서 출발한다. 출산율 감소의 원인에서 여성의 경제활동은 항상 논쟁의 중심이 되었다. 국가별로 여성의 경제활동과 출산율의 상관관계는 상반되게 나타나고 있기 때문이다. 즉 여성의 경제활동참가율과 출산율이 음의 상관관계를 나타내는 국가가 있는가 하면, 양의 상관관계를 나타내는 국가가 있다. 그리고 국가 단위 자료를 이용한 거시분석에서 1980년대 중반을 기점으로 두 변인 간의 관계는 음의 관계에서 양의 관계로 전환되었다(Ahn & Mira, 2002).

국가별로 두 변인의 관계가 상반되게 나타는 이유는 무엇일까? 여성의 경제활동참가율과 출산율이 양의 상관관계를 나타내는 국가들은 노동시장 제도의 변화를 통해 부적 관계를 완화시켰다. 직장 생활의 특성을 변화시키고, 자녀 돌봄의 사회적 조직화를 통해 이 둘의 조합을 변화시킨 것이다(Brewster & Rindfuss, 2000). 결국 국가별로 여성의 경제활동과 출산율에 영향을 미치는 사회 제도적 맥락이 서로 다르게 조직되어 있기 때문이다. 여기서 국가별로 출산율에 영향을 미치는 사회 제도적 맥락을 밝히는 것이 중요한 문제로 제기된다.

제도적 맥락이란 개별 행위자와 사회제도의 관계에서 규정된다. 즉 개별 행위자는 사회의 제도적 맥락에 의해서 영향을 받고, 사회전체의 구조적 틀 안에서 행위가 제한된다는 의미이다. 맥락이 곧 제도를 의미하며,

제도란 개인행위에 영향을 미치는 구조적 제약요인이라는 의미를 가진다. 이런 제도의 영향력 하에서 이루어지는 인간행위는 안정성과 규칙성을 띠게 된다(하연섭, 2013). 따라서 개별 행위자의 혼인, 임신, 출산 및 자녀양육에 관한 삶의 계획과 선택, 그리고 결정은 이런 제도적 맥락의 영향을 받게 된다.

본 연구는 이런 문제의식에서 다섯 가지의 연구주제를 제시하였다. 각 연구주제는 여성의 경제활동과 관련된 제도적 맥락에 초점을 두고 각각의 연구 문제를 제기한다. 우선, OECD 국가 패널 자료를 이용한 거시분석에서 전체적인 노동시장의 불평등 구조와 출산율의 상관성을 확인하고, 둘째, 국내에서 지역 수준의 노동시장 제도와 출산율의 관계를 규명하고자 한다. 셋째, 여성 경제활동과 관련되는 주요 제도적 맥락으로 여성의 생애주기적 관점에서 경제활동의 단계별 특성을 파악할 것이다. 넷째, 가족 내 임금구조와 다섯째, 부부의 시간배분 구조의 특성을 밝히고, 가족 내 구조가 노동시장의 제도적 맥락과 어떻게 연계되어 있는지 밝힐 것이다.

본 연구에서 제시한 각 연구주제의 제도적 성격을 살펴보면, 우선 앞의 두 개 문제제기인 노동시장 불평등문제와 지역의 노동시장 제도에 관한 연구주제는 제도적 성격이 비교적 선명하다. 이 두 주제는 노동시장의 제도적 맥락에 해당하는 소득불평등, 경제활동참가율, 실업률과 고용률, 노동시장의 지위와 성별격차, 노동시장의 고용안정성 등을 직접적으로 분석하고 있기 때문이다. 이와 같은 노동시장의 특성은 제도의 전형적인 형태를 보여준다.

노동시장 불평등 구조와 출산율의 관계에서(제2장), De La Croix와 Doepke(2003)의 연구는 소득불평등이 빈곤층과 부유층의 출산의 차이에 따라 경제성장에 부(-)의 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다.

Deaton와 Paxson(1997)의 연구는 코호트 내 불평등은 연령이 높을수록 심해지는데, 저출산에 따라 인구증가율이 낮아지면 불평등이 심한 코호트의 인구비중이 커짐에 따라 불평등이 더 심화된다는 것을 규명하고 있다. 따라서 소득불평등의 확대는 여성의 인구·사회·경제적 행동에 영향을 미칠 수 있고, 결혼, 출산, 노동시장참여 행태와 관련이 있을 것이라는 문제를 제기하고자 한다.

지역의 노동시장 제도와 출산율의 상관성 측면에서(제3장), Hank(2001)는 지역의 노동시장 제도와 출산율의 직접적 관계를 분석한 바 있다. 그는 1960년대 후반과 1970년대 초반 동안 일반적인 출산력 감소 경향이 변화 없이 지속되고 있는 저출산 지역의 지리학적 유형을 발견하고, 지역적 변이의 대부분은 개인적 특성의 공간적 분포 차이 때문인 것으로 결론지었다. 이때 고려된 지역수준의 변인은 도시화 정도, 보육시설, 노동시장 구조이고, 노동시장의 구조변수는 지역 내 취업자 수, 실업률, 여성의 경제활동 참가율이었다. 따라서 국내에서도 지역의 노동시장 제도 변수가 개인의 출생아수 차이와 향후 출산계획에 영향을 미칠 수 있다는 문제를 제기하고자 한다.

여성의 생애과정에 따른 노동시장 이탈 문제(제4장)에서 기존의 연구 경향이었던 여성 경제활동 참가에 관한 시퀀스 분석은 몇 가지 한계를 나타내고 있다. 경력단절은 개인, 직장, 남편, 가족 생애단계 등 다양한 요인들이 상호작용하여 생애과정에 따라 다른 특성을 나타낼 가능성이 매우 높다. 그러나 기존 시퀀스 분석은 경력단절 상황에서의 특성이 아닌 학력과 같은 생애전반에 변화 없이 영향을 미치는 몇몇 변인들의 차별적 특성 분석에 한정되는 한계를 보인다. 이런 한계로 인하여 출산과 경제활동 사이의 상호작용의 역동성 간과되고 있다. 이런 상호작용은 노동시장의 제도적 맥락에 대한 개별 행위자의 선택으로 간주할 수 있다. 민현주

(2012)의 연구는 이런 관점에서, 늦은 출산 등 출산시기 조절이 노동시장 참여와 관련한 여성의 전략적 선택임을 잘 보여주고 있다.

여성임금과 출산율의 관계(제5장)에서, 기존 국내 연구는 주로 미시적 관점에서 여성임금 자체에 대한 분석이 주를 이루고 있으며, 가계 내의 소득구조에서 여성임금을 분석한 연구는 거의 찾아 볼 수 없다는 문제를 제기할 것이다. 특히 여성임금 수준의 특성 분석과 함께 가구소득 대비 여성임금 비율로 측정되는 가계 내 성별 임금구조가 출산에 미치는 영향에 초점을 맞출 것이다. 이것은 임금에 대한 미시적 접근이 아니라, 임금의 구성적 특성에 주목하는 것이다. 거시적 관점에서 여성임금의 증가로 남성임금과의 격차가 감소할 경우, 여성임금 증가 자체만으로도 기회비용 증가의 효과가 있으며 성별임금격차 감소가 함께 이루어질 경우 여성임금에 대한 기회비용은 상대적으로 더욱 큰 효과를 지니게 될 것이라는 문제를 제기할 것이다.

마지막으로 여성의 시간배분과 출산행태 문제(제6장)는 기본적으로 하루 24시간이라는 시간 형식에 초점을 둘 것이다. 24시간이라는 형식이야말로 가장 전형적인 제도의 틀로 볼 수 있다. 현대의 일상에서 개별 행위자 누구에게나 적용되는 행동의 제약 틀이기 때문이다. 경제학적 설명에 따르면, 가계의 효용함수는 소득제약과 시간제약 하에서 최대화되는데, 이 시간은 누구에게나 24시간을 넘어갈 수 없다는 제약이 있다. 즉, 가계는 시장에서 구입한 재화와 가계 내의 노동시간(육아·가사·여가시간)을 투입하여, 소득제약과 시간제약 하에서 가계 내 생산함수를 통해 효용이 최대화 되는 최적의 시간을 결정한다는 것이다. 또한 가족 내에서 부부의 시간 배분은 문화적으로 구성된 맥락적 효과에 영향을 받는데, 이때의 맥락적 효과는 개인의 행위를 규정한다는 측면에서 제도적 성격을 가지고 있다.

출산력 변화에 대한 기존의 대부분 연구는 다변량, 횡단면(multi-variate, cross-sectional) 분석을 통해 여성의 특성과 출산율이 개인적 수준에서 통계적으로 유의한지 검증해왔다. 이러한 접근은 단일한 방향의 양분모델(unidirectional, dichotomous model)에 기반하고 있는데, 이 모델들은 출산을 문화적 사회적 맥락 속에서 고려하지 않고 있다는 비판을 받고 있다(McDonald, 2000). 여성들이 출산 또는 출산 거부를 결정하는 것은 그들의 미래를 설계하는 노력의 일환이지, 그 결정 이전에 축적된 개인의 특성에 의해 정해진 것이 아니다. 즉 그들은 사회적 맥락을 고려해 미래를 설계할 뿐이며, 이것이 본 연구에서 제도적 맥락에 주목하는 이유이다.

현재 한국에서 여성의 경제활동을 둘러싼 제도적 여건은 이런 문제제기에 정당성을 부여해주고 있다. 가임여성은 생애주기의 단계에 따라서 노동시장에 진입 이탈을 반복하고 있는 것이 현실이고, 여기서 출산은 연기 또는 중단되고 있지만 아직까지 노동시장의 제도적 개선은 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구는 여성의 노동시장 참여가 늘어날수록 노동시장 제도는 이러한 새로운 노동자들을 수용하고, 자녀 출산과 관련된 trad-off를 최소화하는 것이 출산율 증진을 위해 필요할 것(Adserà, 2005)이라는 문제를 제기하고자 한다.

본 연구의 각 연구 주제는 여성의 경제활동과 관련된 제도적 맥락에 초점을 두고 각각의 연구 문제를 제기한 것이다. 우선 OECD 국가 패널 자료를 이용한 거시분석에서 전체적인 노동시장 제도와 출산율의 상관성 분석과 동태적 패널 분석을 통하여 노동시장의 불평등이 출산율에 미치는 영향을 확인하고, 국내에서 지역 수준의 노동시장 제도와 출산율의 관계를 규명하고자 한다. 이는 노동시장의 제도적 특성과 출산력 관계를 확인하기 위해 가장 일차적으로 분석할 연구문제라 판단하여 우선 배치하

였다. 그 이후 국내에서 여성 경제활동과 관련되는 주요 제도적 맥락으로 여성의 생애주기적 관점에서 경제활동의 단계별 특성을 파악하고자 한다. 이는 여성 개인과 노동시장 제도의 상호 관계를 보여주고자 하는 문제의식을 반영하고 있다. 다음은 가족 내 임금구조와 시간배분 구조의 특성을 밝히고, 가족 내 구조가 노동시장의 제도적 맥락과 어떻게 연계되어 있는지 해석하려고 노력하는 것이다.

이상과 같이 본 연구는 거시적 수준에서 제도적 특성과 출산율의 관계를 밝히고, 개인과 노동시장 제도의 관계, 그리고 가족내 구조적 특성과 노동시장 제도의 관계를 크게 하나의 연구로 묶으려는 구상을 담고 있다. 그리고 분석 결과를 토대로 여성의 생애주기에 따른 혼인, 임신, 출산, 양육의 일련의 과정에서 노동시장 제도가 갖는 의미를 분석함으로써, 출산 결정에서 노동시장 제도가 갖는 중요성을 강조하고자 하는 것이다.

제2절 연구방법

본 연구는 여성의 경제활동과 출산에 관한 핵심 연구주제를 선정하여 경험적 분석을 시도하여 정책적 함의를 도출하고자한다. 이 과정에서 문헌연구, 통계분석, 자문회의 등을 통하여 연구의 목표를 이루고자 노력하였다.

우선 연구 주제별로 기존 연구 성과를 정리하고, 이론적 배경을 설명하면서 많은 문헌을 검토하였다. 이론적으로 거시적 접근, 미시적 접근을 종합적으로 고려하였으며, 특히 제도적 관점에 주목하여 관련 문헌을 충실히 검토하였다.

또한 실증분석을 위하여 기존의 조사자료 및 각종 통계자료를 활용하

여 통계분석을 실시하였다. OECD 국가 패널 자료를 구축하여 거시적 관점에서 주요 변인 간 상관관계와 동태적 패널 분석을 시도하였다. 국내 지역 단위의 노동시장 제도적 변수와 합계출산율 및 개인의 출산수준 간의 관계를 분석하기 위하여 다층모형 분석을 시도하였다. 그리고 여성의 생애주기 단계별 노동시장 이탈 및 잔존 결정요인 분석을 위하여 노동패널 자료를 이용한 다변량분석을 적용하였다. 여성의 임금구조와 출산율의 관계를 분석하기 위하여 여성가족패널 자료를 이용하여 Butz와 Ward의 출산율 결정 모형을 적용하였다. 그리고 여성의 시간활용과 남편의 가사참여가 출산에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 생활시간조사자료를 이용하여 시간배분 결정요인 분석과 프로빗 모형을 적용하여 출산확률을 분석하였다.

또한 연구 진행과정에서 여러 차례 전문가 자문회의를 개최하여 진행과정과 연구결과에 대한 보완작업을 진행하였다.

제3절 연구내용

본 연구는 크게 7개 장으로 구성되었다. 제1장은 서론으로써, 전체 연구의 문제제기 및 이론적 배경을 서술하였다. 본 연구는 여성노동의 제반 특성과 출산행태의 관계를 분석하면서, 특히 노동시장과 출산을 둘러싼 제반 제도적 맥락에 초점을 둔다. 각 연구 주제가 제도적 맥락에서 어떻게 연관관계를 갖고 있는지 설명하였다. 그리고 제7장은 결론으로써, 연구결과를 요약하고 정책적 함의를 도출한다.

제2장은 노동시장 불평등과 출산율의 거시분석으로써, OECD 국가패널 자료를 이용하여 출산변수와 노동시장 관련 변수 간의 관계를 분석하

였다. 주요하게 노동시장 불평등은 소득 불평등과 젠더 불평등, 노동시장 환경과 여성의 노동시장 지위, 일·가족 양립환경 등과 출산율의 상관성, 동태적 패널 분석을 실시한다.

제3장은 지역노동시장의 특성과 출산율의 관계를 분석한다. 전통적 논쟁점인 여성경제활동과 출산율의 상관성을 한국의 162개 지역단위를 기초로 분석한다. 서구에서 1980년대 중반 이후 두 변인간의 관계가 음의 방향에서 양의 방향으로 전환되었다는 것이 일반화되었는데, 국내에서 이와 같은 문제의식으로 국내 상황을 검토하기 위한 분석이다. 또한 지역의 노동시장 제도적 특성이 개인의 출산수준에 미치는 영향을 분석하여, 노동시장 제도적 특성에 대한 정책적 개입의 필요성을 강조할 것이다.

제4장은 여성의 생애과정에 따른 노동시장 이탈 관계를 분석한다. 생애과정의 관점에서 혼인 및 출산 등의 생애사건의 발생에 따라 노동시장 잔존 혹은 이탈의 경향을 분석한다. 이러한 생애사건 발생에 따른 노동시장 이탈의 결정 요인을 파악하고 정책적 함의를 제시할 것이다.

제5장은 여성가족패널 자료를 이용하여, 여성의 임금구조와 출산의 관계를 분석한다. 여성임금의 절대적 수준뿐만 아니라 가계 내에서 여성임금의 상대소득 정도를 고려하여 소득분위별 출산행위에 미치는 영향을 분석한다.

제6장은 생활시간조사 자료와 여성가족패널 자료를 이용하여, 부부의 시간배분과 출산 행동을 분석한다. 시간배분은 노동시간, 육아시간, 여가시간으로 구분하여, 부부의 각 시간배분 결정요인을 분석하고, 또한 남편의 시간배분이 출산에 미치는 영향을 분석한다.

제 2 장

노동시장 불평등과 출산: 국가별 횡단면 분석

제1절 문제제기

제2절 자료와 기초통계

제3절 상관관계

제4절 국가별 횡단면 분석

제5절 소결



2

노동시장 불평등과 출산: << 국가별 횡단면 분석

제1절 문제제기

1. 문제제기

경제적 불평등의 심화는 최근 OECD 국가의 전반적인 경향이라 할 수 있다. 일반적으로 기술발달, 세계화, 탈산업화, 그리고 노동시장 이중구조 등이 불평등의 원인으로 지목되고 있다. 우리나라도 소득불평등 수준은 OECD 평균정도 수준이지만 지니계수가 계속된 이래로 계속 악화 또는 횡보하는 추세에 있으며(지니계수 도시근로자가구 1990년 0.243에서 2013년 0.280), 정부의 조세-이전정책도 불평등을 완화하는데 크게 기여하지 못하고 있는 상황이다(지니계수 감소율 우리나라 9%, OECD 평균 35%).

이 같은 소득불평등은 성장의 단계에서 필연적으로 일어나는 현상이지만, 성장이 어느 정도 이뤄지고 나면 자연스럽게 해소된다는 쿠즈네츠 가설(Kuznets, 1955)에 의해 지지받아 왔으나, 최근 이 같은 쿠즈네츠 가설이 부정되는 연구결과들이 나오고 있다(Clarke, 1992; Alesina & Rodrik, 1994; Bourguignon, 1994; Persson & Tabellini, 1994; Perotti, 1996).

특히, 비교적 신자유주의 경제학의 이념에 충실한 것으로 여겨졌던 OECD와 IMF 같은 국제기구들도 최근 경제적 불평등이 경제성장을 저해한다는 연구를 지지하는 쪽으로 기존의 입장을 바꾸고 있다(IMF,

2015). 특히 금년에는 이례적으로 OECD, ILO, World Bank, IMF 등 네 개의 국제기구가 공동으로 소득불평등에 대한 보고서를 발간하기도 했다. 구체적인 정책대안까지는 제시하지 못했지만, 불평등의 심화가 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 공동의 문제의식이 깔려 있다 (ILO·IMF·OECD·World Bank, 2015).

이처럼 심화하는 추세에 있고, 그 파급효과가 상당한 경제적 불평등을 야기하는 조건들 중 탈산업화와 노동시장 이중구조는 여성의 노동시장에서의 지위를 악화시키는 요인이기도 하다. 제조업에 비해 고속권이 필요치 않은 서비스업 중심으로 산업구조가 재편되는 과정에서 여성취업인구가 이 부문에 집중되는 경향이 있고, 노동시장 내 임금격차와 종사상지위 등 기회구조에 있어서 성별차이가 좀처럼 좁혀지지 않고 있다. 이것은 탈산업화가 노동시장 이중구조 심화와 관련이 있기 때문으로 볼 수 있다. 여성에게 불리한 조건으로 작용하는 탈산업화, 노동시장 이중구조가 견인하는 소득불평등의 확대는 여성의 인구·사회·경제적 행동에 영향을 미칠 수 있다. 결혼, 출산, 노동시장참여 행태와 관련이 있을 것이다.

한편, 거시적 관점의 소득불평등과 달리 젠더불평등이 출산에 미치는 영향에 대해서는 일찍이 연구가 진행되어 왔다. 특히 1994년 카이로에서 열린 '세계인구 및 개발 컨퍼런스'는 젠더평등은 출산율 하락에 대응하기 위한 전제조건이라는 것을 규정하였다. 대체로 양성평등도가 낮은 저개발국가나 개발도상국이 관심이 되는데, 이들 국가들에서 주로 고려가 되는 변수로는 영아사망률 성비, 문맹인구 중 여성비율, 초등교육 등록 성비, 여성가구주 비율 등이 꼽힌다.

본 장에서는 출산에 영향을 미치는 불평등을 소득불평등과 젠더불평등의 범주로 구분하고, 이들 불평등과 출산과의 관계를 규명하는 것을 목적으로 한다.

2. 이론적 배경

출산결정요인은 크게 경제적 요인과 비경제적 요인으로 구분할 수 있다. 먼저, 경제적 요인은 출산의 비용과 관련된 것으로 직접비용이라 할 수 있는 양육 및 교육에 드는 비용과 간접비용이라 할 수 있는 임금수준과 같은 기회비용으로 구분할 수 있다. 이 같은 경제적 요인 외에 여성이 참가하고 있는 노동시장에서의 지위와 노동시장 자체의 특성도 출산결정에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 노동시장의 지위는 우선 종사상 지위, 직종, 근로시간 등과 관련되며, 노동시장의 특성이 출산에 미치는 영향은 다시 전반적인 노동시장정책(모성보호 정도, 고용안정 정도)의 효과와 그 정책이 얼마나 고루 향유되는지의 정도의 효과로 구분된다. 후자의 경우 이것은 노동시장에서의 기회구조의 차이 즉, 불평등과 관련될 것이다.

출산에 영향을 미치는 불평등의 범주는 앞서 언급한 것과 같이 첫 번째 범주는 경제적 불평등(소득불평등)이고, 두 번째 범주는 주로 노동시장이나 가정에서의 여성의 상대적 지위와 관련되는 젠더불평등(성별격차)이다.

먼저, 소득불평등과 출산과의 관계를 규명한 연구는 국내외를 막론하고 매우 드물다. De La Croix와 Doepke(2003)의 연구가 대표적이다. 이 연구는 소득불평등과 출산의 양자관계에만 주목한 것이 아니라 출산 변수를 매개로 소득불평등이 경제성장에 어떻게 영향을 미치는지를 밝혀내는 것이 목적이었다. 이들은 소득불평등이 빈곤층과 부유층의 출산의 차이에 따라 경제성장에 부(-)의 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 동 연구는 경제적 불평등은 빈부간 출산의 격차를 확대시키고(빈곤층은 높은 출산 & 낮은 교육투자, 부유층은 낮은 출산 & 높은 교육투자), 이는

전체 노동력의 평균적인 교육수준을 하락시켜 경제성장을 저해한다는 결론을 도출했다. 한편, Deaton과 Paxson(1997)은 반대의 방향에서 두 변수간의 관계를 밝혔다. 즉, 코호트 내 불평등은 연령이 높을수록 심해지는데, 저출산에 따라 인구증가율이 낮아지면 불평등이 심한 코호트의 인구비중이 커짐에 따라 불평등이 더 심화된다는 것을 규명했다.

한편, 양성평등의 환경은 출산에 긍정적인 영향을 미친다. 출산율이 높은 북유럽 국가들의 경우 남성의 아동양육 책임이 다른 국가들에 비해 상당히 높은 편이다. 이것은 양육에 대한 양성평등의 관념이 반영된 것일 수도 있고, 남성의 육아휴직이 일반적인 노동시장제도가 이를 뒷받침하는 것에 기인할 수도 있다. 즉, 양성평등에 대한 관념과 사회제도가 높은 출산율의 환경을 뒷받침한다 할 수 있다. Mason(1987, 2001), Sathar et al.(2001), Abbasi-Shavazi et al.(2009) 등의 연구가 뒷받침하고 있다. Erosa et al.(2002)은 이직, 고용, 임금 등 노동시장 내 성별격차가 출산결정에 미치는 영향을 규명하고 있다.

불평등과 출산에 관한 국제적 차원의 연구는 그리 많지 않다. Adserà(2005)는 EU 주요국들의 패널자료가 결합된 미시 자료(ECHP)를 사용해서 노동시장 내 불평등이 출산에 미치는 영향을 실증했다. 실업률이 높을수록 지연출산을 야기함을, 그리고 비슷한 실업률 수준에서 노동시장 관련 제도(파트타임 일자리, 공공부문 고용 등)가 출산율의 차이를 규정하는 메커니즘을 규명했다.

출산율 결정요인에 대한 실증연구는 크게 미시적 접근법과 거시적 접근법으로 구분할 수 있다. 미시적 접근법은 개인 또는 가구의 출산선택에 영향을 주는 요인들을 규명하는 것이다. 종속변수는 주로 출생아 수, 출산간격 등이 이용되며, 이들에 영향을 주는 설명변수는 연령, 교육수준, 결혼 전 취업 경험, 자연유산 경험 등 인구사회학적 변수와 학력별·연령

별·성별 임금과 같은 경제적인 변수가 이용된다.

거시적 접근법은 다시 한 국가를 대상으로 하는 연구와 여러 국가를 모아 하는 연구로 구분할 수 있다. 전자는 연령대별 출산율을 종속변수로 주로 사용하며, 설명변수로는 여성의 시간당 임금, 남성의 연간소득, 여성의 경제활동참가율 등이 이용된다. 후자에서는 종속변수로 합계출산율(TFR)이 주로 사용되고, 초산연령, 영아사망률, 조혼인율, 여성 경제활동참가율, 1인당 GDP, 여성 학력, 그리고 모성보호 정도를 나타내는 변수들(예컨대, GDP 대비 가족정책지출 비율, 남녀평등도 등)이 주로 사용된다.

제2절 자료와 기초통계

1. 이용자료

분석을 위해서 OECD 34개국의 합계출산율, 지니계수, 여성노동시장 참가율 등의 변수들을 묶은 패널자료를 구축했다. 각 변수들과 출처는 아래 표와 같다.

〈표 2-1〉 이용자료 설명과 출처

변수	변수설명	출처
합계출산율	합계출산율	OECD(2015), Fertility rates (indicator)
지니계수	Gini Index	World Income Inequality Database (WIID3.0A)
임금불평등 (d9/d1)	임금불평등(9분위/1분위)	ILO Global Wage Report Collection

28 여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제

변수	변수설명	출처
성별임금격차 (하위10%)	(남성하위10%소득-여성하위10%소득)/남성 하위10%소득*100	OECD STAT
성별임금격차(중위)	(남성중위소득-여성중위소득)/남성중위소득 *100	OECD STAT
성별임금격차 (상위10%)	(남성상위10%소득-여성상위10%소득)/남성 상위10%소득*100	OECD STAT
성별 고용률 격차	전체 고용률 성별격차	OECD STAT
실업률	전체 실업률	OECD STAT
여성실업률	여성 실업률	OECD STAT
여성고용률	인구대비 여성 고용률	OECD STAT
저임금노동자비율	저임금노동자비율(풀타임 노동자의 시간당 임금 중위값의 2/3 이하의 임금을 받는 노동자 비율)	OECD(2015), Wage levels (indicator).
노동자보호강도 (정규계약)	고용보호지수(EPL) _개인해고에 대한 노동자 보호 강도(정규계약)	OECD Homepage
여성시간제 비율	여성고용 중 파트타임 비율	OECD(2015), "Labour Market Statistics: Full-time part-time employment-com mon definition: incidence", OECD Employment and Labour Market Statistics(database).
비자발적 여성 시간제	여성시간제 노동자중 비자발적 노동자 비율	OECD STAT
관리직 중 여성비율	관리직 중 여성 비율(Senior and middle management)	ILO STAT
여성고용인구 중 관리직비율	여성고용인구 중 매니저비율	OECD STAT
여성 저임금 노동자비율	여성 저임금 노동자비율(여성의 시간당 임금 (모든 직종) 중위값의 2/3 이하의 임금을 받 는 여성 노동자 비율)	ILO Global Wage Report Collection

변수	변수설명	출처
모성부모휴가 GDP비율	모성/부모휴가수당관련지출이 전체GDP에서 차지하는 비율	OECD STAT
가족사회적 지출 GDP비중	가족관련 사회적 지출이 전체 GDP에서 차지하는 비율 - 가족수당, 모성휴가, 보육서비스, 주거지원 등 모든 제도 포함	OECD STAT
공보육지출 GDP	공보육체계에 지출되는 비용이 전체 GDP에서 차지하는 비율	OECD STAT
고등교육진학률	고등교육기관에 진학하는 비율	World Bank Data
1인당 국민소득	1인당 국민소득	World Bank Data

다른 변수들과 달리 지니계수는 상당히 범주에 다양한 출처가 있어서 하나의 데이터 셋을 구하기가 쉽지 않다. 시계열이 길면서 결측값이 많지 않은 데이터를 이용하기 위해 유엔대학교의 WIID(UN University World Income Inequality Database) 자료를 이용하였다. 2011년 자료까지 제공되는 WIID 3.0을 사용하였다(UNU-WIDER, 2014). 동 자료도 상당히 많은 출처에 따라 같은 연도에 국가별로 많게는 7가지의 값을 제공하고 있어서 다음과 같은 원칙에 따라 자료를 선택했다. 먼저, 전체 인구 대상, 전 연령 대상, 전국단위, 개인단위, 균등화한 가처분소득을 선택하되, 그 중에서도 다른 값이 있는 경우는 국가별로 가장 많은 출처의 자료를 선택했다.

2. 기초통계량

출산율과 주요 변수들과의 상관관계를 분석하기 위해서 짧게는 13년, 길게는 17년간의 평균값을 이용하였다. 출산율은 상당히 완만하게 변하는 특징이 있지만 실업률 등 경기변동에 영향을 받는 노동시장변수들은 짧은 기간의 등락이 있기에 10년 이상의 평균값을 이용함으로써 비교적 장기의 특성을 반영하고자 하였다.

그리고 출산율에 영향을 미치는 변수의 범주를 소득불평등, 젠더불평등으로 구분하고, 그 밖에 관련이 있을 것으로 생각되는 변수의 범주로 노동시장 환경(거시환경), 여성의 직업안정성, 일·가족 양립 환경, 그리고 마지막으로 노동시장 환경을 추가하였다.

가. 소득불평등, 젠더불평등

출산율에 대응되는 변수들이 각기 다른 출처를 가지고 있어 기간과 대상 국가수가 동일하지 않다. 대상기간과 국가 수에 따라 평균 출산율은 1.58에서 1.64까지의 범위에 있다. 임금불평등지수는 20개국 평균 3.7배, 한국은 3.6배로 평균과 거의 비슷한 수준이다. 반면, 지니계수는 30개국 평균 28.9, 한국 32.5로 한국의 지니계수가 높은 수준이다. 전체적인 소득불평등 수준은 OECD 국가들의 평균수준보다 많이 높지만 임금근로자로 국한해서 보면 OECD 국가들에 비해 불평등이 그리 크지 않다고 해석할 수 있다. 이 기간 우리나라 합계출산율은 1.30으로 최소값 1.27보다 약간 높은 수준이다. 임금불평등지수는 임금불평등(1분위 대비 9분위 비율)과 지니계수를 사용하였다. 기초통계량은 아래 표와 같다.

〈표 2-2〉 기초통계: 소득불평등, 젠더불평등

범주	변수	기간	국가수	평균	최소	최대	한국
소득불평등	임금불평등(D9/D1)	95-10	20	3.7	2.1	7.9	3.6
	(합계출산율)			1.62	1.27	2.03	1.30
	지니계수	85-10	30	28.9	23.1	38.3	32.5
	(합계출산율)			1.64	1.31	2.10	1.43

범주	변수	기간	국가수	평균	최소	최대	한국
젠더 불평등	성별임금격차(하위10%) (합계출산율)	97-13	19	12.6 1.62	-1.1 1.26	25.4 2.02	25.4 1.26
	성별임금격차(중위소득) (합계출산율)	97-13	19	17.5 1.59	7.2 1.26	39.6 2.02	39.6 1.26
	성별임금격차(상위10%) (합계출산율)	97-13	19	24.8 1.59	15.7 1.26	37.9 2.02	37.9 1.26
	전체고용률 (합계출산율)	94-13	30	14.9 1.61	3.9 1.28	32.8 2.06	22.9 1.31
	성별격차						

나. 노동시장환경과 보호정도

노동시장 환경에 해당하는 변수로 실업률, 여성실업률, 여성고용률, 생산직 시간당 임금, 저임금 노동자 비율을 선택했다. 그리고 노동시장보호 정도를 지표하는 변수들로는 정규직과 임시고용 노동자의 고용보호지수 (Employment Protection Index)를 선택했다. 실업률과 여성실업률은 OECD 국가 평균보다 크게 낮은 수준이지만, 여성고용률은 평균보다 낮은 수준이다. 여성실업률은 높지 않은데 여성고용률이 높지 않은 것은 우리나라의 여성 비경활인구가 많다는 것을 의미한다. 노동시장의 안정성을 보여주는 지표로 선택한 저임금 노동자 비율은 비교대상 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준이다. 반면, 고용보호지수는 OECD 평균을 상회한다. OECD 평균에 비해 고용보호 수준은 높은 편이지만 저임금 노동자가 많다는 특징을 가진다 할 수 있다.

〈표 2-3〉 기초통계: 노동시장 환경 및 보호정도

변수	기간	국가수	평균	최소	최대	한국
실업률	94-13	30	7.7	3.7	16.5	3.7
(합계출산율)			1.61	1.28	2.06	1.31
여성실업률	94-13	30	8.3	3.2	20.7	3.2
(합계출산율)			1.61	1.28	2.06	1.31
여성고용률	94-13	30	59.2	39.8	79.0	51.6
(합계출산율)			1.61	1.28	2.06	1.31
저임금노동자비율	97-12	17	17.2	5.4	24.7	24.7
(합계출산율)			1.61	1.26	2.03	1.26
노동자보호강도_정규계약	90-13	27	2.2	0.3	4.4	2.6
(합계출산율)			1.63	1.29	2.09	1.37

다. 여성의 노동시장 지위

여성의 노동시장에서의 지위는 경력단절과 출산의 갈등관계를 보여주는 지표들이라 할 수 있다. 직관적으로 여성의 노동시장 지위가 높을수록 경력단절의 위험이 작아지기 때문에 출산에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 반면, 노동시장에서의 지위가 높은 여성일수록 출산의 기회비용이 클 가능성이 높기 때문에 출산에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그 밖에 다른 효과들이 있을 수 있다. 따라서 여성의 노동시장지위가 출산에 미치는 영향은 상당히 복잡적으로 나타날 수 있어서 어떤 방향이 될 것이라고 단정하기 어렵다.

관련 변수로 여성고용 중 시간제 비율, 시간제 중 비자발적 여성시간제 비율, 여성노동자 중 임시직 비율, 임시직 중 여성비율, 관리직 중 여성비율, 여성고용인구 중 관리직 비율, 10년 이상 근속여성 비율, 여성저임금 노동자 비율 등을 선택했다.

이들 변수 중에서 우리나라 자료가 있는 것은 여성고용인구 중 관리직 비율, 여성 저임금 노동자 비율이다. 관리직 비율은 26개 OECD 국가 중 최저수준이다. 여성저임금 노동자 비율도 OECD 평균을 크게 상회하는 최고 수준이다.

〈표 2-4〉 기초통계: 여성의 노동시장 지위

변수	기간	국가수	평균	최소	최대	한국
여성고용 중 시간제 비율 (합계출산율)	95-13	26	24.2 1.63	3.8 1.28	58.8 2.05	-
시간제 중 비자발적 여성시간제 근로 (합계출산율)	01-13	16	28.4 1.63	8.3 1.30	67.6 2.05	-
여성노동자중 임시직 비율 (합계출산율)	98-13	26	12.9 1.61	2.1 1.30	34.2 2.05	-
임시직중 여성비율 (합계출산율)	98-13	26	51.5 1.61	36.4 1.30	68.5 2.05	-
관리직 중 여성비율 (합계출산율)	97-13	25	28.6 1.58	14.7 1.30	37.9 2.05	-
여성고용인구 중 관리직비율 (합계출산율)	00-13	26	5.3 1.58	0.4 1.22	10.2 2.05	0.4 1.22
여성저임금노동자비율 (합계출산율)	98-10	17	24.3 1.56	12.0 1.24	44.4 2.04	44.4 1.24

라. 일·가족 양립환경 기초통계

출산과 육아에 대한 경제적인 부담은 출산선택을 가로막는 중요한 원인으로 알려져 있다. 또한 가정 내 아이를 돌볼 사람이 있고 없음도 출산

선택의 중요한 기준이 된다. 따라서 보육료 지원이나 돌봄지원의 정도는 그 나라의 출산율에 영향을 미치게 될 것이다.

따라서 일·가족 양립과 관련한 변수로 GDP 대비 모성/부성휴가, 가족 관련 사회적 지출, 공보육지출의 비율을 선택했다. 우리나라는 모성/부성 휴가 비율과 관련한 통계는 OECD에 제출하지 않고 있어서 비교할 수 없다. 가족관련 사회적 지출의 비중은 27개 비교대상국 중 최저수준이고, 공보육지출의 비중은 평균에 조금 미치지 못하는 수준이다. 두 가지 지표의 비교로부터 우리나라는 일·가족 양립정책이 보육부문으로 편중되어 있다고 볼 수 있다.

〈표 2-5〉 기초통계: 일·가족 양립환경

변수	기간	국가수	평균	최소	최대	한국
모성/부모휴가의 GDP 비중	90-11	23	1.6	0.2	6.7	-
합계출산율			1.63	1.29	2.12	
가족관련 사회적 지출의 GDP 비중	90-11	27	2.1	0.4	3.8	0.4
합계출산율			1.66	1.29	2.12	1.38
공보육지출의 GDP 비중	90-11	26	0.5	0.1	1.9	0.4
합계출산율			1.65	1.29	2.12	1.38

제3절 상관관계

상이한 특성을 가진 모든 대상 국가들을 한꺼번에 분석하게 되면 국가별 특성이 고려되지 못하는 문제가 있다. 따라서 비슷한 유형의 국가군을 묶어 집단별로 상관관계를 살펴보기로 한다. 국가군은 에스핑 앤더슨의 복지국가 레짐에 따라 자유주의, 보수주의, 사민주의로 구분했다. 각 레짐에 속하는 국가는 아래 표와 같다.

〈표 2-6〉 국가 유형별 분류

유형	국가
보수주의	오스트리아, 벨기에, 칠레, 체코, 에스토니아, 프랑스, 독일, 헝가리, 아이슬란드, 이스라엘, 일본, 한국, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드, 폴란드, 슬로바키아, 슬로베니아, 스위스, 터키, 그리스, 이태리, 포르투갈, 스페인
사민주의	덴마크, 핀란드, 노르웨이, 스웨덴
자유주의	호주, 캐나다, 아일랜드, 뉴질랜드, 영국, 미국

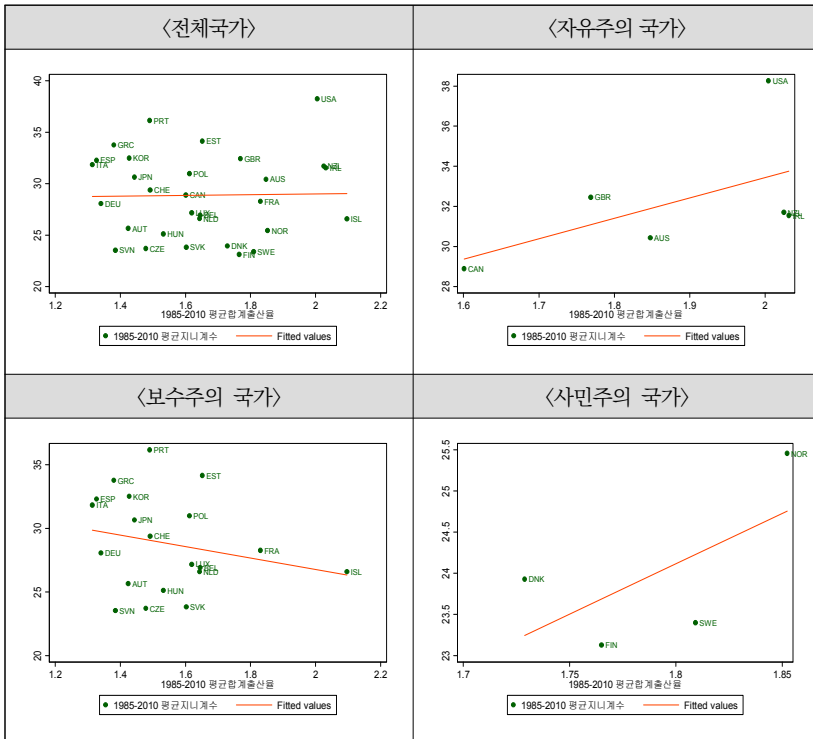
가. 소득불평등, 젠더불평등

지니계수로 측정한 소득불평등은 합계출산율과 매우 약한 양(+)의 상관관계를 나타냈다. 아래 그림에서 보듯이 기울기가 거의 수평에 가까워 상관관계가 거의 없다고 봐도 무방할 것이다. 그러나 복지레짐별로 살펴보면 다른 결과를 확인할 수 있다. 먼저, 자유주의 국가와 사민주의 국가에서는 소득불평등과 출산율은 양의 관계를 보인다. 보수주의에서는 음의 관계를 보인다. 평균적인 지니계수의 크기, 즉 소득불평등도는 자유주의 국가가 가장 높고, 다음으로 보수주의 국가, 그리고 사민주의 국가가 가장 낮은 수준임을 알 수 있다. 사민주의 국가 중 지니계수가 가장 큰 노르웨이가 자유주의 국가 중 지니계수가 가장 작은 캐나다보다 작다. 따라

서 소득불평등과 출산율간의 상관관계는 소득불평등의 수준에 따라 차이를 보인다는 것을 알 수 있다(사민주의 국가 중에서 지니계수가 특히 큰 노르웨이를 제외하면 기울기는 음의 값으로 바뀌게 된다).

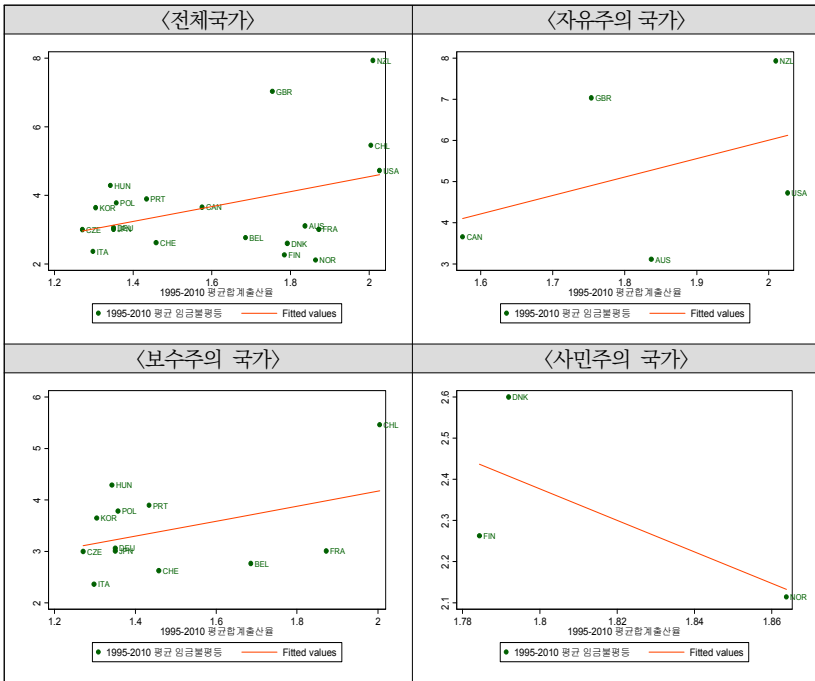
단순상관관계로부터 단정하기는 무리가 있지만, 소득불평등이 심해지면 출산율이 높은 저소득층과 출산율이 낮은 고소득층이 소득분포상 다수를 점하게 되면서 전체적으로 출산율이 높아진다는 De La Croix and Doepke(2003)의 논의는 전체적으로 소득불평등 정도가 높은 자유주의 국가에서 통용된다 할 수 있겠다.

[그림 2-1] 지니계수와 합계출산율(1985-2010)



이번에는 노동시장에서의 불평등과 출산율과의 관계를 살펴보자. 상위 10%와 하위 10%의 임금불평등과 합계출산율은 양(+)¹⁾의 상관관계를 가진다. 레짐별로 보면, 자유주의 국가와 보수주의 국가의 경우 양의 상관관계를 가지는 반면, 사민주의 국가는 음의 상관관계를 보인다. 지니계수와 마찬가지로 임금불평등도는 자유주의, 보수주의, 사민주의 순으로 나타난다. 따라서 임금불평등도가 큰 환경에서는 불평등과 출산율이 양의 관계를 보이는 반면, 임금불평등도가 낮은 환경에서는 둘 사이의 음의 관계를 보인다고 할 수 있다.

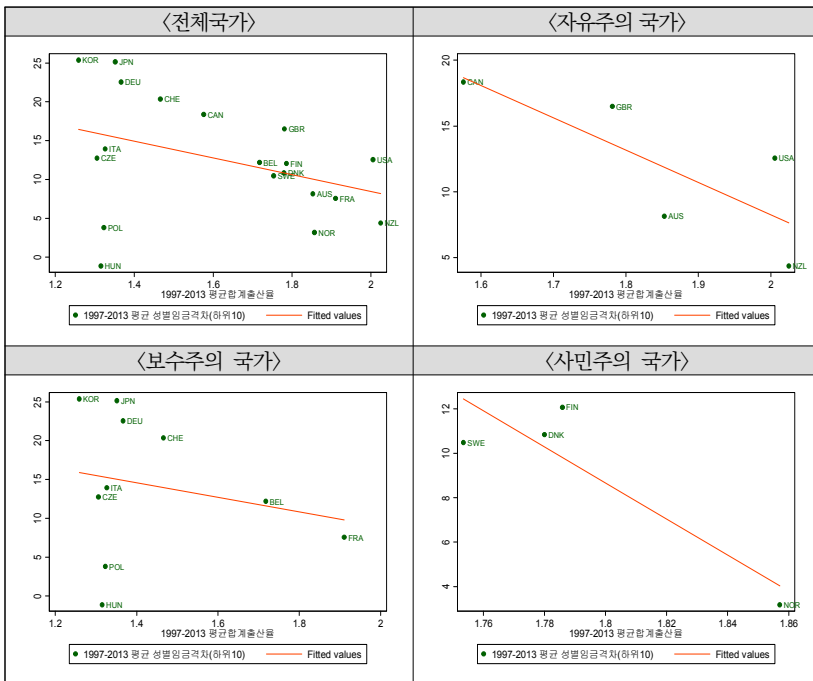
[그림 2-2] 임금불평등(D9/D1)과 합계출산율(1995-2010)



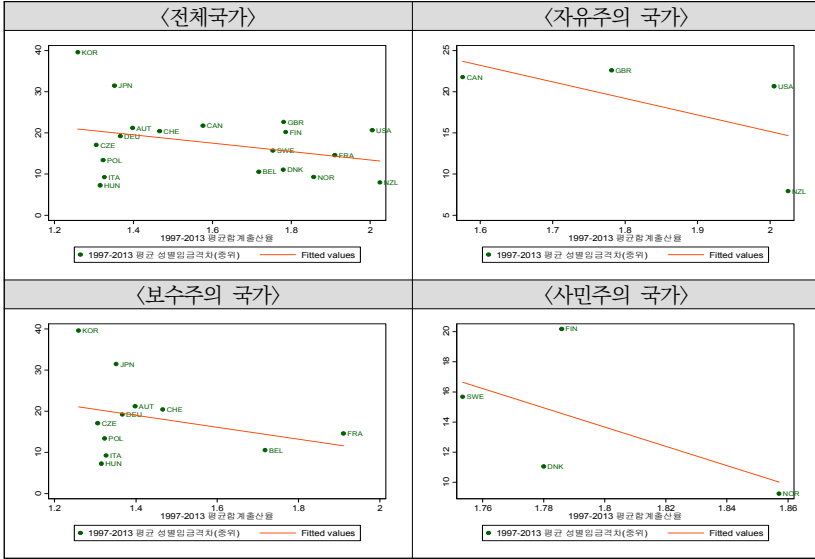
노동시장에서의 성별 임금불평등을 저소득층, 중위층, 고소득층으로 구분해서 출산율과의 관계를 살펴보자. 먼저, 남성 하위 10%의 소득과 여성 하위 10%의 소득 성별임금격차를 비교해보면 모든 국가들에서 성별임금격차가 클수록, 즉 성별 불평등이 클수록 출산율은 낮은 것을 알 수 있다. 이는 중위소득과 상위 10%의 소득계층에서도 마찬가지다. 복지레짐으로 구분해도 마찬가지 결과를 확인할 수 있다. 앞서 전체적인 불평등도는 불평등 수준에 따라 상이한 결과를 보인 것과는 다른 결과다.

따라서 노동시장에서의 남녀간 소득격차는 소득수준과 무관하게 출산율과 음의 관계를 가진다는 것을 알 수 있다.

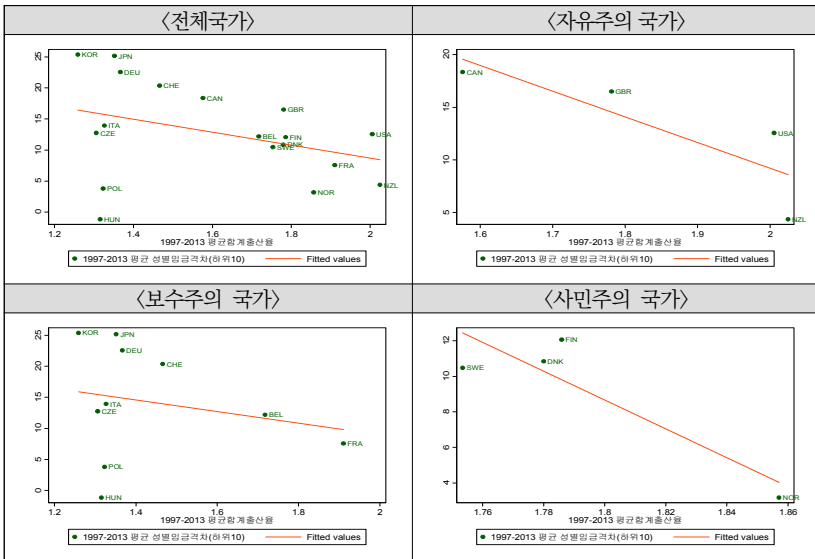
[그림 2-3] 성별임금격차(하위 10%)와 합계출산율(1997-2013)



[그림 2-4] 성별임금격차(중위값)와 합계출산율(1997-2013)

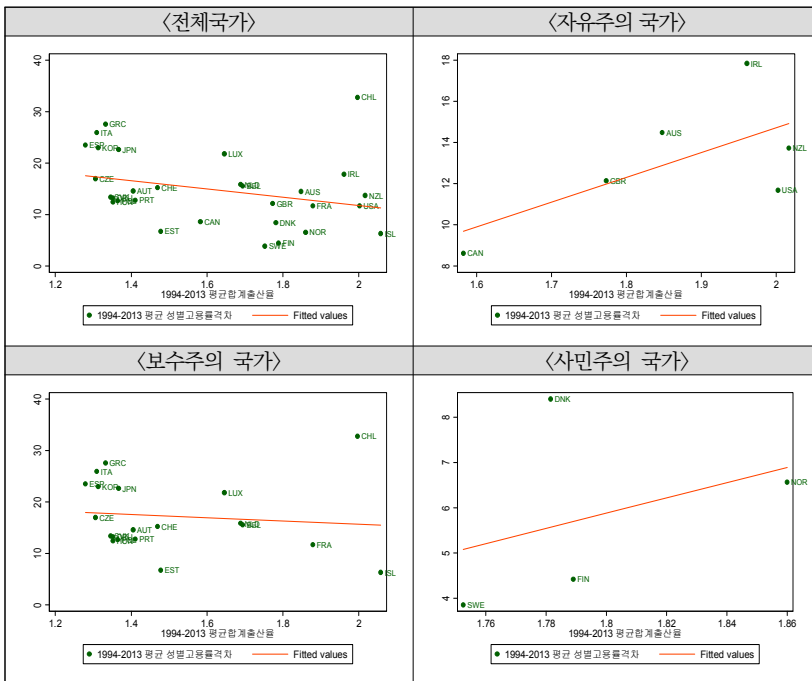


[그림 2-5] 성별임금격차(상위 10%)와 합계출산율(1997-2013)



이번에는 노동시장의 젠더불평등을 고용률의 측면에서 살펴보자. 전반적으로 성별고용률 격차와 출산율은 음의 상관관계를 가진다. 복지레짐별로 보면 보수주의 국가들의 경우 상관관계가 거의 없게 나타났고, 자유주의와 사민주의 국가들의 경우 음의 상관관계를 보인다. 이것은 전체적인 고용률 격차와 관련이 있다. 성별 고용률 격차는 보수주의 국가에서 가장 크고 다음으로 자유주의 국가, 사민주의 국가 순이다. 따라서 성별 고용률 격차가 낮은 국가군에서는 출산율과 양의 상관관계를, 성별 고용률 격차가 높은 국가군에서는 음의 상관관계를 보인다고 할 수 있다.

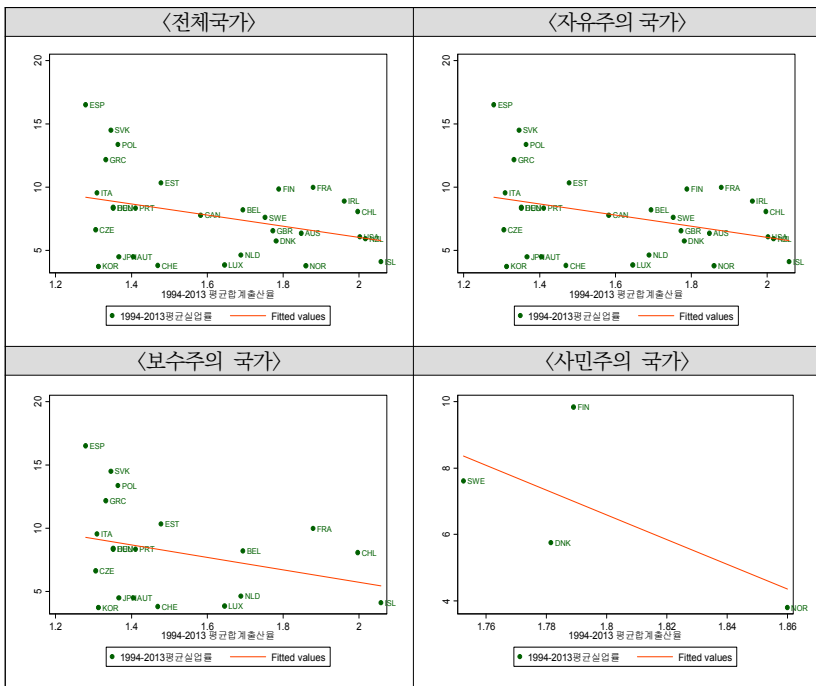
[그림 2-6] 성별 고용률 격차와 합계출산율(1994-2013)



나. 노동시장 환경과 보호정도

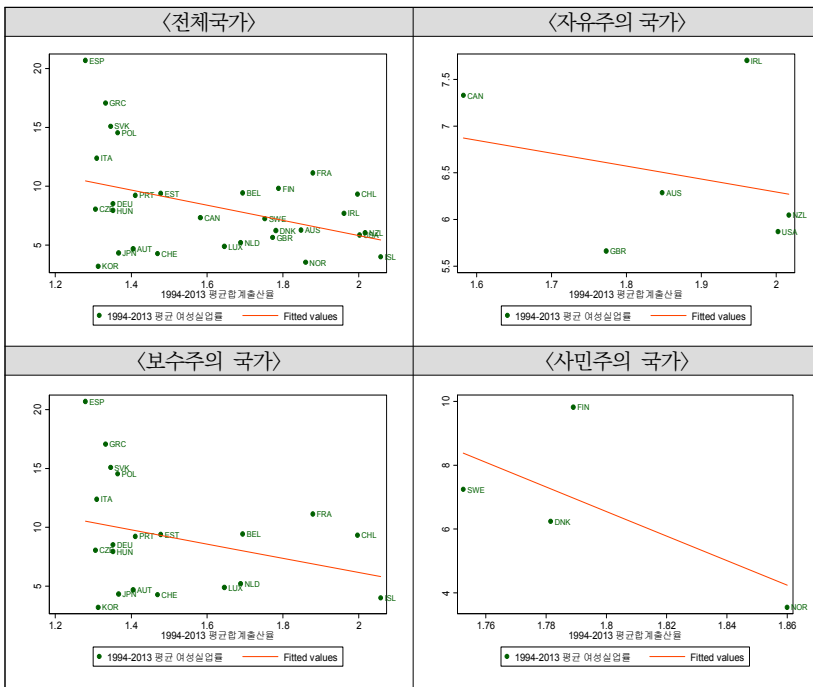
실업률과 합계출산율은 모든 국가들에서 음의 상관관계를 보인다. 이는 OECD 국가의 합계출산율과 여성노동시장 참가율간의 관계가 음의 관계에서 양의 관계로 바뀌었다는 여러 연구결과(Ahn & Mira, 2002; Brewster & Rindfuss, 2000; Esping-Andersen, 1999; Rindfuss et al., 2003)와 상응하는 결과로 볼 수 있다. 이 같은 관계는 복지국가 레짐 별로 조금씩 차이를 보이는데, 사민주의 국가에서 음의 관계가 두드러지는 반면, 자유주의와 보수주의 국가에서는 다소 약한 관계를 보인다.

[그림 2-7] 실업률과 합계출산율(1994-2013)



여성노동공급과 보다 밀접한 변수인 여성실업률과의 관계도 역시 음의 관계를 보임을 알 수 있다. 전체 실업률과 마찬가지로 사민주의 국가에서 음의 관계가 더욱 뚜렷한 것을 알 수 있다.

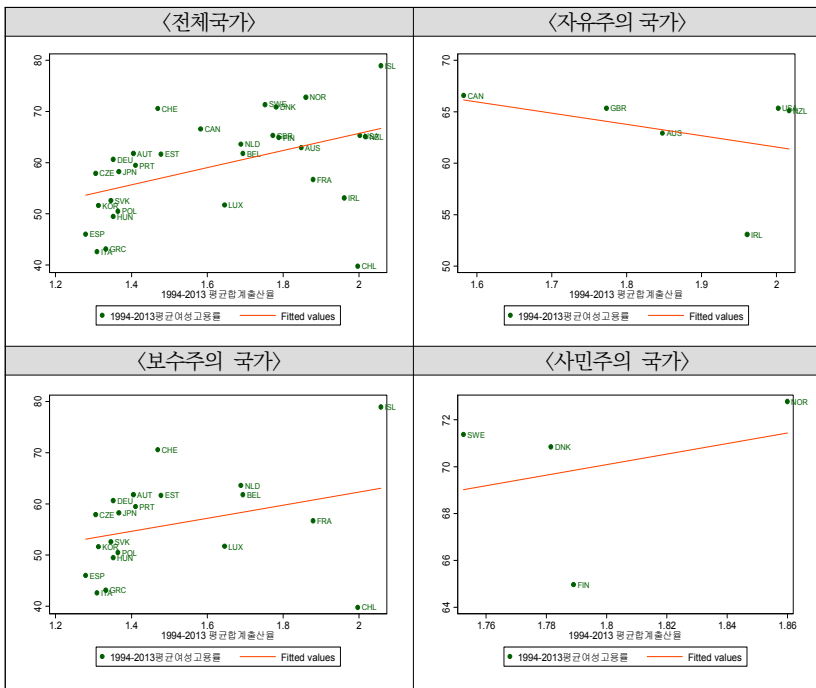
[그림 2-8] 여성실업률과 합계출산율(1994-2013)



이제 보다 직접적으로 여성고용률과 합계출산율과의 관계를 보면, 전체적으로 역시 양(+)의 관계를 확인할 수 있다. 그런데, 자유주의의 국가는 음(-)의 관계를 보여, 여타 국가군들과 반대의 관계를 보인다. 이 같은 차이를 보이는 것은 전체적인 여성고용률 수준과 관련이 있어 보인다. 양의 관계를 보이는 국가군은 전체적으로 여성고용률이 높은 반면, 음의 관계를 보이는 자유주의 국가군은 전체적으로 여성고용률이 낮은 것을 알 수

있기 때문이다. 여성고용률이 높은 국가들의 경우 여성의 노동시장 참여를 높일 수 있는 환경, 예컨대 일과 가족의 양립이 가능한 환경이 잘 만들어져 있을 가능성이 크다. 사민주의 국가군에서 양의 관계가 뚜렷한 것로부터 이 같은 추론이 지지된다 할 수 있다.

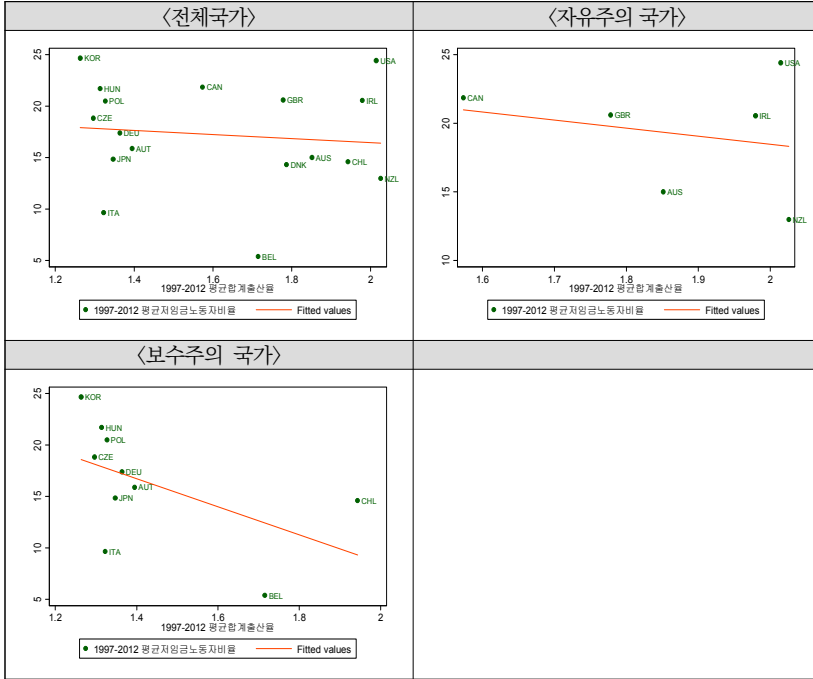
[그림 2-9] 여성고용률과 합계출산율(1994-2013)



전체적으로 저임금 노동자 비율(풀타임 노동자의 시간당 증위임금의 2/3 이하를 받는 노동자의 비율)은 출산율과 음(-)의 상관관계를 가진다. 이는 복지레짐과 무관하게 모든 국가들에서 공통적으로 발견되는 관계다. 즉, 노동시장의 저임금 노동자 비율로 대표되는 노동시장의 불안정성은 출산과 부정적인 관계를 가진다 할 수 있다.

44 여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제

[그림 2-10] 저임금노동자비율과 합계출산율(1997-2012)



주: 시민주의 국가들의 경우 해당 변수값 결측으로 인하여 결과를 제시하지 않음

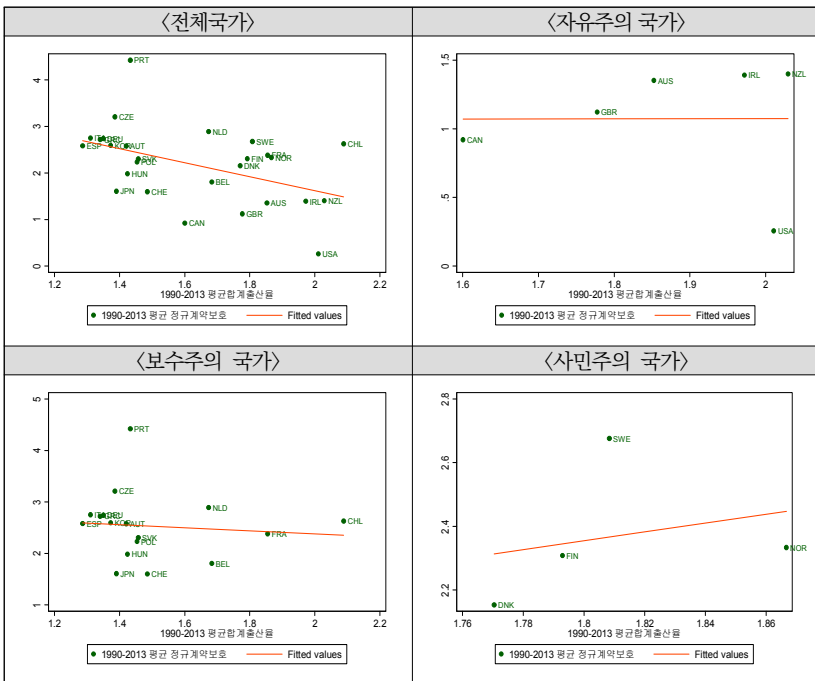
전체적으로는 정규직에 대한 보호강도와 출산율은 약한 음(-)의 상관 관계를 보인다. 고용보호정도가 강할수록 출산에 따른 경력단절의 위험이 크지 않고, 그리고 부성휴가나 모성휴가가 잘 보장될 것이기 때문에 출산율과는 양의 관계를 보일 것이라는 직관과 배치되는 결과다. 고용보호 정도는 보수주의의 국가가 가장 높고, 다음으로 시민주의의 국가, 자유주의 국가의 순이다. 고용보호 정도가 가장 높은 보수주의의 국가들에서 음의 관계를, 다음으로 높은 시민주의의 국가들에서는 양의 관계를 보인다. 가장 낮은 자유주의의 국가들에서는 뚜렷한 상관관계를 찾기 어렵다.

고용보호 정도가 강한 보수주의의 국가일수록 임시직 비율이 높을 수 있

다(Karabchuk, 2014)는 것으로 설명할 수 있다. 노동시장에서 모성보호 정도가 약한 임신직 비율이 높으면 전체적으로 출산율이 하락할 수 있기 때문이다.

한편, 고용보호지수(Employment Protection Index)가 낮은 국가에서는 자영업 여성이 출산을 계획할 가능성이 크고, 고용보호지수가 높은 국가에서는 실업 여성이 출산을 계획할 가능성이 크다는 실증연구 결과(Karabchuk, 2014)는 여성의 경제활동 상태의 분포에 따라 출산결정에 상이한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

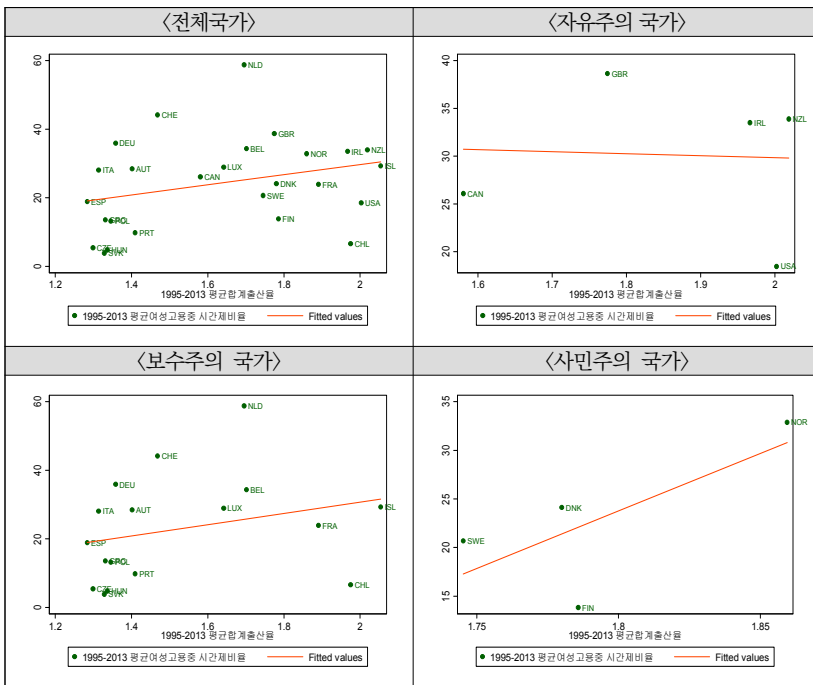
[그림 2-11] 노동자보호강도(정규계약)와 합계출산율(1990-2013)



다. 여성의 노동시장 지위

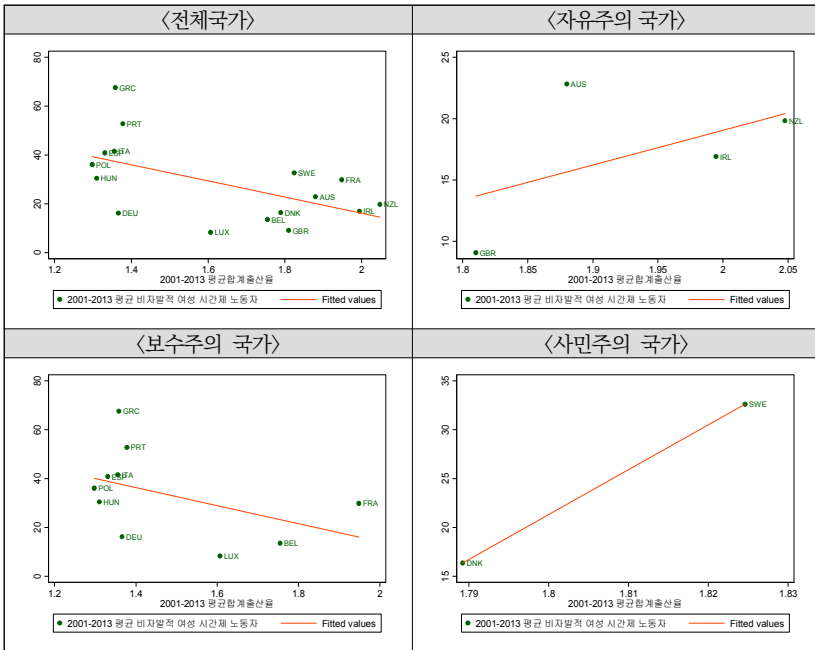
전체적으로 여성시간제 비율은 출산율과 양(+)의 상관관계를 보인다. 여성시간제 비율이 전반적으로 높은 자유주의 국가군에서는 양한 음(-)의 상관관계를 보이지만, 동 비율이 높은 보수주의와 사민주의 국가군에서는 양(+)의 상관관계를 보인다. 시간제 노동은 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 우리 정부가 시간선택제 근로 확대를 저출산 대책으로 세운 것도 같은 맥락이다. 따라서 전반적으로 여성시간제 비율이 높을수록 출산율이 높아질 것으로 예상할 수 있다.

[그림 2-12] 여성시간제 비율과 합계출산율(1995-2013)



그러나 시간제 근로가 출산율에 긍정적인 영향을 미치기 위해서는 자발적인 시간선택이 되어야 한다. 아래 그림과 같이 비자발적 여성시간제 비율은 출산율과 음(-)의 상관관계를 가진다. 비자발적 시간제 근로는 여성의 노동시장 지위 악화와 관련되는 지표로서 출산율에 부정적인 영향을 미치게 된다. 여성의 일·가족 양립을 위해 자발적으로 시간제 근로를 선택하는 경우 출산에 긍정적 영향을 미칠 수 있지만, 비자발적인 시간제 노동의 경우 여성의 노동시장에서의 지위를 악화시키며, 출산에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.¹⁾

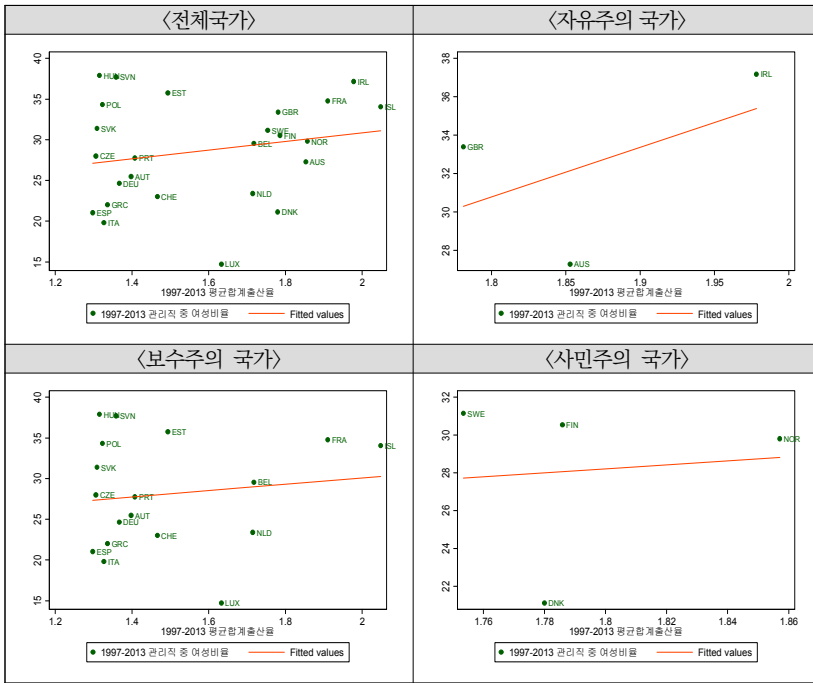
[그림 2-13] 비자발적 여성시간제 비율과 합계출산율(2001-2013)



1) 자유주의 국가와 사민주의 국가에서 양(+)의 상관관계를 보이고 있는데, 동 비율이 상당히 낮은 수준이고, 대상 국가 수도 작아서 특별한 의미를 부여하기는 어려워 보인다.

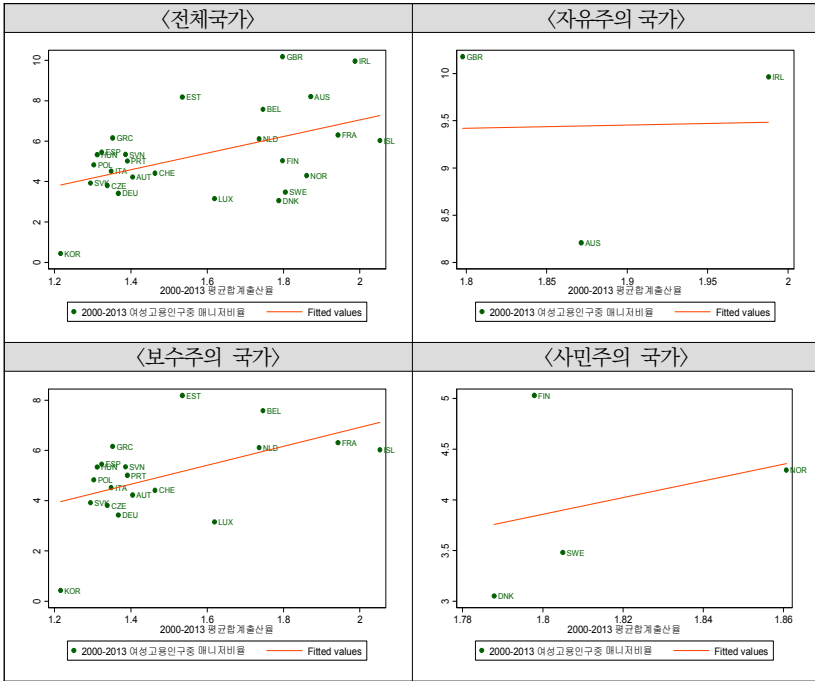
관리직 중 여성의 비율은 노동시장에서의 여성의 전반적인 지위를 나타내주는 지표인 동시에 노동시장의 양성평등의 지표로서의 의미도 가진다. 동 비율은 전체적으로 출산율과 양(+)의 상관관계를 가진다. 모든 복지레짐에서 공통적인 관계를 보인다.

[그림 2-14] 관리직 중 여성비율과 합계출산율(1997-2013)



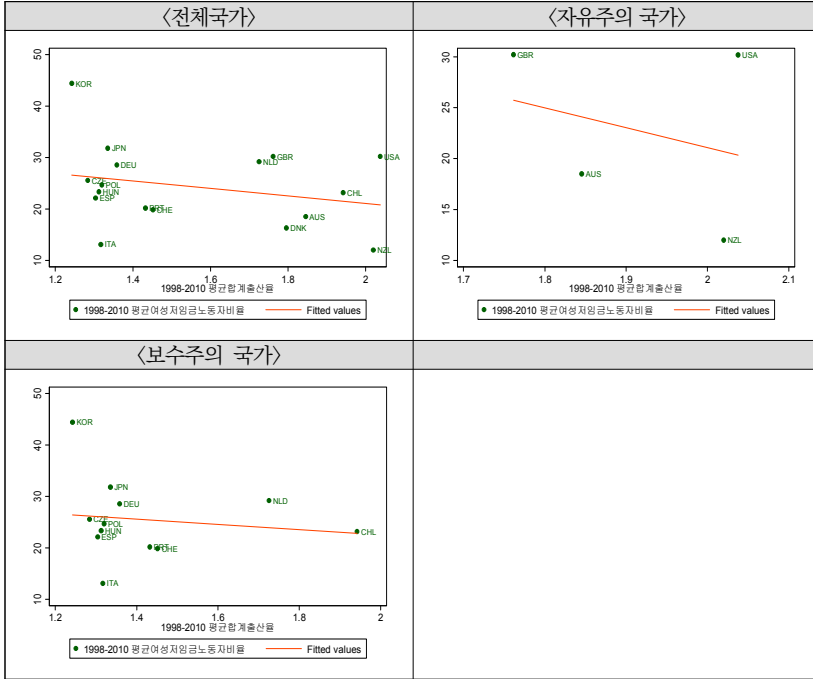
여성고용인구 중 관리직 비율 역시 여성의 전반적인 노동시장 지위와 양성평등 정도를 지표한다 할 수 있다. 동 비율도 역시 출산율과 양(+)의 상관관계를 보임을 알 수 있다. 모든 복지레짐에서 공통적인 관계를 보인다. 다만, 관리직 중 여성비율에 비해 보다 강한 상관관계를 보인다는 특징이 있다.

[그림 2-15] 여성고용인구 중 관리직비율과 합계출산율(1998-2013)



저임금 여성노동자 비율은 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 보인다. 자유주의 국가와 보수주의 국가에서도 공통적인 관계를 보인다. 앞서 전체 저임금 노동자 비율이 출산율과 음(-)의 상관관계를 가진다는 것을 확인 한 바 있다. 그러나 전체 저임금 노동자 비율에 비해 여성 저임금 노동자 비율이 출산율에 보다 큰 상관관계를 보인다는 특징이 있다.

[그림 2-16] 여성 저임금노동자비율과 합계출산율(1998-2010)

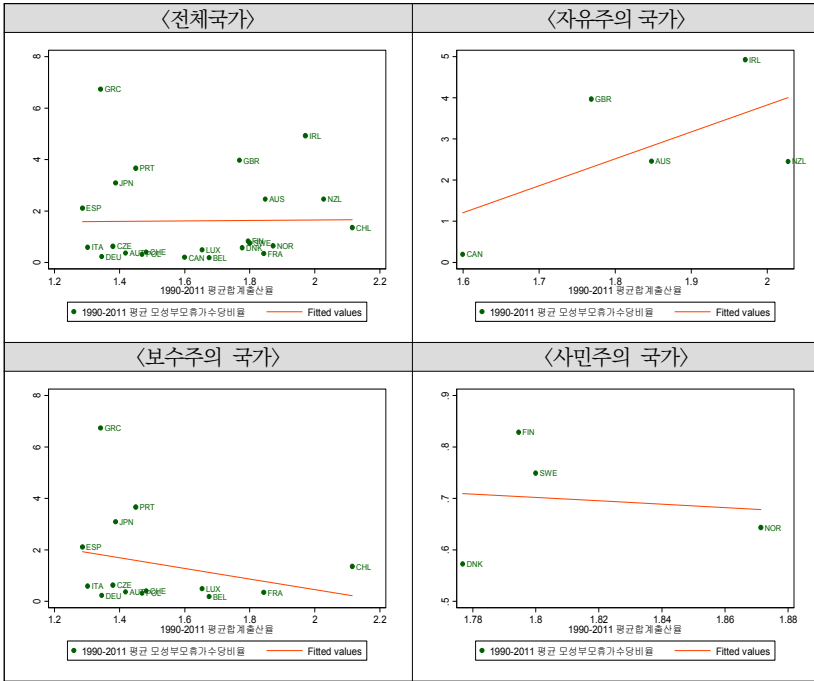


주: 시민주의 국가들의 경우 해당 변수값 결측으로 인하여 결과를 제시하지 않음

라. 일·가족 양립환경

모성/부모휴가의 GDP 비중과 합계출산율은 전체적으로 뚜렷한 상관관계를 보이지 않는다. 보수주의 국가와 시민주의 국가에서도 마찬가지로 음의 관계를 보인다. 일·가족 양립의 중요한 제도 중 하나인 모성/부모휴가가 유리한 출산 환경을 제공할 것이라는 직관과 배치되는 결과로 볼 수 있다. 다만, 이 비중이 가장 낮은 국가군인 자유주의 국가들에서는 양의 상관관계를 보인다.

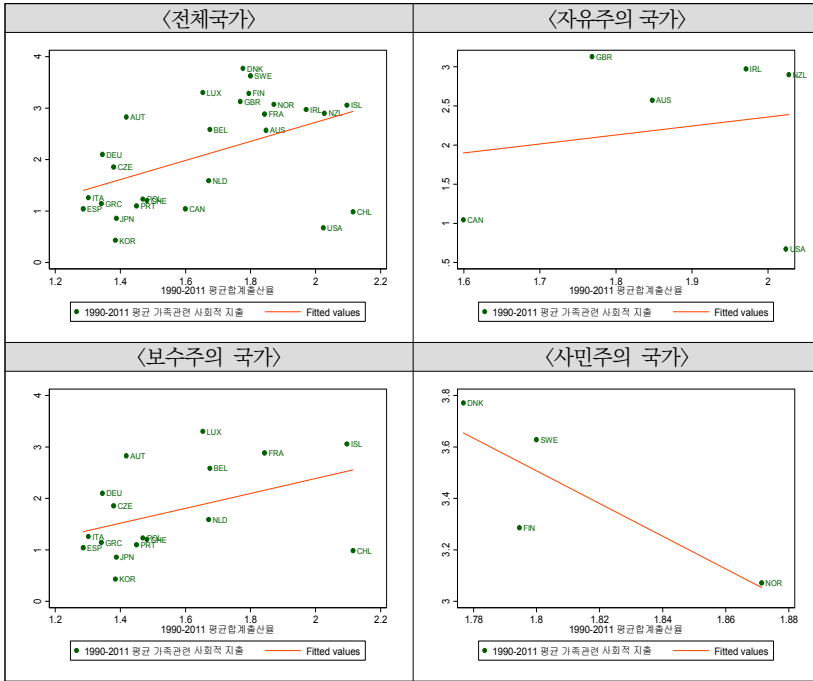
[그림 2-17] 모성/부모휴가의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)



모성/부모휴가와 달리 가족관련 사회지출 규모는 출산과 확실한 양(+)의 상관관계를 보인다. 가족관련 사회지출이 모성/부모휴가에 비해 출산율과 강한 상관관계를 보인다는 것을 알 수 있다.

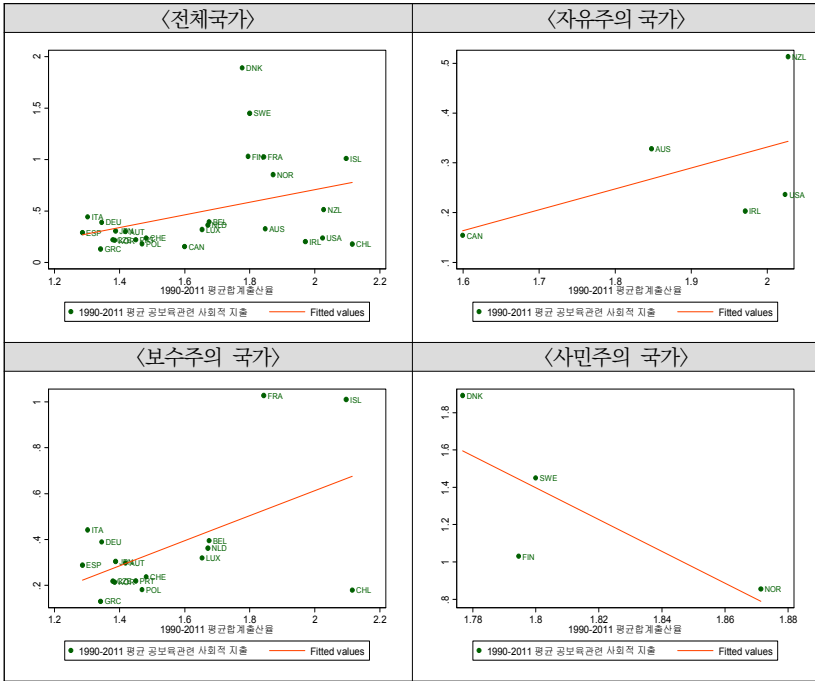
그런데, 동 비중과 출산율과의 상관관계는 동 비중이 낮을수록 출산율과 양의 상관관계를 보이는 반면, 시민주의 국가들과 같이 동 비중이 큰 국가군에서는 오히려 음(-)의 상관관계를 보인다는 것은 주목할 만하다. 이는 가족관련 사회지출의 규모는 낮은 수준에서 일정규모까지는 출산에 긍정적인 효과를 줄 수 있지만, 일정 수준을 초과하면 그 효과가 감소한다는 추론을 가능하게 한다.

[그림 2-18] 가족관련 사회적 지출의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)



한편, 전체적으로 공보육관련 지출이 GDP에서 차지하는 비중과 출산율은 양(+)의 상관관계를 가진다. 보육의 경제적 부담을 줄여주는 것이 출산율 제고에 긍정적 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 결과라 할 수 있다. 동 비중은 보수주의 국가군이 가장 크고, 다음으로 자유주의, 시민주의 순이다. 동 비중이 가장 작은 국가군인 시민주의에서만 음의 상관관계를 보인다.

[그림 2-19] 공보육지출의 GDP 비중과 합계출산율(1990-2011)



제4절 국가별 횡단면 분석

1. 분석모형

본 절에서는 앞서 살펴본 출산율에 영향을 미치는 다양한 변수들을 모형을 통해 그 인과관계를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 OECD 34개 국가의 불균형 패널자료를 이용하여 분석할 것이다. 전형적인 패널분석 방법인 고정효과 모형이나 확률효과 모형을 이용할 경우 국가별 고유효과(country specific effect)와 일부 독립변수들과 오차항간에 시계열 상

관관계를 갖는 문제가 발생한다. 이 같은 문제를 개선하기 위한 방법으로 Arellano와 Bond(1991)는 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 제안하였다(김태완 외, 2013). 시차변수를 사용하게 되면 다음과 같이 종속변수의 시차변수(lagged variable)를 독립변수로 포함시키게 된다.

$$y_{i,t} = \alpha + \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + u_i + e_{i,t} \quad (3.1)$$

이 같은 동태적 모형에서는 우변의 시차변수는 오차항과 상관관계를 가진다. 따라서 확률효과 모형에서는 모든 시기에 개별집단의 고유효과가 존재하게 되고, 고정효과 모형에서는 시차변수의 1차 차분값과 오차항의 평균이 상관관계를 갖게 되어 두 모형 모두 편의를 가지게 된다.

따라서 독립변수의 내생성을 통제하고 일치추정량을 얻기 위해서 일반화 적률법(GMM, generalized method of moment)을 활용할 수 있다(김태완 외, 2013). 본 연구에서는 출산율이 지속성이 높은 변수라는 점을 감안하여 Arellano와 Bond(1991)의 차분 GMM 모형을 적용하였다.

$$dlny_{i,t} = \alpha dlny_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta^j X_{i,t}^j + u_i + e_{i,t} \quad (3.2)$$

앞서 소개한 바와 같이 OECD 34개 국가의 패널자료를 이용하였다. 동태적 패널모형 분석을 위해 모든 변수들은 3개년 평균값을 취했다. 합계출산율, 지니계수 등 주요 변수들의 관측치를 최대한 확보하기 위하여 1995년 이후의 자료를 이용하였다. 따라서 기간변수는 1995년부터 2012년까지의 3년간 평균을 취해서 총 6개 기간으로 구성되었다.

2. 기초통계량

각 시기별 합계출산율과 영역별 설명변수들의 값은 아래 표와 같다. 합계출산율은 2001-2003년까지 감소하다가 2007-2009년까지 증가했다가 2010-2012년에 1.72로 다시 감소하는 추이를 보인다. 같은 기간 동안 각각의 설명변수들의 변화추이는 아래 표로 제시하였다.

〈표 2-7〉 주요변수 기간별 평균: 종속변수, 불평등

기간	합계출산율	소득불평등		젠더불평등	노동시장지위
		임금불평등	지니계수	성별임금 격차(중위)	비자발적 여성시간제
1995-1997	1.71	3.9	31.4	21.1	28.2
1998-2000	1.67	4.1	31.6	18.7	25.3
2001-2003	1.63	4.0	30.4	18.1	24.9
2004-2006	1.67	4.2	30.2	16.8	24.4
2007-2009	1.74	4.1	30.0	16.0	24.4
2010-2012	1.72	4.3	29.6	15.3	28.4

기간	노동시장 환경		
	실업률	여성실업률	정규직 고용보호정도
1995-1997	8.2	9.2	2.2
1998-2000	7.5	8.4	2.2
2001-2003	7.3	7.9	2.2
2004-2006	7.2	7.9	2.2
2007-2009	6.7	7.0	2.2
2010-2012	8.7	8.7	2.1

기간	일-가족 양립환경		통제변수	
	가족관련 사회지출/GDP	공보육지출/GDP	고등교육 진학률	1인당 국민소득
1995-1997	1.8	0.3	43.6	19,309
1998-2000	1.9	0.5	48.8	21,943
2001-2003	.	0.5	55.2	25,152
2004-2006	2.0	0.6	61.6	29,219
2007-2009	2.3	0.6	64.6	33,279
2010-2012	2.3	0.5	70.6	35,224

3. 분석결과

Arellano와 Bond(1991)의 차분 GMM 모형을 이용하여 불평등 정도가 출산율에 미치는 영향을 분석한 결과는 아래 표와 같다. <모형 1>~<모형 3>에서는 불평등 변수로 전기 임금불평등 증가율을 사용하였고, <모형 4>~<모형 6>에서는 전기 성별임금격차 증가율을 각각 사용하였다. 그리고 노동시장 환경 변수로 실업률과 여성실업률을 번갈아 사용하였고, 일·가정 양립 환경변수로는 GDP 대비 가족관련 사회지출 비중과 GDP 대비 공보육지출 비중을 번갈아 사용했다.

분석 결과 모든 모형에서 전기의 합계출산율은 그 다음 기의 합계출산율을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 그러나 불평등 변수의 회귀계수는 모든 모형에서 음(-)의 값을 가지는 것으로 확인된다. <모형 1~3>의 분석결과 전기의 임금불평등 증가율은 다음 기의 합계출산율 증가율을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. <모형 1~3>의 분석결과를 설명해보면, 전기의 임금불평등이 1% 증가하면, 다음 기의 합계출산율은 모형에 따라 약 0.134%에서 약 0.155% 감소한다는 것이다.

다만, 성별임금격차로 측정된 불평등도는 회귀계수 값이 음(-)수로 나타나기는 하지만 통계적 유의성은 없는 것으로 확인된다. 이는 출산율이 성별임금격차가 대표하는 남녀평등수준보다는 전반적인 임금분포의 정도에 더 유의한 영향을 받는다는 해석을 가능하게 한다. 이것은 노동시장 내 성별 임금격차로 측정된 불평등도보다 전체 노동시장의 임금불평등도가 출산율에 유의한 영향을 미친다는 것을 의미한다.²⁾

어찌 되었건, 불평등도가 높아질수록 출산율이 낮아진다는 이 같은 결

2) 참고로 지니계수로 측정한 불평등도는 모든 모형에 있어서 합계출산율에 대한 유의하지 않은 결과를 보였고, 다른 설명변수의 설명력과 유의도도 낮추는 결과를 보였다.

과는 De La Croix와 Doepke(2003)의 분석결과와 상반된다. 이 같은 상반된 결과가 나온 것은 본 연구의 분석대상이 선진국인 OECD 국가들이라는 점, 그리고 분석대상 시기가 1995년부터 2012년까지의 최근이라는 점과 관련이 있을 수 있다. 선행 연구는 저소득층의 출산율이 높다는 것을 가정했는데, 전체적인 소득수준이 높은 OECD 국가에서는 저소득층이라도 출산율이 높지 않다. 또한 최근 선진국들의 저출산 경향은 과거 소득계층별 출산행태의 차이를 무력화시키는 요인으로 작용하고 있기도 하다.

한편, 비자발적 여성 시간제 비율은 앞서 상관분석에서 출산율과 음의 상관관계를 가지는 것을 확인한 바 있으나, 모형에 따라 부호가 일관적이지 않았고, 통계적 유의성도 없는 것으로 확인되었다.

실업률 또는 여성실업률은 모든 모형에서 합계출산율에 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 확인된다. 회귀계수 값은 그렇게 크지는 않지만 출산이 1980년대 들어 여성경제활동참가와 출산율이 양(+)의 관계로 전환되었다는 Ahn과 Mira(2002)와 Adserà(2005)의 실증결과와 일맥상통하는 결과라 할 수 있다.

고용보호입법(EPL)으로 측정한 정규직의 고용보호 강도가 강할수록 출산율 증가율을 억제시킨다. 이는 앞서 상관분석과 일맥상통하는 결과다. 역시 앞서 설명한 것과 같이 정규직의 고용보호 강도가 심할수록 모성보호 정도가 약해 출산을 기대하기 어려운 임시직 비율이 높다는 사실로써 설명할 수 있다. 한편, GDP 대비 가족관련 사회지출 비중과 공보육지출 비중은 일·가정 양립 환경은 출산율 변화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인 된다. 다만, 두 변수 중 가족관련 사회지출의 회귀계수 값이 더 큰 것으로부터 공보육보다 가족관련 사회지출이 출산에 더 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다.

〈표 2-8〉 동태적 패널분석 결과

구분	모형 1	모형 2	모형 3
합계출산율 증가율(t-1)	0.2518**	0.2536**	0.5717***
임금불평등 증가율(t-1)	-0.1534***	-0.1339***	-0.1551*
성별임금격차 증가율(t-1)			
비자발적 여성시간제비율	-0.0001	-0.0002	0.0007
실업률	-0.0079*		-0.0113***
여성실업률		-0.0081**	
정규직 고용보호강도	-0.1100***	-0.1070***	-0.1379***
가족관련 사회지출/GDP			0.0559***
공보육지출/GDP	0.0289*	0.0348***	
고등교육진학률	-0.0007	-0.0006	0.0005
1인당 국민소득	6.01E-06***	5.54E-06***	-2.75E-06*
관측치수	45	45	26
국가수	16	16	16
Sargan 검정	14.0 (0.121)	15.0 (0.090)	8.2 (0.226)
오차항자기상관	0.78	0.78	0.08
구분	모형 4	모형 5	모형 6
합계출산율 증가율(t-1)	0.3770**	0.4198***	0.5077***
임금불평등 증가율(t-1)			
성별임금격차 증가율(t-1)	-0.0074	-0.0101	-0.0149
비자발적 여성시간제비율	0.0006	0.0007	0.0025***
실업률	-0.0068**		-0.0137***
여성실업률		-0.0085***	
정규직 고용보호강도	-0.0806**	-0.8790***	-0.1127***
가족관련 사회지출/GDP			0.0668***
공보육지출/GDP	0.0470***	0.0517***	
고등교육진학률	-0.0004	-0.0004	0.0003
1인당 국민소득	4.95E-06***	4.07E-06**	-2.12E-06
관측치수	49	49	30
국가수	15	15	15
Sargan 검정	20.0 (0.018)	20.1 (0.017)	10.3 (0.114)
오차항자기상관	0.2	0.07	0.06

제5절 소결

1. 요약

가. 상관분석결과

당초 우리가 출산율에 영향을 미칠 것으로 생각했던 거시변수들은 소득불평등과 고용보호 정도를 제외하고는 대체로 직관에 가까운 상관관계를 보였다. 세부적인 분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 소득불평등과 출산율은 전체적으로 양(+)¹의 상관관계를 가지지만, 소득불평등도가 낮은 국가군에서는 음(-)의 상관관계를 가진다. 이 같은 관계는 전체소득보다 임금소득에서 더 강하게 나타난다. De La Croix와 Doepke(2003)의 논의결과는 소득불평등 수준이 높은 자유주의 국가 등에서 적용될 가능성이 크다는 점을 시사한다.

둘째, 성별 임금격차와 고용률 격차로 확인한 젠더불평등은 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 보인다. 젠더불평등이 클수록 출산율이 낮아질 수 있음을 시사하는 결과라 하겠다. 단, 고용률 격차는 그 수준이 높은 국가군에서만 적용된다.

셋째, 노동시장 환경을 나타내는 변수 중 실업률, 여성실업률, 저임금 노동자비율은 출산율과 음(-)의 상관관계를 보이고, 여성고용률은 양의 상관관계(+)를 보인다. 노동시장의 안정성, 특히 여성의 노동시장 안정성은 출산율 제고에 도움이 될 것이라는 함의를 가진다. 고용보호정도는 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 가지는데 평균적인 고용보호 정도가 중간쯤 되는 사민주의 국가에서는 양(+)²의 상관관계를 가진다.

넷째, 전반적으로 여성의 노동시장에서의 지위는 출산율과 양(+)³의 상

관관계를 가진다. 비자발적 여성시간제 비율은 출산율과 음(-)의 관계를 가지지만 전체적인 여성시간제 비율은 반대의 관계를 보인다.

다섯째, 일·가족 양립환경은 대체로 출산율과 양(+)의 관계를 보이지만, 구체적인 항목별로는 조금 차이가 있다. 가족관련 사회지출 비중, 공보육지출 비중은 양(+)의 관계를, 모성/부모휴가 비중은 음(-)의 관계를 가진다.

나. 동태적 패널회귀 분석결과

첫째, 전기의 출산율 증가율은 다음 기 출산율 증가율에 유의한 회귀적 인과관계를 보인다는 것을 확인했다.

둘째, 본 장의 분석의 핵심이라 할 수 있는 노동시장 불평등과 출산율 간의 관계는 유의한 음의 관계에 있음을 확인할 수 있었다. 조금 더 구체적으로 설명하면, 전기의 노동시장 불평등이 증가하면 다음기의 출산율의 증가율은 감소했다. 또한 노동시장의 성별 격차 또는 젠더불평등을 대표하는 지표로 성별임금격차를 사용한 결과 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않았다.

셋째, 여성의 노동시장 지위를 지표하는 비자발적 여성 시간제비율은 출산율을 감소시킬 것이라는 직관과 달리 뚜렷한 방향과 통계적 유의성을 보여주지 못했다.

넷째, 실업률 또는 여성실업률은 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 최근 관련 연구결과의 맥을 같이 하는 것으로 확인됐다.

다섯째, 정규직에 대한 고용보호정도는 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

마지막으로, 일·가정 양립을 위한 사회지출은 역시 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인됐다.

2. 함의

상관분석과 회귀분석 결과에 다소 차이가 있다. 그러나 정책적 함의를 끌어내기 위해서는 인과관계를 설명해주는 회귀분석 결과에 주목할 필요가 있다. 본 장에서 핵심적으로 파악하고자 했던 불평등과 출산율과의 인과관계에 대한 함의를 소개하는 것으로 본 장을 마무리하고자 한다.

소득불평등이 심화한다는 것은 전체 인구에서 빈곤층과 부유층이 많아진다는 것을 의미한다. 그리고 과거의 경험과 그에 따라 형성된 전통적인 관념은 저소득층의 출산율이 높고, 고소득층의 출산율이 낮다는 것이다. 그리고 이에 따르자면 소득불평등 확대는 출산율 증가로 이어지게 된다. 그러나 경제규모가 커지고 여성의 학력수준이 높아지고, 그리고 노동시장 참여행태가 과거와 달라지면서 출산은 더욱 복잡한 문제가 되었다. 출산이 단순히 소득수준에 좌우되지 않게 되었다.

특히, 앞서 언급한 바와 같이 이 같은 전통적인 관념은 오늘날, 특히 경제규모가 큰 선진국에서는 통용될 것으로 생각하기 쉽지 않다. 의학의 발달로 인해 영아사망률이 획기적으로 낮아지면서 일종의 보험용 출산은 더 이상 설명력을 잃게 되었고, 전체적인 소득수준이 높은 선진국의 저소득층은 저개발국의 평균적인 소득수준보다 높은 소득과 그에 상응하는 사회경제적 문제를 직면하고 있다. 소득불평등 심화는 계층이동을 둔화시켜 미래 자녀세대가 잘 살 수 있을 것이라는 기대를 어렵게 만든다. 이는 출산을 주저하게 만드는 중요한 요인으로 작용할 수 있다.

따라서 임금불평등으로 측정되는 소득불평등 문제는 단순히 사회경제적 문제뿐만 아니라 출산율을 저하시키는 인구문제로도 확대될 수 있음을 인지할 필요가 있다. 특히, 소득불평등이 심화하고 최저 수준의 출산율이 반등할 기미를 보이지 않는 우리나라에서 고전적인 인구정책의 스펙트럼을 소득재분배 정책으로까지 확대시킬 필요성이 제기된다 하겠다.



제 3 장

지역 노동시장의 특성과 출산율

제1절 문제제기

제2절 지역별 경제활동참가율과 출산율의 상관성

제3절 지역 노동시장 구조가 개인의 출산에 미치는 영향

제4절 소결



3

지역 노동시장의 특성과 << 출산율

제1절 문제제기

1. 문제제기

여성의 경제활동참가율과 출산율의 상관성에 관한 문제는 오래된 논쟁거리였다. 1980년대 초반까지 여성의 경제활동참가율과 출산율은 음의 상관관계를 가지고 있었다. 실제로 주요 발전국가에서 1960년대 시작과 함께 여성의 노동시장 진입이 활발해지면서 출산율이 하락했다(Adserà, 2005). 그러나 이런 음의 상관관계는 1980년대 중반을 넘어서면서 양의 상관관계로 전환되었다. 서구 유럽 국가들의 합계출산율과 여성노동시장 참가율의 상관계수가 80년대 중반을 기점으로 양의 관계로 전환된 것이다(Ahn & Mira, 2002; Adserà, 2005).

상관관계에 대한 실증분석 결과에서 주목할 점은 어떤 국가는 음의 상관관계를 나타내고 어떤 국가는 양의 상관관계를 나타내는 것이다. 이런 차이가 나타나는 이유는 무엇일까? 결국 국가별로 사회 제도의 맥락에서 서로 다른 특성을 가지고 있기 때문이다. 사회 제도의 맥락에서 중요하게 지적되는 것이 노동시장 제도이다. 양의 상관관계는 노동시장 제도가 출산과 노동시장 참여에 동시에 긍정적 영향을 미쳤기 때문이다(Adserà, 2004). 이와 같이 특정 국가의 제도적 특성, 특히 노동시장 제도의 특성이 출산율의 변화에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

그러나 한국에서 여성의 경제활동참가율과 출산율의 상관관계는 아직

명확히 밝혀지지 않고 있다. 물론 여성경제활동 특성이 구체적 작동은 물론 사회 발전단계, 산업 및 노동시장 구조에 따라서 그 성격이 판이하게 다를 수 있고, 출산력에 미치는 영향의 방향이나 정도 또한 크게 다를 수 있다(김두섭, 2007). 그리고 여성 고용률이 출산율에 미치는 효과는 여성 임금의 변화와 남성 소득의 변화를 통하여 중첩적으로 나타나서 단일한 방향으로 작동하지 않을 수 있기 때문에(류덕현, 2006), 실제로 양자 간의 관계를 선명히 밝히는 것은 어려운 문제일 수 있다. 거시분석에서는 상반된 두 가지 가능성을 열어 두고 예측의 어려움을 밝히는 경우도 있다(김태현 외, 2006).

그럼에도 불구하고 우리 사회의 노동시장의 제도적 특성을 압축적으로 나타내는 여성의 경제활동참가율과 출산율의 상관성을 규명하려는 노력이 필요하다. 왜냐하면 이를 통해 우리는 출산율과 노동시장 제도의 상관성을 설명할 수 있기 때문이다. 여성의 경제활동참가율과 출산율이 양의 상관관계를 나타내는 국가들은 노동시장 제도의 변화를 통해 부적 관계를 완화시켰다. 직장 생활의 특성을 변화시키고, 자녀 돌봄의 사회적 조직화를 통해 이 둘의 조합을 변화시킨 것이다(Brewster & Rindfuss, 2000).

이런 문제의식에서 본 장에서는 한국의 여성 경제활동참가율과 출산율의 상관성을 분석하고, 제도적 수준에서 노동시장의 특성이 개인의 출산율에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이와 같은 분석은 거시적 분석을 전제로 하며, 외국의 연구는 국가를 사례로 하는 횡단면적 자료를 통하여 분석해왔다.

본 장은 우리나라 시군구를 분석 단위로 자료를 구축하여, 지역 수준에서 여성 노동시장의 제도적 특성과 출산율의 관계를 분석하고, 분석 결과를 토대로 한국적 상황의 일반화를 시도하고자 한다.

2. 이론적 배경

여성의 경제활동과 출산율의 관계에 대해서 그동안 외국에서 많은 연구들이 진행되었다. 이것은 1960년 중반이후 산업화된 국가에서 출산율 감소 현상이 나타났고, 주요 요인으로 여성의 교육수준과 노동시장 참여가 증가했기 때문이라는 인식이 일반화되면서 연구가 활발해졌기 때문이다. 특히 미시적 수준에서 여성의 임금 혹은 교육수준과 출산율이 부적 상관관계를 가진다는 연구들이 반복되어 나타났다.

그러나 1980년대 중반 이후 이 관계는 음의 상관관계에서 양의 상관관계로 전환되었다는 연구가 활발해졌다(Ahn & Mira, 2002; Hoem, 2000; Kravdal, 1996). 특히 Ahn과 Mira(2002)의 연구는 OECD 국가들의 합계출산율과 여성 노동시장참가율의 횡단적 상관계수가 80년대 중반을 기점으로 양의 관계로 전환되는 결과를 실증적으로 보여주었다(Ahn & Mira, 2002). 이들의 연구는 여성의 아동 돌봄과 고용의 조화를 이룰 수 있게 하는 사회적 맥락(social context)을 강조하면서 제도의 중요성을 강조한다.

구체적으로 Ahn과 Mira(2002)의 연구는 여성 임금의 출산율에 대한 소득효과(income effect)가 대체효과(substitution effect)보다 커져서 기존의 음의 효과를 뛰어 넘는 것으로 해석하고, 시장에서 이용 가능한 보육서비스가 확대되자 기존의 일과 자녀양육의 이분적 선택에서 자유로울 수 있는 조건이 형성되었다는 것이다. 이런 변화를 노동시장 참가율과 출산율의 양의 상관관계를 가져오는 요인으로 파악하였다.

Adserà(2004, 2005) 연구는 미시경제학 모델이 여성의 경제활동참가율 증가에 따른 출산율의 일반적 감소는 설명할 수 있을지라도, 출산력과 여성 경제활동참가율 간의 전통적 부적 관계의 역전을 설명하기 어렵다

는 점을 지적한다. 초기 미시경제학 모델은 여성의 임금이 출산에 미치는 효과에 주목했지만, 임금과 고용수준 등이 노동시장의 제도적 맥락에 의해서 결정될 수 있다는 점을 간과했다고 비판한다. 전통적으로 여성의 노동 참여가 낮은 국가에서 노동력의 급격한 여성화는 주연령층의 남성 노동자에 적합화된 견고한 노동시장 제도와 충돌하였고, 이는 결국 상대적으로 더 높은 여성 실업률과 저출산으로 귀결되었다는 것이다. 노동시장의 제도가 출산에 긍정적이고 동시에 노동참여 결정에도 긍정적으로 작용하여 출산율과 노동참여 간의 양의 관계가 형성되었다는 것이다.

Hank(2001)는 지역의 노동시장 제도와 출산율의 직접적 관계를 분석한 바 있다. 그는 1960년대 후반과 1970년대 초반 동안 일반적인 출산력 감소 경향이 변화 없이 지속되고 있는 저출산 지역의 지리적 유형을 발견하였다. Hank(2001)는 1990년대에서도 인구밀도, 가족 이주, 직업 구조 등이 지역의 합계출산력과 밀접한 연관성이 있다고 주장하였다. 구체적으로 서독 지역을 75개 지역(Raumordnungsregionen)으로 구분하여 다층모형분석(Multi-level analysis)을 실시하였는데, 분석결과에 따르면 지역 수준에서 관찰되는 출산력의 차이가 맥락적 효과(contextual effects) 때문이라는 증거는 없었지만, 지역적 변이의 대부분은 개인적 특성의 공간적 분포 차이 때문인 것으로 결론지었다. 이때 고려된 지역수준의 변인은 도시화 정도, 보육시설, 노동시장 구조이고, 노동시장의 구조변수는 지역 내 취업자 수, 실업률, 여성의 경제활동 참가율이었다.

다른 한편 출산의 제도적 맥락에서 중요하게 고려되는 요인은 보육시설의 활용가능성이다. Hank와 Kreyenfeld(2003)의 연구는 지역수준의 보육서비스 공급비율이 출산에 미치는 영향을 분석(1984~1999년 기간)한 바 있다. 여기서 독일의 공공보육서비스는 출산에 영향을 미치지 못하

는 것으로 나타났다. 그는 이런 결과를 1970년 이후 한 번도 변화하지 않은 서독 보육제도의 문제점 때문인 것으로 해석하였다.

Stolzenberg와 Waite(1984)의 연구에 따르면, 공공 보육시설은 경제 활동을 하는 어머니가 육아를 지속할 수 있는 중요한 수단을 제공하는데, 지역에 이용 가능한 보육시설이 많을수록 경제활동을 하는 여성의 자녀에 대한 긴장은 작아진다고 하였다. 그리고 여성들이 지역의 노동시장에 활동적으로 참여할 때, 노동시장은 여성들에 의해서 영향을 받고 여성들에 맞게 조정될 수 있다. 반대로 이것은 출산 후 여성들의 취업 기회를 더욱 늘리는 효과를 산출 하게 된다(Kravdal, 1996).

국내에서 관련되는 연구는 류덕현(2006)을 들 수 있는데, 이 연구에 따르면, 외국에서 여성의 높은 경제활동참가율과 높은 출산율이 동시에 관찰되는 선순환이 한국에서도 나타날 것인가에 대해 구체적인 답을 제시하기 어렵다고 진단하였다.

미시적 연구에서 여성의 취업과 출산율의 관계는 상반된 연구가 제시되고 있다. 개인 수준의 분석에서 취업자가 비취업자에 비해서 출산수준이 낮다는 점이 드러났다. 여성의 종사상 지위가 임금근로자인 경우 미취업자에 비해 출산수준이 낮다는 주장하였다(이삼식 외, 2005, p.385). 반면 거시분석(김태현 외, 2006, p.121)에서는 상반된 두 가지 가능성을 열어두고 예측의 어려움을 제시하고 있다.

이상의 논의를 통하여 여기서 두 가지 연구문제를 도출하였다. 첫째는 지역 단위 여성경제활동참가율과 지역의 합계출산율의 상관관계는 어떠한가? 이를 위해 두 변수 간의 상관관계 분석을 시도한다. 둘째는 지역 노동시장의 구조가 개인의 출산율에 어떤 영향을 미치는가? 이를 위해 지역 수준과 개인수준의 자료를 통합하여 다층모형 분석을 시도 한다.

3. 연구방법

여성의 경제활동참가율과 출산율의 상관성을 분석하기 위하여, 크게 2 단계의 분석방법을 활용한다. 첫째 단계에서 전국 시군구를 단위로 여성의 경제활동참가율과 출산율의 단순상관관계를 분석한다. 둘째 단계에서 시군구를 단위로 하는 지역수준의 노동시장 제도 변수가 개인의 평균출생아수와 향후 출산계획 여부에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다층모형분석을 실시한다.

경제활동참가율과 합계출산율의 상관성은 거시분석을 통해 분석가능하기 때문에, 1개 국가에서는 국가 내 지역 단위로 접근하는 방법을 적용한다. 표본 수(지역의 개수)를 확보하는 과정에서 7개 광역자치단체는 1개 지역으로 분류하였고³⁾, 시계열 유지를 위해 통폐합된 일부 시군구를 제외하여 2014년 기초자치단체를 기준으로 최종 162개의 지역을 표본으로 구축하였다. 상관관계분석에 활용한 시계열은 2008년부터 2013년까지 6개년도이다. 시군구 단위 노동시장 특성 변수는 ‘지역별고용조사’ 원자료를 통해 구축하였으며, 동 조사가 2008년부터 시작되어 총 6개년도를 분석대상 기간으로 한정하였다.

다층모형 분석을 위해서 지역수준(level 2) 자료와 개인수준(level 1) 자료를 통합하였으며, 개인수준 자료는 인구주택 총조사 2010년 10% 표본을 이용하였다. 다층모형 분석에서 2010년 인구주택총조사 자료를 활용함으로써, 지역수준 변수도 모두 2010년을 기준으로 자료를 구축하였다. 다층모형에서 개인수준 표본은 15-49세 가임여성으로 한정하며, 종

3) 본 연구에서 광역시는 1개 지역으로 분류하였다. 그 이유는 광역시의 하위 시군구는 노동시장의 특성 상 큰 차이가 없을 것이라 가정하였기 때문이다. 또한 현실적으로 자료 구축의 어려움도 고려되었는데, 본 분석에서 활용하는 노동시장 제도 변수는 ‘지역별고용조사’ 원자료에서 산정하였고, 동 자료는 광역시 내 시군구 자료를 제공하지 않고 있다.

속변수는 가임여성 개인의 총출생아수와 향후 출산계획 여부이다. 개인 수준에서는 출산력에 영향을 미치는 변수로 연령, 학력, 취업여부, 주택 소유여부를 통제변수로 포함하였다. 지역수준에서 지역의 일반적 특성을 통제하기 위하여 유배우율과 출생성비 및 보육아동비율을 포함한다. 노동시장 제도 변수로 경제활동참가율과 임금근로자비율, 성별임금격차, 직종분리지수 변수를 포함하였다.

〈표 3-1〉 분석에 사용된 변수 및 자료 출처

구분	변수	자료출처	산출방법	비고
상관 관계 분석 (2008- 2013년)	TFR	통계청, 인구동향조사		
	여성경활 (전연령)	통계청, 지역고용조사	여성경제활동인구/ 15세이상 여성인구	
	여성경활 (가임연령)	"	가임여성경제활동인구/ 가임여성인구	
	가임여성 임금근로자비 율	"	가임여성 임금근로자/ 가임여성인구	
	출생아수	인구주택총조사 10% 표본		종속 변수
다층 모형 분석 (2010년)	향후출산계획	"		
	연령	"		
	학력	"		
	취업여부	"		
	주택소유	"		
	유배우율	"		
	출생성비	통계청, 인구동향조사	여아 100명당 남아 수	
	보육아동비율	보건복지부, 보육통계/ 통계청, 인구동향조사	0-5세 보육시설 이용 아동수/ 0-5세 아동수*100	
	가임여성경활 률	통계청, 지역별고용조사	가임여성경제활동인구/ 가임여성인구*100	
	가임여성임금 근로자 비율	"	가임여성 임금근로자/ 가임여성인구*100	
성별임금격차	"	여성노동자 평균임금/ 남성노동자 평균임금*100		
직종분리지수	"	Duncan Index		

제2절 지역별 경제활동 참가율과 출산율의 상관성

1. 기술 분석

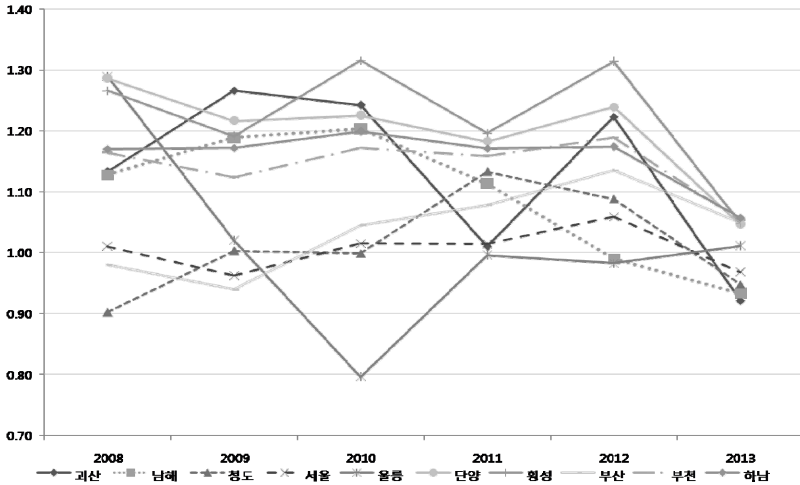
여성의 경제활동참가율과 합계출산율의 상관성을 분석하기에 위하여 국내의 행정구역 단위인 시군구를 분석의 단위로 설정하고, 지역별 자료를 구축하여 거시분석 형태로 경제활동참가율과 합계출산율의 상관관계를 분석하고자 한다. 우선 상관관계 분석에 앞서 주요 변수의 지역별 차이를 확인하기 위하여 기술적 특성을 살펴본다. 여성경제활동 관련 변수와 합계출산율 그리고 정책적 특성을 나타내는 보육시설 이용 아동비율의 지역별 차이를 고찰한다.

시군구 단위의 합계출산율은 그동안 장기적 추세를 따르는 특성을 나타내고 있었다. 분석에 사용한 기간 중 마지막 연도에 해당하는 2013년을 기준으로 정렬했을 때에도 대체로 고출산 지역과 저출산 지역의 추세는 크게 변함이 없었다. 합계출산율 하위 10개 지역은 괴산, 남해, 청도, 서울, 울릉, 단양, 횡성, 부산, 부천, 하남으로 나타났다.

2008년부터 2013년까지 변화추세를 살펴보면, 울릉도를 제외하면 대체로 0.9에서 1.3의 범위 내에서 다소 변동을 나타냈고, 울릉과 괴산지역은 지난 6년 동안 부침이 심했던 지역으로 볼 수 있다. 10개 지역은 2013년 기준으로 모두 합계출산율 1.1미만인 지역으로 매우 낮은 수준을 나타내고 있다.

저출산 지역을 자세히 살펴보면, 서울과 부산, 부천은 대표적으로 대도시 또는 중소도시 지역에 해당하지만, 나머지 지역은 도시 지역의 특성을 공유한다고 보기 어렵다. 오히려 괴산, 청도, 단양, 횡성 등은 농촌이라는 특성을 가지는 지역으로 볼 수 있기 때문이다.

[그림 3-1] 하위 10개 저출산 지역 TFR 추이(2008~2013)

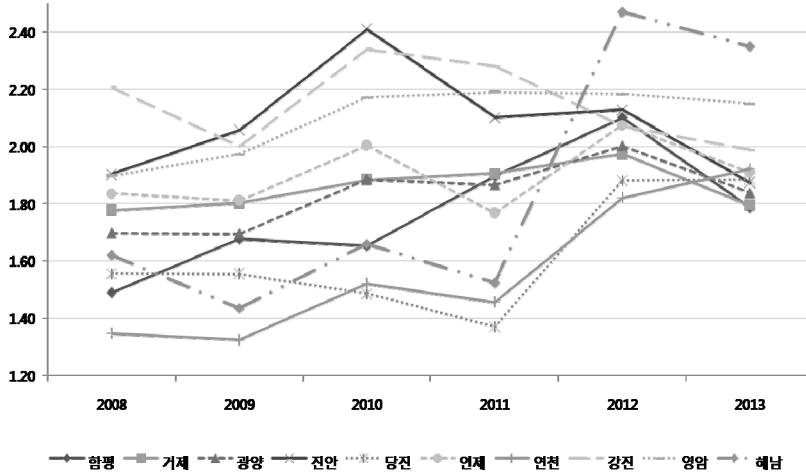


자료: 통계청, 인구동향조사, 각년도.

합계출산율 하위 10개 지역을 저출산 지역으로 부른다면, 반대로 합계출산율 상위 10개 지역을 고출산 지역으로 부를 수 있다. 2013년 기준으로 합계출산율이 상위에 있는 10개 지역은 함평, 거제, 광양, 진안, 당진, 인제, 연천, 강진, 영암, 해남으로 나타났다. 10개 지역 중 거제, 광양, 당진 3개 지역은 시 지역이고, 나머지 7개 지역은 군 지역이다. 상대적으로 군 지역이 많지만 고출산 지역이 모두 군 지역은 아니었다.

저출산 지역과 마찬가지로 고출산 지역도 단순히 도시와 농어촌으로 출산율 수준의 차이가 양분되는 것은 아니었다. 이런 특성 차이는 지역의 노동시장 제도의 영향 가능성을 확장시켜주고 있다. 예를 들어 저출산 지역 중에서 괴산, 남해, 청도, 울릉, 단양, 황성 등의 지역은 농어촌의 특성을 가지는 지역으로 고출산을 예상할 수 있지만, 실제로는 출산율이 낮게 나타났다. 이런 점을 고려하면 지역의 노동시장 제도의 영향 가능성에 대해 면밀한 검토가 필요할 것이다.

[그림 3-2] 상위 10개 고출산 지역 TFR 추이(2008~2013)



자료: 통계청, 인구동향조사, 각년도.

한편, 지역단위에서 여성의 경제활동참가율과 출산율은 이용 가능한 보육시설의 특성에 따라서 영향을 받을 수 있다. 전체 0~5세 아동 중에서 보육시설을 이용하는 비율을 살펴보면, 2013년 전국 평균은 55.1%로 나타났다. 2009년의 경우는 46.6%수준이었다. 2013년 기준 합계출산율로 지역을 정렬했을 때 출산율이 낮은 저출산 지역의 보육시설 이용률을 살펴보면, 2013년의 경우 전국 평균을 상회하는 지역은 괴산, 남해, 단양, 횡성, 하남 지역이었다. 반면 평균을 하회하는 지역도 5개 지역으로 울릉 지역이 특히 낮은 수준이며, 대도시 지역인 서울은 49% 수준, 부산과 부천은 47%수준을 나타내고 있다. 저출산 지역 10개에서 일관된 경향성을 찾기 어려운 상황이었다. 또한 출산율이 높은 지역의 경우도 일관된 경향성을 나타내지는 않았다. 이는 보육시설 이용이 출산율 수준과 일관된 영향관계를 나타내지는 않는다는 점을 예상할 수 있다. 이 부분은 다층모형분석에서 주의 깊게 분석해볼 필요가 있는 것으로 판단된다.

(표 3-2) 보육시설이용률

구분	2009	2010	2011	2012	2013	
전국 평균	46.6	50.5	52.2	55.3	55.1	
저출산 지역	괴산군	55.3	55.9	54.3	56.8	59.8
	남해군	54.4	58.4	58.1	59.0	63.3
	청도군	48.4	52.4	50.9	51.9	53.6
	서울시	37.4	40.7	42.8	47.6	48.9
	울릉군	20.7	30.2	29.2	29.4	23.8
	단양군	64.6	65.3	63.7	67.2	65.6
	횡성군	52.0	59.9	65.3	66.9	64.5
	부산시	40.4	42.9	44.0	46.7	46.5
	부천시	34.7	38.2	41.7	45.1	46.4
	하남시	37.6	44.4	48.8	58.9	61.1
고출산 지역	함평군	47.6	50.6	48.0	48.9	48.6
	거제시	29.1	31.9	34.9	40.6	42.9
	광양시	55.5	60.6	61.7	64.6	64.6
	진안군	33.3	32.2	32.4	31.0	32.4
	당진시	45.0	50.9	55.8	64.1	65.5
	인제군	36.9	42.2	44.3	46.7	46.4
	연천군	49.5	56.0	60.3	61.4	56.8
	강진군	49.3	46.4	42.3	46.2	47.9
	영암군	51.6	51.6	53.7	54.3	56.8
	해남군	53.5	56.5	56.3	52.6	47.7

자료: 보건복지부, 보육통계, 각년도; 통계청, 인구동향조사, 각년도.

다음으로 본 장에서 주목하는 노동시장 특성 관련 변수의 기술통계를 살펴보면, 여성 경제활동참가율에서 저출산 지역이나 고출산 지역 모두 일관된 경향성을 나타내지는 않았다. 저출산 지역 중에서 2013년을 기준으로 여성경제활동 참가율이 전국 평균을 상회하는 지역과 하회하는 지역이 절반씩 섞여있는 것을 알 수 있다. 이 중에서 괴산, 청도, 울릉, 횡성 지역은 여성경제활동참가율이 60%를 넘고 있는데, 농어촌 지역에서 나타나는 특성으로, 여성들이 농업이나 어업에 가족으로 함께 참여하면서 경제활동참가율이 높게 나타나고 있는 것으로 해석된다. 그리고 고출산 지역 10개 중에서 전국 평균을 상회하는 지역이 5개로 출산율 수준과 여성 경제활동참가율의 일관된 경향성이 나타나지 않았다.

〈표 3-3〉 15세 이상 여성인구 중 경제활동참가율

구분	2009	2010	2011	2012	2013	
전국 평균	51.7	51.0	51.4	52.8	52.5	
저출산 지역	과산군	57.9	58.2	59.6	65.4	60.3
	남해군	56.1	55.9	61.8	65.8	64.1
	청도군	68.8	64.0	64.3	63.1	65.9
	서울시	50.6	49.6	51.2	51.4	52.3
	울릉군	59.9	61.2	53.6	55.6	63.5
	단양군	53.0	53.1	56.3	58.5	54.4
	황성군	56.9	57.4	59.9	59.5	60.7
	부천시	45.9	45.4	44.9	44.7	47.5
	부천시	47.8	47.6	45.4	43.1	46.7
	하남시	44.7	44.1	41.4	41.3	45.2
고출산 지역	함평군	61.9	67.9	64.3	63.5	61.6
	거제시	38.4	33.8	36.6	41.7	40.5
	광양시	46.4	43.6	47.1	49.4	41.1
	진안군	66.2	60.8	60.9	67.0	58.6
	당진시	55.3	48.2	51.3	54.4	50.0
	인제군	54.6	57.4	55.2	60.2	59.0
	연천군	50.5	45.5	51.7	51.7	49.4
	강진군	62.3	60.8	59.7	57.8	61.3
	영암군	57.7	57.4	54.6	52.5	49.0
	해남군	66.1	67.6	70.2	69.4	65.5

자료: 통계청, 지역별고용조사, 각년도.

여성의 경제활동참가율은 연령별 특성에 따른 차이가 클 수 있다. 그리고 경제활동인구 내에서도 다른 특성에 따른 차이가 클 수 있다. 예를 들어 임금근로자와 비임금근로자의 특성은 임신, 출산, 자녀 양육 관련한 일상생활의 차이가 크게 나타날 수 있다. 따라서 경제활동참가율을 특성별로 구분해서 살펴본다. 우선 15~49세 가입연령 인구 중에서 경제활동참가율을 살펴보면, 2013년 기준으로 전국 평균은 54.3% 수준이다. 그런데 저출산 지역 10개 중에서 8개 지역이 전국평균을 상회하고 있었다. 이는 가입여성 경제활동참가율이 출산율 수준과 관계가 있을 것으로 예상되는 부분이다. 반면 고출산 지역 10개 중에서는 5개 지역이 전국 평균을 상회하고 있어 경향성을 판단할 수는 없는 것으로 보인다.

〈표 3-4〉 15~49세 가임여성의 경제활동참가율

구분	2009	2010	2011	2012	2013	
전국 평균	53.4	53.2	53.8	54.6	54.3	
저출산 지역	과산군	60.3	65.3	70.2	65.2	61.2
	남해군	61.7	55.4	61.8	66.1	64.1
	청도군	66.7	60.5	66.6	61.7	64.3
	서울시	57.8	56.1	57.7	58.6	59.1
	울릉군	60.1	65.2	58.0	66.7	65.2
	단양군	56.8	56.9	63.0	62.9	63.0
	황성군	54.5	57.7	60.0	57.6	56.1
	부산시	52.6	52.0	51.8	51.3	54.4
	부천시	54.1	54.9	52.1	49.6	52.0
	하남시	52.4	50.8	48.6	48.3	50.6
고출산 지역	함평군	58.5	60.9	60.1	57.4	60.3
	거제시	42.2	33.9	37.3	39.5	41.8
	광양시	44.6	43.6	46.5	48.1	40.3
	진안군	59.3	60.3	54.8	58.2	53.7
	당진시	48.7	45.4	45.8	48.1	45.2
	인제군	56.2	60.6	56.5	59.4	60.2
	연천군	49.3	47.0	56.2	55.4	55.0
	강진군	65.3	64.7	58.5	57.8	56.6
	영암군	45.3	44.3	44.7	42.8	38.7
	해남군	62.6	68.4	68.4	68.2	64.9

자료: 통계청, 지역별고용조사, 각년도.

다음은 가임여성 경제활동인구에서 종사상지위에 따른 특성을 구분하여 살펴보았다. 아래 표는 가임여성 중 임금근로자 비율을 나타내고 있다. 특징적인 것은 고출산 지역과 저출산 지역 모두에서 전국 평균값과 비교했을 때 일관된 경향성을 나타낸다는 점이다. 저출산 지역 10개 중에서 가임여성 임금근로자 비율 전국 평균보다 높은 지역이 7개 지역이었다. 이는 임금근로자 비율이 높은 지역의 출산율이 낮을 가능성을 보여 준다.

〈표 3-5〉 가임여성 중 임금근로자 비율

구분	2009	2010	2011	2012	2013	
전국 평균	32.5	33.6	34.7	37.2	38.0	
저출산 지역	괴산군	29.1	31.4	36.7	36.5	34.2
	남해군	32.0	31.4	33.9	42.3	36.0
	청도군	33.4	29.1	34.6	42.2	40.8
	서울시	43.6	43.7	45.6	47.4	47.8
	울릉군	41.3	43.3	43.9	48.0	48.6
	단양군	34.4	36.4	43.1	43.7	42.2
	횡성군	29.0	35.4	39.3	38.7	37.0
	부산시	39.7	40.2	40.9	42.4	43.6
	부천시	43.2	42.8	40.5	41.2	41.3
	하남시	39.6	38.2	37.6	38.7	41.9
고출산 지역	함평군	17.6	21.5	27.3	27.6	32.1
	거제시	33.5	26.0	30.1	33.2	34.6
	광양시	32.6	31.6	35.0	37.1	29.7
	진안군	29.5	32.0	30.4	31.5	29.8
	당진시	26.5	25.0	27.5	33.2	32.7
	인제군	30.8	39.5	33.4	37.3	38.7
	연천군	25.9	26.3	36.6	36.3	38.9
	강진군	29.6	38.3	35.7	36.5	33.8
	영암군	20.6	22.8	23.7	28.7	24.5
	해남군	21.7	32.4	31.3	31.4	33.7

자료: 통계청, 지역별고용조사, 각년도.

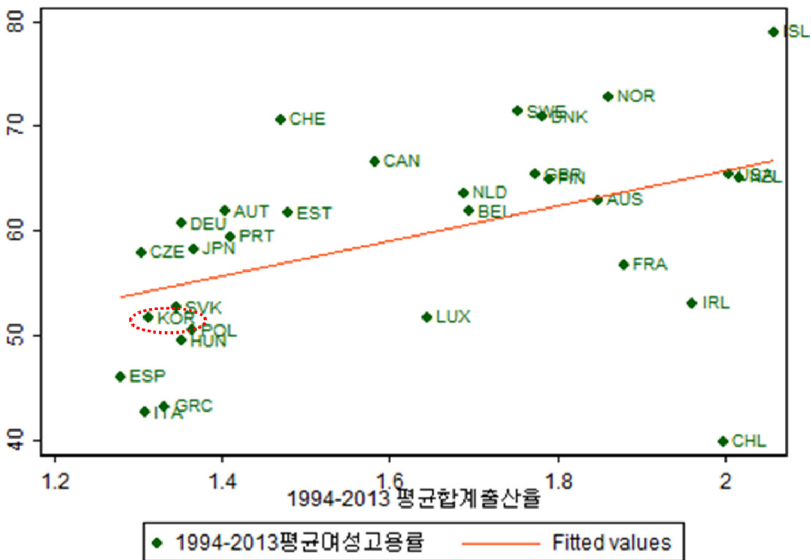
또한 고출산 지역 10개 중에서 가임여성 임금근로자 비율에서 전국평균보다 낮은 지역이 8개 지역이었다. 이 역시 임금근로자 비율이 낮은 지역에서 출산율이 높을 가능성을 보여준다.

종사상 지위에 따른 경제활동 인구의 지역분포는 출산율 수준과 상관관계를 가지고 있을 수 있다. 이는 임금근로자와 비임금근로자의 근로여건의 차이 때문일 수 있다. 비임금근로자에 비해 임금근로자의 근로여건은 훨씬 유연성이 떨어진다. 출근시간과 퇴근시간, 각종 휴가나 휴직과 관련된 유연성이 제한되는 것이 특징일 것이다. 이러한 근로여건이 일하는 여성의 일·가족 양립을 어렵게 하고, 결국 출산의 제한으로 이어지고 있을 가능성이 있다.

2. 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 상관관계

그동안 국내에서 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 상관관계는 아직 확인되지 않고 있었다. 외국의 기존 연구는 국가 자료를 이용한 거시 분석 결과로서 한 국가로 분석이 불가능하기 때문이다. 국가 자료를 이용한 상관관계를 그림으로 표시하면 아래와 같다. 아래 그림에 따르면 여성 고용률과 합계출산율이 양의 상관관계를 나타내며, 한국은 출산율도 낮고 여성 고용률도 낮은 국가로 표시된다.

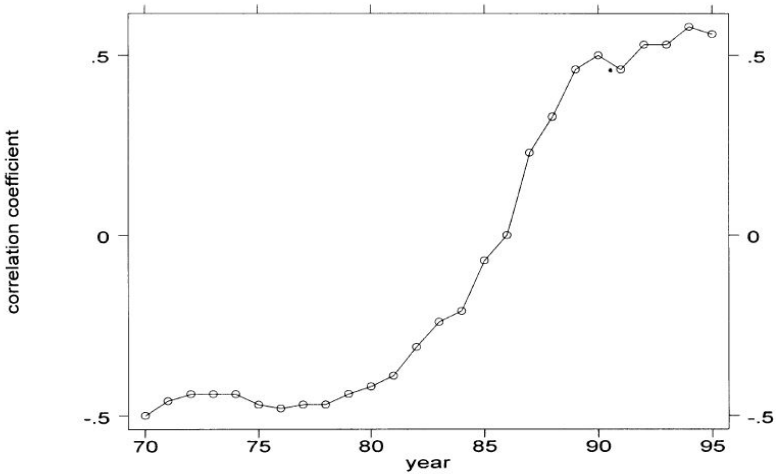
[그림 3-3] 여성 고용률과 합계출산율의 관계



출처: 본 보고서의 제2장의 <그림 2-9>.

외국의 기존 연구에 따르면 여성 경제활동 참가율과 출산율의 상관관계는 1980년대 중반에 음의 관계에서 양의 관계로 전환되었다. Ahn과 Mira(2002)의 연구는 이런 결과로 실증분석을 통하여 보여주었다. 아래 그림에 따르면 1980년대 중반에 상관관계 계수가 음의 값에서 양의 값으로 바뀌는 것을 볼 수 있다.

[그림 3-4] 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 상관관계



출처: Ahn & Mira(2002), A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries, p.670.

이렇게 관계가 전환된 이유는 정부의 정책적 노력이 주요하게 작용했다. 여성이 경제활동과 가족생활을 병행할 수 있는 제도적 장치를 마련하고 제도의 활성화를 위하여 노력해왔기 때문이다.

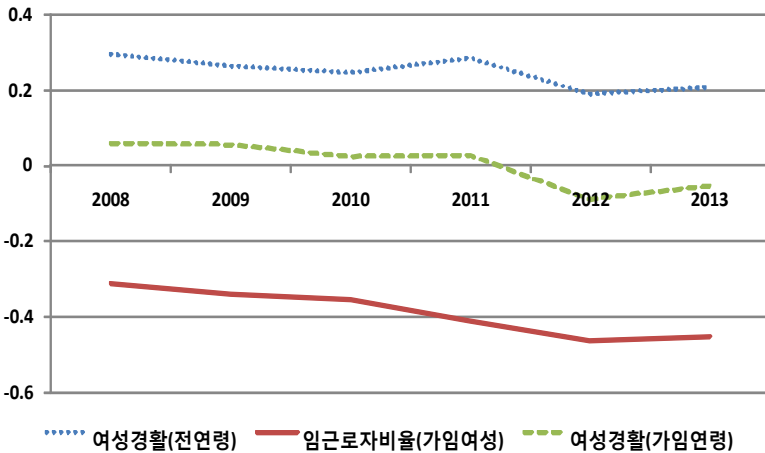
그러나 한국의 경우 여성 경제활동참가율이 증가하면 출산율이 증가할 것인가는 이와 같은 기존 연구에서는 알 수 없다. 우선 한국은 어떤 유형의 국가에 해당하는지 분석할 필요가 있다.

다음 그림은 국내 행정구역의 시군구를 단위로 자료를 구축하여 전체

162개 지역의 여성 경제활동참가와 합계출산율의 상관관계를 분석한 것이다. 경제활동과 관련하여 세 가지 변수를 구분하여 분석하였다. 15세 이상 여성인구 중 경제활동참가율, 가임여성 인구 중 경제활동참가율, 가임여성 인구 중 임금근로자 비율 각각의 변수와 합계출산율의 상관관계를 분석하였다. 이 중에서 전연령 경제활동참가율과 가임여성 임금근로자 비율은 합계출산율과 통계적으로 유의한 상관관계를 나타냈다. 반면 가임여성 경제활동참가율은 합계출산율과 유의한 상관관계가 나타나지 않았다.

분석 결과를 보면, 전연령 여성 경제활동 참가율과 합계출산율은 양의 상관관계를 나타낸다. 그리고 가임여성 임금근로자비율은 합계출산율과 음의 상관관계를 나타낸다. 그리고 특징적인 것은 2011년에 비해서 2012년의 관계가 강도가 변했다는 점이 관찰된다. 음의 관계는 강화되었고, 양의 관계는 약화된 것으로 나타났다.

[그림 3-5] 합계출산율과 여성 경제활동의 Pearson 상관계수(2008~2013)



제3절 지역 노동시장 구조가 개인의 출산에 미치는 영향

본 절은 노동시장의 제도가 개인의 출산행태에 영향을 미칠 수 있다는 문제의식에서 출발한다. 개인의 출산 결정이 지역 수준의 제도적 특성에 영향을 받을 것이라는 가정이다. 여기서 노동시장 제도적 특성이란 여성 경제활동 참가율(가임연령), 임금근로자 비율(가임연령), 성별임금격차, 직종분리지수를 의미한다.

Adserà(2004)의 연구는 노동시장 구조와 관련된 변수로 실업률, 노동시장 참가율, 농업/공공/자영업비율, 연령별 실업률, 시간제 일자리 비율을 포함한 모형을 분석한 바 있다. 분석 결과에 따르면 자영업비율은 출산에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Hank와 Kreyenfeld(2003)의 연구는 지역 수준의 보육서비스 공급비율이 출산에 미치는 영향 분석(1984~1999년 기간)하였고, 독일의 공공 보육서비스는 출산에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 그는 1970년 이후 한 번도 변화하지 않은 서독 보육제도의 문제점 때문으로 해석하고 있다.

이와 같이 지역 수준의 공공서비스나 노동시장의 제도가 출산율에 어떤 영향을 미치는 분석한다. 분석 모형은 개인수준의 자료와 지역 수준의 자료를 통합하여 다층분석(Multi-level analysis)을 실시한다. 다층분석을 위하여 level 1 을 개인, level 2를 지역(시군구)으로 설정하고, 개인은 지역에 속해(nested)있기 때문에, 지역적 특성이 개인의 출산에 영향을 미칠 것으로 가정하였다.

분석 시점은 인구주택총조사 2010년 자료를 활용하기 위하여 개인수준 및 지역수준 자료를 모두 2010년으로 일치시켰다. 그리고 당해연도 출산이 지역의 제도적 환경에 영향을 받는다고 할 때, 그 영향 기간을 제

한하기 위하여 최근 출산을 경험한 표본을 구성하였다. 이를 위하여 2010년 현재 3세 이하 자녀를 가진 가임연령 기혼여성으로 표본을 한정하여 분석하였다.⁴⁾

1. 지역 노동시장 특성이 개인의 평균출생아수에 미치는 영향

가. 기술적 분석

개인수준 분석 표본은 도시와 농촌의 특성을 반영하기 위해 도시와 농촌을 구분하였고, 표본의 인구사회학적 특성은 아래 표와 같다.

〈표 3-6〉 개인수준 표본의 인구사회학적 특성

(단위: 명, %)

구분	전체		농촌		도시	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
전체	171,773	100	13,153	100	158,620	100
연령						
15-19세	302	0.2	60	0.5	242	0.2
20-29세	41,655	24.3	3,933	29.9	37,722	23.8
30-39세	113,977	66.4	7,355	55.9	106,622	67.2
40-49세	15,839	9.2	1,805	13.7	14,034	8.8
혼인상태						
유배우	167,813	97.7	12,903	98.1	154,910	97.7
사별	442	0.3	50	0.4	392	0.3
이혼	3,518	2.1	200	1.5	3,318	2.0

4) 3세이하 자녀를 가진 여성 표본에서, 3세이하 자녀가 본인 출산자녀와 반드시 일치하지 않을 수 있다는 한계가 있다. 인구주택총조사 자료에서 동거자녀가 출산자녀인지 확인할 수 있는 정보가 없기 때문에 불가피한 부분이다. 그러나 본인 출산자녀가 아닌 비율이 크지 않을 것이라 예상되어 이 표본을 이용하여 분석하였다. 3세 이하의 자녀를 가진 기혼 여성은 인구센서스 10% 샘플에서 3세 이하의 아동 172,615명 중 가구주와의 관계가 자녀인 153,544명의 해당 가구의 기혼여성과 총출생아수가 0명인 기혼 여성을 합하여 자료를 구성하였다.

구분	전체		농촌		도시	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
종사상지위						
임금노동자	60,255	35.1	4,007	30.5	56,248	35.5
고용원 없는 자영업	6,368	3.7	588	4.5	5,780	3.6
고용원 있는 자영업	3,197	1.9	162	1.2	3,035	1.9
무급가족종사자	5,892	3.4	1,568	11.9	4,324	2.7
비해당	96,061	55.9	6,828	51.9	89,233	56.3
학력						
중졸이하	6,868	4.0	1,466	11.1	5,402	3.4
고졸	63,974	37.2	6,272	47.7	57,702	36.4
대학졸	42,012	24.5	2,841	21.6	39,171	24.7
대학교졸 이상	58,919	34.3	2,574	19.6	56,345	35.5
취업여부						
일안함	96,061	55.9	6,828	51.9	89,233	56.3
일함	75,712	44.1	6,325	48.1	69,387	43.7
주택소유						
없음	83,632	48.7	5,522	42.0	78,110	49.2
있음	88,141	51.3	7,631	58.0	80,510	50.8
총출생아						
0명	43,973	25.6	3,137	23.9	40,836	25.7
1명	56,746	33.0	3,691	28.1	53,055	33.5
2명	55,840	32.5	4,260	32.4	51,580	32.5
3명 이상	15,214	8.9	2,065	15.7	13,149	8.3

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본.

개인수준 표본에서 인구사회학적 특성별로 출생아수의 차이를 살펴보면, 연령과 학력, 취업여부의 경우 도시와 농촌의 차이가 크게 나타나지는 않았지만, 주택소유 여부에 따른 출생아수는 도농의 차이가 이었다.

구체적으로 연령대별 출생아수의 평균을 살펴보면, 도시와 농촌 모두 30대 연령의 여성들이 다른 연령대의 여성들에 비해 출생아수의 평균이 높게 나타났다. 학력의 경우 중졸이하의 여성들이 다른 집단에 비해 출생아수가 적은 것으로 나타났다. 일을 하지 않은 여성들이 일을 하는 여성보다 출생아수 평균이 높게 나타났는데 농촌의 경우 두 집단의 평균차이가 크지 않았지만, 도시의 경우 농촌지역보다 더 집단 간의 차이가 큰 것

으로 나타났다. 마지막으로, 농촌지역의 경우 주택을 가지고 있는 집단과 그렇지 않은 집단의 출생아수 평균은 차이가 없는 것으로 나타났지만, 도시의 경우 주택을 가진 집단의 평균 출생아수가 0.3 높게 나타났다.

〈표 3-7〉 도시지역의 인구사회학적 특성별 출생아수 평균

	구분	평균	표준편차	N	F or T	P-value
연령	15-19세	0.2	0.5	242	4011.3	0.000
	20-29세	0.9	0.8	37,722		
	30-39세	1.4	0.9	106,62		
	40-49세	1.0	1.3	14,034		
학력	중졸이하	0.9	1.1	5,402	462.9	0.000
	고졸	1.3	1.0	57,702		
	대학졸	1.3	0.9	39,171		
	대학교졸이상	1.2	0.9	56,345		
취업여부	일안함	1.4	0.9	89,233	72.2	0.000
	일함	1.1	1.0	69,387		
주택소유	없음	1.1	1.0	78,110	-49.8	0.000
	있음	1.4	1.0	80,510		

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본.

〈표 3-8〉 농촌지역의 인구사회학적 특성별 출생아수 평균

	구분	평균	표준편차	N	F or T	P-value
연령	15-19세	0.2	0.5	60	425.2	0.000
	20-29세	1.1	0.9	3,933		
	30-39세	1.7	1.0	7,355		
	40-49세	1.0	1.4	1,805		
학력	중졸이하	1.0	1.2	1,466	111.0	0.000
	고졸	1.5	1.2	6,272		
	대학졸	1.5	1.0	2,841		
	대학교졸이상	1.4	0.9	2,574		
취업여부	일안함	1.5	1.0	6,828	6.6	0.000
	일함	1.4	1.1	6,325		
주택소유	없음	1.4	1.0	5,522	-1.4	0.000
	있음	1.4	1.1	7,631		

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본.

지역수준 자료에서 지역의 기본적인 특성을 통제할 수 있는 3개의 변수로 유배우율, 출생성비, 보육아동비율의 기술적 분석결과를 아래 표에 제시하였다. 첫째, 유배우율은 지역별 인구 특성 중에서 출산에 영향을 미치는 혼인상태를 통제하기 위한 변수로 가임여성 중 유배우자 비율을 고려하였다. 둘째, 출생성비는 여아 100명당 남아수를 나타내는데, 이는 지역의 성별 선호를 나타내는 문화적 차이를 통제하기 위한 변수로 투입하였다. 마지막으로, 보육시설비율은 지역별 정책적 요인특성을 반영하기 위한 변수로 선택하였는데, 0-5세 아동 중 보육시설에 다니는 아동의 비율을 의미한다.

농촌지역의 유배우율은 58%로 도시지역 52.3%보다 5.7%p 높게 나타났다. 남아수도 여아수에 비해 많은 특성을 가지고 있다. 그러나 보육아동비율의 경우 도시지역은 51.1%로 농촌 49.8%에 비해 약간 높은 편이었다.

〈표 3-9〉 지역배경변수(Level 2)의 평균

(단위: %)

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
유배우율	도시	84	52.3	9.7	23.1	72.3
	농촌	78	58.0	10.1	33.2	81.5
출생성비	도시	84	106.8	4.1	95.0	119.2
	농촌	78	108.8	12.3	84.3	149.3
보육아동비율	도시	84	51.1	10.1	31.9	76.7
	농촌	78	49.8	8.9	30.2	74.6

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본; 통계청, 2010 인구동향조사; 보건복지부, 2010 보육통계.

다음으로 지역 노동시장의 구조적 특성을 측정하는 변수로 가임여성의 경제활동 참가율, 가임여성 임금노동자 비율, 성별 임금격차 및 성별직종 분리지수(Duncan Index)로 반영하였다.

기술적 분석 결과는 아래 표에 제시하였다. 가임여성 경제활동참가율은 도시지역이 49.4%로 농촌지역 58.4%보다 9%p 낮게 나타났지만, 가임여성 임금근로자비율은 도시지역이 농촌지역보다 4.1%p 높게 나타났다. 이를 통해 도시지역과 농촌지역 여성들의 노동시장 참여형태가 차이가 있음을 확인할 수 있다. 노동시장의 성차별적 특성을 보여줄 수 있는 성별임금격차를 살펴보면, 도시지역의 남성대비 여성임금 비율은 60.3%로 농촌지역 55.6%보다 높게 나타났는데, 이는 농촌지역의 성별임금격차가 도시지역보다 크다는 것을 의미한다. 마지막으로 성별직종분리정도⁵⁾를 살펴보면, 도시와 농촌의 평균 성별직종분리지수는 0.3으로 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 3-10〉 노동시장변수(Level 2)의 평균

(단위: %)

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
가임여성경활동	도시	84	49.4	4.4	37.3	61.3
	농촌	78	58.4	6.1	43.6	70.2
가임여성 임금근로자 비율	도시	84	36.7	4.2	27.5	45.6
	농촌	78	32.6	5.3	22.1	44.7
성별임금격차	도시	84	60.3	8.0	37.8	82.2
	농촌	78	55.6	9.8	29.8	81.9
성별직종분리	도시	84	0.3	0.1	0.2	0.6
	농촌	78	0.3	0.1	0.2	0.4

자료: 통계청, 2010 지역별고용조사.

5) 성별직종분리지수는 0~1의 값을 가지며, 0은 분리정도가 가장 작은 값이고, 1은 가장 큰 값으로 완전한 분리상태를 의미한다.

분석에 사용된 162개 지역을 총출생아수 평균을 기준으로 출산수준이 높은 상위 10개 지역과 낮은 10개 지역을 정렬하여 지역특성 변수의 평균을 살펴보면 아래 표와 같다. 출산율이 높은 지역은 낮은 지역에 비해 유배우율, 출생성비, 가임여성 경제활동참가율, 남성대비 여성임금비율이 높고 가임여성 임금근로자비율과 성별직종분리정도가 낮은 특성을 보인다.

〈표 3-11〉 총출생아평균 상·하위 10개 지역의 평균

(단위:명, %)

구분	총출생아 평균	유배우율	출생성비	가임여성 경활	가임여성 임금근로자	성별 임금격차	성별직종 분리지수	
하 위 10 개 지 역	오산시	1.647	57.0	106.0	44.5	36.8	62.5	0.4
	양산시	1.655	54.9	103.8	47.4	35.8	56.6	0.4
	서울시	1.656	47.6	106.6	57.7	45.6	66.6	0.3
	안양시	1.670	57.5	106.9	50.7	42.2	59.7	0.3
	칠곡군	1.675	36.3	115.4	43.6	33.1	58.5	0.3
	구리시	1.679	61.0	108.1	46.1	38.0	70.3	0.3
	성남시	1.691	54.2	109.3	49.6	40.2	56.9	0.3
	하남시	1.692	57.7	108.4	48.6	37.6	67.9	0.3
	군포시	1.693	61.3	103.9	50.2	41.0	60.3	0.3
	수원시	1.675	54.1	107.8	49.2	39.4	62.5	0.3
상 위 10 개 지 역	신안군	2.300	69.8	110.1	65.0	28.2	51.2	0.2
	장흥군	2.250	65.6	84.3	56.9	22.5	55.4	0.2
	함평군	2.236	44.8	110.4	60.1	27.3	66.2	0.2
	고흥군	2.225	63.6	104.6	67.2	28.7	49.4	0.2
	강진군	2.223	50.3	126.3	58.5	35.7	51.3	0.3
	순창군	2.213	62.8	118.6	62.4	23.6	63.2	0.2
	곡성군	2.197	44.3	87.6	52.5	26.5	49.6	0.3
	진도군	2.195	70.4	111.4	64.9	24.5	36.5	0.3
	장수군	2.188	58.3	126.8	59.9	28.7	59.6	0.2
	임실군	2.187	71.8	103.3	58.8	28.8	58.3	0.3

자료: 통계청, 2010 인구동향조사; 통계청, 2010 인구총조사 10% 표본; 통계청, 2010 지역별고용조사.

나. 다층모형 분석

지역 수준의 제도적 특성이 개인의 출산수준에 어떤 영향을 미치는지 분석하기 위하여 다층모형 분석을 적용하였다. 다층분석에서 가장 기초가 되는 무조건모형(unconditional model)의 결과를 살펴보면, 집단 간 변량에 의해 설명되는 부분의 정도를 나타내는 rho 값은 도시 0.14, 농촌 0.13으로 전체 분산 중에서 집단 간 분산에 의해 설명되는 정도가 도시 1.4%, 농촌 1.3%임을 의미한다. 비록 집단 간 분산의 설명력은 작은 편이지만, 기초모형이 통계적으로 유의미하기 때문에 출생아수에 대한 집단 간 차이를 분석할 필요성을 확인할 수 있고, 도시지역이 농촌지역보다 집단 간 분산에 의한 설명력이 조금 높다고 할 수 있다.

〈표 3-12〉 총출생아수에 대한 unconditional model

	도시(N=158,620)		농촌(N=13,153)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Cons	1.319***	0.013	1.444***	0.018
sigma_u	0.115	0.010	0.128	0.015
sigma_e	0.957	0.002	1.096	0.007
rho	0.014	0.002	0.013	0.003
chibar2(01)	1843.31***	0.000	85.31***	0.000

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

개인의 특성이 총출생아수에 미치는 영향을 살펴보면, 연령, 학력, 경제활동여부, 그리고 주택소유 여부는 도농지역 모두 통계적으로 유의미한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 먼저 연령이 높을수록, 일을 하는 여성보다 일을 하지 않을 경우 총 출생아수가 많았다. 대학교 졸업 이상의 학력을 가진 여성보다 고졸, 대학졸업인 여성들의 출생아수가 많은 반

면, 중졸 이하의 여성들의 출생아수는 적은 것으로 나타났다. 마지막으로 주택을 가진 집단보다 그렇지 않은 집단의 출생아수가 적었다. 개인특성 변수가 총출생아수에 미치는 영향력의 정도 차이는 있지만, 방향은 도시와 농촌의 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 3-13〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인수준 변수 모형 추정 결과

	도시(N=158,620)		농촌(N=13,153)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Cons	0.320***	0.022	1.029***	0.061
연령	0.027***	0.000	0.009***	0.002
학력(ref= 대학교졸 이상)				
중졸이하	-0.417***	0.013	-0.411***	0.036
고졸	0.069***	0.006	0.156***	0.026
대학졸	0.079***	0.006	0.154***	0.030
경제활동(ref= 일함)				
일안함	0.344***	0.005	0.144***	0.020
주택소유(ref= 있음)				
없음	-0.204***	0.005	-0.058***	0.020
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Level 2 분산	0.014***	0.002	0.018***	0.004
Level 1 분산	0.852***	0.003	1.163***	0.014

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

〈표 3-14〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역 통제변수 모형 추정 결과

	도시(N=158,620)		농촌(N=13,153)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Cons	-0.382	0.349	1.031***	0.236
연령	0.027***	0.000	0.009***	0.002
학력(ref= 대학교졸 이상)				
중졸이하	-0.417***	0.013	-0.411***	0.036
고졸	0.069***	0.006	0.156***	0.026
대학졸	0.079***	0.006	0.154***	0.030
경제활동(ref= 일함)				
일안함	0.344***	0.005	0.144***	0.020
주택소유(ref= 있음)				
없음	-0.204***	0.005	-0.058**	0.020
유배우율	0.001	0.001	0.001	0.002
출생성비	0.003	0.003	-0.001	0.002
보육아동비율	0.006***	0.001	0.001	0.002
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Level 2 분산	0.011***	0.002	0.018***	0.004
Level 1 분산	0.851***	0.003	1.163***	0.014

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

노동시장의 특성을 나타내는 가임여성 경제활동비율과 가임여성 임금근로자비율을 포함한 모델에서는 두 변수 모두 통계적으로 유의미한 영향력을 가지는 것으로 나타났고, 가임여성비율이 높을수록 출생아수가 많고, 가임여성 임금근로자비율이 낮을수록 출생아수가 많은 것으로 나타났다으며 도시와 농촌의 차이는 나타나지 않았다.

〈표 3-15〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역 노동시장변수 모형 추정 결과

	도시(N=158,620)		농촌(N=13,153)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Cons	-0.256	0.342	0.837***	0.255
연령	0.027***	0.000	0.009***	0.002
학력(ref= 대학교졸 이상)				
중졸이하	-0.418***	0.013	-0.417***	0.036
고졸	0.069***	0.006	0.155***	0.026
대학졸	0.079***	0.006	0.154***	0.030
경제활동(ref= 일함)				
일안함	0.344***	0.005	0.148***	0.020
주택소유(ref= 있음)				
없음	-0.204***	0.005	-0.055**	0.020
유배우율	0.001	0.001	-0.000	0.002
출생성비	0.003	0.003	0.000	0.001
보육아동비율	0.003**	0.001	0.003	0.002
가임여성 경찰비율	0.013**	0.004	0.008*	0.003
가임여성 임금근로자비율	-0.016***	0.004	-0.012***	0.003
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Level 2 분산	0.009***	0.002	0.014***	0.003
Level 1 분산	0.852***	0.003	1.163***	0.014

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

노동시장의 성차별 정도를 나타내는 성별임금격차와 성별직종분리지수를 모델에 포함하였을 때 도시지역 표본에서만 두 변수가 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 나타냈다. 그러나 성별직종분리 지수와 총출생아수가 양의 상관관계를 나타내는 것을 성차별이 심할수록 출생아수가 증가한다고 해석하기보다는, 도시지역의 경우 많은 여성들이 여성화된 직종이라고 할지라도 일을 할 수 있는 기회가 많기 때문에 출생아수에 양의 영향력을 가지는 취업기회가 많아지면서 양의 상관관계를 가지는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 3-16〉 총출생아수에 영향을 미치는 개인 및 지역의 성차별변수 모형 추정 결과

	도시(N=158,620)		농촌(N=13,153)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Cons	-0.828*	0.491	1.829***	0.519
연령	0.027***	0.000	0.009***	0.002
학력(ref= 대학교졸 이상)				
중졸이하	-0.418***	0.013	-0.415***	0.036
고졸	0.069***	0.006	0.156***	0.026
대학졸	0.079***	0.006	0.154***	0.030
경제활동(ref= 일함)				
일안함	0.344***	0.005	0.146***	0.020
주택소유(ref= 있음)				
없음	-0.204***	0.005	-0.056**	0.020
유배우율	0.000	0.001	0.002	0.002
출생성비	0.004	0.003	0.000	0.001
보육아동비율	0.006***	0.001	0.004	0.002
가임여성 임금근로자비율	-0.008*	0.003	-0.010*	0.004
성별 임금격차(A)	0.015*	0.006	-0.012	0.009
성별 직종분리(B)	1.998*	0.950	-2.263	1.628
A*B	-0.046**	0.018	0.032	0.031
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Level 2 분산	0.009***	0.002	0.014***	0.003
Level 1 분산	0.852***	0.003	1.163***	0.014

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

2. 지역의 노동시장 특성이 개인의 향후 출산계획에 미치는 영향

가. 기술적 분석

개인의 향후 출산계획에 지역 노동시장 특성이 미치는 영향을 분석하기 위한 표본은 2010 인구센서스 10% 표본의 15~49세 여성 중에서 혼인상태가 미혼인 여성을 제외한 733,005명을 분석대상으로 선정하였다. 이들 중 15.4%는 향후 출산계획이 있다고 응답했고, 나머지 84.6%는 출산계획이 없다고 응답했다. 표본의 인구사회학적 특성은 아래 표와 같다.

〈표 3-17〉 표본의 인구사회학적 특성

(단위: 명, %)

구분	빈도	비율
전체	733,005	100
연령		
15-19세	474	0.1
20-29세	59,188	8.1
30-39세	291,552	39.8
40-49세	381,791	52.1
혼인상태		
유배우	668,701	91.2
사별	13,471	1.8
이혼	50,833	6.9
종사상지위		
임금노동자	286,469	39.1
고용원 없는 자영업	50,194	6.9
고용원 있는 자영업	27,461	3.8
무급가족종사자	51,945	7.1
비해당	316,936	43.2
학력		
중졸이하	74,036	10.1
고졸	369,993	50.5
대학졸	113,025	15.4
대학교졸 이상	175,951	24.0
경제활동		
일안함	316,936	43.2
일함	416,069	56.8
주택소유		
없음	269,183	36.7
있음	463,822	63.3
종출생아		
0명	45,587	6.2
1명	186,883	25.5
2명	404,943	55.2
3명 이상	95,592	13.0
추가자녀계획여부		
없음	620,271	84.6
있음	112,734	15.4

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본.

인구사회학적 특성과 향후 출산의사의 교차분석 결과를 보면, 연령이 낮을수록, 학력이 높을수록, 총출생아수가 적을수록 향후 출산의사가 높은 것으로 나타났다. 그리고 임금근로자, 일을 하는 경우, 주택을 소유한 집단이 다른 집단에 비해 향후 출산을 할 의사가 높은 것으로 나타났다. 학력과 주택소유여부의 경우 연령효과와 중복되는 결과로 해석할 수 있고, 임금근로자 집단의 출산의사가 높게 나타난 것은 특징적인 부분이다.

〈표 3-18〉 인구사회학적 특성과 추가자녀계획여부 교차분석

(단위: %, 명)

구분	없음	있음	합계
전체	15.4	84.6	100(733,005)
연령			
15-19세	23.2	76.8	100(474)
20-29세	34.2	65.8	100(59,188)
30-39세	76.7	23.3	100(291,552)
40-49세	98.6	1.4	100(381,791)
혼인상태			
유배우	83.3	16.7	100(668,701)
사별	99.6	0.4	100(13,471)
이혼	98.1	1.9	100(50,833)
종사상 지위			
임금근로자	83.5	16.5	100(286,469)
고용원 없는 자영업자	91.9	8.1	100(50,194)
고용원 있는 자영업자	91.8	8.2	100(27,461)
무급가족종사자	92.9	7.1	100(51,945)
비해당	17.5	82.5	100(316,936)
학력			
중졸이하	95.2	4.8	100(74,036)
고졸	89.3	10.7	100(369,993)
대학졸	75.1	24.9	100(113,025)
대학교졸 이상	76.5	23.5	100(175,951)

구분	없음	있음	합계
경제활동			
일안함	82.5	17.5	100(316,936)
일함	86.2	13.8	100(416,069)
주택소유			
없음	79.1	20.9	100(269,183)
있음	87.8	12.2	100(463,822)
총출생아			
0명	32.6	67.4	100(45,587)
1명	65.8	34.2	100(186,883)
2명 이상	96.4	3.6	100(500,535)

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본.

지역 배경변수의 기초통계를 살펴보면 유배우율의 평균은 55.1%이고, 유배우율이 가장 낮은 지역은 23.1%이고 가장 높은 지역은 81.5%로 지역별 편차가 심한 편이다. 출생성비 평균은 107.8로 대부분의 지역에서 여아보다 남아가 더 많이 태어남을 알 수 있다. 보육아동비율은 30.2~76.7%로 역시 지역별 편차가 심한 편으로 나타났다.

<표 3-19> 지역배경변수(Level 2)의 기초통계

(단위: %)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
유배우율	162	55.1	10.3	23.1	81.5
출생성비	162	107.8	9.1	84.3	149.3
보육아동비율	162	50.5	9.5	30.2	76.7

자료: 통계청, 2010 인구주택총조사 10% 표본; 통계청, 2010 인구동향조사; 보건복지부, 2010 보육통계.

지역 노동시장 변수의 평균을 살펴보면, 가임여성 경제활동참가율은 162개 지역 평균이 53.8%로 나타났다. 가임여성 임금근로자 비율 평균

은 32.5%, 남성임금대비 여성임금비율 평균은 58%, 성별직종분리지수 평균은 0.3으로 나타났다.

〈표 3-20〉 노동시장변수(Level 2)의 기초통계

(단위: %)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
가임여성경활율	162	53.8	6.9	37.3	70.2
가임여성 임금근로자 비율	162	32.5	5.9	17.6	47.8
성별임금격차	162	58.0	9.2	29.8	82.2
성별직종분리	162	0.3	0.8	0.2	0.6

자료: 통계청, 2010 지역별고용조사.

나. 다층모형 분석

지역의 제도적 환경이 개인의 향후 출산계획 여부에 어떤 영향을 미치는지 확인하기 위하여 다층모형 분석을 적용하였다. 다층모형 분석에서 무조건모형(unconditional model)의 결과를 우선 살펴보면, 추가출산 계획에 대한 로짓 분석 모형에 대한 지역수준 분산은 0.042이고, 통계적으로 유의미하므로 추정된 추가자녀계획여부가 지역마다 차이가 있음을 알 수 있다.

〈표 3-21〉 추가자녀 계획여부에 대한 unconditional model

	Coef.	Std. Err.
Cons	-1.817***	0.017
	Estimate	Std. Err.
	0.042	0.005
chibar2(01)	1930.05***	0.000

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

개인수준의 인구사회학적 특성 변수가 추가자녀 계획여부에 미치는 영향 관계의 추정결과는 아래 표에 제시하였다. 연령, 학력은 출산계획에 양의 효과를 나타냈고, 학력, 취업여부, 주택소유여부는 출산계획에 음의 효과를 나타냈다.

연령이 1세 증가할수록 추가 출산의사를 가질 승산이 약 22% 낮아지는 것으로 나타났다. 대학교를 졸업한 집단보다 중졸이하의 학력을 가진 집단의 출산의사 승산은 72% 낮은 것으로 나타났다. 일을 하지 않는 경우와 주택을 가지지 않은 집단은 추가 출산의사를 가질 승산이 각각 약 1.11배, 1.07배 높게 나타났다. 총출생아수가 2명 이상인 집단보다 자녀가 없는 집단의 향후 출산의사 승산은 각각 약 27.6배 높은 것으로 나타났다.

〈표 3-22〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인수준 변수 모형 추정결과

	Coef.	Std. Err.	odds
Cons	6.118***	0.037	
연령	-0.245***	0.001	0.783
학력(ref= 대학교졸 이상)			
중졸이하	-1.283***	0.027	0.277
고졸	-0.533***	0.011	0.587
대학졸	-0.130***	0.012	0.878
취업여부(ref= 일함)			
일안함	0.106***	0.009	1.112
주택소유(ref= 있음)			
없음	0.071***	0.009	1.073
총출생아수(ref= 2명이상)			
없음	3.316***	0.016	27.555
1명	1.992***	0.010	7.328
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	
Level 2 분산	0.016***	0.003	

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

지역수준 통제 변수가 포함된 모델의 결과를 보면, 유배우율이 높은 지역과 출생성비가 높은 지역(남자아이의 비율이 높은 지역)에 거주하는 여성이 추가자녀를 가질 확률의 비율이 높은 것으로 나타났고, 보육아동비율은 추가자녀 계획에 통계적으로 유의미한 영향이 없었다.

앞서 분석한 총출생아수에 영향을 미치는 지역수준 변수 모형에서 영향을 미치지 않았던 유배우율과 출생성비는 향후 출산여부에 통계적으로 유의미한 영향력을 나타냈고, 도시지역의 총출생아수에 영향을 미쳤던 보육시설비율 변수는 이 모형에서 영향력을 가지지 못한다는 점이 특징적이다.

〈표 3-23〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 및 지역수준 변수 모형 추정결과

	Coef.	Std. Err.	odds
Cons	5.442***	0.208	
연령	-0.245***	0.001	0.783
학력(ref= 대학교졸 이상)			
중졸이하	-1.285***	0.027	0.277
고졸	-0.534***	0.011	0.586
대학졸	-0.130***	0.012	0.878
취업여부(ref= 일함)			
일안함	0.106***	0.009	1.112
주택소유(ref= 있음)			
없음	0.071***	0.009	1.073
총출생아수(ref= 2명이상)			
없음	3.316***	0.016	27.557
1명	1.992***	0.010	7.331
유배우율	0.003**	0.001	1.003
출생성비	0.004*	0.002	1.004
보육아동비율	0.001	0.001	1.001
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	
Level 2 분산	0.014***	0.003	

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

지역의 노동시장 특성을 반영하는 가임여성 경활비율과 가임여성 임금근로자 비율을 포함한 모델에서 지역 통제변수 중 유배우율의 영향력은 사라졌다. 가임여성 경제활동참가율이 1% 증가할수록 출산의사를 가질 승산이 7% 증가하며, 가임여성 임금근로자비율이 1% 증가할수록 출산의사를 가질 승산이 5% 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 3-24〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 노동시장 변수 모형 추정결과

	Coef.	Std. Err.	odds
Cons	5.412***	0.224	
연령	-0.244***	0.001	0.783
학력(ref= 대학교졸 이상)			
중졸이하	-1.293***	0.027	0.274
고졸	-0.536***	0.011	0.585
대학졸	-0.131***	0.012	0.877
취업여부(ref= 일함)			
일안함	0.108***	0.009	1.114
주택소유(ref= 있음)			
없음	0.072***	0.009	1.075
총출생아수(ref= 2명이상)			
없음	3.317***	0.016	27.583
1명	1.993***	0.010	7.338
유배우율	0.002	0.001	1.002
출생성비	0.004*	0.002	1.004
보육아동비율	0.001	0.001	1.001
가임여성 경제활동비율	0.007***	0.002	1.007
가임여성 임금근로자비율	-0.005*	0.002	0.995
Random-effects parameters			
	Estimate	Std. Err.	
Level 2 분산	0.013***	0.002	

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

지역의 노동시장 성차별 특성을 반영하는 성별임금격차와 성별직종분리지수는 추가자녀 계획여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈표 3-25〉 추가자녀 계획여부에 영향을 미치는 개인 성차별 변수 모형 추정결과

	Coef.	Std. Err.	odds
Cons	5.667	0.388	
연령	-0.244***	0.001	0.783
학력(ref= 대학교졸 이상)			
중졸이하	-1.291***	0.027	0.275
고졸	-0.535***	0.011	0.586
대학졸	-0.131***	0.012	0.877
취업여부(ref= 일함)			
일안함	0.107***	0.009	1.018
주택소유(ref= 있음)			
없음	0.072***	0.009	1.075
총출생아수(ref= 2명이상)			
없음	3.317***	0.016	27.580
1명	1.993***	0.010	7.336
유배우율	0.002	0.001	1.002
출생성비	0.004*	0.002	1.004
보육아동비율	0.002	0.001	1.002
가임여성 임금근로자비율	0.001	0.003	1.001
성별 임금격차(A)	-0.000	0.006	1.000
성별 직종분리(B)	0.245	0.971	1.278
A*B	-0.014	1.826	0.986
Random-effects parameters	Estimate	Std. Err.	
Level 2 분산	0.013***	0.002	

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

제4절 소결

1. 요약

이 장에서는 지역 노동시장의 특성과 출산율의 관계를 분석하였다. 전통적으로 논쟁의 중심 주제였던 여성의 경제활동참가율과 출산율의 관계를 한국적 상황에 적용하여 두 변인의 관계를 분석한 것이다. 우리나라 행정구역 단위인 시군구를 기준으로 162개 지역으로 구분하여, 지역수준의 자료와 개인수준의 자료를 통합하여 단순 상관관계분석과 다층모형 분석을 적용하였다.

162개 지역의 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 단순 상관관계 분석결과에 따르면, 15세 이상 여성 인구 중 여성 경제활동참가율과 합계출산율은 양의 상관관계를 나타냈다. 그러나 가임여성 임금근로자비율은 합계출산율과 음의 상관관계를 나타냈다. 특징적인 것은 2012년 이후부터 관계가 강도가 변했다는 점이 관찰된다. 음의 관계는 강화되었고, 양의 관계는 약화된 것으로 나타났다. 즉 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 양의 상관관계가 약화되고 있고, 임금근로자비율과 합계출산율의 음의 상관관계는 더 강화되고 있다.

162개 지역의 노동시장 제도 변수가 해당 지역에 거주하는 개인의 총출생아수에 미치는 영향을 분석한 결과, 지역단위 노동시장 제도가 개인의 출산수준에 영향을 미치고 있었다. 지역 수준의 여성 경제활동참가율이 개인의 총출생아수에 양의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 반면 지역 수준의 가임여성 임금근로자 비율은 총출생아수에 음의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 지역적 맥락에서 볼 때, 임금근로자 중심으로 노동시장이 구조화된 지역에 거주하는 여성들은 출산에 부정적인 선택을 하고 있는

것으로 해석된다. 지역에 거주하는 개인은 지역 노동시장의 특성을 인지하고 출산계획에 노동시장의 특성을 고려하는 것이다. 특히 주목할 점은 임금근로자의 근로여건이 자녀의 출산 및 양육에 어려움을 주고 있다는 점이다.

지역 수준의 노동시장 제도가 해당 지역에 거주하는 개인의 향후 출산 계획에 어떤 영향을 미치는지 분석할 결과, 여성의 경제활동참가율은 개인의 향후 출산에 긍정적으로 영향을 미치고, 가임여성 임금근로자비율은 개인의 향후 출산계획에 부정적으로 영향을 미치고 있었다.

다양한 분석 모형을 적용한 결과 일관된 경향성은 지역 수준에서 여성의 경제활동참가율은 개인의 출산에 긍정적 영향을 미치지만, 지역 수준의 임금근로자비율은 개인의 출산에 부정적 영향을 미친다는 점이었다. 그리고 지역의 노동시장제도가 개인의 출산에 영향을 미치고 있는데, 이는 지역에 거주하는 개인은 해당 지역의 노동시장 특성을 인지하고 출산을 결정하고 있는 것으로 해석된다.

2. 함의

여성의 경제활동과 출산의 관계는 그동안 국내에서 명확하게 밝혀지지 않았으나, 본 연구 결과에 따르면 여성의 경제활동참가율과 합계출산율이 양의 상관관계를 가지고 있지만, 가임여성의 임금근로자비율과 합계출산율은 음의 상관관계를 가지고 있다는 점이 드러났다. 그리고 지역의 노동시장 제도가 개인의 출산에 영향을 미치고 있는데, 이는 지역에 거주하는 개인이 지역의 노동시장 특성을 인지하여 출산 결정에 반영하고 있는 점도 확인할 수 있었다.

기존 연구에 따르면, 여성의 경제활동참가율과 출산율이 양의 상관관

계를 나타내는 국가들은 노동시장 제도의 변화를 통해 부적 관계를 완화시켰다. 직장 생활의 특성을 변화시키고, 자녀 돌봄의 사회적 조직화를 통해 이 둘의 조합을 변화시킨 것이다(Brewster & Rindfuss, 2000).

이와 같이 국가별 출산율의 차이는 노동시장 제도의 특성에 따라서 차별적일 수 있다. 따라서 출산에 유리한 환경을 조성하기 위해서는 향후 여성의 경제활동을 지속적으로 활성화시켜야 함과 동시에, 특히 임금근로자의 근로여건 개선을 위한 노동시장 제도 개선에 초점을 두어야 할 것으로 보인다. 특히 임금근로자 비율이 높은 지역에 거주하는 여성들은 임금근로자로 취업했을 때의 노동시장 여건을 인지하고 있으며, 이런 인지상태가 취업결정과 출산 결정에 함께 영향을 미치고 있다. 지역 수준의 임금근로자 고용률이 함의하는 바는, 단순히 개인의 종사상 지위를 의미한다기보다는 임금근로자의 노동여건에 해당하는 노동시장의 제도적 특성이 영향을 미치는 것으로 해석된다. 다시 말해 단순히 임금근로자가 비임금근로자에 비해서 더 낮은 출산 수준을 나타낸다는 것보다는, 임금근로자의 제도적 특성에 해당하는 근로시간, 임금구조, 승진구조 등의 제도적 특성이 구조적으로 영향을 미치는 것으로 해석해야 하는 것이다.

제 4 장

여성의 생애과정에 따른 노동시장 이탈

제1절 문제제기

제2절 여성의 노동시장 참여 실태

제3절 생애시간 발생에 따른 노동시장 이탈

제4절 소결



4

여성의 생애과정에 따른 << 노동시장 이탈

제1절 문제제기

우리나라에서 여성의 노동시장 참여는 꾸준히 증가하고 있지만, 여전히 남성들에 비해 낮은 취업률을 보이고 있을 뿐만 아니라 노동시장의 이탈과 재진입을 반복하여 그 연속성이 떨어지는 것으로 알려져 있다. 이러한 여성 노동시장 이탈은 혼인과 출산 그리고 자녀 양육의 과정과 밀접한 연관성을 갖는데, 이는 여성이 갖는 가정에서의 역할과 직장에서의 역할 사이의 갈등에서 비롯된다고 요약할 수 있다.

그러나 여성의 노동시장의 참여는 여성의 학력, 취업과 관련된 여성의 인적자본 정도, 혼인과 출산 및 양육 등과 관련된 생애사건 단계 등과 같은 공급의 측면과 함께 여성 노동시장의 구조의 특성과 같은 수요의 측면이 상호작용하여 결정된다.

더불어 기혼 및 유자녀 여성의 노동시장 참여에 대한 사회적 인식, 여성의 경제활동 참가가 가계경제에서 차지하는 위치, 일·가족 양립을 뒷받침해주는 제도적 지원과 같은 제도적 차원의 요인들이 여성의 경제활동 참여의 기본 환경을 제공한다. 그리고 이러한 제도적 요인들이 개인적 상황과 종합적으로 작용하여 나타나는 여성들의 가치판단 등이 또 다른 수준에서 영향을 미치면서 사회적 수준에서의 여성 경제활동 참여의 수준이 결정된다고 볼 수 있다.

이와 같이 여성의 노동시장 참여는 매우 다면적이고 중층적인 요인들의 상호작용에 의해 결정되기 때문에 이 주제에 대한 실증적 접근은 우리

사회를 이해하는 중요한 이론적 함의를 갖는다. 더불어 이러한 연구들은 여성의 노동참여는 가계 경제에 기여하고, 사회적 차원에서 인적자원의 활용도를 높인다는 점에서도 높은 정책적 중요성을 갖는다.

특히 우리사회가 직면하고 있는 심각한 저출산 문제와 연관지어볼 때도 여성의 노동시장 참여 혹은 이탈에 대한 연구는 중요한 함의를 갖는다. 물론 여성의 노동시장 참여와 그 사회의 출산율 수준은 보편적인 단순 선형관계를 보이지는 않는다. 사회적인 여성의 경제활동참여에 대한 태도, 여성 노동의 질적 수준, 그리고 가정에서 여성의 노동이 차지하는 역할 및 가족 문화 등에 의해 그 상관관계의 방향성이 결정되는 것으로 알려져 있다.

저출산과 관련된 정책적 맥락에서 요구되는 여성의 노동시장 참여에 대한 이해는 단순히 우리사회에서 여성의 노동시장 참여가 출산율과 어떠한 상관관계를 갖는가의 문제로 단순화될 수는 없다. 노동시장의 특성과 개인의 생애사건들의 영향이 복잡하게 상호작용하여 결정되는 여성의 노동시장 참여가 어떠한 인과관계의 경로를 따라 출산행위에 영향을 미치게 되는가를 이해할 때 좀 더 효과적이고 긍정적인 방향의 여성 노동과 관련된 저출산 정책을 마련할 수 있을 것이다. 이를 위해서는 무엇보다 우리나라 여성들의 노동시장 참여와 이탈이 어떠한 사회경제적 요인들에 의해 결정되는가를 실증적 자료를 바탕으로 체계적으로 이해하는 것이 선행되어야 한다.

이에 이 장에서는 여성의 혼인, 출산 등의 생애과정과 관련하여 노동시장 이탈에 대한 내용을 다룬다. 주로 혼인 및 출산 등의 생애사건의 발생에 따라 노동시장 잔존 혹은 이탈의 경향을 살펴보고, 이탈 및 잔존 결정의 차별성을 발생시키는 요인들을 파악하고자 한다. 개인적 단위의 분석과 더불어 코호트 및 연도에 따른 노동시장 이탈 등과 같은 거시적 맥락

의 변화들에도 접근해보고자 한다.

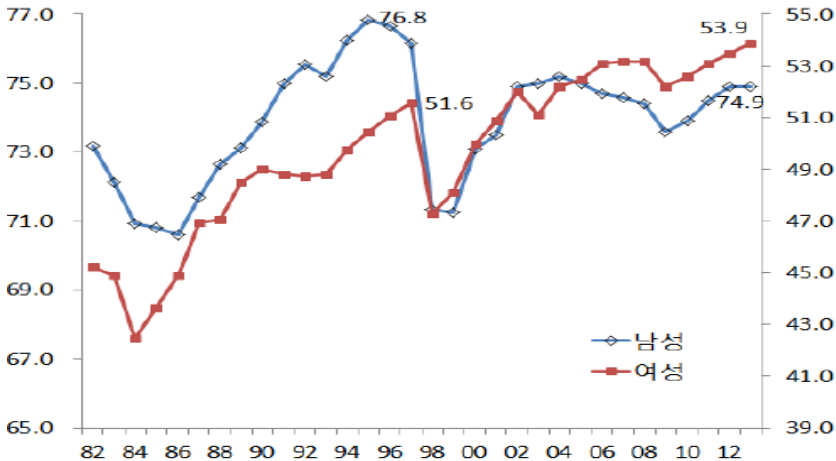
이 연구가 기존의 여성노동 관련 연구들에 비해 갖는 차별적 특성들은 다음과 같다. 첫째 이 연구는 노동시장 이탈 및 지속참여의 측면에 초점을 맞춰 결정요인을 분석한다. 기존의 많은 연구들은 여성의 생애적 측면에서 재진입을 포함한 노동참여력(歷)을 강조하였으며, 현재 여성 경제활동참가율을 증진하고자 하는 정책적 노력들도 상당 부분 노동시장 재취업을 강조하고 있다. 이러한 접근 방식들이 갖는 많은 장점들도 불구하고, 여성 경제활동참가율 증진의 가장 기초적 노력은 노동시장 이탈 방지에 있다는 점에서 이 연구는 노동시장 이탈 및 지속참여에 연구 초점을 두고자 한다. 둘째, 여성의 노동시장 이탈/지속을 총괄적 측면에서 접근한 것이 아니라, 생애사건별로 구분하여 분석하였다. 이는 노동시장 이탈의 결정 요인들이 생애단계에 따라 차별적으로 나타날 수 있기 때문이다. 이 연구에서는 생애사건들을 혼인, 첫째아 출산, 둘째아 출산, 그리고 셋째아 출산기를 주요 생애사건 단계들로 구성하였다. 더불어 생애기간(person-period) 분석을 통해 생애사건발생과 노동시장 이탈 여부의 연속성을 담아내고자 하였다. 셋째, 이 연구는 개인적 차원의 미시적 분석과 코호트 및 연도의 특성 등을 반영하는 거시적 접근을 함께 시도하였다. 다변량 자료 분석뿐만 아니라 지난 10여 년간의 노동시장 구조 및 여성노동참가율 분석을 병행하여 변수분석의 범주를 넘어서는 논의를 시도하였다. 이상과 같은 생애사건 발생에 따른 노동시장 이탈의 결정 요인들을 파악함으로써 여성의 노동시장 이탈 방지를 위한 정책의 방향성 수립에 기여할 수 있을 것이다.

제2절 여성의 노동시장 참여 실태

1. 우리나라 여성의 노동시장 참여 동향

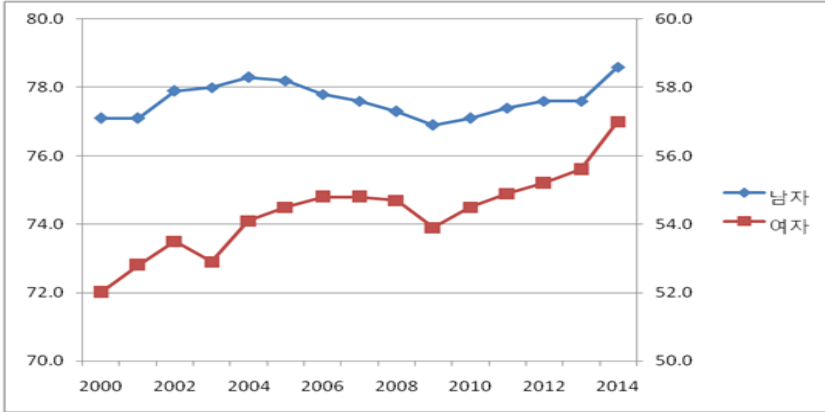
우리나라 여성의 고용률은 계속적으로 남성보다 낮은 수준을 유지하면서 지속적인 상승 추세를 보여 왔다. 예외적으로 우리나라의 고용률은 1980년대 중반을 즈음하여 남녀 모두에서 급속한 상승세를 이어 왔지만, 1997년 경제위기 이후 단기간 동안 급격한 감소를 보였다. 그러나 고용률은 다시 증가세로 돌아섰고, 특히 여성의 경우에는 2000년대 초반에 경제 위기 이전 수준으로 회복되었다.

[그림 4-1] 성별 고용률의 변화 추이(15-64세)



주: 남성은 좌측 축, 여성은 우측 축 기준
 자료: 통계청, 경제활동인구조사 원자료, 각 연도(정성미, 2014, p.6).

[그림 4-2] 성별 경제활동참가율의 변화 추이(15-64세)



주: 남성은 좌측 축, 여성은 우측 축 기준
 자료: KOSIS, 경제활동인구조사, 각 연도.

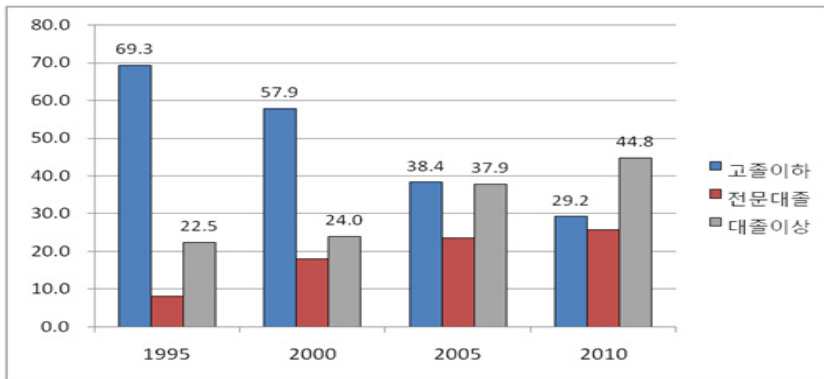
2000년 중반 이후에도 고용률이나 경제활동참가율에서의 성별차이는 여전히 존재하고 있다. 그러나 2000년 중반 이후 여성의 경제활동참가율이나 고용률의 증가율은 남성보다 높은 수준을 유지하고 있기 때문에 그 격차는 줄어들고 있는 추세이다. 이러한 여성의 경제활동참가율의 빠른 증가세는 20대 후반과 30대 초반 여성의 노동시장 참여 증가에 크게 기인한다. 이 시기 여성노동력은 공급과 수요의 측면 모두에서 큰 변화를 경험한다. 우선 공급의 측면에서 2000년과 2005년 사이 20대, 특히 20대 후반 연령대 여성의 학력이 크게 개선된다. 이는 전반적인 대학생 정원의 증가와 여학생의 대학 진학률의 상승이 맞물려 나타난 현상이라고 할 수 있다⁶⁾.

시장에 신규 진입하는 여성들의 학력이 증가하면서 전반적인 여성들의 경제활동참여에 대한 욕구가 크게 높아졌고, 더불어 단순 인력이 아닌 고

6) 통계청 발표에 따르면 실제로 여성의 대학진학률은 2009년부터는 남성의 진학률을 넘어 서기 시작했다(통계청, 2010).

급 인력 일자리 시장에 대한 여성들의 진입 가능성도 높아졌다. 2001년과 2005년의 고용률을 비교해보면 25~34세 대졸(2년제 이상) 여성의 고용률은 오히려 낮아지는 경향이 나타나지만(장서영 외, 2012), 실제 노동 시장에 진입하는 고학력 여성들의 절대수가 증가하였기 때문에 이 연령대의 여성 고용률은 오히려 증가하였다.

[그림 4-3] 25~29세 여성의 학력구성 변화



자료: KOSIS, 인구주택총조사, 각연도.

수요의 측면에서는 1990년대 후반 경제위기를 겪으면서 우리나라 산업의 전반적인 구조 구정이 일어나면서, 2000년 중반부터 고급 일자리, 특히 여성들이 취업할 수 있는 일자리들이 크게 늘었다. 그리고 질적인 측면에서 여성이 취업하는 일자리의 개선이 확인된다.

산업별 여성 취업 동향 변화를 살펴보면 보건 및 사회복지업 분야에서 여성 취업자의 수가 2000년 중반 이후부터 크게 증가한다. 경제활동인구조사 자료를 분석해보면 2005년과 2011년 사이 여성 전체의 취업자 증가율은 5.9%이지만, 보건사회복지 분야에서는 125.7%나 증가한 것으로 확인된다. 이 분야가 2011년 여성 전체 취업자 중에서 차지하는 비중도

10.5% 수준이기 때문에 이 분야가 여성 취업의 증가를 선도하였음을 확인할 수 있다.

그리고 여성 취업의 업종 변화는 비단 보건 및 사회복지업 분야뿐만 아니라 다른 분야에서도 일어났는데, 전반적인 사무종사자의 비중 증가와 전통적인 여성 취업 분야였던 서비스와 판매 종사자 비중의 감소로 나타났다. 더불어 여성 취업자 중 상용근로자의 인구수와 비중이 2000년과 2010년 사이에 크게 증가한 반면, 임시근로자는 눈에 띄게 감소하였다. (장서영 외, 2012). 그리고 상용근로자의 증가는 대졸 이상 학력의 여성들에 의해 선도되었는데. 이러한 사실들은 2000년 이후의 여성 취업자의 증가가 여성의 학력 개선 등 공급자의 변화와 산업구조 조정과 같은 수요자 측면에서의 변화가 상호작용하여 나타난 결과임을 잘 보여준다.

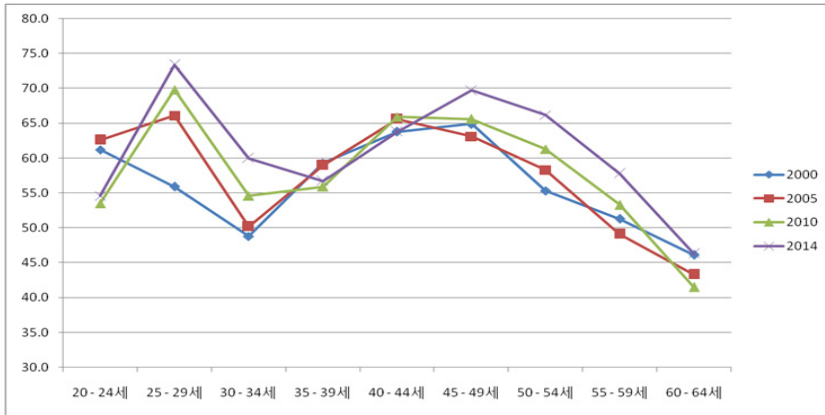
2. 우리나라 여성 경제활동 참가의 M자형 곡선

우리사회 여성의 노동시장 참여와 관련하여 경력단절 혹은 노동시장 이탈 문제는 매우 중요한 사안이라고 할 수 있다. 기존의 국내 연구들은 여성의 경력단절 문제와 관련하여 전체 여성을 대상으로 한 여성 경제활동참가율을 종단적으로 기술하여 경제활동 참가의 M자형 분포 및 연령별 경제활동 인구규모에 많은 관심을 기울였다.

앞서 기술한 바와 같이 우리나라 여성들의 노동시장 참여는 지난 2000년 이후 많은 변화가 나타났다. 여성의 노동참여율이 증가하였으며, 산업구조의 변화와 여성의 학력 수준 향상 등의 수요와 공급 모두의 변화에 따라 참여하는 직업의 특성에도 많은 변화가 있었다. 이러한 변화들의 또 다른 경향으로 우리나라 여성 노동참여의 변화는 여성의 경력단절 현상을 상당 부분 완화시킨 것으로 보이기도 한다.

지난 2000년부터 2014년 사이의 여성의 연령별 경제활동참가율의 변화추이를 살펴보면 시간이 지날수록 전반적인 상승세가 나타난다(그림 4-4). 특히 20대 후반과 30대 초반 연령대에서 가장 뚜렷한 상승세가 발견된다. 여성 경력단절과 관련해서는 혼인과 출산 및 양육으로 인한 경력 단절이 집중되어 나타나는 경제활동참가율의 최저점이 우상향 이동하는 것을 확인할 수 있다. 특히 2010년과 2014년 분포에서는 과거와는 달리 최저점의 상당히 무더지는 형태로 나타나고 있음이 발견된다.

[그림 4-4] 여성 연령별 경제활동참가율의 변화 추이(15-64세)



자료: KOSIS, 경제활동인구조사, 각 연도.

그러나 생애과정(연령)에 따른 여성 경제활동 참가는 여성 및 참여 직종의 특성에 따라 다르게 나타날 수 있기 때문에 전체 여성을 대상으로 하는 분포는 여성 집단 내 경제활동 참가의 차별성을 숨길 수 있다. 여성 노동의 변화는 가치관 변화뿐만 아니라, 여성의 인적 자본(공급), 산업구조(수요), 가계경제, 초혼 및 출산 등 생애과정(생애구조) 등의 변화가 복합적으로 작용한 결과임에도 불구하고 단편적 이해만을 제공하게 된다.

이러한 맥락에서 앞서 기술한 여성 경제활동참가율의 연령분포 변화는

일견 M자형 분포의 완화로 보여지기도 하지만, 우리나라 여성들의 생애과정의 변화에 따른 착시 효과일 가능성도 있다.

예를 들어 만혼 및 이에 따른 늦은 출산의 경향에 따른 생애과정의 편차(variance)가 증가 등으로 인하여 M자형 분포의 완화 착시 효과 가능성(박경숙, 김영혜, 2003; 김주영, 2010)을 제기된다. 특히 20대 후반과 30대 초반의 경제활동참여율의 높은 개선은 해당 연령대에서 연구현상의 변화가 컸기 때문이었을 것으로 추정하였다.

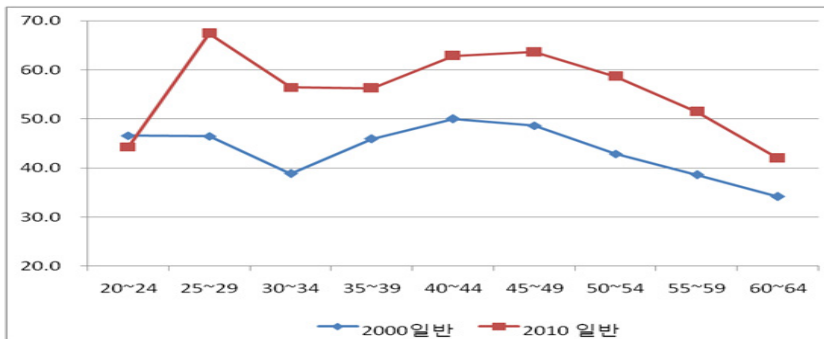
박경숙과 김영혜(2003)의 가설적 언급처럼 여성 노동시장 참여의 M자형 패턴의 완화가 실제로 노동시장 참여 안정성의 변화에 기인한 것이 아니라, 단지 혼인 및 출산 시기의 연기라는 여성의 생애과정의 변화에서 비롯되었을 가능성도 존재한다. 우리나라 여성의 경력단절의 완화가 생애과정의 변화가 아닌 실제 노동참여의 변화에 의한 것인지 여부를 확인해보기 위해서는 혼인과 출산 시기의 조절 및 저출산 효과 등 생애과정의 변화 요인을 통제하고 실제 노동참여율의 변화만을 고려해볼 필요가 있다. 이러한 문제는 인구학 분야에서 널리 쓰이는 연령구조의 표준화 방법을 응용해 적용해보면 간단히 확인할 수 있다.

생애과정의 표준화는 간단히 말해 경력 단절에 중요한 결정 요인인 혼인과 출산의 연령구성이 전혀 변하지 않은 상태에서 여성의 경제활동참가율의 변화만을 살펴보는 방법이다. 이를 위해서는 여성의 경제활동 참여여부에 대한 자료뿐만 아니라 혼인상태, 자녀의 수 등의 생애과정 자료가 포함된 대표성 있는 자료가 필요하다. 여성의 경제활동과 관련된 가장 대표적 자료는 경제활동조사 자료이지만, 여기에는 자녀의 수에 대한 자료가 포함되어 있지 않다. 이에 이 연구에서는 대안적으로 인구주택총조사 자료를 활용하고자 한다. 그러나 두 자료에서 경제활동에 대한 정의가 다르기 때문에 이 연구에서 제시된 수치들은 정확한 현황을 제시한 것이

아니며, 전반적 동향만을 나타낸 것으로 해석되어야 한다. 트렌드의 변화를 알아보기 위해 2000년과 2010년 인구주택총조사 자료에 나와 있는 여성의 연령별 경제활동 참가율 분포, 다시 말해 여성 노동참여의 M자형 커브를 비교한다. 2010년 연령별 여성 경제활동 참가율은 일반적 참가율 분포와 생애과정을 표준화한 분포를 순차적으로 2000년 여성의 연령별 경제활동 참가율 분포와 비교한다. 이를 통해 2000년과 2010년 사이에 생애과정의 변화로 인해 발생한 경제활동 참가율 분포의 변화를 통제한 상태에서 여성의 경력단절 현상의 변화를 살펴볼 수 있다.

이러한 생애과정의 표준화를 통한 비교 분석 방법은 다음과 같다. 우선 여성의 노동시장 참여와 관련하여 중요한 단절 요인으로 꼽히는 생애과정들을 설정해야 하는데, 이 연구에서는 여성의 주요 생애과정을 미혼/자녀가 없는 상태의 기혼(및 이혼, 사별)/ 첫째아 출산/ 둘째아 출산/ 셋째아 이상 출산 등 5개의 단계로 구분하였다. 다음으로 2000년 자료에서 각 연령집단에서 위의 5개 생애과정 단계의 인구가 차지하는 비율을 산출하였다. 참고로 이 연구에서는 비교 연령 범위를 20세부터 64세 사이의 5년 연령 범위로 나눈 9개 집단으로 설정하였다.

[그림 4-5] 연령별 경제활동참가율(일반 비율 비교)

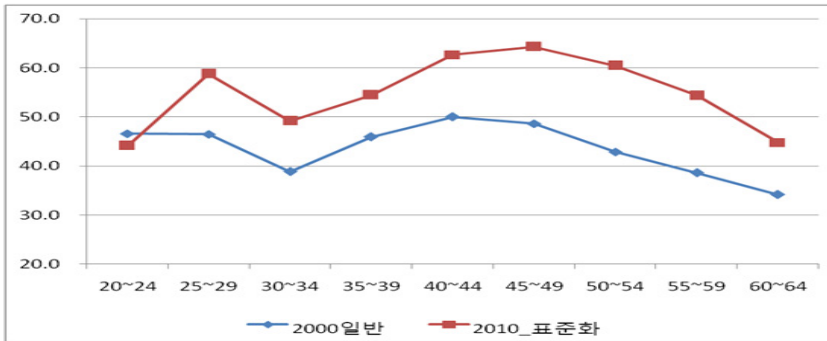


자료: 통계청, 2000 인구주택총조사; 통계청, 2010 인구주택총조사.

다음으로 같은 방식으로 2010년의 연령 및 생애과정 단계별 45개 집단들(9개 연령 집단 * 5개 생애과정 단계) 각각의 경제활동참가율을 산출한다. 이렇게 구해진 2010년의 경제활동참가율을 2000년의 연령 및 생애과정 단계별 집단들의 인구에 곱한 후 이들을 합해 각 연령의 여성 경제활동참가율을 산출을 구하게 된다. 이러한 방식으로 구해진 결과들을 제시하면 다음과 같다.

우선 2000년과 2010년의 연령별로 일반 경제활동참가율을 비교해보면 가장 눈에 띄는 차이는 전반적으로 2010년의 여성 경제활동참가율이 2000년에 비해 크게 상승했다는 점이다. 단지 20대 초반에는 약간의 차이로 2000년이 더 높았지만, 이는 여성의 학력 수준이 향상 되면서 노동시장 진출 연령이 늦춰지면서 나타난 현상이라고 할 수 있다.

[그림 4-6] 연령별 경제활동참가율(2000년 일반 비율과 2010년 표준화 비율의 비교)



자료: 통계청, 2000 인구주택총조사; 통계청, 2010 인구주택총조사.

그리고 20대 후반 여성의 경제활동참가율이 특히 크게 상승한 것도 눈에 띄는 차이라고 할 수 있을 것이다. 그러나 높은 20대 후반 여성의 고용률로 인하여 이후 30대 초반과의 차이는 상대적으로 크게 나타났다. 그리고 경력단절을 보여주는 M자형 패턴과 관련해서는 30대 초반과 30대 후

반에서의 경제활동참가율이 비슷한 수준을 유지하면서 최저점이 사실상 존재하지 않는 형태로 나타났다. 이는 현상적으로만 볼 때는 최근의 여성 경제활동참가율의 M자형 분포가 완화로 해석될 소지가 충분하다고 할 수 있을 것이다. 그러나 2000년과 2010년 사이 여성들의 생애단계 연령 분포의 차이를 통제한 후의 경제활동참가율 분포를 비교해보면 앞서 나타났던 2010년 경제활동 참가율 분포의 진전은 상당 부분 고용 상태의 변화라기보다는 혼인이나 출산의 연기 혹은 저출산 등의 생애과정의 변화에 기인한다는 사실이 확인된다.

우선 가장 눈에 띄는 M자형 분포 완화의 성과로 보였던 최저점의 완화(30대 초반과 후반의 비슷한 수준의 고용률)는 생애과정을 표준화한 이후에는 완전히 사라져 과거와 마찬가지로 30대 초반 연령대에서 최저점이 형성되는 것으로 나타났다. 그리고 20대 후반의 높은 취업률도 생애과정의 분포를 표준화한 이후에는 상당 부분 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 최근 미혼 여성의 취업률이 상승한 것은 사실이지만, 그 중 상당 부분은 낮은 사회진출과 결혼 및 출산이 늦춰진 것과 같은 생애과정 진행의 변화에 기인하는 것으로 확인된다.

혼인 및 출산이 대부분 완결된 40대 이후의 연령대에서는 생애단계의 표준화 이후에도 큰 차이가 나타나지는 않았다. 그러나 2000년에 비해 더 높은 취업률을 보이고 있는데, 이들의 절대 다수가 경력단절 이후 노동시장에 재진입한 경우라고 판단된다. 과거에 비해 더 높아진 40대 이후의 고용률은 우리나라 여성의 근로 욕구가 그만큼 높아졌다는 것을 의미한다. 이와 여전히 남아있는 취업단절 경향을 함께 고려하면 여성들의 높아진 경제활동참가 요구에도 불구하고, 우리나라 노동시장의 수요는 그에 미치지 못하고 있는 것으로 판단할 수 있을 것이다.

3. 여성 노동시장 참여에 대한 이론적 고찰

여성은 남성에 비해 가정에서의 역할과 경제활동 참가에서의 역할이 상충하는데, 일과 가족의 균형을 맞추기 위한 충분한 환경이 조성되지 않는 한 여성의 취업률은 남성에 비해 낮은 수준으로 나타난다. 이는 혼인, 출산, 양육의 단계에 들어서는 많은 여성들이 경제활동 참여보다는 가정에서의 역할을 선택하여 높은 경력단절의 경향을 보이기 때문이다. 이러한 생애사건에 따른 여성들의 경력단절 현상은 경제학 이론들에서는 여성 노동시장의 상대적 저임금 구조에 기인한다고 설명한다.

신고전주의 노동경제학에서는 여성의 노동시장 참여를 실제 시장임금(market wage)과 유보임금(reservation wage)의 차이로 설명하는데, 이러한 차이는 여성의 경력 단절을 유도하는 주요 원인으로 해석된다. 여성이 상정하는 유보임금보다 시장임금이 상대적으로 더 높을 때 여성은 노동시장에 참여하게 되지만, 일반적으로 나타나는 여성의 저임금 구조는 여성의 경제활동 참여를 저해하는 요인으로 작용하게 된다.

여성의 노동시장 내 낮은 임금구조 발생에 대한 이론적 설명들은 다음과 같은 요약이 가능하다. 대표적 이론적 설명들을 제시하면 다음과 같다.

우선 산업구조 변화론이 대표적인 경제학적 이론이라고 할 수 있다. 이는 기술-직업 불일치 가설(Morris, Bernhardt, & Handcock, 1994)에 기초하는데, 높은 교육·숙련에 대한 높은 보상이 노동시장 임금의 차이를 발생시킨다는 설명이다. 여성은 남성에 비해 상대적으로 낮은 투자, 대표적으로는 여성들의 낮은 학력 구성으로 인하여 여성들은 보상 수준이 낮은 일자리에 주로 종사하게 된다는 것이다.

그러나 앞서 언급된 바와 같이 우리나라 여성들의 학력 수준은 2000년

대에 들어 빠르게 향상되었다. 비록 2000년대 중반 이후 정체세가 나타나고 있으나, 2000년대 초반 이후 전문직 및 고숙련 직종에 여성의 취업이 빠르게 증가한 것으로 보고되고 있다(정성미, 2014). 그러므로 산업구조 변화론이나 기술-직업 불일치 가설은 2010년 이후의 높은 수준의 여성 경력단절 현상을 설명하는 데는 많은 한계를 갖는다고 할 수 있다.

다른 이론적 설명으로는 양극화 이론을 들 수 있다. 최근의 서비스 산업 중심의 산업구조 개편에 따라 직업 수준이 양극화되고, 이에 따라 중간 수준의 보상이 이뤄지는 일자리가 감소하고 있다는 거시적인 설명이다(Wright & Dwyer, 2003; 신동균, 2006). 실제로 우리사회에서도 2000년 이후 10년간 중간 일자리는 감소하였고, 하위 일자리는 증가하는 양상을 보인다. 특히 우리사회에서 이러한 일자리의 악화 현상은 남성에게서 더욱 두드러지게 나타나 남성 노동시장 내 양극화가 2000년대 이후에 더욱 심화된 것으로 나타난다. 그러나 여성의 경우에는 상위 일자리가 다소 증가하다가 정체되는 양상을 보이는 것으로 파악된다(김영옥 외, 2006).

이상의 이론적 설명들은 노동시장에 대한 제도적 구조적 맥락에서 여성의 낮은 임금수준 혹은 여성의 높은 경력단절을 설명한데 반해, 여성의 전략적 선택론은 미시적 수준에서 여성의 노동시장 참여 저해요인에 대한 설명을 제공한다. 이에 따르면 여성의 가정 내 역할이 직업선택과 노동참여 방식을 결정하는데, 여성들은 가족 내 역할과의 상충 속에서 불연속적 참여를 위한 전략으로 일자리를 선택한다는 것이다. 여성들은 전략적으로 낮은 수준의 훈련을 받거나 혹은 높은 수준의 투자를 요구하지 않는 낮은 수준의 기술을 필요로 하는 직종을 선택하게 된다는 설명이다(Polachek, 1979, 1981).

그러나 우리사회의 최근 여성 노동력 공급의 측면에서 이 논리를 적용

하여 보면, 2000년대 이후 여성의 고학력화 경향 속에서 의도적으로 낮은 직종을 선택하였다는 것은 부적절한 설명이라고 할 수 있을 것이다. 특히 이 이론은 여성의 하위 일자리 진입을 개인의 합리적 선택으로 환원하여, 산업구조 및 노동시장 구조 등 구조적 원인을 간과하는 한계를 지니고 있다.

한편 우리나라의 여성노동 시장 참여 대한 많은 기존의 연구들은 여성들의 노동시장 참여 시퀀스 및 노동시장 진입 분석에 많은 초점을 두고 진행되어 왔다(은기수, 박수미, 2002; 김영옥, 2002; 민현주, 2011). 시퀀스 분석은 여성의 노동시장 참여를 일회적 사건으로 분석하는 것이 아닌 생애과정에 걸친 연속적 개인사로 이해하여 그 유형들을 분류하고 그 특성을 분석하는 접근방식으로 요약될 수 있다. 이러한 접근은 여성의 노동시장 참여를 ‘취업 대 비취업이행’이라는 배타적 관계로 이해하지 않고 과거 생애과정이 축적된 연계의 효과에 주목한다는 특징을 가지고 있다(민현주, 2012).

이 접근 방식은 여성취업 결정요인을 일률적으로 해석하지 않고, 여성들 내에서도 이질적 하위집단들이 존재한다는 사실에 주목한다. 그러므로 실제 분석에 있어서는 여성의 취업경력에 대한 시퀀스의 유형들을 설정하고, 각 유형들의 차별적 특성들을 분석하는 방식을 주로 사용한다.

그러나 한편으로 이러한 접근 방식은 여성의 경력단절을 경제활동 참가 시퀀스 한 부분으로 이해하면서, 실제 경력단절 혹은 노동시장 이탈을 초래하는 요인들의 특수성이 간과하는 경향이 나타난다. 이렇게 여성경제활동참가에 대한 생애사적 시퀀스 분석은 여성 취업을 ‘취업’과 ‘미취업’으로 단순화하는 이분법적 구분을 극복하고, 연속적 이동성을 제시한다는 장점에도 불구하고 노동시장 이탈 및 잔존의 결정요인을 이해하는데는 일정한 한계가 존재한다. 이렇게 노동시장 참여와 관련된 개별 사건

들에 대한 한계를 지닌 접근 방식은 여성 노동 정책에 있어서 재취업에 관심이 집중되면서, 이에 따라 경력단절 예방을 위한 정책 개발에는 상대적으로 기여할 수 있는 여지가 제한되는 경향이 발견된다.

아울러 여성 경제활동 참가 시퀀스 분석은 생애과정 진전에 따른 경력 단절의 다양성 파악에는 미흡한 접근이라고 할 수 있다. 경력단절 혹은 노동시장 이탈은 개인, 직장, 남편, 가족 생애단계 등 다양한 요인들이 상호작용하여 생애과정에 따라 다른 특성을 나타낼 가능성이 매우 높다. 그러나 기존 시퀀스 분석은 경력단절 상황에서의 특성이 아닌 학력과 같은 생애전반에 변화 없이 영향을 미치는 몇몇 변인들의 차별적 특성 분석에 한정되는 한계를 보인다.

이러한 한계들로 인하여 출산과 경제활동 사이의 상호작용의 역동성을 간과되기도 한다. 혼인과 출산은 여성의 노동시장 진입 및 퇴출을 결정하는 중요 원인이지만, 더불어 여성의 노동시장 진입이 혼인과 출산에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 예를 들어 민현주(2012)의 연구가 주장하듯이 늦은 출산 등 출산시기 조절은 노동시장 참여 속에서 여성의 전략적 선택일 수 있다. 또한 늦은 출산의 경우는 이후 출산 가능성을 낮추는 기제로 작용할 수 있다.

결론적으로 지금까지 우리나라 여성들의 노동시장 참여에 대한 많은 연구들은 생애과정의 연속성의 맥락에서 여성들의 노동참여력(歷)의 다양성을 제시하고자 하였다. 이러한 접근은 노동시장 참여를 참여와 이탈의 이분법으로 제한하지 않고, 좀 더 거시적 차원의 노동시장 구조에 대한 이해를 제공해준다는 장점을 가지고 있었다. 그러나 한편으로는 이러한 접근방식은 각 생애단계에서의 여성노동 참여의 결정 요인들을 설명을 하지 못하여, 여성 경력단절 이탈 방지를 위한 시사점을 제공해주는데 일정한 한계를 보여 왔다고 할 수 있다.

제3절 생애사건 발생에 따른 노동시장 이탈

1. 자료 및 방법론

가. 분석자료

이 장의 연구에서는 우리나라의 노동관련 연구에서 가장 많이 활용되는 「한국노동패널조사」의 자료를 분석하고자 한다. 「노동패널조사」는 도시지역을 대상으로 한정된 표본수를 갖고 농림어업 분야가 제외된다는 한계가 존재하지만, 패널자료로 데이터의 일관성과 심도 있는 분석이 가능하다는 장점이 있기 때문에 여성의 노동시장 이탈의 맥락을 확인할 수 있게 한다.

특히 이 자료는 혼인상태와 같은 개인의 속성 변화는 물론이고 가구 자료가 포함되어 있다. 이러한 정보를 통해 자녀의 수의 변화, 다시 말해 출산순위를 반영한 출산 등 생애사건의 발생을 파악할 수 있기 때문에 이 연구의 분석에 매우 적합한 정보를 제공해준다. 더불어 가구원 정보를 통해 배우자의 정보에 접근할 수 있다는 사실은 여성 노동 참여의 분석 범위를 가구단위로 확대할 수 있게 하여, 여성노동에 대한 다층적 접근을 시도하는 이 연구의 주제 분석에 적합한 장점이 있다. 무엇보다 이 자료는 시계열적 정보를 제공해주므로 노동시장의 이탈과 참여를 추적할 수 있어, 여성들의 노동시장 참여 및 이탈을 이해하는데 적합한 정보를 제공해준다.

이 분석에서 사용되는 「노동패널조사」는 2001년부터 2012년 자료로 한정한다. 이렇게 범위를 한정한 이유는 1990년대 일부 자료에서 미성년자 자녀수에 대한 질문이 누락되어 이 연구에서 분석하고자 하는 혼인,

첫째아 출산, 둘째아 출산, 셋째아 출산 등 생애사건에 따른 분석들의 일관성을 해칠 위험이 있기 때문이다. 더불어 산업 구조조정과 여성노동시장 구조의 변화가 일어난 것으로 보고되는 2000년 이후의 노동시장을 분석으로 범위를 한정함으로써 최근의 변화 양상을 이해하는데 실제적 도움을 줄 수 있을 것이다.

나. 분석모형

이 연구는 혼인이나 자녀의 수와 같은 상태의 변화를 반영하기 때문에 개인기간(person period)를 분석단위로 한다. 예를 들어 N연도와 N+1연도 사이에 혼인 상태나 자녀의 수의 변화가 나타났다면, 개인의 특성은 N 연도의 정보를 이용하고 종속변수인 노동시장 잔존 혹은 이탈 여부는 N연도와 N+1 연도 사이 변화로 측정된다. 이 연구의 가장 핵심적 분석 목적이 노동시장의 잔존 혹은 이탈 여부에 대한 결정요인을 파악하는 것이기 때문에 N연도에 노동시장에 참여하고 있던 경우만 분석에 포함되며, 연속적 두 시점에서 어느 하나라도 정보가 누락된 경우는 분석에서 제외된다. 분석에 포함되는 생애사건은 미혼에서 기혼으로의 혼인이행, 첫째아 출산, 둘째아 출산, 셋째아 출산 등 4개의 사건이다.

또한 분석방법에 있어서 이 연구의 종속변수는 노동시장 잔존 혹은 이탈로 구성된 이분위 분석이기 때문에 분석은 로지스틱 분석을 사용한다. 구체적 분석에서는 여성이 참여하고 있는 노동의 특성, 가족의 특성을 순차적으로 포함하는 위계적 분석을 실시할 것이다. 더불어 여성 노동시장 참여지속과 관련하여 코호트 효과가 존재하는지를 확인하기 위한 코호트 효과 분석을 추가로 반영하는 변인을 포함한 분석을 추가로 실시한다.

다. 변수구성

이 연구분석에 포함되는 주요 변인들은 다음과 같다.

○ 여성 노동의 특성

- 생애사건 발생 당시의 연령(20대 초반, 20대 후반, 30대 초반, 30대 후반 이후 44세까지), 학력, 정규직 여부, 상대소득

○ 가족의 특성

- 주택점유 형태(자가, 전세, 월세, 기타), 배우자 상대소득
- 혼인이행에 있어서는 N+1 연도의 변수 사용하는데, 혼인 이후 생활의 경제적 안정성을 측정하기 위한 변인

○ 코호트

- 출생연도(1975년 이전, 1975~1979년 생, 1980년 이후)
- 우리나라 여성노동시장의 구조적 변화와 가족친화성의 진전을 확인하기 위한 변인

○ 상대소득

시계열 분석에서 소득의 변수화는 주의를 필요로 한다. 왜냐하면 다양한 연도의 정보가 통합되어 분석되기 때문에 소득의 상대적 크기를 측정해야 하기 때문이다. 이를 위해 이 분석에서는 각 연도의 남성들의 월평균 소득(임금 + 자영업자의 소득)들의 평균과 표준편차를 산출하여 각 연도의 z값으로 표준화하였다. 남성과 여성 모두를 포함하는 z값을 구하지 않고 남성 소득만으로 소득수준을 측정하는 것은 성별로 이중화된 노동

시장 구조를 가지고 있는 우리의 상황에서 비현실적 임금수준을 제시할 위험이 있기 때문이다.

그러므로 여성의 경우에는 우리나라 노동시장이 남성을 중심으로 이뤄져 있다는 전제하에 남성의 각 연도 평균과 표준편차를 활용하여 z값의 형태로 변환하였다. 여성만의 노동으로 여성의 상대 임금 수준을 측정할 경우에는 남편과의 절대적 임금 차이를 드러내지 못하는 단점이 존재하여 이 연구의 문제 분석을 제한하게 된다.

2. 분석결과

가. 기술통계 분석

우선 생애사건에 따라 경제활동 상태가 어떻게 변화하였는지를 연도별로 살펴 본 결과(그림 4-7)는 다음과 같이 요약될 수 있다.

[그림 4-7] 생애사건 발생에 따른 경제활동 지속 비율

(단위: %)



한편 둘째아와 셋째아 출산에서 경제활동 지속 비율이 높다는 점은 두 가지 관점에서 해석이 가능할 것이다. 그 하나는 다자녀를 출산하는 경우에서는 양육지원이나 일·가족 양립이 가능한 직종에 종사하면서 처음부터 구별된 노동시장 내에 있었을 가능성이 있다. 다른 하나는 자녀의 증가에 따라 경제적 활동의 필요성이 높아지면서 경제활동을 지속하려는 경향이 강할 수 있었을 것으로 보인다.

다른 흥미로운 사실은 첫째아 출산의 경우에서는 다른 생애 사건들과는 구별되는 패턴을 보인다는 점이다. 이는 혼인 여성의 경우 첫째아 출산이 매우 보편적이라는 점을 감안할 필요가 있을 것으로 보인다. 첫째아 출산은 생애과정 중에서 대표적인 계획된 사건이라고 할 수 있는데, 개인의 가족중심의 가치관이나 경제활동에 대한 선호가 작용하였을 가능성이 크다고 할 수 있다. 이러한 상이한 작동요인들이 여성의 성향에 따라 다르게 작용하면서 다른 생애사건들과는 다른 방식의 패턴이 보였을 가능성을 조심스럽게 지적해보고자 한다. 그러나 한편으로는 첫째아 출산에 따른 노동시장 이탈 혹은 잔존 결정은 다른 생애사건들과는 달리 경제적 요인들에 의해 크게 영향을 받지 않을 수 있다는 점도 고려될 수 있다.

다음으로 이 연구분석에 포함되는 변인들에 따라 경제활동의 지속여부를 나타낸 결과는 다음과 같다.

〈표 4-1〉 혼인에 따른 경제활동 지속 여부에 대한 변인별 기술통계

(단위: 명, %)

구분	구분	계속 참여	경할 중단	χ^2
학력	고졸이하	47(42.7)	63(57.3)	13.864***
	전문대졸	46(59.0)	32(41.0)	
	대졸이상	90(66.2)	46(33.8)	
연령	20-24	18(50.0)	18(50.0)	0.902
	25-29	123(57.2)	92(42.8)	
	30-34	38(58.5)	27(41.5)	
	35 +	4(50.0)	4(50.0)	
직업	정규직	148(60.7)	96(39.3)	8.21*
	비정규직	22(40.0)	33(60.0)	
	무응답	12(50.0)	12(50.0)	
주택점유	자가	48(52.2)	44(47.8)	2.104
	전세	107(59.8)	72(40.2)	
	월세	17(50.0)	17(50.0)	
	기타	10(58.8)	7(41.2)	
상대소득 (본인)	최하위	29(42.0)	40(58.0)	12.196*
	하위	38(51.4)	36(48.6)	
	상위	52(59.8)	35(40.2)	
	최상위	55(67.9)	26(32.1)	
	결측	9(69.2)	4(30.8)	
상대소득 (배우자)	최하위	13(43.3)	17(56.7)	9.616*
	하위	16(53.3)	14(46.7)	
	상위	13(41.9)	18(58.1)	
	최상위	22(75.9)	7(24.1)	
	결측	119(58.3)	85(41.7)	
출생연도	'75 이전	22(50.0)	22(50.0)	2.033
	'75-'79	93(60.4)	61(39.6)	
	'80 이후	68(54.0)	58(46.0)	
연도	불황기	90(65.2)	48(34.8)	7.464***
	호황기	93(50.0)	93(50.0)	
전체		183(56.5)	141(43.5)	-

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

혼인이행 이후 경제활동을 계속하는 것은 학력이 높고, 정규직에 종사, 그리고 소득이 높은 경우라고 할 수 있으며, 이러한 변인들은 통계적으로도 유의한 차이를 보여주었다. 직업의 가치가 높을 경우 직업 중단에 따른 기회비용도 크기 때문이라는 이론적 설명을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

한편 배우자의 소득이 낮을 경우에 오히려 취업 중단의 경향이 높게 나타났는데, 이는 남편의 소득의 효과라기보다는 우리사회 혼인이 갖는 특성이라고 해석될 수 있을 것이다. 집단 내 혼인의 경향이 높은 상황에서 남편의 소득이 열악하다는 것은 여성의 소득 수준도 열악할 수 있음을 의미할 수 있기 때문이다.

그러나 첫째아 출산에서는 혼인과는 달리 소득을 제외하고는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이는 앞서의 시계열적 분석의 결과와 유사한 결과로 해석할 수 있는데, 사회경제적 차이들로 첫째아 출산 이후의 경제활동 지속 여부를 설명하기 힘들다는 것을 보여준다. 첫째아 출산이 매우 보편적이라는 점을 고려할 때 중산층의 자녀 양육의 투자 집중 경향과 저소득층의 낮은 이탈 장벽의 경향이 함께 작용하였을 가능성도 생각해볼 수 있다.

〈표 4-2〉 첫째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계

(단위: 명, %)

구분		계속 참여	경할 중단	χ^2
학력	고졸이하	35(54.7)	29(45.3)	0.262
	전문대졸	25(50.0)	25(50.0)	
	대졸이상	46(53.5)	40(46.5)	
연령	20-24	1(25.0)	3(75.0)	5.374
	25-29	46(46.5)	53(53.5)	
	30-34	49(61.3)	31(38.8)	
	35 +	10(58.8)	7(41.2)	
직업	정규직	80(54.4)	67(45.6)	1.978
	비정규직	11(40.7)	16(59.3)	
	무응답	15(57.7)	11(42.3)	
주택점유	자가	28(56.0)	22(44.0)	0.764
	전세	60(50.8)	58(49.2)	
	월세	13(59.1)	9(40.9)	
	기타	5(50.0)	5(50.0)	
상대소득 (본인)	최하위	16(32.0)	34(68.0)	14.982***
	하위	25(53.2)	22(46.8)	
	상위	29(60.4)	19(39.6)	
	최상위	33(68.8)	15(31.3)	
	결측	3(42.9)	4(57.1)	
상대소득 (배우자)	최하위	7(35.0)	13(65.0)	3.426
	하위	12(60.0)	8(40.0)	
	상위	11(55.0)	9(45.0)	
	최상위	12(60.0)	8(40.0)	
	결측	64(53.3)	56(46.7)	
출생연도	'75 이전	58(54.2)	49(45.8)	3.975
	'75-'79	30(61.2)	19(38.8)	
	'80 이후	18(40.9)	26(59.1)	
연도	불황기	42(51.2)	40(48.8)	0.177
	호황기	64(54.2)	54(45.8)	
전체		106(53.0)	94(47.0)	-

주: *** p<.001, ** p<.01, * p<.05

〈표 4-3〉 둘째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계

(단위: 명, %)

구분		계속 참여	경할 중단	χ^2
학력	고졸이하	57(46.7)	65(53.3)	15.64***
	전문대졸	62(63.3)	36(36.7)	
	대졸이상	116(69.5)	51(30.5)	
연령	20-24	8(50.0)	8(50.0)	3.563
	25-29	106(57.6)	78(42.4)	
	30-34	92(63.0)	54(37.0)	
	35 +	29(70.7)	12(29.3)	
직업	정규직	180(65.2)	96(34.8)	9.906***
	비정규직	27(44.3)	34(55.7)	
	무응답	27(55.1)	22(44.9)	
주택점유	자가	95(58.6)	67(41.4)	3.316
	전세	115(65.3)	61(34.7)	
	월세	17(53.1)	15(46.9)	
상대소득 (본인)	기타	7(50.0)	7(50.0)	31.977***
	최하위	37(41.6)	52(58.4)	
	하위	45(50.6)	44(49.4)	
	상위	64(71.1)	26(28.9)	
	최상위	74(76.3)	23(23.7)	
상대소득 (배우자)	결측	15(68.2)	7(31.8)	0.688
	최하위	21(60.0)	14(40.0)	
	하위	23(63.9)	13(36.1)	
	상위	22(59.5)	15(40.5)	
	최상위	25(65.8)	13(34.2)	
출생연도	결측	144(59.8)	97(40.2)	5.227 †
	'75 이전	100(60.6)	65(39.4)	
	'75-'79	66(69.5)	29(30.5)	
연도	'80 이후	69(54.3)	58(45.7)	1.904
	불황기	92(65.2)	49(34.8)	
	호황기	143(58.1)	103(41.9)	
전체		235(60.7)	152(39.3)	-

주: *** p<.001, ** p<.01, * p<.05

〈표 4-4〉 셋째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 변인별 기술통계

(단위: 명, %)

구분	계속 참여	경할 중단	χ^2	
학력	고졸이하	50(43.1)	66(56.9)	14.116***
	전문대졸	52(59.8)	35(40.2)	
	대졸이상	95(66.0)	49(34.0)	
연령	20-24	18(52.9)	16(47.1)	0.986
	25-29	120(57.1)	90(42.9)	
	30-34	44(55.0)	36(45.0)	
	35 +	15(65.2)	8(34.8)	
직업	정규직	156(61.4)	98(38.6)	8.852*
	비정규직	26(43.3)	34(56.7)	
	무응답	14(43.8)	18(56.3)	
주택점유	자가	60(55.6)	48(44.4)	1.995
	전세	109(59.6)	74(40.4)	
	월세	17(47.2)	19(52.8)	
	기타	10(55.6)	8(44.4)	
상대소득 (본인)	최하위	32(42.7)	43(57.3)	14.159***
	하위	40(50.0)	40(50.0)	
	상위	55(61.1)	35(38.9)	
	최상위	60(68.2)	28(31.8)	
	결측	10(71.4)	4(28.6)	
상대소득 (배우자)	최하위	12(42.9)	16(57.1)	14.395***
	하위	11(45.8)	13(54.2)	
	상위	13(48.1)	14(51.9)	
	최상위	7(30.4)	16(69.6)	
	결측	154(62.9)	91(37.1)	
출생연도	'75 이전	93(58.9)	65(41.1)	0.575
	'75-'79	36(56.3)	28(43.8)	
	'80 이후	68(54.4)	57(45.6)	
연도	불황기	91(66.4)	46(33.6)	8.592**
	호황기	106(50.5)	104(49.5)	
전체	197(56.8)	150(43.2)	-	

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

둘째아 출산과 셋째아 출산은 서로 매우 비슷한 분포 경향을 나타내는데, 혼인의 분석결과와 마찬가지로 고학력, 정규직, 고소득에서 경제활동 지속의 경향이 높았다. 특히 셋째아 출산의 경우 남편의 소득이 최상위 수준에서는 경제활동을 중단하는 경향도 나타났지만, 전반적으로 배우자의 소득수준이 높을수록 경제활동도 지속하는 경향이 나타났다. 이는 여성 본인의 소득수준이나 일자리의 특성과 상관성이 높을 수 있으므로 다변량 분석을 통해 그 영향력을 세밀히 분석할 필요가 있을 것이다.

이상의 기술통계 결과들을 종합해보면 여성의 일자리의 가치가 높을수록 경제활동 지속의 경향이 높음을 알 수 있다. 그러나 생애사건의 단계에 따라 그 분포의 차이에서 다소의 차이가 발견되었으며, 특히 첫째아 출산의 경우에는 유의미한 차이나 뚜렷한 패턴이 나타나지 않았다는 점은 매우 흥미로운 결과로 보인다.

다른 흥미로운 사실은 생애사건 당시의 연령이 생애사건 발생에 따른 경제활동 지속에 미치는 영향이 일관되게 나타나지 않았다는 점이다. 이는 여성의 노동에서 물리적 연령보다는 생애과정의 특성이 더 중요하게 나타날 수 있음을 의미로 해석될 수 있다.

다음으로 이들 변인들을 포함한 다변량 분석을 통해 심층적 분석결과를 제시하고자 한다.

나. 노동시장 이탈에 대한 다변량 분석 결과

〈표 4-5〉 혼인이행에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석

		모델 1	모델 2	모델 3
학력	고졸이하			
	전문대졸	.480*	.455*	.453*
	대졸이상	.400**	.409**	.400**
연령	20-24	1.168	1.152	1.751
	25-29	1.290	1.198	1.602
	30-34			
	35 +	1.065	1.182	.618
직업	정규직			
	비정규직	2.652**	2.884**	2.909**
	무응답	1.624	1.611	1.612
상대소득 (본인)	최하위			
	하위	.970	1.004	.979
	상위	.815	.870	.757
	최상위	.584	.661	.587
	결측	.291	.306	.327
주택점유	자가			
	전세		.733	.695
	월세		.640	.639
	기타		.684	.656
상대소득 (배우자)	최하위			
	하위		.510	.547
	상위		1.050	1.130
	최상위		.365	.382
	결측		.506	.568
출생연도	'75 이전			
	'75-'79			2.236
	'80 이후			.731
연도	불황기			
	호황기	2.063**	2.117.**	2.570**
전체		.148	.176	.194

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

〈표 4-6〉 첫째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석

		모델 1	모델 2	모델 3
	고졸이하			
학력	전문대졸	1.135	1.212	1.217
	대졸이상	1.531	1.765	1.691
연령	20-24	3.002	3.276	2.290
	25-29	1.690	1.824	1.619
	30-34			
	35 +	.795	.733	.903
직업	정규직			
	비정규직	1.294	1.626	1.672
	무응답	.494	.568	.605
상대소득 (본인)	최하위			
	하위	.269**	.216**	.216**
	상위	.209***	.177***	.186***
	최상위	.174***	.163***	.169***
	결측	.491	.407	.373
주택점유	자가			
	전세		.926	.954
	월세		.662	.676
	기타		.698	.700
상대소득 (배우자)	최하위			
	하위		.210*	.216*
	상위		.287	.284
	최상위		.300	.288
	결측		.372	.366
출생연도	'75 이전			
	'75-'79			.778
	'80 이후			1.310
연도	불황기			
	호황기	.818	.813	.717
	전체	.150	.186	.190

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

〈표 4-7〉 둘째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석

		모델 1	모델 2	모델 3
학력	고졸이하			
	전문대졸	.487*	.443**	.445**
	대졸이상	.483**	.413**	.414**
연령	20-24	1.056	1.020	1.051
	25-29	1.037	1.076	1.084
	30-34			
	35 +	.498	.420	.442
직업	정규직			
	비정규직	2.114*	2.268*	2.277*
	무응답	1.435	1.259	1.276
상대소득 (본인)	최하위			
	하위	.928	.892	.885
	상위	.427*	.434*	.429*
	최상위	.341**	.300**	.301**
주택점유	결측	.346	.352	.355
	자가			
	전세		.754	.755
	월세		.690	.681
상대소득 (배우자)	기타		1.530	1.541
	최하위			
	하위		.741	.748
	상위		1.245	1.244
출생연도	최상위		1.581	1.574
	결측		1.012	1.017
	'75 이전			
연도	'75-'79			.894
	'80 이후			.927
	불황기			
전체	호황기	1.476	1.430	1.430
	전체	.164	.184	.185

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

〈표 4-8〉 셋째아 출산에 따른 경제활동 이탈 여부에 대한 다변량 분석

		모델 1	모델 2	모델 3
학력	고졸이하			
	전문대졸	.469*	.408**	.405**
	대졸이상	.415**	.415**	.416**
연령	20-24	.960	.952	1.306
	25-29	1.190	1.221	1.526
	30-34			
	35 +	.366	.349	.216*
직업	정규직			
	비정규직	2.360**	2.613**	2.561**
	무응답	2.745*	3.037*	3.045*
상대소득 (본인)	최하위			
	하위	1.073	1.106	1.108
	상위	.791	.820	.769
	최상위	.523	.561	.515
	결측	.291	.362	.394
주택점유	자가			
	전세		.844	.823
	월세		.766	.783
	기타		.893	.900
상대소득 (배우자)	최하위			
	하위		.783	.866
	상위		.665	.658
	최상위		2.036	2.039
	결측		.410*	.430
출생연도	'75 이전			
	'75-'79			1.905
	'80 이후			.812
연도	불황기			
	호황기	2.151**	2.351**	2.780**
전체		.162	.212	.223

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05

전반적인 분석결과는 생애사건에 따라 경제활동의 이탈 혹은 지속을 결정짓는 중요한 변인들로는 학력, 급여수준, 정규직 여부라고 할 수 있을 것이다. 학력은 사실상 직업의 질을 설명하는 변인이 될 수 있다는 점에서 높은 직업의 질 및 일·가족 양립의 지원(정규직)이 주요 결정 요인인 것으로 보인다. 특히 학력과 정규직 여부는 거의 모든 생애과정에서 일관되게 중요 변인으로 작용하였다.

그러나 생애과정의 단계에 따라 다소의 차이가 나타나며, 특히 첫째아 출산에 있어서는 확연히 구분되는 패턴도 발견되었다. 이는 생애과정에 따라 경제활동에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 시사하며, 이에 맞춘 정책적 지원의 필요성을 보여준다. 다시 말해 생애과정에 따른 정책 수요에 맞게 소득 보존, 양육지원, 일자리의 안정성 확보 등이 선별적으로 강조되어야 할 것이다.

각 분석들에 대한 세부적 차이들은 다음과 같다. 혼인단계에서는 정규직 여부에 따른 이탈의 결정 정도가 가장 높은 것으로 나타났다. 한편 셋째아 출산에서는 소득의 영향은 사라졌는데, 이는 셋째아를 출산한 집단이 다른 일반적 기혼여성들과는 다른 집단일 수 있음을 고려해야 할 것이다. 특히 소득의 결정력이 사라진다는 것은 소득과 관련된 이질적 집단이 양존한다는 것(소득보존을 위한 일자리 참여 vs 안정적 양육이 가능한 직업군)을 시사할 수 있다.

비록 유의미한 차이를 보이지는 않았지만 계수의 분포를 고려할 때 첫째아 출산에서는 고학력 여성들이 더 높은 이탈의 경향을 보였다. 이들 집단의 경력단절은 사회적으로도 그 손실의 정도가 높다고 할 수 있으므로 자녀 양육 투자의 경향, 사교육비 및 양육의 사회화의 필요성을 보여준다.

이상의 분석들의 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다. 첫째아 출산에

서는 소득만이 유의미한 차이를 보였지만, 최하위 집단과의 차이로 해석될 수 있으며, 그 이외의 집단들 내에서는 차이가 나타나지 않았다. 이는 첫째아 출산 단계에서의 복잡성을 시사하는 결과이다.

경제상황이 좋은 시기에 더 높은 이탈의 경향을 보였는데, 이는 여성의 노동이 가계 내에서 보조적 역할에 머물고 있음을 시사하며, 더불어 경기 변화에 따라 크게 영향을 받는 가구가 유의미한 수준에 있음을 보여준다.

한편 코호트 효과는 모든 생애사건 분석에서 일관되게 나타나지 않았다. 이는 앞선 연구들에서 언급된 산업구조 조정의 영향은 학력이나 정규직 등 일부 집단에만 영향을 미쳤기 때문일 수도 있다. 일·가족 양립이 산업 구조조정, 정책적 지원 등에도 불구하고 그 효과가 나타나지 않았음을 시사하는 부정적 결과로 받아들여진다. 다른 한편으로 경기가 좋지 않을 경우 여성들의 경제활동 지속이 늘어난다는 앞서의 분석 결과를 함께 고려해보면 기존 연구들에서 최근 코호트에서 여성의 경제활동 지속이 높아진 것으로 나타난 것은 최근의 불황이 지속되었던 기간의 특성이 반영될 결과일 수 있을 것이다.

제4절 소결

1. 요약

이 장은 여성의 경제활동 참여와 관련하여 특히 여성의 노동시장 이탈에 초점을 맞춰 우리나라 여성 노동시장 참여의 현황과 여성 노동시장에 대한 기존 이론적 논의들을 고찰하였다. 그리고 혼인과 출산의 생애사건 발생에 따른 우리나라 여성들의 노동시장 이탈 및 잔존 결정의 차별성을

발생시키는 요인들을 실증적으로 분석하였다.

우리나라 여성 고용률로 나타나는 여성의 노동 시장 참여는 지난 80년대 중반부터 지속적인 상승 패턴을 보였다. 1997년 경제위기 직후에는 여성의 고용률이 80년대 후반 수준으로까지 급락하였지만, 2000년 초 이미 외환위기 수준 이전을 회복하였고 그 상승세는 지금까지도 꾸준히 이어지고 있다. 특히 2000년 이후의 여성 고용률의 상승은 여성의 학력 수준의 급격한 향상과 이러한 고급 여성 노동력을 수용할 수 있는 산업구조의 변화에 기인한다는 것으로 분석되고 있다.

연령별 여성 경제활동 참가율의 분포, 다시 말해 여성 취업 M자형 곡선의 분포를 분해 분석한 결과는 2000년 이후 여성의 경력단절이 더욱 심해졌음을 확인할 수 있었다. 우리나라 여성 경제활동 참가의 M자형 분포에서 최저점은 전반적인 여성의 고용률의 상승과 함께 높아지고 있다. 그러나 인구센서스 자료를 바탕으로 2000년과 2010년의 여성의 연령별 경제활동 참가율을 표준화하여 비교해본 이 연구의 분석 결과는 여성의 경력단절이 여전히 높은 수준임을 확인시켜준다. 물론 생애과정의 차이를 통제한 이후에도 M자형 분포의 최저점은 2000년에 비해 상승한 것으로 나타나지만, 최저점 이전 연령대에서 여성의 경제활동참가율이 크게 높아졌다는 점을 고려하면 경력단절의 양상은 오히려 더 심화된 것으로 나타났다.

여성의 경력단절은 여성이 갖는 일터와 가정에서의 책임의 상충에서 그 원인을 찾을 수 있다. 이러한 역할 갈등 속에서 여성은 최소 기회비용의 선택을 하게 된다. 이러한 논의들을 토대로 이 연구에서는 노동패널 자료를 이용하여 여성들의 생애사건에 따른 노동참여 이탈 혹은 잔존 여부를 결정하는 요인들을 분석해보았다.

노동패널 자료에 대한 통계 분석결과를 보면 생애사건에 따라 경제활

동의 이탈 혹은 지속을 결정짓는 중요한 변인들로는 학력, 급여수준, 정규직 여부라고 할 수 있다. 학력은 사실상 직업의 질을 설명하는 변인이 될 수 있다는 점에서 높은 직업의 질 및 일·가족 양립의 지원(정규직)이 주요 결정 요인이라고 할 수 있을 것이다.

그러나 생애과정의 단계에 따라 노동시장 잔존 결정요인들은 다소의 차이가 나타나며, 특히 첫째아 출산에 있어서는 확연히 구분되는 패턴을 보였다. 이는 기혼여성들에게는 매우 보편적인 생애 사건인 첫째아 출산 단계에서 직업 이탈 결정 요인이 집단에 따라 다르게 나타났기 때문으로 추정된다. 중산층 이상의 집단의 경력단절은 사회적으로도 그 손실의 정도가 높다고 할 수 있으므로 자녀 양육 투자의 경향으로 인한 선택이, 반대로 저소득 저학력 집단에서는 직업활동으로 인한 낮은 효용성이 노동시장 이탈을 가져 온 것으로 판단된다.

한편 경제상황이 좋은 시기에 더 높은 이탈의 경향을 보였는데, 이는 여성의 노동이 가계 내에서 보조적 역할에 머물고 있음을 보여준다. 그리고 각 생애사건에서의 노동시장 이탈 경향에서 코호트에 따른 차이는 나타나지 않았는데, 이는 일·가족 양립이 산업 구조조정, 정책적 지원 등에도 불구하고 그 효과가 나타나지 않았음을 시사하는 부정적 결과로 해석된다.

2. 함의

이 연구는 여성의 노동시장 참여를 혼인 및 출산 등 생애사건과 연결하여 노동시장 이탈 혹은 잔존의 결정 요인을 살펴보았다. 그간의 연구와 정책적 관심이 생애과정 속에서의 전반적인 취업 활동의 시퀀스 분석이나 여성의 재취업에 집중되었던 것에 비해 노동시장 이탈이라는 측면에

집중하여 접근하였다는 차별적 특징이 있다.

이러한 접근을 통해 생애단계에 따른 노동시장 이탈의 차별성을 나타낼 수 있었는데, 이는 생애과정에 따라 경제활동 지속을 결정하는 요인들이 달라질 수 있음을 의미한다. 정책적으로도 이러한 과정별 특성을 반영할 수 있는 접근이 필요한데, 생애과정에 따른 차별적 수요에 맞게 소득보존, 양육지원, 일자리의 안정성 확보 등이 선별적으로 강조되어야 할 것이다.

그리고 이 연구의 분석결과들에서 고학력, 정규직, 높은 임금 수준일수록 생애과정 이후에도 노동시장 잔존의 확률이 높게 나타났듯이, 여성의 노동시장 참여를 존속시키는 가장 중요한 요인이 참여하는 노동의 질이라는 것을 일관되게 보여준다. 이는 여성 경제활동 참여를 진작하고자 하는 정책적 노력은 여성 노동환경의 개선에 우선적 중점을 두어야 한다는 것을 의미한다. 특히 여성의 학력 수준이 꾸준히 상승하고 있다는 점에서 여성 노동시장 질 개선의 중요성은 더욱 높아질 것으로 예상된다. 이러한 가운데 단기 비정규직의 제공이나 일시적 고용 지속 지원 정책은 그 효과의 한계가 뚜렷이 존재한다고 판단할 수 있다.

더불어 이 연구가 제시하는 근본적 시사점은 여성 경제활동률을 높이기 위해서는 무엇보다 경력 단절의 예방에 초점을 맞추어야 한다는 점이다. 최근 우리나라 여성 고용 분포의 변화는 20대의 높은 상승에서 30대의 깊은 하강으로 이리지는 M자형 분포의 더욱 심화로 요약된다. 이렇게 혼인과 출산 및 양육 등의 생애사건에 따른 급격한 하강 국면의 완화 없이는 여성 고용률의 증진은 분명한 한계를 갖는다.

그럼에도 불구하고 지금까지 여성 경제활동을 돕고자 하는 많은 정책 방안들이 경력 단절을 경험한 여성들의 재취업에 중점을 두고 있는데, 이러한 접근은 일시적 효과를 나타낼 수도 있겠지만 장기적인 여성 고용의

증진을 위한 근본적인 대책이 될 수는 없을 것이다. 특히 여성의 학력 수준이 높아지고, 고학력 여성들이 1~2 명의 자녀에 대한 집중적 투자를 중요시 여기는 현재의 추세를 볼 때 높은 수준의 여성의 경력단절을 방지한 채, 출산 및 양육 이후의 재취업에만 집중하는 것은 여성의 다음 자녀 출산 중단으로 이어져 저출산 경향을 더욱 강화할 위험성마저 안고 있다고 여겨진다.

이러한 맥락에서 여성의 경력단절 예방을 위해서는 출산휴가, 육아휴직, 양육 지원과 같은 미시적 정책도 필요하지만, 여성의 노동시장의 전반적인 질 개선이 전제되어야 함이 강조되어진다. 이를 위해서는 직장에서의 차별 금지를 더욱 강력하게 추진하여야 하며, 더불어 고학력화된 여성들의 근로 수요를 적극적으로 수용할 수 있는 산업구조 조정 등과 같은 거시적 정책도 함께 진행되어야 할 것이다.

마지막으로 이 연구가 갖는 몇 가지 중요한 한계점들에 대해서도 설명이 필요할 것이다. 우선 이 연구의 생애사건에 따른 노동시장 이탈 분석은 전반적 여성이 아닌 선별적 대상에 대해 이뤄졌다는 점을 지적할 수 있다. 이 연구에서 주요 생애사건으로 설정한 혼인, 첫째아, 둘째아, 셋째아 출산 등의 사건이 일어난 여성들만을 대상으로 분석이 이뤄졌기 때문에 그 결과는 전체 여성의 노동 혹은 노동이탈 경향과는 다소 차이가 나타날 수 있다. 특히 둘째아 이상의 출산에서는 이들이 이미 안정성이 높은 직장에 있었을 가능성을 가지고 있다.

더불어 생애사건에 발생에 따른 단기적 이탈여부를 분석하기 때문에 분석 대상의 생애사적 노동경력을 반영하지 못하고 있다. 그렇기 때문에 노동시장의 재진입 여부와, 생애사건 이후 혹은 이전의 이탈 등은 이 연구의 분석 대상에서 제외되는 한계를 가지고 있다.

마지막으로 이 연구의 분석 자료가 갖는 한정된 사례수 역시 중요한 한

계로 지적될 수 있다. 그럼에도 불구하고 노동패널 자료를 사용한 것은 개인의 생애사건과 노동시장 참여를 나타내는 시계열 자료가 부족한 현실에서 노동시장의 근본적 변화가 있었던 2000년대 이후의 경향을 분석하고자 하는 불가피한 선택이었음을 밝혀두고자 한다.

제 5 장

여성임금과 출산

제1절 문제제기

제2절 여성의 고용 및 임금 현황

제3절 여성임금과 출산과의 관계분석

제4절 소결



5

여성임금과 출산 <<

제1절 문제제기

1. 문제제기

여성의 경제활동이 출산율에 미치는 영향을 분석함에 있어서, 여성의 경제활동을 둘러싼 다양한 변인들이 출산행위에 영향을 미치게 된다. 그 중에서도 여성경제활동에 따른 여성임금 및 가계소득의 변화는 출산율에 유의한 영향을 미치는 주요 변수 중의 하나로 인식되어 왔다. 여성의 경제활동으로 인해 가계소득은 증가하고 그에 따른 소득효과와 여성임금 상승에 따른 가격효과 측면에서 여성임금 다양한 효과를 수반하게 된다. 이에 대한 기존의 연구는 대부분 여성임금과 여성의 시간당 임금에 대해서 소득효과와 기회비용 측면에서 접근하고 있다.

이와 관련하여 국내에서는 여성임금이 출산에 미치는 영향을 출산간격 및 출산확률 측면에서 다루어진 바가 있다. 김정호(2008)의 연구에 따르면 여성의 임금이 10% 증가할 경우 둘째 출산확률이 1.6~2.7% 감소하는 것으로 나타났으며 민희철(2008)의 연구에서는 여성의 임금 상승은 첫 번째 출산을 유의미하게 지연시키며, 두 번째 출산간격에 대한 여성 임금 효과는 첫 출산에 비해서 약한 것으로 나타났다. 또한 배우자 소득에 따른 출산을 앞당기는 효과는 두 번째 출산에 대해서만 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 이밖에 김현숙 외(2006)의 연구에서도 여성의 임금 상승이 첫 번째와 두 번째 출산시점을 미루는 효과가 있

으며 동시에 출산중단의 가능성도 높이는 것으로 나타났다. 반면, 남성의 소득이 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 민희철(2008)의 연구결과와 상이한 결과를 제시하고 있다. 류덕현(2007)의 연구에서는 여성임금 상승이 출산과 자녀양육에 대한 기회비용의 증가로 귀결되어 출산율 하락의 직접적인 원인으로 작용했음을 실증적 분석을 통해서 제시하고자 하였으며, 분석결과 시간당 여성임금이 상승에 따른 음의 효과(기회비용)가 소득상승에 따른 양의 효과(소득효과)보다 대체효과가 커 결과적으로 출산율을 하락시키는 것으로 나타났다. 가장 최근의 연구로는 최슬기(2012)의 연구가 있으나, 해당 논문은 미국자료(National Longitudinal Survey of Youth 1979)를 이용하여 분석한 것으로, 여성의 시간당 임금과 출산수준은 대체로 음의 관계를 보였으며, 대졸여성의 자녀수와 2년 전 시간당 임금은 양의 관계를 보였다.

국내 연구는 대부분 여성임금 자체에 대한 분석이 주를 이루었으며 가계 내에서의 소득구조상에서 여성임금을 분석한 연구는 거의 없는 것으로 나타났다. 다만, 가장 최근 Kim(2015)의 연구에서 여성임금수준 뿐만 아니라 가계 내 소득에서 여성임금이 차지하는 비율에 따라 출산을 분석하였다. 해당연구 결과 여성임금이 월 200만원 이상 그룹이 월 100만원 이하 그룹보다 첫째아를 낳을 확률이 높다고 타나났다. 이러한 연구결과는 기존의 연구에서 여성임금과 출산의 음의 관계를 보인 것과는 상반된 연구결과로 나타났다. 또한 여성임금이 가계소득에서 차지하는 비율이 30%~70%인 그룹은 타 그룹에 비해서 둘째 출산확률이 가장 낮은 그룹인 것으로 조사되었다. 이는 가계소득에서 차지하는 여성임금 비율이 70%이상인 그룹과 비교할 때, 여성임금 비율이 높을수록 둘째 출산가능성이 더 높음을 시사하고 이에 따른 정책과제로 일과 가정에서

의 성별 격차해소를 위한 정책이 필요하다고 제안하였다. 또한 낮은 그룹과 높은 그룹은 증층에 비해서 둘째 출산 확률이 높은 것으로 나왔다.

이처럼 가계 내 소득분포에 따라서 동일 임금이 소득효과와 대체효과의 기능이 달라질 수 있으며, 이는 모의 교육수준이나 연령에 따라서도 달라질 가능성이 있다. 거시적으로 성별 임금격차 및 임금구조에 따라 출산율이 변하는 것과 마찬가지로 가계 내에서의 임금구조도 성별격차의 차원에서 다양한 메커니즘으로 출산행위에 영향을 미칠 수 있다. 일반적으로 거시적 관점에서 여성임금의 증가로 남성임금과의 격차가 감소할 경우, 여성임금 증가 자체만으로도 기회비용 증가의 효과가 있으며 성별 임금격차 감소가 함께 이루어질 경우 여성임금에 대한 기회비용은 상대적으로 더욱 큰 효과를 지니게 될 것이다. 이러한 관점에서 여성임금에 대해서 임금수준 자체에 대한 단편적인 접근보다는 가계 내에서 남편임금과의 상대적 구조 속에서 여성임금이 출산에 미치는 영향을 분석할 필요가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 여성임금이 출산에 미치는 영향 분석의 관점에서, 여성임금 수준의 특성 분석과 함께 남성소득 대비 여성임금 비율로 측정되는 가계 내 성별 임금구조가 출산에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2. 임금수준과 출산관련 이론적 논의

여성의 경제활동 참가의 증가와 함께 출산에 영향을 주는 중요한 변수로 여성임금 및 소득 변수가 유의한 영향을 미치는 것으로 밝혀진 바 있다. 일반적으로 가계소득과 남편소득은 자녀수요에 대한 소득효과 측면에서 양의 영향을 미친다고 보고 있으며, 여성의 소득증가 즉 여성임금의 상승은 여성의 시간당 기회비용의 상승으로 자녀수요에 대한 가격

효과 측면에서 음의 효과를 가진다고 보고 있다. 즉 여성소득의 증가는 소득효과 뿐만 아니라 가격효과를 동반하기 때문에 두 가지 효과의 크기에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 이러한 분석결과는 Household behavior의 economic 모델들을 근간으로 하고 있다. 즉 출산에 대해서 경제학적 접근을 할 경우 자녀는 일종의 재화로 취급되며 부모는 자신들의 예산 제약하에서 최대 효용을 창출하는 수준의 재화(자녀)를 구입하게 된다. 이러한 이론적 배경 하에서 소득의 증가는 가용예산의 확대를 가져오고 결국은 자녀에 대한 수요(소비)가 증가하게 된다. 즉, 자녀에 대한 소비는 자신의 예산과 재화의 가격(출산 양육 비용)에 따라 결정되게 된다. 즉 소득이 증가할수록 해당 재화에 대한 수요는 증가하고(소득효과), 해당재화의 가격이 증가할수록 수요는 감소(가격효과)하게 된다. 이러한 이론을 바탕으로 소득이 증가하면 자녀에 대한 수요가 증가하고, 자녀양육비용이 증가하면 자녀에 대한 수요가 감소한다고 예측하고 있다.

그러나 시간이 지남에 따라, 소득과 자녀수의 관계가 양의 관계에서 음의 관계를 나타내는 실증적인 사례들이 서구사회에서 발견되기 시작했다. 이러한 현상에 대해 Becker(1960, 1993)는 자녀에 대한 Quantity and Quality Model을 제시하였다. 해당모형에서는 자녀에 대한 수요는 자녀수에 대한 수요와 자녀질에 대한 수요로 소득의 증가가 반드시 자녀수에 대한 수요로 이어지지 않고 오히려 자녀질에 대한 수요증가를 가져와 자녀수는 오히려 감소할 수 있음을 제안한다. 즉, 소득증가에 따라 자녀의 인적자본에 대한 투자가 증가하고 수요는 감소할 수 있다는 것이다.

이처럼 Becker의 Quantity and Quality Model은 소득과 자녀수의 음의 관계에 대한 이론적 바탕을 제시하고 있다. 이는 고소득자와 저소득자의 자녀에 대한 수요가 다르다는 관점을 동반하고 있다. 즉, 고소

독자는 상대적으로 자녀의 인적자본 투자를 통한 자녀의 질 증대에 대한 수요가 높아 저소득층에 비해서 자녀를 덜 나올 수 있음을 시사한다. 이는 소득계층에 따라 자녀에 대해서 추구하는 선호가 다를 것을 전제하고 있다.

소득과 자녀수의 음의 관계를 설명할 수 있는 또 다른 관점은 앞서 논의된 바와 같이 소득효과보다 가격효과가 크다는 것을 전제한다. 즉 자녀 양육에 따른 직접비용의 증가뿐만 아니라 임금상승에 따른 기회비용의 증가로 인해 자녀 출산 및 양육의 비용은 증가하게 되고 이러한 가격효과가 소득효과를 넘어서는 상황에서 소득증가와 자녀수의 음의 관계를 설명할 수 있다. 즉, Becker의 이론은 소비와 자녀의 대체 탄력성과 관계없이 소득과 자녀의 음의 관계를 설명할 수 있는 반면, 임금수준에 따른 기회비용 측면에서의 이론은 소비와 자녀의 대체 탄력성이 높다고 가정하고 있다. 본 장에서는 가게 내에서 여성의 임금수준에 따라 출산이 어떻게 영향을 받는지 살펴보고자 한다.

3. 임금수준과 출산관련 국내연구

여성의 임금수준과 출산과 관련하여 국내에서 이루어진 연구는 대부분 기간모형을 이용하고 자료의 제약 등으로 인하여 여성임금변수에 대하여 임금함수에 의해 추정된 임금자료를 사용한 사례가 많은 것으로 나타났다. 김정호(2008), 민희철(2008), 김현숙 외(2006)의 연구는 모두 전국 출산력조사자료를 이용하여 분석이 되었으며 각각 임금구조기본통계조사와 노동패널 자료를 이용하여 임금방정식을 추정하고 그 결과를 출산력자료와 결합하여 분석하였다. 김정호(2008)의 연구는 임금수준과 출산율간의 관계를 분석하였으며, 연구결과 여성의 임금이 10% 증가할 경우

둘째 출산확률이 1.6~2.7% 감소하는 것으로 나타났으며 여성의 임금 상승이 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 약 17%를 설명하는 것으로 나타났다. 민희철(2008)과 김현숙 외(2006)의 연구는 모두 여성의 임금수준과 출산간격의 관계에 대해서 분석하였다. 민희철(2008)의 연구에서는 여성의 임금 상승은 첫 번째 출산을 유의미하게 지연시키며, 두 번째 출산간격에 대한 여성 임금 효과는 첫 출산에 비해서 약한 것으로 나타났다. 또한 배우자 소득에 따른 출산을 앞당기는 효과는 두 번째 출산에 대해서만 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 김현숙 외(2006)의 연구에서도 여성의 임금 상승이 첫 번째와 두 번째 출산시점을 미루는 효과가 있으며 동시에 출산중단의 가능성도 높이는 것으로 나타났다. 반면, 남성의 소득이 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 민희철(2008)의 연구결과와 상이한 결과를 제시하고 있다. 그러나, 가구소득은 자녀수에 유의한 영향을 미치(+) 것으로 분석되었다.

류덕현(2007)의 연구에서는 통계청의 인구동태통계연보(각 연도)를 바탕으로 출산력 및 연령대별 코호트 규모를 이용하고 노동부 임금구조기본통계조사 자료를 이용하여 거시적 실증분석을 실시하였다. 해당 연구에서는 국내 노동시장 하에서 여성임금이 지속적으로 상승하여 남성임금과 여성임금의 차이가 계속 축소되는 현상에 주목하여, 이러한 여성임금 상승이 출산과 자녀양육에 대한 기회비용의 증가로 귀결되어 출산율 하락의 직접적인 원인으로 작용했음을 실증적 분석을 통해서 제시하고자 하였다. 분석결과 시간당 여성임금이 상승에 따른 음의 효과(기회비용)가 소득상승에 따른 양의 효과(소득효과)보다 대체효과가 커 결과적으로 출산율을 하락시키는 것으로 나타났다. 남성소득의 경우, 그 자체로는 양의 부호를 보이지만 통계적으로 유의미성이 낮은 것으로 나타났다.

허수연(2012)의 연구에서는 2008년 한국노동패널 자료를 이용하여 자녀 양육에 따른 임금수준을 분석하였다. 해당 연구에서는 자녀수를 외생변수로 보고 여성의 임금수준을 내생변수로 접근하여 소득분위별로 분석하였다. 분석결과, 저소득층(10분위)과 고소득층(90분위)을 제외한 모든 소득분위에서 자녀를 한 명 양육하는 경우 자녀가 없는 경우에 비해 시간당임금이 낮아지는 결과가 발견되었다. 또한 모든 소득계층에서 둘 이상의 자녀를 양육하는 경우 자녀가 없는 경우에 비해 시간당임금이 낮아지는 것이 발견되었으며, 이러한 연구결과를 바탕으로 자녀양육으로 인한 여성의 노동시장 불평등과 여성 간의 불평등 완화를 위한 가족정책의 확대를 제안하였다. 가장 최근의 연구로는 최슬기(2012)의 연구가 있으나, 해당 논문은 미국자료(National Longitudinal Survey of Youth 1979)를 이용하여 분석한 것이다. 분석 결과, 여성의 시간당 임금과 출산수준은 대체로 음의 관계를 보였으며, 대졸여성의 자녀수와 2년 전 시간당 임금은 양의 관계를 보였다. 또한 연령대별로 나누어 분석한 결과 소득과 출산의 음의 관계는 연령이 증가할수록 약화되는 것으로 나타났다.

기존의 연구결과를 종합해 보면, 일반적으로 부인임금은 출산확률, 출산간격에 부정적인 영향을 미치며 남편소득은 대체로 통계적으로 출산에 유의한 영향을 미치지 않는다고 이해될 수 있다. 다만 민희철(2008)의 연구에서는 첫째 출산에는 유의하지 않았으나, 둘째 출산에 있어서 출산시기를 앞당기는 효과가 있는 것으로 분석된 바 있다. 여성소득은 경제학적 관점에서 소득효과와 대체효과를 동시에 지닌다는 관점에서 국내 연구결과는 자녀출산에 있어서 여성임금의 소득효과보다 대체효과가 더 커서 결국은 출산에 음의 영향을 미친 것으로 이해될 수 있다.

제2절 여성의 고용 및 임금 현황

본 절에서는 노동시장에서 여성의 고용현황과 임금현황을 성별격차 관점에서 살펴보고자 한다. 고용현황은 연령별, 교육수준별, 근로형태별로 살펴보고, 임금현황은 직종별, 연령별 비교 관점에서 살펴보았다.

1. 여성의 고용 현황

2010년 이후 연령별 고용현황을 살펴보면, 성별 격차가 가장 큰 연령 그룹은 30~39세이며 이는 통상적으로 알려진 여성의 M자형 고용구조를 의미한다. 해당 연령의 평균 고용률과 여성의 고용률 격차는 2010년 18.3%로 나타났으며 이후 미미한 정도로 소폭으로 감소하여 2014년에는 17.6%를 기록하였다. 여성의 고용률이 가장 높은 그룹은 40~49세로 고용률 최저기를 지나고는 그 이전 연령그룹보다 오히려 고용률이 좋아지는 것으로 나타났다. 여성 고용률은 미미하게나마 지속적으로 증가한 것으로 조사되었으며 가장 큰 폭으로 증가한 그룹은 50~59세 그룹으로 나타나, 여성 고용률 증가는 50대 이상 연령층이 주도하고 있는 것으로 나타났다. 이는 해당 연령층의 증가와 평균수명 연장에 따른 장년층의 취업증가에 따른 것으로 보인다.

〈표 5-1〉 연령별 고용률

(단위: %)

구분	연령계층별	2010	2011	2012	2013	2014
전체	계	58.7	59.1	59.4	59.5	60.2
	15 - 19세	6.1	6.8	7	6.9	7.7
	20 - 29세	58.2	58.5	58.1	56.8	57.4
	30 - 39세	72	72.2	72.7	73.2	73.9
	40 - 49세	77.8	78.4	78.3	78.4	79.1
	50 - 59세	70.9	71.6	72.2	73.1	74.2
	60세 이상	36	36.5	37.5	38.4	39
여자	계	47.8	48.1	48.4	48.8	49.5
	15 - 19세	7.7	8.1	8.3	7.9	8.6
	20 - 29세	58.3	58.7	58.8	57.8	59
	30 - 39세	53.7	53.7	54.5	55.5	56.3
	40 - 49세	64.2	64.9	64.6	64.6	65.1
	50 - 59세	56.9	57.7	58.1	59.5	60.9
	60세 이상	26.3	26.6	27.9	28.6	29.3

자료: KOSIS, 경제활동인구조사, 각년도.

성별 고용격차가 가장 작은 연령그룹은 20~29세로 오히려 여성의 고용률이 다소 높게 조사되었다. 이는 해당 연령의 남성이 군대 등의 이유로 비경활인구에 포함되기 때문인 것으로 판단된다. 60세 이상 그룹의 경우, 전체 평균 고용률이 2014년 39%이며 여성의 고용률은 29.3%로 상대적으로 성별 고용률 격차가 작은 그룹에 해당되었다.

교육수준별 남녀 경활률 격차를 살펴보면, 대졸이상의 경우 남녀 차이가 가장 크게 나타났다. 중졸학력그룹의 경활률 격차가 가장 작게 나타났으며 이후 교육수준이 증가할수록 격차가 증가하는 것으로 조사되었다. 이는 여성의 학력이 증가할 수록의 그에 따른 인적자원의 증가에도 불구하고 그에 상응하는 일자리의 공급이 이루어지지 않고 있는 상황으로 이해될 수 있다. 특히 대졸 여성의 경우, 교육 수준의 증가와 함께 인적자본

투자에 대한 증가가 이루어지고 이에 따라 기회비용 측면에서 기대임금 또한 증가하게 될 것이다. 그러나 그에 상응하는 일자리의 공급이 이루어지지 못하고 있기 때문에 여성의 경활률이 낮아지는 측면이 있다.

〈표 5-2〉 교육수준별 경제활동참가율

(단위: %)

구분	연령계층별	2010	2011	2012	2013	2014
전체	계	61.0	61.1	61.3	61.5	62.4
	초졸이하	40.7	39.6	39.7	39.2	39.0
	중졸	40.9	41.5	41.0	40.3	40.2
	고졸	64.1	63.9	63.6	63.3	64.7
	대졸이상	77.3	77.6	77.8	78.0	78.1
여자	계	49.4	49.7	49.9	50.2	51.3
	초졸이하	35.1	34.4	34.4	34.0	33.5
	중졸	37.0	37.2	37.1	36.3	36.7
	고졸	52.6	53.0	52.8	52.8	54.2
	대졸이상	63.2	63.3	63.9	64.6	65.4

자료: KOSIS, 경제활동인구조사, 각년도.

앞서 분석된 교육수준별 경활률 및 노동시장의 차이는 다음의 분석결과에서 보다 극명하게 드러난다. 다음은 고졸과 대졸의 교육수준별 근로행태를 분석한 결과로, 대졸남성과 여성의 비정규직 비율차이가 13.4%로 고졸남여 비정규직 비율 차이 11.9%보다 높은 것을 알 수 있다. 이는 대졸인력의 노동시장 구조가 고졸인력의 노동시장 구조보다 더 불평등하다고 이해될 수 있다.

〈표 5-3〉 교육수준별 근로행태

(단위: 천명, %)

구분	임금근로자			한시적	시간제	비전형
	소계	정규직	비정규직			
전체	18,799	68.0	32.0	3,417	2,091	2,148
남	10,647	74.1	25.9	1,636	620	1,136
여	8,152	60.0	40.0	1,781	1,471	1,013
고졸	7,266	64.3	35.7	1,269	944	1,005
남	4,132	69.4	30.6	670	306	574
여	3,134	57.5	42.5	599	638	431
대졸이상	9,095	78.2	21.8	1,401	554	436
남	5,477	83.5	16.5	674	152	232
여	3,618	70.1	29.9	727	401	205

자료: KOSIS, 경제활동인구조사, 각년도.

2. 여성의 임금 현황

성별 임금격차를 살펴보기 전에 임금격차의 원인이 근로시간 격차에 따른 것인지를 보기 위하여, 성별 근로시간 현황을 살펴보고자 한다. 성별 근로시간 격차는 2010년 이후 2013년, 2014년에 증가추세에 있으며, 정규직과 비정규직 내에서의 성별 근로시간의 격차를 살펴보면 비정규직에서 훨씬 큰 것으로 나타났다. 전체적으로 남성은 171시간을 일하는 반면 여성은 157.1시간일해 월 평균 여성이 13.9시간을 덜 일하는 것으로 조사되었다. 비정규직의 경우 성별 근로시간 격차는 17시간에 이르지만, 정규직의 경우 근로시간 격차는 월 4.7시간에 불과한 것으로 조사되었다. 이는 하루 평균 10분 내외의 근로시간 격차를 의미하는 것으로, 정규직의 경우 성별 근로시간 격차는 매우 작다는 것을 알 수 있다.

〈표 5-4〉 근로유형별 총 근로시간(월)

(단위: 시간)

구분		2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
전체	계	187	180.8	173.7	167.9	165.5	
	남	190.6	185	178.3	173	171	13.9
	여	181.2	174	166.4	159.9	157.1	
정규직	계	194.4	190.7	184.4	178	177.7	
	남	195.6	192.2	185.6	179.4	179.4	4.7
	여	192.1	187.8	182.1	175.4	174.7	
비정규직	계	164.2	152.2	140.1	134.4	128.3	
	남	170.1	157.4	147.8	144.4	137.1	17
	여	158.5	147.1	132.6	125.2	120.1	

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

2014년 임금근로자의 성별 임금격차는 월 1,019,000원인 것으로 나타났다. 정규직의 임금격차는 983,000원으로 비정규직의 임금격차 527,000원 보다 매우 큰 것으로 조사되었다. 비정규직의 임금격차는 2010년 528,000원에서 2014년 481,000원으로 오히려 감소한 바 있으며, 2013년 다시 556,000원으로 증가하였다가 2014년에는 2010년도 수준인 527,000원으로 줄어든 상황이다. 비정규직의 경우 근로시간의 성별 격차를 고려할 때, 상대적으로 임금격차가 심각하지 않음을 시사한다. 반면에, 정규직의 경우, 앞서 분석된 성별 근로시간 격차가 월 평균 4.7시간에 불과함에도 불구하고 임금격차는 비정규직보다 훨씬 크다는 것은 정규직에서의 성별 임금격차가 더욱 심각함을 시사한다. 또한 정규직의 임금격차는 2010년 858,000원에서 지속적으로 증가해 2014년 983,000원에 이르렀다.

〈표 5-5〉 근로유형별 월 급여액

(단위: 천원)

구분		2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
전체	계	2,023	2,102	2,216	2,288	2,353	
	남	2,361	2,444	2,569	2,664	2,761	1,019
	여	1,477	1,548	1,654	1,705	1,742	
정규직	계	2,285	2,385	2,502	2,566	2,698	
	남	2,583	2,677	2,810	2,890	3,053	983
	여	1,711	1,819	1,923	1,972	2,070	
비정규직	계	1,219	1,282	1,313	1,372	1,305	
	남	1,452	1,548	1,558	1,660	1,579	527
	여	993	1,020	1,077	1,104	1,052	

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

다음의 표는 직종별 임금현황을 제시하고 있다. 전직종의 성별 임금격차는 2014년도 기준으로 월 1,030,000원으로 조사되었으며, 직종별로 임금격차가 가장 큰 직종은 관리직종, 전문가 및 관련 직종 분야인 것으로 조사되었다. 관리자직종은 2010년 931,000원에서 2014년 1,416,000원으로 임금격차가 가장 큰 폭으로 증가한 것으로 조사되었다. 뒤를 이어 전문가 및 관련종사자의 임금격차는 월 1,321,000원으로 나타났다. 이러한 직종별 임금격차를 연령변화에 따라 살펴보면 연령이 높아질수록 성별 임금격차가 커지고 있으며 40~44세 그룹의 임금격차는 35~39세 그룹의 성별격차의 2배에 달할 만큼 임금격차는 큰 폭으로 급격히 증가하는 것을 볼 수 있다. 이는 노동시장에서 출산과 육아로 인해 경력단절을 경험하고 재진입한 여성들의 낮은 임금수준 및 고용수준을 반영하는 측면이 있다.

〈표 5-6〉 직종별 월 급여총액(전연령)

(단위: 천원)

구분		2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
전직종	계	2,360	2,454	2,567	2,660	2,754	
	남	2,648	2,750	2,878	2,986	3,122	1,030
	여	1,772	1,862	1,958	2,033	2,092	
관리자	계	4,486	4,810	4,944	5,442	6,171	
	남	4,563	4,894	5,043	5,609	6,325	1,416
	여	3,632	3,886	3,869	4,064	4,909	
전문가 및 관련	계	2,811	2,926	3,054	3,103	3,147	
	남	3,230	3,378	3,496	3,578	3,668	1,321
	여	2,078	2,189	2,319	2,371	2,347	
사무	계	2,447	2,631	2,805	2,866	3,007	
	남	2,888	3,046	3,246	3,346	3,498	1,170
	여	1,852	2,017	2,140	2,195	2,328	
서비스	계	1,617	1,628	1,710	1,779	1,725	
	남	1,991	2,070	2,173	2,281	2,280	800
	여	1,385	1,395	1,485	1,508	1,480	
판매	계	2,270	2,390	2,357	2,454	2,462	
	남	2,665	2,728	2,714	2,808	2,881	1,071
	여	1,617	1,792	1,809	1,851	1,810	
농림어업 숙련	계	1,914	1,955	2,018	2,047	2,151	
	남	2,059	2,161	2,075	2,106	2,233	414
	여	1,274	1,519	1,651	1,576	1,819	
기능원 및 관련 기능	계	2,124	2,215	2,316	2,433	2,605	
	남	2,246	2,325	2,441	2,559	2,730	947
	여	1,365	1,404	1,469	1,582	1,783	
장치,기계조작 및 조립	계	1,990	2,121	2,215	2,284	2,369	
	남	2,091	2,237	2,342	2,401	2,460	462
	여	1,437	1,567	1,649	1,732	1,998	
단순노무	계	1,403	1,490	1,515	1,593	1,633	
	남	1,558	1,662	1,685	1,782	1,839	450
	여	1,185	1,260	1,298	1,361	1,389	

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

〈표 5-7〉 직종별 월 급여총액(연령별)

(단위: 천원)

구분	2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
계	1,841	1,942	2,017	2,087	2,192	
25-29						
남	1,941	2,011	2,088	2,162	2,267	
여	1,728	1,856	1,933	2,002	2,106	161
30-34						
남	2,384	2,442	2,504	2,567	2,753	
여	2,043	2,148	2,250	2,302	2,380	373
35-39						
남	2,828	2,894	3,022	3,061	3,231	
여	2,025	2,143	2,303	2,390	2,492	739
40-44						
남	3,086	3,213	3,354	3,422	3,644	
여	1,823	1,914	2,055	2,156	2,218	1,426
45-49						
남	3,163	3,325	3,460	3,587	3,790	
여	1,713	1,829	1,905	1,990	2,003	1,787

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

전 직종에서 노동시장 진입시점(25~29세)에 여성임금이 남성임금보다 높은 직종은 관리직과 기능원 및 관련 기능직종이 유일한 것으로 조사되었다.

관리자 직종의 임금격차는 25~29세, 30~34세까지 여성이 높다가 35세~39세에 역전되며, 40~44세에 그 격차가 매우 크게 벌어지는 것으로 나타났으며, 기능원 및 관련기능직종의 경우 노동시장 진입 초기에는 여성임금이 다소 높게 나타나지만 이는 단지 2014년도의 케이스에 불과하며, 이후 지속적으로 임금격차가 커지는 것으로 조사되었다. 결론적으로

노동시작 진입 시기 여성임금이 높은 경우는 관리직이 유일하며 이는 해당연령에 노동시장에 진입하는 남녀 간의 교육수준 차이 때문일 가능성이 있다.

이밖에 전문가 및 관련직, 사무직을 포함한 대부분의 직종에서 성별격차의 패턴은 앞서 논의된 사례와 같이 유사한 형태의 임금구조를 보이고 있다. 산업분류별 임금격차 또한 유사한 상황으로, 전 직종 전 산업분야에서 성별 임금격차가 뚜렷하게 존재하고 있는 것으로 조사되었다.

이러한 성별평등이 발생하는 주요 원인으로 자녀양육을 중심으로 한 돌봄노동의 책임이 여성에게 편중된 결과라고 지적한다(Korenman & Neumark, 1991,1992; Waldfogel, 1998; 재인용 허수연, 2012).

〈표 5-8〉 관리직 월 급여총액(연령별)

(단위: 천원)

구분	2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
계	2,501	2,616	2,405	2,614	3,101	
25-29						
남	2,311	2,606	2,381	2,629	2,882	
여	2,751	2,644	2,448	2,583	3,540	-658
30-34						
계	2,818	3,169	3,240	3,182	4,153	
남	2,935	3,294	3,391	3,117	4,119	
여	2,446	2,801	2,842	3,429	4,264	-145
35-39						
계	3,590	3,804	3,571	3,878	4,885	
남	3,562	3,820	3,562	3,933	4,912	
여	3,731	3,722	3,628	3,655	4,736	176
40-44						
계	4,230	4,374	4,328	4,879	5,674	
남	4,256	4,442	4,365	4,929	5,763	
여	3,907	3,632	3,895	4,476	4,955	808
45-49						
계	4,664	4,966	5,100	5,774	6,483	
남	4,727	4,994	5,157	5,879	6,564	
여	3,491	4,556	4,363	4,650	5,621	943

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

〈표 5-9〉 전문가 및 관련직 월 급여총액(연령별)

(단위: 천원)

구분		2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
25-29	계	2,017	2,088	2,161	2,228	2,280	
	남	2,188	2,230	2,310	2,371	2,464	349
	여	1,857	1,964	2,028	2,107	2,115	
30-34	계	2,593	2,626	2,705	2,768	2,838	
	남	2,754	2,787	2,845	2,915	3,050	569
	여	2,276	2,349	2,461	2,526	2,481	
35-39	계	3,145	3,179	3,336	3,369	3,435	
	남	3,422	3,508	3,643	3,676	3,819	1,177
	여	2,364	2,414	2,609	2,710	2,642	
40-44	계	3,500	3,554	3,685	3,662	3,721	
	남	3,898	4,010	4,151	4,205	4,314	1,819
	여	2,369	2,415	2,562	2,524	2,495	
45-49	계	3,701	3,829	3,923	3,854	3,887	
	남	4,112	4,269	4,381	4,464	4,597	2,086
	여	2,467	2,652	2,741	2,638	2,511	

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

〈표 5-10〉 사무직 월 급여총액(연령별)

(단위: 천원)

구분		2010	2011	2012	2013	2014	'14 격차
25-29	계	1,745	1,886	1,977	2,028	2,121	
	남	1,921	2,035	2,131	2,183	2,252	214
	여	1,653	1,795	1,878	1,933	2,038	
30-34	계	2,201	2,312	2,404	2,441	2,570	
	남	2,403	2,491	2,573	2,636	2,769	435
	여	1,978	2,104	2,201	2,223	2,334	
35-39	계	2,615	2,768	2,882	2,900	3,069	
	남	2,937	3,030	3,169	3,216	3,364	741
	여	2,085	2,277	2,400	2,422	2,623	
40-44	계	2,975	3,139	3,282	3,307	3,478	
	남	3,316	3,504	3,681	3,771	4,000	1,435
	여	2,086	2,250	2,392	2,426	2,565	
45-49	계	3,202	3,404	3,600	3,656	3,805	
	남	3,497	3,736	3,980	4,070	4,337	1,816
	여	2,144	2,301	2,437	2,488	2,521	

주: 『고용노동통계』의 원자료는 고용형태별 근로실태조사임.
 자료: 고용노동부, 『고용노동통계』, 각년도.

3. 가계 내 성별 임금

여성의 출산 결정에 가계 내 임금지위에 따라 달라질 가능성이 있기 때문에 거시적 관점에서 남녀 임금격차뿐만 아니라 가계 내에서 임금격차 현황을 살펴보고자 한다. 먼저 전체 가계소득에서 근로소득이 차지하는 비율을 살펴보고, 근로소득 내에서 성별 격차를 살펴보고자 한다.

가계동향조사 분석에 따르면 근로자 가구의 근로소득이 전체소득에서 차지하는 비율은 86%대로 2010년 이후 큰 변화가 없으나, 맞벌이 가구의 경우 87%대에서 88%대로 다소 증가한 경향이 있다. 이처럼 가구소득에서 근로소득이 차지하는 비율은 매우 높은 상황이며 직종별에 따라 근로소득이 가구소득에서 차지하는 비율이 다소 달라지고 있다. 전반적으로 관리자, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자의 경우 가계소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 높았으며, 서비스 및 판매종사자의 경우 점차 비율이 높아지는 경향이 있는 것으로 조사되었다.

〈표 5-11〉 근로자 가구의 맞벌이 여부에 따른 가구원 수 및 가계소득(월평균): 도시

(단위: 명, 원, %)

구분	2010	2011	2012	2013	2014
가구원수	3.40	3.37	3.36	3.35	3.29
전체 소득	4,007,671	4,248,619	4,492,364	4,606,216	4,734,603
근로소득	3,479,205	3,670,119	3,885,140	3,993,121	4,097,731
(소득대비)	86.8	86.4	86.5	86.7	86.5
맞벌이 가구원수	3.55	3.56	3.53	3.49	3.43
맞벌이 소득	4,692,095	5,047,321	5,266,098	5,379,311	5,620,545
맞벌이 근로소득	4,121,775	4,408,458	4,567,934	4,751,702	4,970,660
(소득대비)	87.8	87.3	86.9	88.3	88.4

자료: KOSIS, 가계동향조사, 각년도.

〈표 5-12〉 근로자 가구의 직종에 따른 임금소득 현황(월평균):도시

(단위: 원, %)

가구주직업별	가계수지 항목별	2010	2011	2012	2013	2014
관리자, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자	소득	4,954,864	5,181,488	5,456,474	5,552,229	5,615,686
	근로소득	4,397,510	4,557,705	4,835,202	4,914,669	4,950,140
	(소득대비)	88.8	88.0	88.6	88.5	88.1
서비스 및 판매종사자	소득	3,332,720	3,579,028	3,683,780	3,802,033	4,062,742
	근로소득	2,746,010	2,977,683	3,057,497	3,138,684	3,432,538
	(소득대비)	82.4	83.2	83.0	82.6	84.5
장치기계조작, 조립종사자 및 단순노무 종사자	소득	3,179,629	3,370,518	3,649,466	3,784,909	3,880,609
	근로소득	2,694,347	2,847,487	3,060,312	3,212,834	3,274,965
	(소득대비)	84.7	84.5	83.9	84.9	84.4
기타	소득	3,230,855	4,028,660	4,168,517	4,250,921	4,519,433
	근로소득	2,880,281	3,576,613	3,724,684	3,606,914	3,981,403
	(소득대비)	89.1	88.8	89.4	84.9	88.1

자료: KOSIS, 가계동향조사, 각년도.

소득수준에 따른 임금소득 현황을 살펴보면, 100만원 미만계층의 소득대비 근로소득 비율이 상대적으로 낮은 것으로 나타났으며, 이는 근로소득 이외의 공공부조 등을 통한 소득 등에 기인한 것으로 판단된다. 전반적으로 소득수준이 낮은 경우 전체 소득대비 임금소득의 비율이 낮은 것으로 나타났다. 교육수준에 따른 근로소득 비율은 크게 차이가 없지만 교육수준이 낮을수록 근로소득이 차지하는 비율이 다소 낮은 것으로 나타났다.

〈표 5-13〉 근로자 가구의 소득수준에 따른 임금소득 현황(월평균):전국 2인 이상

(단위: 원, %)

구분	2010	2011	2012	2013	2014
전체 평균	3,965,336	4,037,098	4,184,319	4,243,329	4,314,282
근로소득	3,434,874	3,473,830	3,611,234	3,674,922	3,734,020
(소득대비)	86.6	86.0	86.3	86.6	86.6
100만원 미만	755,528	733,153	705,315	745,262	774,334
근로소득	452,133	501,131	468,308	424,006	443,289
(소득대비)	59.8	68.4	66.4	56.9	57.2
100~200만원 미만	1,568,823	1,576,809	1,476,395	1,455,363	1,570,046
근로소득	1,222,862	1,237,934	1,140,041	1,133,878	1,176,927
(소득대비)	77.9	78.5	77.2	77.9	75.0
200~300만원 미만	2,534,170	2,541,365	2,385,943	2,360,334	2,509,989
근로소득	2,158,626	2,140,662	2,002,662	1,980,214	2,152,981
(소득대비)	85.2	84.2	83.9	83.9	85.8
300~400만원 미만	3,478,679	3,494,704	3,288,382	3,249,550	3,510,543
근로소득	3,019,152	3,026,622	2,785,591	2,808,593	3,043,843
(소득대비)	86.8	86.6	84.7	86.4	86.7
400~500만원 미만	4,455,373	4,474,478	4,214,232	4,159,756	4,470,227
근로소득	3,869,294	3,870,815	3,672,494	3,622,594	3,892,667
(소득대비)	86.8	86.5	87.1	87.1	87.1
500~600만원 미만	5,464,727	5,451,342	5,144,786	5,083,674	5,451,781
근로소득	4,809,652	4,810,468	4,498,484	4,476,695	4,804,968
(소득대비)	88.0	88.2	87.4	88.1	88.1
600만원 이상	7,849,764	7,816,920	7,676,744	7,483,707	7,958,304
근로소득	6,933,559	6,771,794	6,738,488	6,538,499	6,936,874
(소득대비)	88.3	86.6	87.8	87.4	87.2

자료:KOSIS, 가계동향조사, 각년도.

〈표 5-14〉 근로자 가구의 교육수준에 따른 임금소득 현황(월평균):전국 2인 이상

(단위: 원, %)

구분		2010	2011	2012	2013	2014
전체 평균	소득	3,965,336	4,198,582	4,447,094	4,568,793	4,704,293
	근로소득	3,434,874	3,612,783	3,838,020	3,956,788	4,071,575
	(소득대비)	86.6	86.0	86.3	86.6	86.6
중졸 이하	소득	2,717,437	2,783,439	2,968,467	3,003,436	3,108,691
	근로소득	2,214,960	2,265,830	2,397,036	2,412,307	2,456,432
	(소득대비)	81.5	81.4	80.7	80.3	79.0
고졸	소득	3,522,503	3,735,252	4,063,652	4,111,158	4,179,708
	근로소득	3,005,457	3,148,991	3,416,601	3,517,389	3,579,608
	(소득대비)	85.3	84.3	84.1	85.6	85.6
전문 대졸 이상	소득	4,797,207	5,057,463	5,224,484	5,368,309	5,490,581
	근로소득	4,245,031	4,449,826	4,635,569	4,736,301	4,839,876
	(소득대비)	88.5	88.0	88.7	88.2	88.1

자료:KOSIS, 가계동향조사, 각년도.

다음은 맞벌이 부부의 가계 내 급여소득 현황을 제시하고 있다. 가계 내 부부의 급여소득현황을 살펴보면, 부부합산 급여 소득 내에서 부인의 급여소득이 차지하는 비율이 점차 증가하고 있으나, 2000년 2005년의 경우 1995년도 보다 감소한 것으로 나타났다.

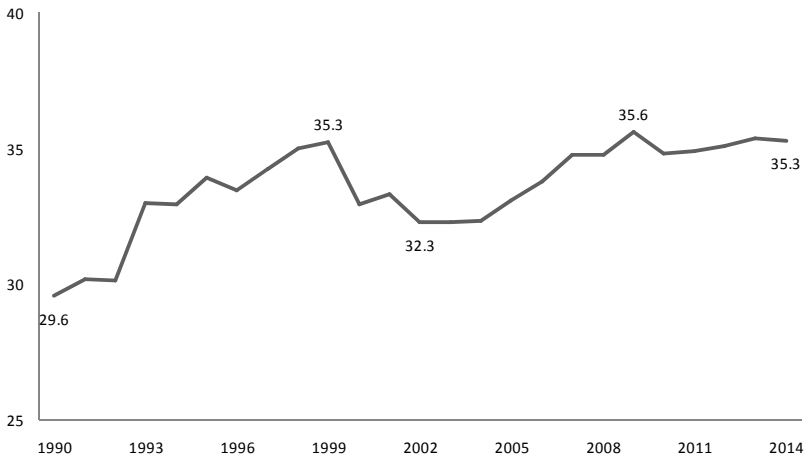
연도별로 살펴보면, 1990년대 이후 꾸준히 증가하다가 1999년에 최고치(35.26)를 기록하고 다시 감소추세로 돌아서다가 2007년을 기점으로 증가하기 시작하였다. 여성임금 비율의 증가시점을 고려할 때, 여성임금비율의 변동은 여성성임금의 절대 값의 증가에 기인하기 보다는 외환위기 등과 같은 경제위기 환경에서 남성소득이 감소하여 상대적으로 여성소득 비율이 증가하는 측면이 있는 것으로 판단된다.

〈표 5-15〉 맞벌이 가구의 급여소득 현황(월평균)

구분		남편소득	부인소득	부인소득 비율
1990	평균	499,738	213,590	29.6
(N=1570)	(SD)	(240,438)	(179,727)	(18.6)
1995	평균	974,690	505,469	33.9
(N=2123)	(SD)	(453,027)	(374,042)	(19.4)
2000	평균	1,125,253	472,600	33.0
(N=1801)	(SD)	(728,704)	(449,762)	(27.3)
2005	평균	1,593,365	684,481	33
(N=3489)	(SD)	(1,064,148)	(672,123)	(26)
2010	평균	2,076,619	1,007,220	34.8
(N=2582)	(SD)	(1,340,924)	(907,661)	(23.4)
2014	평균	2,534,204	1,324,634	35.3
(N=2086)	(SD)	(1,481,350)	(1,064,702)	(20.8)

자료: 통계청, 가계동향조사, 1990-2014.

[그림 5-1] 맞벌이 가구 내 급여소득 중 여성급여소득 비율 변화



자료: 통계청, 가계동향조사, 1990-2014.

제3절 여성임금과 출산과의 관계 분석

1. 분석모형

기존의 많은 연구에서 남성소득은 출산에 긍정적인 영향을 미치는 반면 여성임금은 부정적인 영향을 미친다는 결과를 나타낸 바 있으며, 이러한 결과는 가계생산이론(household production theory)에 근간을 둔다고 볼 수 있다. 남성소득의 증가는 가계소득의 증가를 가져오고, 남성의 시간이 자녀양육에 투입되는 중요 요소가 아니라고 가정할 경우, 남성소득 증가는 자녀에 대한 수요 증가로 이어질 수 있다. 반면에 여성의 소득증가는 남성소득과 마찬가지로 가계소득의 증가를 가져와 자녀에 대한 수요를 증가(소득효과)를 시키기도 하지만, 다른 한편으로 여성의 자녀양육시간에 대한 기회비용의 증가(가격효과)로 자녀에 대한 수요를 감소시키는 측면이 있다.

본 절에서는 Butz와 Ward(1979)의 출산율 결정 모형을 바탕으로 여성임금과 남편소득이 출산에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 해당 모형은 소득효과와 가격효과를 남편소득과 여성소득 측면에서 접근하고 있으며, 아내가 일을 하는 경우와 하지 않는 경우로 나누어 여성임금과 남성소득의 변화가 출산율에 미치는 영향을 분석하고 있다.

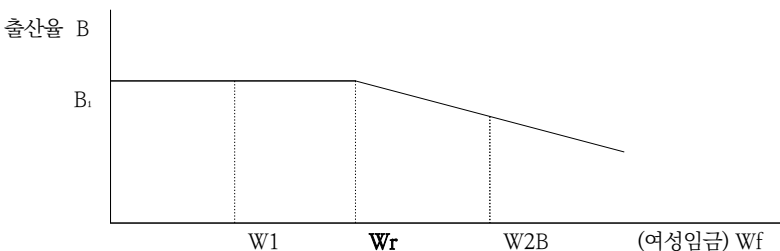
이론적으로 여성임금의 상승은 출산양육과 같은 여성의 시간집약적 활동에 대한 수요를 줄이게 되었으며 이에 따라 출산을 연기하거나 저출산에 이르게 된다. 이에 따라 부부의 출산시기는 시장임금에 영향을 받는다. 부부가 특정시기에 자녀를 가질 확률(B)은 남편의 소득(Y_m)과 부인 시간에 대한 기회비용 및 기타 다른 요인들(X)의 함수로 나타낼 수 있다. 부인이 일을 하는 경우, 부인 시간에 대한 기회비용은

부인의 임금(W_f)으로 보고 부인이 일을 하지 않을 경우, 부인 시간에 대한 기회비용은 부인의 잠재임금(shadow price, W_f^*)로 정의 한다.

즉 부인이 일을 하지 않는 경우 출산율 $B_1 = f(Y_m, W_f^*(Y_m), X)$ 의 함수로 나타낼 수 있으며, 부인이 일을 하는 경우 출산율 $B_2 = f(Y_m, W_f, X)$ 의 함수로 보고 있다. 부인이 일을 하지 않는 가구의 경우 부인의 시간에 대한 기회비용을 남편 소득의 함수로 보고 있다. 즉 아내가 일을 하지 않을 경우의 출산율 $B_1 = f(Y_m, X)$ 의 함수로 나타내고 있다.

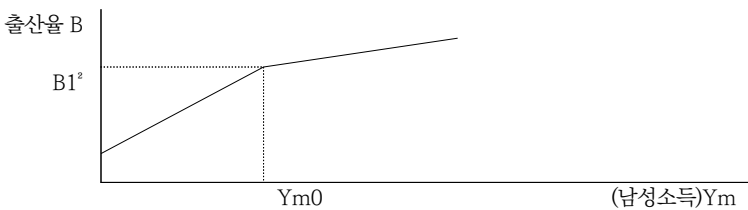
다음의 그림은 부인 임금 수준과 출산 확률의 관계를 보여주고 있다. W_r 은 유보임금(reservation wage)을 나타내며, 유보임금수준 이하에서는 여성은 노동시장에 진입하지 않을 것이기 때문에, 여성임금의 상승은 출산에 아무 영향을 못 미친다. 반면에 유보임금 보다 높은 수준에서는 여성은 노동시장에 진입하게 되고 유보임금보다 높은 수준에서 여성임금의 상승은 자녀양육에 대한 기회비용의 상승으로 출산확률이 낮아진다고 예측한다. 즉 부인이 일을 하지 않는 경우 출산확률은 남편소득에 영향을 받으며, 부인이 일을 하는 경우 출산확률은 남편소득 뿐만 아니라, 여성 임금함수로 여성임금의 상승이 출산에 음의 영향을 준다는 모형이다.

[그림 5-2] 여성의 임금수준과 출산 가능성



본 모형에서 남편소득과 출산확률의 관계는 다음의 그림과 같이 나타낼 수 있다. 일정수준(Y_{m0}) 이하에서 부인은 일을 한다고 가정한다. 이 경우, 일정수준 내에서의 남편 소득의 증가는 출산 확률의 증가를 가져온다. 남편소득이 일정수준 이상의 경우, 부인은 일을 하지 않으며, 이 경우 남편소득의 증가는 출산확률의 증가를 가져오지만, 상대적으로 덜 증가하게 된다는 것이다.

[그림 5-3] 남성의 소득수준과 출산 가능성



본 연구에서는 해당 모형에서 제시하고 있는 가설을 중심으로 남성소득과 여성소득이 출산에 미치는 영향을 소득구간별로 살펴보고, 가계 내에서 남성소득대비 여성소득이 차지하는 비율이 출산율에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2. 실증분석

본 연구에서는 여성임금이 출산에 미치는 영향을 남성임금과의 상대적 규모의 측면에서 살펴보고 이러한 관계가 가계소득수준에 따라 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다. 분석자료는 여성가족패널 1차자료의 인구사회학적 특성 변수 및 임금변수와 2차 자료의 출산력 자료를 활용하였다. 분석대상의 기술통계는 다음의 표와 같다.

〈표 5-16〉 표본 특성

구분	가구 소득구간			계
	2500만원 이하	5000만원 이하	5000만원 초과	
모의학력				
고졸	973(71.8)	1041(54.1)	250(34.9)	2264(56.6)
전문대졸	221(16.3)	352(18.3)	105(14.7)	678(17.0)
대학교이상	162(11.9)	532(27.6)	361(50.4)	1055(26.4)
계	1356(100.0)	1925(100.0)	716(100.0)	3997(100.0)
모의 연령	35.5	36.2	37.6	36.2
부인일자리				
있음	403(29.7)	697(36.2)	350(48.9)	1450(36.3)
없음	954(70.3)	1229(63.8)	366(51.1)	2549(63.7)
계	1357(100.0)	1926(100.0)	716(100.0)	3999(100.0)
부인월평균소득	104.6	125.9	242.0	150.9
부인직업분류				
관리직	2(.6)	1(.2)	0(.0)	3(.2)
전문가, 사무직	76(24.0)	267(43.1)	248(72.3)	591(46.2)
서비스, 판매	154(48.6)	276(44.6)	76(22.2)	506(39.6)
농림어업	52(16.4)	35(5.7)	9(2.6)	96(7.5)
기능원, 기계조작	33(10.4)	40(6.5)	10(2.9)	83(6.5)
계	317(100.0)	619(100.0)	343(100.0)	1279(100.0)
남편연령	38.3	39.0	40.6	39.1
남편월평균소득	170.5	267.8	440.5	270.2
가계소득	1987.4	3726.2	7283.9	3773.2
자녀수				
0명	92(6.8)	104(5.4)	40(5.6)	236(5.9)
1명	345(25.4)	341(17.7)	129(18.0)	815(20.4)
2명	717(52.8)	1213(63.0)	441(61.6)	2371(59.3)
3명이상	203(15.0)	268(13.9)	106(14.8)	577(14.4)
계	1357(100.0)	1926(100.0)	716(100.0)	3999(100.0)
주택점유				
자가	590(43.5)	1175(61.0)	492(68.7)	2257(56.5)
전세	396(29.2)	487(25.3)	168(23.5)	1051(26.3)
월세 및 기타	370(27.3)	263(13.7)	56(7.8)	689(17.2)
계	1356(100.0)	1925(100.0)	716(100.0)	3997(100.0)
주택유형				
단독	390(28.7)	341(17.7)	85(11.9)	816(20.4)
아파트	605(44.6)	1239(64.4)	534(74.6)	2378(59.5)
연립 및 다세대	321(23.7)	302(15.7)	80(11.2)	703(17.6)
오피스텔, 기타	41(3.0)	43(2.2)	17(2.4)	101(2.5)
계	1357(100.0)	1925(100.0)	716(100.0)	3998(100.0)

〈표 5-16〉에서 제시하고 있는 변수의 분포는 소득계층 간에 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났으며, 모의 교육수준의 경우 소득수준이 낮을수록 교육수준도 낮아지는 것으로 나타난 반면, 모의 취업비율은 소득수준이 증가할수록 감소하는 것으로 나타났다. 이는 저소득층의 교육수준이 가장 낮음에도 불구하고 노동시장에 가장 많이 진입한 상황으로 이해될 수 있으며, 이는 여성노동의 일자리가 양질의 일자리가 아닐 가능성을 내포하고 있다. 소득수준에 따른 여성의 임금수준을 살펴보면 소득저층의 경우 여성의 월평균 임금은 104.6만원 이며, 소득 상층의 경우 242만원으로 2배 이상의 차이가 있는 것으로 조사되었다. 소득 저층의 경우 대부분 서비스, 판매, 농림 및 어업에 종사하는 것으로 나타났으며 소득 중층의 경우 전문가, 사무직, 서비스, 판매직에 종사하는 비율이 높음으로 나타났다. 소득 상층의 경우 72%의 여성이 전문가, 사무직에 종사하는 것으로 나타나 소득계층간의 직종의 차이가 있는 것으로 나타났다. 소득계층별로 남편소득을 살펴보면 소득저층은 170만원, 중층은 267만원, 상층은 440만원으로 남편소득 격차는 부인소득격차보다 더 큰 것으로 조사되었다. 가계소득은 각각 1987만원, 3726만원, 7283만원으로 소득격차는 더 커지는 것으로 조사되었다. 즉, 소득계층별로 가계소득 격차가 가장 크게 나타났으며, 다음으로 남편소득 부인소득 순으로 격차가 큰 것으로 조사되었다.

해당 자료를 이용하여 출산확률을 분석한 결과는 다음과 같다. 본 분석에서는 소득변수에 따라 3개의 모형을 제시하고 있다. 첫 번째 모형은 기본모형으로 가계소득 변수를 이용한 모형이며, 두 번째 모형은 남편임금 대비부인임금비율 변수를 추가한 모형이며, 세 번째 모형은 가계소득 대신 남편소득과, 부인임금비율변수를 이용한 모형이다. 이밖에 독립변수로 모의 인구사회학적 특성과 주택관련 변수가 사용되었다.

〈표 5-17〉 출산확률에 영향을 미치는 요인 : Probit

	Model 1	Model 2	Model 3
모의연령	-.177***	-.373***	-.375***
모의교육수준(고졸)			
전문대졸	-.262	-.376	-.338
대학고졸	.214	1.112	1.146
모의취업유무			
취업	-.523†		
주택유형(단독주택)			
아파트	.820	.611	.581
빌라 및 연립	.729†	.867	.863
기타	.709	-16.076	-16.107
주택점유(자가)			
전세	.298	-.991	-1.000
월세	.070	-.729	-.696
자녀수	-1.748***	-3.336**	-3.369**
부인임금비율		.030*	.031†
남편소득			.000
가계소득	.000	.000	
샘플수	3759	953	973
-2 Log likelihood	714.970	79.007	79.112
Nagelkerke R Square	.285	.478	.479

주: *** p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.1

분석결과, 모의 연령과 현재 자녀수는 3개의 모형에서 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났으며, 모형1에서는 추가로 모의 취업유무가 유의수준 0.1에서 유의한 변수로 나타났다. 모의 연령이 어릴수록, 비취업 일수록, 기존 자녀수가 많을수록 출산확률은 떨어지는 것으로 조사되었다.

모형2와 3에서는 추가로 남편소득대비 부인임금비율이 각각 0.05와 0.1 수준에서 유의한 영향을 미치는 변수로 분석되었다. 두 모형에 따르

면 가계소득이 일정할 때, 가계 내에서 부인임금비율이 높을수록 출산 가능성이 커지는 것으로 조사되었으며, 또한 남편소득이 일정할 때도 같은 결과를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 기존의 Kim(2015)의 연구결과와 유사한 결과로 여성임금수준이 출산에 긍정적인 영향을 주는 것으로 이해될 수 있다. 다만, 본 분석 결과에서 유의해야 하는 점은 여성임금비율 대신에 여성임금변수를 이용한 경우에는 여성임금이 통계적으로 유의하지 않은 변수로 나타났다. 이에 따라 여성임금이 출산에 미치는 영향은 여성임금수준의 절대적 수치보다 가계 내에서 남편임금과의 상대소득 관점에서 어떤 수준인가에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다.

각각의 모형에 대해서 소득계층별로 분석한 결과 유의한 모형은 다음과 같다. 모형1의 경우 소득하층의 경우 주택유형이 출산가능성에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 단독주택에 사는 경우보다, 아파트나 빌라 및 연립에 거주하는 경우 출산가능성이 더 높은 것으로 조사되었다. 다만, 이는 주택점유유형을 통제했을 때임을 유념하여 이해할 필요가 있다. 소득 중층의 경우 모의 취업유무는 더 이상 통계적으로 유의한 변수가 아닌 것으로 분석되었으며, 소득 상층의 경우에는 자녀수도 유의하지 않은 것으로 분석되었다.

모형 2의 경우 소득 중층에서는 교육수준이 통계적으로 유의한 변수로 나타났다. 고졸의 경우보다 대학교 졸업자의 경우 출산확률이 더 높아지는 것으로 나타나 일반적으로 교육수준이 높으면 출산확률이 떨어진다는 기존의 연구결과와 상반된 결과가 나타났다. 통상적으로 교육수준이 높을수록 출산에 대한 기회비용이 커서 출산가능성이 떨어진다는 관점에서 이해되었다. 본 모형에서는 여성이 일을 하는 경우 부인임금비율을 통제함에 따른 결과로 이해된다.

〈표 5-18〉 소득계층별 출산확률에 영향을 미치는 요인 : Model 1, Model 2

	Model 1		Model 2
	소득하층	소득중층	소득중층
모의연령	-0.116***	-0.235***	-0.327**
모의교육수준(고졸)			
전문대졸	-0.337	.042	-0.056
대학교졸	.316	.366	2.320**
모의취업유무 취업	-2.130**	-.043	
주택유형(단독주택)			
아파트	1.358**	.751	1.451
빌라 및 연립	1.345**	.737	2.292
기타	.920	1.782	-14.242
주택점유(자가)			
전세	.211	.113	-.572
월세	.034	.289	.224
자녀수	-1.421***	-1.678***	-3.712**
부인임금비율			.086
가계소득	.000	.000	-.001
샘플수	1264	1819	521
-2 Log likelihood	329.158	288.042	41.883
Nagelkerke R Square	.273	.287	.561

주: 1) *** p<.001, **p<.01, *p<.05

2) 소득계층이 상층인 경우 3개의 모든 모형에서 연령을 제외한 모든 변수가 유의하지 않은 것으로 나타남에 따라 본고에 제시하지 않음. 모의 직종 및 일자리 유형 등은 통계적으로 유의하지 않아 모형에서 제외함.

제4절 소결

1. 요약

본 장에서는 노동시장에서의 여성고용현황과 임금현황을 성별격차 관점에서 살펴보고, 여성임금이 출산에 미치는 영향을 가계 내에서 남성소득대비 상대소득 관점에서 분석하였다. 여성노동시장 현황을 성별관점에서 살펴본 결과, 출산과 양육으로 인해 노동시장에서 이탈하는 현상이 여성경제 활동비율에서 극명하게 드러났으며, 여성고용을 견인하는 연령대는 50대 이상이 주도하고 있는 것으로 나타났다. 교육수준별 남녀 경찰률 격차를 살펴보면, 대졸이상의 경우 남녀 차이가 가장 크게 나타나, 여성의 인적자원의 증가에도 불구하고 그에 상응하는 일자리의 공급이 이루어지지 않고 있는 상황으로 이해될 수 있다. 대졸남성과 여성의 비정규직 비율차이가 13.4%로 고졸남녀 비정규직 비율 차이 11.9%보다 높아 대졸인력의 노동시장 구조가 고졸인력의 노동시장 구조보다 더 불평등한 것으로 조사되었다.

성별 임금격차 현황에 의하면, 비정규직보다 정규직에서의 성별 임금격차가 더욱 심각한 것으로 나타났으며 연령이 높아질수록 성별 임금격차가 커지고 있으며 40~44세 그룹의 임금격차는 35~39세 그룹의 성별 임금격차의 2배에 달할 만큼 임금격차는 큰 폭으로 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 이는 노동시장에서 출산과 육아로 인해 경력단절을 경험하고 재진입한 여성들의 낮은 임금수준 및 고용수준을 반영하는 측면이 있다.

여성의 출산 결정에 가계 내 임금지위에 따라 달라질 가능성이 있기 때문에 거시적 관점에서 남녀 임금격차뿐만 아니라 가계 내에서 임금격차 현황을 살펴보면, 가계 내에서 여성임금 비율은 1990년대 이후 꾸준히 증가하다가 1999년에 최고치(35.26)를 기록하고 다시 감소추세로 돌아

서다가 2007년을 기점으로 증가하기 시작하였다. 여성임금비율의 변동은 여성성임금의 절대 값의 증가에 기인하기 보다는 외환위기 등과 같은 경제위기 환경에서 남성소득이 감소하여 상대적으로 여성소득 비율이 증가하는 측면이 있는 것으로 판단된다.

여성임금이 출산에 미치는 영향을 분석한 결과, 모의 연령이 어릴수록, 비취업 일수록, 기존 자녀수가 많을수록 출산확률은 떨어지는 것으로 조사되었다. 또한 가계소득이 일정할 때, 가계 내에서 부인임금비율이 높을수록 출산 가능성이 커지는 것으로 조사되었으며, 남편소득이 일정할 때도 같은 결과를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 기존의 Kim(2015)의 연구결과와 유사한 결과로 여성임금수준이 출산에 긍정적인 영향을 주는 것으로 이해될 수 있다.

각각의 모형에 대해서 소득계층별로 분석한 결과, 소득하층의 경우 주택유형이 출산가능성에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 소득중층의 경우 모의 취업유무는 더 이상 통계적으로 유의한 변수가 아닌 것으로 분석되었으며 여성임금비율을 통제할 경우 교육수준이 통계적으로 유의한 변수인 것으로 나타났다. 고졸의 경우보다 대학교 졸업자의 경우 출산확률이 더 높아지는 것으로 나타나 일반적으로 교육수준이 높으면 출산확률이 떨어진다는 기존의 연구결과와 상반된 결과가 나타났다.

2. 함의

본 장의 분석결과는 분석모형으로 삼은 Butz와 Ward(1979)의 출산율 결정 모형에서 예측하고 있는 결과와는 상이한 결과를 제시하고 있다. 위 모형은 거시모델로 거시적 관점에서 시장의 여성임금수준의 변화에 따른 출산율 변화를 예측하는 모형으로 사용되는 모형이다. 그럼에도 불구하고

고 본 장에서는 미시적 수준에서 여성임금수준이 출산에 미치는 영향과 소득수준 또는 남편소득수준에 따라 소득효과가 어떻게 달라지는지 해당 모형을 바탕으로 이에 대한 실증분석을 실시하고자 하였다. 그러나 본 연구의 분석결과 여성임금은 임금수준 그 자체만으로는 출산에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 소득구간에 따른 출산에 대한 소득 효과도 관찰되지 않았다. 이는 거시모형을 미시적 관점에 적용함에 따른 한계와 해당 자료 및 국내 현황이 모형에서 제시하는 것과 다른 상황으로 이해된다.

소득계층별로 기초분석을 실시한 결과, 저소득층의 교육수준이 가장 낮음에도 불구하고 취업모 비율이 가장 높은 것으로 나타났으며 이들의 임금수준은 소득상층의 임금수준과 2배 이상의 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 여성노동의 일자리가 양질의 일자리가 아닐 가능성을 내포하고 있다.

출산확률에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 여성임금의 절대적 수준보다 가계 내에서 남성임금과의 상대적 크기에 따라 출산확률이 달라지는 것으로 나타났다. 이는 가계내의 성별 임금수준의 차이에 따라 출산행위가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 연구결과 여성임금의 상대적 크기(남성소득 대비 여성임금 비율)가 클수록 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다. 남편소득을 통제한 경우, 가계소득을 통제한 경우 모두 동일한 결과를 나타내고 있으며 이는 동일한 가계소득 수준 하에서 여성임금의 상대적 크기가 클수록 출산확률이 높다는 것을 의미한다. 통상적으로 여성임금의 상대적 크기가 크다는 것은 가계 내에서 여성임금의 역할이 더 크다는 것을 의미하며 이러한 가구일수록 여성의 출산에 대한 기회비용은 더 커지는 상황으로 이해될 수 있다. 이처럼 여성의 출산에 대한 기회비용이 더 커짐에도 불구하고 출산확률이 증가한다는 것은 이들의 일자

리 특성에 기인하는 것으로 이해된다. 즉, 남성소득대비 여성소득이 차지하는 비율이 높은 가구일수록 여성의 일자리가 보다 안정적이고 양질의 일자리일 가능성이 있다. 이에 따라 일·가족 양립이 가능하도록 하는 제도적 혜택을 받고 있을 가능성이 매우 높다. 본 연구에서 여성의 직종은 유의한 변수로 나타나지 않음에 따라 이러한 차이는 직종간의 차이라기 보다는 직종 내에서의 차이에 기인한 것으로 이해된다.

본 분석결과가 시사하는 바는 양질의 여성일자리 제공을 통한 출산율 제고를 고려해 볼 수 있다. 저임금 중심의 여성일자리를 통한 여성경제활동인구의 증가는 모의 취업으로 인한 소득효과 기능을 상실하여 출산율을 오히려 더욱 저하시킬 가능성이 있다. 또한 성별 임금격차뿐만 아니라 여성들 사이에서 동일직종 내에서의 임금격차 및 근로환경의 차이해소를 통한 여성 일자리 개선 노력들이 요구된다.

제 6 장

여성의 시간배분과 출산행태

제1절 문제제기

제2절 기술적 분석

제3절 시간배분 결정요인과 출산행동

제4절 소결



6

여성의 시간배분과 출산행태 <<

제1절 문제제기

1. 문제 제기

현대인의 일상생활은 하루 24시간이라는 ‘시간 형식’에 의해서 규정되고 있다. 특히 노동시간은 국가별로 차이는 있겠지만 하루 8시간, 주당 40시간으로 제도화되는 경우가 보통이다. 노동시장에서 노동을 제공하는 대가로 임금을 받고, 회사의 규정 또는 국가의 법률로 정해진 법정근로시간에 따라서 그 노동은 제도화되는 것이다. 노동하는 사람이 여성이건 남성이건 아내이건 남편이건 제도화된 노동시간이 일상생활에서 개인의 행위를 규정하게 된다. 만약 취학한 자녀가 있다면 등교시간과 하교시간이 정해지고, 어린이집에 다니는 자녀가 있다면 등원시간과 하원시간이 또한 정해지기 때문에, 그 자녀뿐만 아니라 자녀를 돌보는 부모까지 자녀의 제도화된 시간의 영향을 받게 된다. 이와 같이 ‘제도화된 시간’ 속에서 노동시간과 여가시간 그리고 자녀돌보는 시간이 결정될 것이다.

제도화된 시간 속에서 우리는 가족생활을 조직해야하기 때문에, 출산 결정 또한 시간의 배분에 의해서 영향을 받을 수 있다. 출산은 단순히 일회적 사건이라기보다 연속되는 자녀 돌봄 시간의 구성과 연관되는 문제이고, 돌봄 시간의 조직은 곧 노동시간, 여가시간, 가사활동의 구성과 연계되기 때문이다. 부부가 노동과 여가와 가족생활의 시간압박에 시달린다면 출산압박으로 곧 연결될 것이다. 따라서 출산율의 감소는 시간 배분

의 특성에 따라서 결정될 수 있고, 바로 이런 맥락에서 본 연구는 여성(그리고 그녀의 배우자)의 시간배분에 주목하는 것이다.

출산율이 감소하는 요인은 매우 다양하여 한 가지로 압축하기 어렵고 많은 학자들이 다양한 이론적 성과를 제시하고 있다. Becker(1981)는 각 가계(household)가 예산 제약 하에 그들의 효용 함수를 최대화 시키는 자녀의 수를 결정한다고 하였다. 즉, 출산율이 낮은 이유는 출산으로 인하여 얻게 되는 편익이 비용보다 작기 때문에 자녀를 출산하지 않기 때문이라고 할 수 있다. 그리고 McDonald(2000)는 가정에서의 젠더 불평등, 즉 여성(아내)의 육아·가사 부담이 증가하면 출산을 기피하는 현상으로 나타난다고 하고 있다. 이것도 결국 출산으로 인하여 여성이 육아와 가사의 부담이 증가(=비용의 증가)하기 때문에 자녀의 출산을 피하게 되는 것이라고 할 수 있다.

육아와 가사로 인한 시간 배분의 압박이 커지게 되면, 육아·가사를 외주(outsourcing)로 주는 것으로 해결할 수도 있을 것이다. 즉, 어린이집에 자녀를 맡기거나 가사 도우미를 고용하여 가사를 분담시키는 것을 생각해 볼 수 있다. 그러나 이러한 것에는 물리적인 비용이 소요된다. 따라서 잠재적인 비용과 물리적인 비용의 차이(기회비용)에 의하여 외주 유무를 결정하게 될 것이다. 그러나 예산적 제약으로 인하여 내주(insourcing)를 주는 것으로 해결해야 한다면, 그것을 해결할 수 있는 것은 가계 구성원의 육아·가사시간의 분담일 것이며, 부부 세대의 경우에는 남편이 그 일을 분담해야 할 것이다. 그러나 우리나라의 남성의 육아·가사 분담은 미국 및 유럽 국가와 비교했을 때 매우 낮은 수준이며(조성호, 2015), 전반적으로 육아 및 가사활동의 많은 부분을 여성이 담당하고 있다. 이런 상황에서 여성의 시간활용은 출산행태를 이해하는 핵심적 요인 될 것이다.

본 장에서는 여성(아내)의 시간 활용 가능성 차원에서 부부의 시간배분이 어떤 특성을 나타내는지 분석하고, 부부의 시간배분 결정요인을 분석한다. 또한 가계 내의 육아·가사가 여성에게 과중될 때 출산을 기피하는 현상으로 이어질 수 있는 문제(McDonald, 2000)를 검증하기 위하여, 가계 내에서 남편의 육아·가사시간이 증가하면 출산은 어떠한 경향을 띄는지 경험적으로 분석하고자 한다.

2. 이론적 논의

가. 시간배분에 관한 이론

시간배분 이론은 Becker(1965)에서부터 시작되었다고 볼 수 있는데, 그는 경제학에서는 그동안 노동시간에만 초점을 맞추어 연구를 해왔기 때문에, 앞으로는 여가시간(노동시간 이외의 잔여 시간)에 대한 연구도 필요하다고 하였다. 그러나 Gronau(1977)는 여가시간 중에서도 가계 내 생산시간과 여가시간으로 나눌 필요성이 있다고 하였으며, Kimmel과 Connolly(2007)는 가계 내 생산시간을 육아시간과 가사시간으로 나누어야 한다고 하였는데, 그 이유를 이 둘의 결정요인이 다르기 때문이라고 하고 있다. 즉, 가사시간과는 다르게 육아시간은 자녀를 키우면서 얻게 되는 과정에서의 이득(process benefit)이 있다고 보고 있기 때문이다.

시간배분 연구에서 주로 사용되는 일반적인 모델을 Stancanelli와 Stratton(2010)을 참조하여 간단하게 제시한다.

$$\begin{aligned}
 (1) & W_h = W(U_m, U_f) \\
 (2) & U = U_s(X_{ms}, X_{hs}, l_s) \quad s = m(\text{male}), f(\text{female}) \\
 (3) & X_{hs} = F(h_m, h_f)
 \end{aligned}$$

subject to

$$\begin{aligned}
 (4) & w_s X_{ms} = Y + w_s t_w \\
 (5) & T_s = t_{ws} + t_{hs} + t_{ls} \leq 24 \\
 (5') & t_{hs} = t_{ccs} + t_{dws}
 \end{aligned}$$

X_m : 시장재, X_h : 가계내 생산 함수, h : 가계내 생산물,
 w : 임금율, t_w : 노동시간, t_h : 가계내 노동시간, t_l : 여가시간
 t_{cc} : 육아시간, t_{dw} : 가사시간, Y : 비근로 소득

(1)식의 W_h 는 남편과 아내의 효용함수(U_m, U_f)로 구성된 가계내의 복지 함수(welfare function)이며, (2)식은 부부의 효용함수를 나타내고 있는데, 이것은 시장에서 구입한 재화와 가계 내의 생산함수를 통하여 생산된 생산물, 그리고 여가시간으로 구성되어 있다. 이 가계의 효용함수는 (4)식의 소득제약과 (5)식의 시간제약 하에서 최대화되는데 이 시간은 누구에게나 24시간을 넘어갈 수 없다는 제약이 있다. 즉, 가계는 시장에서 구입한 재화와 가계 내의 노동시간(육아·가사·여가시간)을 투입하여, 소득제약과 시간제약 하에서 가계 내 생산함수를 통해 효용이 최대화 되는 최적의 시간을 결정한다는 것이다.

그러나 상기 복지 함수는 총효용에서 배우자가 차지하는 비율(weight)과 가계 내에서 생산된 재화의 양(또는 가치), 그리고 그 생산성을 측정하기 힘들기 때문에, 효용 최대화 문제 해결에 한계를 갖고 있다. 따라서 본 연구에서는 유도형(reduced form) 함수를 이용하여 구조적 수요 함수(structural demand function)를 도출하였다.

$$(6) cc_s = cc_s(w_m, w_f, z)$$

$$(7) dc_s = dc_s(w_m, w_f, z)$$

(6), (7)식은 각각 육아(child care) 및 가사(domestic chore) 시간에 대한 구조식을 나타내며, z 는 임금 이외에 각각의 시간에 영향을 미치는 모든 요인을 나타낸다.

다른 요인이 일정하다고 가정할 때, 아내의 임금(w_f) 상승은 아내의 시간 가치(또는 가격)가 남편의 시간 가치보다 상대적으로 증가하는 것을 나타내며, 만일 노동시간이 대체효과보다 소득효과가 더 크다고 한다면 아내가 가계 생산에 시간(t_h)을 더욱 많이 소비할 가능성이 있다. 또한, 아내의 임금 상승은 가계 내에서의 교섭력(bargaining power) 변화로 인하여 가계 내 생산물(h_f)에 영향을 미칠 수도 있다. 즉, 만일 아내가 시장 노동보다 가계 내 생산을 중요시 한다면, 가계 내 생산의 수준을 높이려 할 것이고, 이는 곧 가계 내 생산시간(t_h)이 증가할 수도 있다. 따라서 아내의 임금 변화에 의한 영향은 실제 분석을 통하여 결론을 지을 수 있을 것이다.

나. 시간배분에 대한 연구

1) 여성의 시간배분

우리나라 최초의 시간배분 연구는 1962년의 장명옥의 「부역구조에 따라 달라지는 가사노동의 동선과 에너지의 소모관계」라고 할 수 있으며(김외숙, 이기춘, 1988), 시간배분에 대한 연구는 가정 관리학에서 주로 행해져왔다. 시간배분에 관한 연구를 크게 나누면 1999년부터 실시된 「생

활시간조사」 전후로 나눌 수 있고, 작게 나누면 여성의 경제활동이 증가함에 따라 취업주부를 대상으로 하는 연구가 활발히 진행되기 시작한 시기와 그 이전으로 나눌 수 있다. 생활시간조사가 실시되기 이전은 한정된 지역만을 대상으로 하여 대표성 확보가 어려운 단점이 있었으나, 생활시간조사가 실시된 이후부터는 전국을 대표하는 결과를 제시할 수 있게 되었다. 그리고 취업주부의 연구가 시작되기 시작한 시점은 1975년(상정기의 「주부의 가정관리에 관한 연구(2)」)부터라고 할 수 있으며(김외숙, 이기춘, 1988), 1980년대 중반 이후부터 취업주부에 관한 시간배분 연구가 활발하게 이루어지기 시작했다고 볼 수 있다.

먼저 생활시간조사 이전의 연구를 살펴보면, 한경미(1989)는 광주지역의 취업주부를 대상으로 분석을 하였는데, 그들의 하루 육아·가사 노동시간은 하루 평균 374분(6.2시간)이었으며, 한경미(1991)는 한경미(1989)에서 조사되었던 광주지역에 서울지역의 여성을 추가하고, 평일과 휴일로 나누어 분석한 결과, 취업주부의 평일 육아·가사 노동시간은 214분(3.6시간), 휴일은 395분(6.6시간)이라고 하였다.

이기영과 이승미(1994)는 가정생활주기(family life cycle), 즉 결혼부터 자녀 출생까지의 과정, 그리고 자녀의 연령에 따른 시간구조에 대하여 서울 지역을 대상으로 분석하였는데, 분석결과, 전업주부의 경우 3세 미만의 자녀가 있을 경우 육아·가사 노동시간이 10.5시간, 취업주부의 경우는 3.9시간으로 막내 자녀가 초등학생일 경우가 3세 미만의 자녀가 있을 경우 보다 길다는 것을 보여주고 있다. 이것은 곧 3세 미만의 자녀가 있는 취업주부의 경우, 어린이집이나 친인척 등 육아를 도와주는 존재가 있을 것으로 예상할 수 있다. 이기영과 이승미(1994) 연구의 특징으로는 시간 조사의 계절적 편의를 고려하여 2차에 걸친 조사를 실시(1992년 11월, 1993년 4월)하였다는 점이다. 그리고 채옥희(1997)는 취업주부의

가사노동시간이 1일 평균 4.5시간으로, 평일은 4.3시간, 토요일은 4.8시간, 일요일은 5.4시간이라고 보고하고 있다.

생활시간조사 이후의 연구를 살펴보면, 유소이와 최윤지(2002)는 1999년의 생활시간조사 자료를 이용하여, 서울시에 거주하는 성인 남녀의 유급노동·가사노동·육아시간의 결정요인에 대하여 분석하였다. 분석 결과, 남성의 육아·가사 노동시간은 하루 평균 24분, 여성은 3.3시간이었고, 유급노동시간은 남녀 모두 가구주일수록, 시간부족 인식이 있을수록 증가하였다.

손문금(2005)은 1999년의 생활시간조사 자료를 이용하여 20~59세의 맞벌이 부부를 분석하였는데, 취업 아내의 무급노동시간(육아·가사 노동시간)이 224분(3.7시간), 남편은 28분(0.5시간), 전업주부 아내의 무급노동시간은 393분(6.5시간), 남편은 30분(0.5시간)이라는 결과를 도출하였고, 허수연(2008)의 연구에서는 2004년 생활시간조사 자료를 이용하여 미취학 아동이 있는 20세 이상 60세 미만 맞벌이 부부를 대상으로 분석하였는데, 아내의 가사노동시간은 평일 2.3시간, 2.9시간, 3.2시간이라는 것을 보여주고 있다.

은기수(2009)는 2004년 생활시간조사 자료를 이용하여 20세 이상 55세 이하의 유배우 부부를 대상으로 분석하였는데, 본 연구의 특징으로는 자녀의 연령에 따른 분석을 행하였다는 점이다. 즉, 가족에는 네 가지 유형이 있다고 정의하고 있는데, 자녀가 없는 경우(유형1), 미취학 자녀(유형2)·10대 자녀(유형3)·20대 자녀(유형4)로 나누어 분석하고 있다. 분석 결과, 취업 아내의 가사노동시간은 3.2시간(유형1), 4.8시간(유형2), 3.9시간(유형3), 3.1시간(유형4)으로 유형에 따라 큰 차이가 있다는 것을 밝히고 있으며, 남성의 가사노동시간은 0.7시간(유형1), 1.1시간(유형2), 0.6시간(유형3), 0.6시간(유형4)으로 남편과 아내 모두 유형 2의 경우가

가장 길다는 것을 보여주고 있다.

이승미와 이현아(2011)의 연구는 2009년 생활시간조사 자료를 이용하여 20세 이상 60세 미만의 맞벌이 임금근로자를 대상으로 분석하였는데, 남성의 가사노동시간은 평일 37분(0.6시간), 여성은 3시간 13분(3.2시간), 토요일 남성은 1시간 20분(1.3시간), 여성은 4시간 23분(4.4시간), 일요일 남성은 1시간 40분(1.7시간), 여성은 4시간 45분(4.8시간)으로 분석되었다.

2) 남성의 시간배분

육아 및 가사는 여성의 일이라는 젠더적 구분으로 인하여 남성의 육아·가사시간에 대한 연구는 여성에 비하여 그 역사가 짧으며, 그에 대한 연구의 수도 많다고 할 수 없는 수준이다. 물론 가족 구성원의 시간배분 측면에서 남편의 육아·가사시간에 대하여 분석한 연구가 존재하지만(이연주, 1984; 이정수, 1984, 문숙재, 1991), 남성의 육아·가사시간에 초점을 맞추고 분석한 연구는 조미환과 임정빈(1997)의 연구가 효시라고 할 수 있다. 그들은 서울지역의 화이트칼라 직종에 종사하며, 18세 미만의 자녀가 있는 기혼 남성을 대상으로 가사노동시간에 관하여 분석하였는데, 기혼남성의 평일 가사노동은 평균 1시간 54분(1.9시간), 휴일에는 약 4시간 참여하고 있는 것으로 보고하고 있다. 반면, 허수연(2008)은 2004년 생활시간조사 자료로 미취학 자녀가 있는 20세 이상 60세 미만 맞벌이 부부를 대상으로 분석하였는데, 남성의 가사노동시간은 평일 40분(0.7시간), 토요일 62분(1.0시간), 일요일 88분(1.5시간)이라 하고 있다. 조미환과 임정빈(1997)은 연구진이 직접 서울지역의 자료를 수집한 것임에 반하여, 허수연(2008)은 전국을 대표하는 생활시간조사 자료로 분석

을 하였기 때문에 두 논문의 결과 차이가 있는 것을 알 수 있다. 박종서(2012)는 2009년 생활시간조사 자료로 20~49세 남성의 육아·가사시간을 분석하였는데, 평일 34분(0.6시간), 토요일 65분(1.1시간), 일요일 86분(1.4시간)이라고 보고하고 있다. 이것은 2004년보다 평일과 일요일은 감소하였고, 토요일은 증가한 것을 나타내고 있다⁷⁾. 조미라와 윤수경(2014)은 1999년부터 조사된 3번의 생활시간조사 자료를 모두 이용하여 남성의 가사노동시간 변화를 분석하였다. 분석 대상은 19~55세 이하이며 미성년 자녀가 1명 이상 있는 남성으로서 그 결과를 살펴보면, 1999년에는 평일 25분(0.4시간), 주말 45분(0.8시간), 2004년에는 평일 28분(0.5시간), 주말 59분(1.0시간), 2009년에는 평일 33분(0.6시간), 주말 79분(1.3시간)으로 시간의 경과와 함께 조금씩 증가하고 있는 것을 보여주고 있다.

우리나라의 시간배분에 관한 연구는 약 50년의 역사를 가지고 있으며, 생활시간조사가 실시된 1999년 이전까지의 연구는, 어느 한 지역에 대하여 연구자가 독자적으로 조사를 하여 분석한 것이 대부분이었다. 이러한 방법은 개별 지역의 시간배분 경향에 대한 파악은 가능하였으나, 전국적으로 일반화시키기 어렵다는 단점이 있다. 그러나 1999년에 생활시간조사가 실시된 이후부터는 일반화가 가능하게 되었으나, 조사된 인구사회학적·경제적 속성이 한정되어 있어, 특별한 속성에 대한 시간배분을 연구하기 위해서는 여전히 직접적인 조사를 필요로 하고 있다. 특히, 육아·가사시간에 대한 연구는 자녀의 구성 및 연령이 매우 큰 요인인데, 생활시간조사는 만 10세 미만의 가구원의 존재 여부만 알 수 있었고, 그들의 연령까지는 파악이 어려웠기 때문에 지금까지의 연구에서는 상세한 자녀의

7) 그러나 분석 대상이 허수연(2008)은 20세 이상 60세 미만이며, 박종서(2012)는 20~49세이기 때문에 이러한 차이에 유의하여야 할 것이다.

구성 및 연령에 따른 시간배분을 분석할 수 없었다. 그러나 2014년 조사부터는 가구원 전체가 조사되어 자녀의 구성 및 연령별로 육아·가사시간 파악이 가능하게 되었다. 따라서 제 2절에서는 2014년 생활시간조사 자료를 이용하여 자녀의 구성 및 연령뿐만 아니라 여러 속성에 따른 시간배분에 관하여 분석한다.

3) 시간배분 결정요인

가) 내생성을 고려하지 않은 연구

시간배분의 결정요인에 관한 연구는 각 시간 사용에 어떠한 요인이 영향을 미치는지에 대한 연구로서 이 또한 많은 연구가 이루어져 왔다. 한경미(1989)는 학력이 높고, 막내 자녀의 나이가 많고, 소득이 높을수록 가사노동시간은 감소한다는 것을 보여주고 있으며, 한경미(1991)는 시간 사용을 유급노동시간, 가사노동시간, 여가시간으로 나누고 각각의 시간 사용에 미치는 영향에 대하여 분석하였는데, 육아·가사 노동시간에 영향을 미치는 요인은 소득, 가족 수, 직업노동시간으로 나타났으며, 소득이 높을수록, 그리고 가족 수 및 유급노동시간이 많을수록 가사노동시간은 유의하게 감소한다는 것을 나타내고 있다. 조미환과 임정빈(1997)은 기혼남성의 육아·가사시간은 남성의 노동시간이 길거나, 막내 자녀 연령이 높을수록 감소하고, 성역할 태도가 평등주의일수록, 그리고 부부간의 권력 관계에 대한 인지가 강할수록 증가하는 것을 나타내고 있다.

유소이와 최윤지(2002)는 여성의 가사노동시간은 가구주일수록, 연령이 높을수록, 결혼을 했을수록 증가하는 반면, 남성은 시간부족 인식이 있을수록 감소하였고, 육아시간은 여성의 경우, 주거면적(-), 자동차 소유

(+), 어린 자녀(+), 결혼(+)이 유의한 반면, 남성은 어린 자녀(+)만이 유의하다는 것을 보여주고 있다. 그러나 그들의 연구는 전국을 대표하는 생활시간조사 자료를 가지고 서울시로 한정하여 분석하였다는 한계가 있다.

손문금(2005)은 무급노동시간에 대한 회귀분석 결과에서, 여성은 연령(-), 종사상 지위(임금 근로자가 가장 짧음), 직종(판매/서비스직, 조립/기능직이 짧음), 막내자녀 연령(-)이 유의한 반면, 남성은 막내자녀 연령(-)만 유의하다는 것을 나타내고 있다. 허수연(2008)은 여성의 가사노동시간에 영향을 미치는 요인은 여성 자신의 노동시간(-), 배우자 노동시간(+), 월평균 소득(-)이었고, 남성의 가사노동시간에 영향을 미치는 요인은 남성 자신의 노동시간(-), 배우자 노동시간(+), 성분업 태도(+)⁸⁾라는 것을 나타내고 있다. 그러나 이 연구에서는 월평균 소득과 노동시간이 함께 도입되어 있기 때문에 다중 공선성에 의한 편의가 존재할 가능성이 있다⁸⁾.

은기수(2009)는 가사노동시간에 영향을 미치는 요인에 대하여 회귀분석을 한 결과, 성 역할 태도는 남편과 아내 모두 유의미한 영향이 없었으며, 남편과 아내의 노동시간이 같았을 때, 남편의 가사노동시간이 크게 증가하였고, 남편보다 아내의 노동시간이 많은 경우에도 남편의 가사노동시간은 증가하였다.

이승미와 이현아(2011)의 연구에서 평일 남성의 가사노동시간에 영향을 미치는 요인은 연령(-), 소득(-), 교육수준(+), 미취학 자녀 유무(+)⁸⁾이며, 여성의 가사노동시간에는 교육(+), 소득(-), 전일제(-)가 유의하였다. 평일 남성의 여가시간에는 연령(+), 교육(+), 전일제(-)가 유의하였으며, 여성의 여가시간은 교육(+), 소득(-), 전일제(-), 미취학 자녀 유무(-)가 유의하였다. 토요일 남성의 가사노동시간은 교육(+), 미취학 자녀 유무

8) 본문에서는 VIF 값으로 다중 공선성 문제가 발생하지 않는다고 하고 있지만, 소득이 시간당 임금*근무시간으로 계산되기 때문에 다중 공선성으로부터 자유로울 수 없다고 할 수 있다.

(+), 여성의 가사노동시간은 교육(+), 전일제(-), 미취학 자녀 유무(+)⁹⁾가 유의하였다. 토요일 남성의 여가시간에 영향을 미치는 요인은 교육(+), 소득(+), 미취학 자녀 유무(-)이며, 여성은 교육(+), 미취학 자녀 유무(-)가 유의하다는 것을 보여주고 있다. 그리고 일요일 남성의 가사노동시간은 미취학 자녀 유무(+), 여성은 교육(+), 미취학 자녀 유무(+)⁹⁾가 유의하다는 것을 나타내고 있으며, 일요일 남성의 여가시간은 미취학 자녀 유무(-), 여성은 교육(+), 미취학 자녀 유무(-)가 유의하였다.

조미라와 윤수경(2014)은 19~55세 이하이며 미성년 자녀가 1명 이상 있는 남성을 대상으로, 총가사노동시간, 집안일시간, 양육시간의 3가지 시간에 미치는 요인에 대하여 분석하였다. 분석 결과, 통제변수를 도입하지 않았을 때는 교육수준이 높아질수록 유의하게 증가하였지만⁹⁾, 통제변수를 도입한 후에는 유의성이 사라졌는데, 이는 젊은층과 고연령층의 차이의 상쇄로 일어난 결과라고 설명하고 있다. 즉, 젊은층은 가사시간이 길고, 고연령층은 가사시간이 짧는데, 젊은 층은 교육수준이 높고, 고연령층은 교육수준이 낮기 때문에 이러한 차이가 상쇄되어 유의성이 사라졌다고 분석하고 있다. 그 외에 본인의 노동시간이 길어지면, 가사노동시간이 유의하게 감소하였고, 미취학 자녀가 있는 경우에는 유의하게 증가하는 것을 나타내고 있다.

그러나 인구학 및 가정 관리학에서 수행된 시간배분 분석은 노동·육아·가사·여가 시간을 동시에 분석하고 있음에도 불구하고, 시간 사용간의 내생성을 고려하지 않은 추정이 대부분이며, 이것은 추정결과에 편의가 생길 가능성을 배제할 수 없다는 단점을 가지고 있다. 즉, 시간 사용의 총량이 정해져 있기 때문에 서로 영향을 받을 수밖에 없다. 예를 들어, 하루의 시간 사용을 유급 노동, 무급 노동, 여가 시간의 세 가지로 나눌 수

9) 연도 더미와 학력 변수를 독립변수로 도입하고 있다.

있다고 한다면, 하루는 누구에게나 똑같이 24시간이 주어져 있기 때문에 유급 노동시간이 변화하면 그 나머지 시간이 변화하게 된다. 즉, 이것은 시간 사용 간에 내생성이 존재한다는 것을 의미한다.

또 하나는 관찰되지 않은 요인(unobserved factor)에 의한 내생성이다. 예를 들어, 일을 잘하는 사람은 내재된 능력이 뛰어나기 때문에 육아나 가사 일도 매우 잘할 수도 있는데, 이 경우 개개인의 보이지 않은 요인이 각 시간배분에 영향을 미치고 있다고 말할 수 있다. 따라서 시간 배분에 관한 연구는 이러한 내생성을 고려한 추정법이 도입되어야 하지만, 상기의 연구들은 그러한 고려가 되어 있지 않다.

나) 내생성을 고려한 연구

시간 배분간의 내생성을 고려한 연구는 주로 경제학에서 많이 이루어져 왔으며, 많은 연구들이 축적되어 있다. 먼저 Gupta와 Stratton(2008)은 미국과 덴마크의 시간사용조사(Time Use Survey) 자료를 이용하여 20~60세 미만의 유배우 남녀를 대상으로 비교분석하였다. 그들은 부부의 교육수준을 교섭력(bargaining power)의 대리변수로 가정하여 분석하였는데, 미국여성의 여가시간에 양(+)의 영향을 미치는 것을 보여주고 있다. 그러나 본 연구에서의 남녀는 부부가 아니기 때문에 엄밀하게 가계 내 시간 배분 분석이라 할 수 없다는 단점이 있다.

Bloemen과 Stanca(2009)는 프랑스의 시간조사 자료를 이용하여 18세 미만의 자녀를 가진 임금노동을 하고 있는 부부를 대상으로 분석하였다. 분석 결과, 남편의 임금은 아내의 노동시간에 음(-), 아내 임금은 아내 자신의 노동시간에 양(+), 육아 및 가사시간에는 음(-)의 영향이 있다는 것을 나타내고 있다.

Stancanelli와 Stratton(2010)은 1998-99년에 조사된 프랑스 시간조사(French Time-Use Survey)와 2001년에 조사된 영국의 시간조사(United Kingdom Time Use Survey: UKTUS) 자료를 이용하여, 20~59세의 유배우 부부를 대상으로 하여 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 모델로 분석하였다. 분석 결과, 영국과 프랑스의 두 국가 모두 아내의 임금이 증가하면 남편의 육아 및 가사시간이 증가하였으며, 프랑스는 아내의 임금이 증가하면 아내 자신의 육아 및 가사시간이 감소하는 것으로 나타나고 있다.

Addabbo et al.(2011)은 2007년에 조사된 이탈리아의 소득과 생활수준에 관한 통계(Italy Statistics on Income and Living Conditions: IT SILC) 자료를 이용하여 SUR 모델로 분석한 결과, 아내의 임금은 아내 자신의 노동 시간을 증가시킨 반면, 육아 및 가사시간은 감소시켰으며, 자녀의 존재는 아내의 노동 시간을 감소시켰으나, 그것의 보완으로 남편의 노동 시간이 증가하였다.

우리나라의 연구로는 성지미(2006)와 윤자영(2010)의 연구가 대표적인데, 성지미(2006)는 노동패널조사의 2004년도 자료를 이용하여, 맞벌이 여성을 대상으로 FIML(Full Information Maximum Likelihood) 추정법으로 분석하였다. 분석 결과, 아내의 임금은 아내 자신의 노동시간에 음(-)의 영향, 아내의 근로소득은 아내 자신의 육아 및 가사시간에 양(+)의 영향, 아내의 총소득은 여가시간에 양(+)의 영향이 있다는 것을 보여주고 있다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 Kimmel과 Connelly(2007)는 육아와 가사시간의 결정구조가 다르기 때문에 이 둘을 나누어 분석해야 한다고 하고 있으나, 성지미(2006)의 연구는 육아·가사시간을 무급 노동시간으로 묶어서 분석을 하고 있다.

반면 윤자영(2010)은 Kimmel과 Connelly(2007)의 연구 방법을 한

국에 적용한 연구로서, 육아와 가사시간을 분리하여 분석하였다. 1999년 생활시간조사 자료로 SUR 모델을 이용하여 분석한 결과, 아내의 임금은 시장 노동에는 양(+)¹⁾의 영향을 미치고 있었으나, 시장 노동 이외의 시간, 즉 가사, 육아, 여가 시간에는 유의하게 음(-)²⁾의 영향을 미치는 것을 보여주고 있다. 그러나 윤자영(2010)은 노동패널 자료에서 임금을 별도로 추정함으로써, 생활시간조사 자료 고유의 임금 정보를 사용하는 것보다는 안정적이지 않은 결과라 할 수 있다.

4) 남편의 시간배분과 출산

Cooke(2004)는 독일 부부의 육아 및 가사시간 배분이 둘째 자녀의 출산 확률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 방법은 로짓(logit) 모델을 이용한 추정을 하였고, 분석에 사용한 자료는 German SocioEconomic Panel(G-SOEP)로서 1985-2000년에 조사된 자료이다. 분석에 도입한 독립 변수로는 아내의 취업유무, 아내의 임금, 주당 노동 시간, 남편의 가사 분담률, 남편의 육아 분담율이며, 그 외의 컨트롤 변수는 부부의 교육 수준, 가구소득의 로그값, 주택 소유 여부, 결혼 했을 시의 아내 연령, 같이 산 연수, 첫째아 출산 이후의 경과 기간이다. 분석 결과, 남편의 육아 시간 증가는 둘째 출산 확률 증가시켰으나, 남편의 가사시간은 둘째 출산 확률에 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 보여주고 있다.

Torr와 Short(2004)의 연구에서는 미국 부부의 육아 및 가사시간 배분이 둘째 자녀의 출산 확률에 미치는 영향을 로짓 모델을 이용하여 분석하였다. 분석 자료는 National Survey of Families and Households(NSFH)라는 자료로서, 1987-1988년과 1992-94년 두 번 조사되었다. 주된 설명 변수로는 아내의 가사 분담률 및 가사시간, 아내

의 성평등 인식 정도이며, 그 외의 컨트롤 변수로는 아내의 연령, 아내의 교육수준, 가구 소득의 로그값, 남편과 아내의 고용형태, 첫 째아 출산이 후 경과 기간, 아내의 인종, 첫 째아의 성별이다. 분석 결과, 육아 및 가사 부담율이 낮은 여성과 높은 여성이 둘째 출산 확률이 높다는 것을 나타냈는데, 이것은 그 효과가 U자형이라는 것을 의미한다고 할 수 있다.

Craig와 Siminski(2011)의 연구는 호주 부부의 육아 및 가사시간 배분이 둘째 자녀의 출산 확률에 미치는 영향을 프로빗(probit) 모델을 이용하여 분석하였다. 분석에 사용된 자료는 2001년부터 조사가 시작된 Household, Income and Labor Dynamic in Australia(HILDA)라는 호주 전국을 대표하는 패널 자료이며, 이 중 6개 연도 자료를 이용하여 분석하였다. 분석에 사용된 독립 변수는 남편의 가사 부담률(시간), 남편의 육아 부담률(시간), 아내의 육아 및 가사시간이다. 분석 결과, 육아 및 가사 부담 시간은 둘째 출산 확률에 유의한 영향이 없다는 것을 보여주고 있다.

3. 연구 방법

가. 자료

본 장에서 사용하는 자료는 「2014년 생활시간조사」와 「여성가족패널조사」이다. 「2014년 생활시간조사」는 제 2절에서 부부의 시간배분에 대한 경향 파악과 제 3절의 시간배분 결정요인 분석을 위하여 사용되며, 이를 위하여 약간의 가공을 거쳤다. 생활시간조사는 만 10세 이상의 모든 세대원에 대하여 조사하고 있기 때문에, 자료의 구조는 모든 구성원이 종적으로 나열되어 있는 상태이다. 그렇기 때문에 먼저 가구주와 배우자의

시간일지로 나누어 각각 변수를 가공한 후에 횡적 통합을 행하였다(부부 자료 구축)¹⁰⁾. 그리고 가구 자료에서 자녀의 정보를 추출하여¹¹⁾, 부부 자료와 횡적 통합을 하였다. 분석의 대상은 19~49세이며 1명 이상의 자녀가 있는 유배우 부부로 한정하였다. 이러한 조건으로 분석 대상을 추출한 결과, 5,254쌍 부부의 10,508개 시간일지가 추출되었다.

그리고 시간사용은 주중과 주말에 따라서 다를 수 있기 때문에 둘을 나누어 분석한다. 단, 기술통계분석에서는 주말을 다시 토요일과 일요일로 나누어 분석한다.

「여성가족패널조사」는 제 3절에서 남편의 시간배분과 출산행동 분석에서 사용된다. 분석 대상은 19~49세의 유배우 여성이며, 출산은 $n+1$ 기의 출산으로 설명변수는 n 기의 속성을 도입한다. 예를 들면, 여성가족패널조사는 2007, 2008, 2010, 2012년의 4회에 걸쳐서 조사가 되어 왔는데, n 기가 2007년일 경우는 2008년($n+1$)의 출산유무, 2008년이 n 기일 경우에는 2010년이 $n+1$ 기가 된다. 따라서 실제 분석에 사용되는 자료는 2007, 2008, 2010년이 되며, 2008, 2010, 2012년의 출산유무가 종속 변수로 도입된다. 이러한 분석을 가능하게 하기 위하여 $n+1$ 기의 출산유무 변수를 가공하여 n 기의 속성 변수와 횡적 통합을 하여 자료를 구축하였다.

10) 시간 배분은 부부가 같은 날에 사용한 시간의 양이 중요하기 때문에, 같은 요일을 기준으로 통합하였다.

11) 시간 일지에 응답하지 않은 자녀들의 정보도 추출하였다.

나. 분석 모델

1) 부부의 시간배분 결정요인

본 추정에서 고려하는 시간배분은 노동시간, 육아시간, 가사시간이다. 이 시간들은 앞서 언급한 바와 같이 내생성을 갖고 있기 때문에 이를 고려하여 연립방정식에 의한 동시추정(simultaneous estimation)을 한다. 기본적 모델을 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 (8) \quad t_{ws}^* &= \alpha_{0s} + \alpha_{1s}w_m + \alpha_{2s}w_f + \alpha_{3s}z + \epsilon_{ws} \\
 (9) \quad t_{ccs}^* &= \beta_{0s} + \beta_{1s}w_m + \beta_{2s}w_f + \beta_{3s}z + \epsilon_{ccs} \\
 (10) \quad t_{dws}^* &= \gamma_{0s} + \gamma_{1s}w_m + \gamma_{2s}w_f + \gamma_{3s}z + \epsilon_{dws}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 t_w &= \max(0, t_{ws}^*) \\
 t_{ccs} &= \max(0, t_{ccs}^*) \\
 t_{dwx} &= \max(0, t_{dws}^*)
 \end{aligned}$$

(8), (9), (10)식은 각각 노동시간, 육아시간, 가사시간에 대한 추정식을 나타내며, 밑 첨자는 앞서 언급한 것과 동일하다. 세 개의 시간 방정식은 SUR(Seemingly Related Regression) 모델을 이용하여 추정하며, 각 식의 잔차 행렬(residual matrix)은 (11)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$(11) \quad \begin{pmatrix} \epsilon_{wm} \\ \epsilon_{wf} \\ \dots \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\ \dots \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{wm}^2 & \sigma_{wm, wf} & \dots & \dots & \sigma_{wm, dmf} \\ \sigma_{wm, wf} & \sigma_{wf}^2 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \epsilon_{dwm} \\ \epsilon_{dwf} \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{wm, dmf} & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \dots \\ \sigma_{dwf}^2 \end{pmatrix}$$

잔차는 관찰된 요인으로 설명되지 않은 나머지를 의미한다. 즉, 관찰되지 않은 영향을 이 잔차간의 관계 분석에 의하여 유추해 볼 수 있다. 또한, 관찰되지 않은 요인 이외에 자료의 제약으로 인하여 도입하지 못한 요인 (omitted variables)에 대한 영향도 분석해 볼 수 있다. 다시 말하면, 세 가지의 시간배분은 보이지 않는 요인에 의하여 영향을 받을 수 있으며, 이러한 영향을 분석하기 위하여 잔차간의 상관계수를 도출하여 잔차간의 관계를 분석한다.

2) 남편의 시간배분과 출산

본 분석에서는 남편의 시간배분과 출산간의 관계를 규명하기 위하여 다음과 같은 추정식을 구성한다.

$$y_{i+1}^* = \alpha + \beta t_{hi} + \gamma X_i + \epsilon_i$$

where

$$y = 1 \text{ if } y_{i+1}^* > 0$$

$$y = 0 \text{ if } y_{i+1}^* \leq 0$$

y_{ik+1}^* 는 n+1기의 출산 유무를 나타내며, t_{hi} 는 남편의 가계 내 생산시간(육아·가사시간), 그리고 X_{ik} 는 출산에 영향을 미치는 그 외 컨트롤 변수를 나타낸다.

3) 변수의 정의

가) 시간 사용 변수

본 연구에서는 통계청의 시간분류를 따라 <표 6-1>과 같이 시간 사용 변수에 대한 정의를 하였다. 먼저 노동시간은 일에 대한 시간으로 고용된 일 및 자영업, 구직활동을 한 시간으로 정의하였다. 그리고 육아시간은 가족 및 가구원 돌보기로 함께 사는 만 10세미만 아이 돌보기, 함께 사는 만 10세이상 초중고생 돌보기, 함께 사는 배우자 돌보기, 함께 사는 부모 및 조부모 돌보기, 함께 사는 그 외 가구원 돌보기, 함께 살지 않은 부모 및 조부모 돌보기, 함께 살지 않은 그 외 가족 돌보기로 구성되어 있다. 따라서 육아시간에는 어린이집이나 유치원에서 맡긴 경우의 돌봄 시간이 포함되어 있지 않다.

가사시간은 가정관리 시간으로 음식준비, 가정용 섬유 및 신발 관리, 청소 및 정리, 주거 및 가정용품 관리, 차량관리, 애완 동·식물 돌보기, 기타 가정관리시간으로 구성되어 있다. 그러나 가사시간에서는 통계청 분류와 약간 다른 정의를 하였다. 그 이유는 쇼핑 시간은 엄밀하게 가사시간으로 분류할 수 없다고 하고 있기 때문에(Gershuny, 2000; 김수정, 김은지, 2007), 쇼핑 시간 등은 제외하고 가사시간을 구성하였다.

마지막으로 여가시간은 참여 및 봉사활동, 교제 및 여가활동, 기타로 이루어져 있으며, 참여 및 봉사활동의 상세한 시간 내용은 참여활동, 자원봉사, 친문 있는 사람 돕기이며, 교제 및 여가활동은 교제활동, 미디어를 이용한 여가활동, 종교활동, 문화 및 관광 활동, 스포츠 및 레포츠, 의례 활동, 기타 여가활동이다. 그리고 기타는 기타 분류되지 않는 행동으로 정의된다.

〈표 6-1〉 시간 사용 변수 정의

시간변수	활동 분류	
	대분류	중분류
노동시간	2. 일	21. 고용된 일 및 자영업 22. 구직활동
육아시간	5. 가족 및 가구원 돌보기	51. 함께 사는 만 10세미만 아이 돌보기 52. 함께 사는 만 10세이상 초중고생 돌보기 53. 함께 사는 배우자 돌보기 54. 함께 사는 부모 및 조부모 돌보기 55. 함께 사는 그 외 가구원 돌보기 56. 함께 살지 않은 부모 및 조부모 돌보기 57. 함께 살지 않은 그 외 가족 돌보기
가사시간	4. 가정관리	41. 음식준비 42. 가정용 섬유 및 신발 관리 43. 청소 및 정리 44. 주거 및 가정용품 관리 45. 차량관리 46. 애완동물·식물 돌보기 49. 기타 가정관리
여가시간	6. 참여 및 봉사활동	61. 참여활동 62. 자원봉사 63. 친문 있는 사람 돕기
	7. 교제 및 여가활동	71. 교제활동 72. 미디어를 이용한 여가활동 73. 종교활동 74. 문화 및 관광 활동 75. 스포츠 및 레포츠 76. 의례 활동 79. 기타 여가활동
	9. 기타	91. 기타 분류되지 않는 행동

나) 설명 변수

(1) 시간배분의 결정요인

시간배분 결정요인의 추정에서는 〈표 6-2〉와 같은 변수를 사용한다. 먼저 자신과 배우자의 임금율이다. 임금율 계산에 사용된 월소득 변수는

카테고리로 되어 있으나 중간값을 대입하여, 주당 근무시간으로 나누어 산출하였다¹²⁾. 학력은 중졸이하, 고졸, 대졸이상으로 분류하였고, 고졸을 기준변수로 하였다. 자녀수는 0~2세, 3~5세, 6~12세, 13~17세, 18세 이상을 분류하였다. 주택 크기는 살고 있는 집의 크기를 나타내고 단위는 제곱 미터(m²)이다.

〈표 6-2〉 시간배분 결정요인 추정의 기술통계량

	주중		주말	
	평균	표준편차	평균	표준편차
남편의 임금율	1.551	0.884	1.569	0.863
아내의 임금율	1.077	1.230	1.097	1.215
자신의 연령	43.796	6.244	43.622	6.194
아내의 연령	40.769	5.425	40.610	5.440
남편의 학력				
중졸 이하	0.039	0.193	0.027	0.162
고졸	0.356	0.479	0.374	0.484
대졸 이상	0.605	0.489	0.599	0.490
아내의 학력				
중졸 이하	0.035	0.185	0.031	0.174
고졸	0.416	0.493	0.429	0.495
대졸 이상	0.549	0.498	0.539	0.499
자녀수				
0-2세	0.120	0.325	0.134	0.341
3-5세	0.157	0.369	0.131	0.342
6-12세	0.512	0.695	0.546	0.690
13-17세	0.556	0.714	0.507	0.686
18세 이상	0.321	0.606	0.312	0.617
주택 크기	82.536	28.222	81.994	28.470
Observations	2,211		1,411	

12) 임금율 산출식은 월소득/(주당 근무시간*4.2)이다.

(2) 남편의 시간배분과 출산행태

〈표 6-3〉은 남편의 시간배분과 출산과의 관계 추정에서 사용되는 변수에 대한 기술통계량을 나타내고 있다. 남편과 아내의 육아·가사시간은 주당 육아와 가사에 투입한 시간으로 단위는 시간이다. 그리고 남편의 육아·가사 부담율은 남편의 육아·가사시간을 남편의 육아·가사시간과 아내의 육아·가사시간의 합으로 나누어 도출하였는데, 이 부담율의 평균은 9.5%로 나타나고 있다. 가구소득의 로그값은 가구소득에 로그를 취했으며, 집의 소유형태는 자가, 전세, 월세로 분류하였다.

〈표 6-3〉 남편의 시간배분과 출산행태 추정의 기술 통계량

	평균	표준편차
남편의 육아·가사시간(주당, 시간)	3.294	5.710
아내의 육아·가사시간(주당, 시간)*	31.900	25.564
남편의 육아·가사 부담율(주당, %)**	9.518	13.359
남편의 교육연수	11.324	4.324
남편의 혼인연령	29.446	3.734
아내의 교육연수	13.024	2.372
아내의 혼인연령	26.407	3.528
아내의 취업여부(취업=1)	0.411	0.492
막내 자녀 연령	8.507	6.374
가구소득 로그	7.926	0.638
집의 소유형태		
자가	0.643	0.479
전세	0.220	0.414
월세	0.137	0.344
자녀수	2.003	0.636
Observations	10,977	

주: *의 표본수는 10,973, **은 10,954

제2절 기술적 분석

본 절에서는 부부의 시간배분 경향을 파악하기 위하여 부부 속성에 따른 부부 모두의 노동·육아·가사·여가 시간을 분석한다. 먼저 <표 6-4>는 요일에 따른 부부의 시간배분을 나타내고 있는데, 아내의 평일 하루 평균 노동시간은 193.1분, 육아시간은 113.3분, 가사시간은 174.0분, 여가시간은 239.9분이다. 남편을 보면, 평일 노동시간은 440.8분, 육아시간은 18.8분, 가사시간은 13.3분, 여가시간은 177.2분으로 나타나고 있다.

<표 6-4> 요일에 따른 부부의 시간배분

(단위: 분)

	아내			남편		
	평일	토요일	일요일	평일	토요일	일요일
노동시간	193.1	71.8	43.1	440.8	218.3	114.6
육아시간	113.3	94.5	75.8	18.8	36.4	40.2
가사시간	174.0	185.5	193.6	13.3	29.8	38.2
여가시간	194.1	239.9	267.9	177.2	292.7	351.7
(N)	(4,254)	(1,350)	(1,390)	(4,254)	(1,350)	(1,390)

즉, 노동시간은 남편이 아내의 두 배 이상이지만, 육아시간은 아내가 남편의 약 6배, 가사시간은 약 13배 길다는 것을 나타내고 있다. 남편의 토요일 육아·가사시간은 평일보다 조금 더 늘어나고, 일요일은 토요일보다 조금 더 늘어나고 있다. 전체적으로 보면, 일요일의 육아·가사시간은 평일보다 두 배정도 증가하나, 아내에 비하면 여전히 적은 시간인 것을 알 수 있다. 그리고, 아내의 육아시간은 주말로 갈수록 감소하나, 가사시간은 오히려 증가하는 것으로 나타나, 아내들의 가사부담은 주말로 갈수록 더욱 늘어나는 반면, 육아 부담은 완화되고 있다고 볼 수 있다¹³⁾.

1. 노동 시간

〈표 6-5〉는 부부의 속성에 따른 노동시간을 나타내고 있다. 먼저 자녀 수별로 살펴보면, 아내는 자녀가 많을수록 노동시간도 증가하는 경향이 있는 반면, 남편은 자녀가 1명일 경우 가장 길다. 그리고 자녀 연령이 높아질수록 아내의 노동시간은 증가하나, 남편은 그러한 경향이 보이지 않는다. 교육수준별로 보면, 아내의 교육수준이 높을수록 남편의 노동시간이 증가하지만, 아내 자신의 노동시간은 대졸이 가장 적은 것으로 나타나고 있다. 이러한 경향은 남편의 교육수준에서도 유사하게 나타난다.

그러나 평일에서 토요일의 노동시간 감소폭은 대졸이 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 이것은 대졸 남성이 다니는 회사가 주 5일을 근무하는 경향이 더 크다고 할 수 있겠다. 이러한 경향은 아내의 경우도 유사하다. 소득별로 보면, 소득이 높을수록 아내와 남편의 노동시간은 증가하는 것을 볼 수 있다. 종사상 지위에 따른 노동시간은 정규직, 자영업, 비정규직 순으로 나타나고 있다. 직종별로 보면, 사무직의 노동시간이 가장 긴 반면, 농림어업이 가장 짧으며 이것은 아내의 경우도 유사하다. 각 속성에 따른 아내와 남편의 노동시간 패턴은 대부분 유사하게 나타났으며, 학력, 소득이 높을수록, 정규, 사무직일수록 노동시간이 긴 것으로 나타났다.

13) 평일과 토요일의 남편 육아시간 증가분과 아내의 육아시간 감소분이 유사하게 나타나는 것으로 볼 때(표 6-4), 아내의 육아시간 감소는 남편의 육아 도움으로 인한 것일 수 있다.

〈표 6-5〉 부부의 속성에 따른 노동시간

(단위: 분)

	아내			남편		
	평일	토요일	일요일	평일	토요일	일요일
자녀수						
1명	169.2	58.1	34.5	445.3	221.0	113.9
2명	214.8	84.1	47.9	442.1	216.3	116.4
3명 이상	235.0	108.5	77.4	408.0	210.8	107.3
막내연령						
0-2세	98.8	36.0	25.4	447.5	199.6	111.8
3-5세	136.9	31.6	15.7	457.4	188.0	103.3
6-12세	169.4	53.9	28.4	446.0	216.4	109.3
13-17세	245.8	97.8	48.0	433.2	227.3	116.6
18세이상	263.0	120.3	88.4	426.8	243.4	128.8
아내교육수준						
중졸이하	219.0	178.2	117.9	394.1	324.4	222.6
고졸	219.0	107.3	63.6	441.4	260.6	126.8
대졸이상	174.8	42.7	25.9	443.0	184.4	101.3
남편교육수준						
중졸이하	263.3	139.7	132.7	384.2	330.3	209.5
고졸	219.8	109.5	59.5	443.3	284.0	135.8
대졸이상	175.8	49.3	30.4	442.6	179.3	99.1
소득						
300만원미만	114.2	52.5	35.5	412.2	253.8	137.9
300~500만원	192.4	81.0	41.7	447.3	227.1	112.5
500만원 이상	248.8	72.6	49.9	451.8	181.4	102.0
종사상지위						
정규직	391.5	116.7	71.8	463.1	195.0	104.5
비정규직	278.3	143.2	59.5	406.6	318.5	138.8
자영업	322.0	175.9	103.2	429.1	278.7	148.0
직종						
관리·전문	344.1	85.3	34.3	442.4	156.6	104.8
사무	361.3	64.0	24.0	461.8	156.4	66.0
서비스·판매직	341.8	205.3	146.3	443.6	259.8	160.0
농림어업	258.8	165.7	216.0	358.9	258.9	283.9
기능·장치	429.3	256.4	102.4	459.3	296.1	139.2
단순노무	322.1	185.9	101.3	436.7	321.2	142.1

2. 육아 시간

〈표 6-6〉은 부부의 속성에 따른 부부의 육아시간을 나타내고 있다. 먼저 자녀수에 따라서는 1명일 경우가 부부의 육아시간이 가장 길다는 것을 나타내고 있는데, 이것은 1명의 자녀가 있는 경우가 아직 출산행동이 완료되지 않은 젊은 부부일 가능성이 크기 때문에 자녀의 연령도 낮아서 육아시간이 많은 것으로 보여진다. 자녀의 연령별로 보면, 13세 미만일 경우가 그 이외의 경우보다 많다는 것을 알 수 있다. 그리고 교육수준별로 보면, 아내, 남편 상관없이 교육수준이 높을수록 부부의 육아시간도 많으며, 특히 아내의 경우 고졸과 대졸의 차이가 2배정도인 것으로 나타나고 있다. 그리고 남편의 경우 취업유무에 따른 육아시간의 차이가 크지 않지만, 아내의 경우는 취업일 경우 60.0분, 무직일 경우는 178.8분으로 약 3배의 차이가 난다.

소득별로 살펴보면, 아내와 남편 모두 소득이 낮을수록 육아시간이 증가하는 경향이 있는 것을 알 수 있다. 종사상 지위별로는 부부 모두 비정규직일 경우에 육아 시간이 가장 많은 것으로 나타나고 있다. 직종별로 보면, 부부 모두 관리·전문직일 경우의 육아시간이 가장 많다는 것을 알 수 있다. 그리고 토요일의 경우는 대부분 남편의 육아시간이 증가하면, 아내의 시간은 감소하는, 즉 대체관계에 있는 것으로 나타나고 있다.

전체적으로 부부의 육아시간은 자녀의 수가 많다고 해서 증가하기 보다는 자녀의 연령에 많은 영향을 받는 것으로 보이고, 자녀의 연령이 낮을수록(13세 미만) 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 교육수준이 높을수록 육아시간도 많은 경향이 있는 것으로 나타났는데, 중졸과 대졸의 차이가 컸으며, 소득이 낮을수록 많은 것으로 나타났다.

〈표 6-6〉 부부의 속성에 따른 육아시간

(단위: 분)

	아내			남편		
	평일	토요일	일요일	평일	토요일	일요일
자녀수						
1명	155.0	130.8	112.8	25.8	53.7	60.1
2명	70.7	53.9	35.8	11.5	16.3	18.4
3명 이상	65.2	46.1	28.8	11.5	17.3	17.9
막내연령						
0-2세	259.1	228.2	195.6	42.3	86.6	99.4
3-5세	203.4	173.3	143.9	42.0	83.0	85.6
6-12세	134.6	102.2	83.6	19.2	35.4	43.8
13-17세	37.9	27.9	18.5	5.5	10.3	7.7
18세이상	17.0	12.6	6.1	3.3	2.5	4.1
아내교육수준						
중졸이하	63.2	51.5	21.5	12.1	7.9	7.9
고졸	74.1	55.7	45.0	11.2	19.3	20.4
대졸이상	141.4	123.1	98.9	24.2	49.4	54.9
남편교육수준						
중졸이하	46.6	40.0	32.7	9.6	10.9	12.4
고졸	77.4	66.8	47.7	12.0	19.7	23.9
대졸이상	134.9	111.2	92.6	22.8	46.1	50.0
취업 유무						
취업	60.0	58.3	53.6	16.5	27.4	30.5
무직	178.8	134.0	105.0	21.7	46.2	52.9
소득						
300만원미만	154.0	127.5	117.4	22.8	43.3	60.0
300~500만원	114.1	93.9	67.7	19.1	37.3	36.1
500만원 이상	83.8	72.4	58.9	15.7	30.3	32.4
종사상지위						
정규직	60.4	66.1	60.4	19.8	40.0	45.4
비정규직	67.0	45.0	53.1	21.6	22.8	31.0
자영업	52.8	53.3	34.1	14.2	26.6	25.6
직종						
관리·전문	76.7	78.1	67.2	23.3	42.8	44.8
사무	68.9	73.3	66.1	19.0	48.1	47.1
서비스·판매직	48.6	44.9	39.2	17.0	29.8	34.2
농림어업	26.8	15.7	22.0	17.8	30.0	22.2
기능·장치	33.9	21.8	42.9	14.7	24.1	34.2
단순노무	47.7	30.8	30.3	21.1	27.2	27.0

3. 가사시간

〈표 6-7〉은 부부의 속성에 따른 가사시간을 나타내고 있다. 자녀수에 따른 가사시간의 경우, 아내는 명확한 관계가 보이지 않는 반면, 남편은 자녀가 많을수록 증가하는 경향이 있는 것을 볼 수 있다. 그리고 막내연령, 교육수준(아내와 남편)은 가사시간과 특별한 상관관계가 나타나지 않고 있다. 취업 유무의 경우에는 아내가 무직일 때 가사시간이 많으며, 소득이 낮은 경우 아내의 가사시간은 증가하는 것으로 나타나고 있다.

그리고 종사상 지위가 비정규직, 자영업일 경우가 정규직보다 가사시간이 많으며, 직종이 농림어업에 종사할 경우에 가사시간이 가장 많다는 것을 볼 수 있다. 토요일은 아내와 남편 모두 가사시간이 증가하는 것으로 나타나 육아시간에서 보였던 대체관계가 나타나지 않았으며, 오히려 보완관계에 있는 것으로 나타나고 있다.

가사시간은 명확하게 시간적 여유가 있을 것이라고 생각되는 무직이나 비정규직이 많은 경향이 있다는 것을 제외하고 대체로 속성별로 상관관계가 뚜렷하게 나타나지 않는 경우가 많았으나, 주말에는 아내와 남편 모두 가사시간이 증가하는 경향이 있는 것으로 나타났다.

〈표 6-7〉 부부의 속성에 따른 가사시간

(단위: 분)

	아내			남편		
	평일	토요일	일요일	평일	토요일	일요일
자녀수						
1명	166.3	171.6	182.1	12.4	28.7	38.8
2명	182.3	199.4	203.6	13.4	30.7	36.0
3명 이상	179.7	210.7	213.6	18.3	31.8	43.1
막내연령						
0-2세	167.6	158.7	172.2	13.3	37.4	45.3
3-5세	170.8	175.1	177.4	12.8	30.3	37.0
6-12세	177.1	181.1	183.3	12.4	28.3	37.6
13-17세	184.2	207.0	216.2	14.3	30.3	37.4
18세이상	162.8	192.2	205.8	13.5	25.2	35.4
아내교육수준						
중졸이하	187.6	182.6	188.2	19.2	18.8	24.1
고졸	178.4	188.5	198.8	12.3	24.0	30.9
대졸이상	170.4	183.6	190.4	13.6	34.3	43.7
남편교육수준						
중졸이하	161.4	187.4	174.1	18.0	23.4	19.3
고졸	179.0	186.0	198.2	13.1	23.3	31.2
대졸이상	172.1	185.2	192.1	13.1	33.5	42.7
취업 유무						
취업	130.5	168.3	183.9	15.9	31.6	40.2
무직	227.4	204.4	206.3	10.1	27.9	35.6
소득						
300만원미만	196.7	192.7	190.7	17.3	28.7	34.9
300~500만원	173.5	183.4	195.1	11.7	29.3	38.6
500만원 이상	158.8	183.5	193.6	12.6	31.3	39.7
종사상지위						
정규직	111.8	164.5	185.3	11.3	31.6	40.0
비정규직	151.8	181.5	185.7	17.2	15.5	30.7
자영업	149.2	163.8	177.5	12.7	25.5	33.6
직종						
관리·전문	125.0	167.1	184.6	12.9	35.1	40.5
사무	115.6	181.3	202.3	10.8	37.7	43.1
서비스·판매직	137.7	164.5	168.2	11.8	23.1	35.7
농림어업	223.8	175.7	302.0	14.9	34.7	59.4
기능·장치	106.5	168.0	155.1	11.3	20.2	32.5
단순노무	150.4	153.7	189.2	17.6	28.5	30.2

4. 여가 시간

〈표 6-8〉은 부부의 속성에 따른 여가시간을 나타내고 있다. 먼저 자녀의 수별로 살펴보면, 자녀의 수가 많다고 해서 여가시간이 적다고 볼 수 없으나, 막내의 연령이 낮을수록 여가시간이 감소하는 경향이 있는 것을 알 수 있다. 그리고 교육수준(자신의 교육수준)이 높을수록, 아내와 남편 모두 여가시간이 감소하며, 무직일 경우 아내의 여가시간이 많아진다는 것을 보여주고 있다. 그리고 소득이 많을수록 여가시간은 감소하지만, 종사상 지위에 따른 뚜렷한 차이는 보이지 않는다. 그리고 직종을 보면, 아내는 서비스·판매직일 경우에 여가시간이 가장 많은 반면, 남편은 농림어업일 경우에 여가시간이 가장 많다. 그리고 여가시간은 평일보다는 주말에 더욱 증가하며, 이 증가세는 일요일에 정점을 이룬다. 또한, 여가시간의 절대적인 수치는 남편이 아내보다 많다는 것을 알 수 있다.

전체적으로 여가시간은 자녀수와 큰 상관관계를 보이고 있지 않지만, 막내 연령과는 관계가 있으며, 막내의 연령이 높아질수록 여가시간은 증가하는 경향이 있었다. 그리고 무직일 경우 아내의 여가시간이 많아지며, 소득이 많을수록 감소하는 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-8〉 부부의 속성에 따른 여가시간

(단위: 분)

	아내			남편		
	평일	토요일	일요일	평일	토요일	일요일
자녀수						
1명	181.4	227.0	247.8	165.0	273.5	326.6
2명	207.9	255.9	290.9	207.9	255.9	290.9
3명 이상	202.1	248.3	288.9	202.1	248.3	288.9
막내연령						
0-2세	154.8	179.9	204.7	139.5	243.9	277.2
3-5세	163.6	196.1	218.5	147.8	258.8	298.2
6-12세	189.8	242.4	259.1	170.3	296.1	343.8
13-17세	210.9	259.0	301.8	194.6	305.0	394.8
18세이상	226.6	286.8	315.1	211.0	331.7	397.0
아내교육수준						
중졸이하	211.6	222.9	298.2	225.4	259.4	340.8
고졸	205.4	252.3	276.2	188.8	287.7	374.4
대졸이상	185.7	232.1	260.9	167.0	297.5	337.1
남편교육수준						
중졸이하	196.0	256.3	290.5	227.5	268.0	368.5
고졸	203.0	245.1	274.8	185.5	275.6	362.8
대졸이상	189.5	236.5	263.2	170.3	302.6	345.1
취업 유무						
취업	148.2	228.5	269.6	181.2	293.1	360.2
무직	250.5	252.3	265.7	172.3	292.2	340.5
소득						
300만원미만	216.0	237.0	258.3	191.7	268.5	332.1
300~500만원	193.7	236.5	270.2	173.4	286.4	351.2
500만원 이상	179.3	246.5	271.4	172.2	317.9	365.1
종사상지위						
정규직	128.2	227.1	264.4	162.9	299.9	347.7
비정규직	177.1	245.1	277.3	207.2	249.9	364.0
자영업	162.3	214.7	274.3	183.3	268.4	352.0
직종						
관리·전문	141.8	241.3	288.4	171.8	325.1	358.9
사무	131.7	239.2	261.3	155.8	305.7	355.3
서비스·판매직	159.3	202.6	251.3	170.2	268.7	329.2
농림어업	135.0	201.4	124.0	217.2	290.5	275.6
기능·장치	128.4	203.0	278.7	179.1	267.1	351.4
단순노무	176.1	249.9	279.9	184.3	232.2	357.9

5. 소결

본 절에서는 아내와 남편의 속성에 따른 시간배분 현황에 대하여 살펴 보았다. 각 속성에 따른 아내와 남편의 노동시간 패턴은 대부분 유사하게 나타났으며, 학력, 소득이 높을수록, 정규, 사무직일수록 노동시간이 긴 것으로 나타났다. 육아시간의 경우, 자녀의 수보다는 자녀의 연령이 부부의 시간배분에 영향을 미치는 것으로 보인다. 예를 들어, 자녀가 1명일 경우는 아직 출산이 끝나지 않았을 가능성이 크고, 자녀가 어릴 가능성이 있기 때문에 육아시간이 증가하는 것으로 생각된다. 그리고 남편의 토요일 시간배분의 경우, 평일의 보완적 성격을 띄고 있어 대부분의 시간 사용이 증가하는 경향이 있었으나, 아내의 경우에는 그 반대로 감소하는 경향이 있었다. 즉, 주말의 육아시간은 남편과 아내의 대체적인 관계가 있다는 것을 의미한다.

가사시간은 명확하게 시간적 여유가 있을 것이라고 생각되는 무직이나 비정규직이 많은 경향이 있다는 것을 제외하고 대체로 속성별로 상관관계가 뚜렷하게 나타나지 않는 경우가 대부분이었으며, 여가시간은 자녀 수보다는 막내 연령과는 관계가 있고, 막내의 연령과 양의 상관관계가 있다는 것을 알 수 있었다. 그리고 무직일 경우 아내의 여가시간이 많아지며, 소득이 많을수록 감소하는 것으로 나타났다.

제3절 시간배분 결정요인과 출산행동

본 절에서는 부부의 시간배분에 대한 결정요인, 그리고 부부의 시간배분과 출산과의 관계에 대한 실증분석을 행한다.

1. 시간배분 결정요인

가. 부부의 주중 시간배분

앞 절까지는 전반적인 시간배분의 선행연구와 부부의 실제 시간배분 현황에 대하여 알아보았다. 본 절에서는 부부 중에서도 맞벌이 부부에 초점을 맞춰 시간배분이 어떠한 속성에 영향을 받는지에 대하여 분석한다. 그리고 주말에는 시장 노동을 하지 않는 비율이 많기 때문에 주중과 주말의 시간 사용 내용이 다르다. 따라서 이 둘을 나누어 분석을 한다.

〈표 6-9〉는 (8)-(10)식을 SUR 모델로 추정한 결과를 나타내고 있다. 분석 결과를 보면, 먼저 아내의 임금은 아내 자신의 노동시간에 유의한 영향을 미치고 있지 않으며 배우자의 임금이 증가할수록 아내의 노동시간이 감소하는 경향이 있는 것을 보여주고 있다. 이것은 배우자(남편)의 임금이 높으면 그만큼 아내가 일하지 않는, 즉 아내의 시장 노동이 보조적인 소득원이라는 것을 나타내는 것이라고 할 수 있다. 그리고 남편의 노동시간은 아내의 경향과는 다르게 남편 자신의 임금이 유의하게 음의 영향을 받고 있는데, 이것은 임금상승에 의한 대체효과보다 소득효과가 더욱 크다는 것을 의미하고 있다. 그러나 배우자(아내) 임금이 의한 영향은 없는 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-9〉 부부의 시간배분 추정결과(SUR estimation): 주중

	아내		남편	
	계수	표준오차	계수	표준오차
노동시간				
자신의 임금율	1.630	2.372	-13.594**	5.697
배우자의 임금율	-21.909**	6.517	-1.669	2.070
자신의 연령	11.002	9.338	-2.824	6.073
자신의 연령 제곱	-0.123	0.119	0.004	0.071
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	-78.108***	21.387	-3.112	18.381
대졸 이상	0.549	9.000	-0.342	7.875
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	24.367	20.577	-38.858**	18.609
대졸 이상	-14.556	8.986	-10.151	7.867
자녀수				
0-2세	-2.958*	13.219	-12.781	11.547
3-5세	-21.710**	11.592	-24.416**	10.071
6-12세	-20.916	7.077	-19.108***	6.113
13-18세	-1.035	6.784	-4.598	5.915
18세 이상	6.555	8.654	4.329	7.374
주택 크기	-0.065	0.132	-0.009	0.115
상수항	149.667	180.060	596.748***	128.509
육아시간				
자신의 임금율	-0.080	0.811	2.078	4.010
배우자의 임금율	-0.337	2.227	2.805*	1.616
자신의 연령	-3.605	3.194	3.768	4.155
자신의 연령 제곱	-0.012	0.041	-0.074	0.050
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	10.698	7.282	-18.655	17.081
대졸 이상	6.163*	3.076	0.212	5.727
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	-3.621	7.040	0.968	15.565
대졸 이상	7.577**	3.075	14.917***	5.685
자녀수				
0-2세	14.882**	4.515	48.083***	7.288
3-5세	28.406***	3.960	43.639***	6.545
6-12세	2.780	2.420	7.547*	4.108
13-18세	-17.515***	2.322	-24.548***	4.484
18세 이상	-15.156***	2.962	-40.036***	6.976
주택 크기	0.028	0.045	-0.024	0.081
상수항	216.974***	61.576	-75.587	84.723

	아내		남편	
	계수	표준오차	계수	표준오차
가사시간				
자신의 임금율	-5.749***	1.111	-1.738	3.155
배우자의 임금율	7.791**	3.052	3.974***	1.234
자신의 연령	-7.586*	4.376	-5.805*	3.259
자신의 연령 제곱	0.111**	0.056	0.079**	0.038
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	38.302***	9.978	-3.625	10.259
대졸 이상	-5.931	4.215	-3.488	4.428
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	-15.916*	9.647	16.289	10.066
대졸 이상	0.619	4.213	11.819***	4.454
자녀수				
0-2세	-2.950	6.187	17.302***	6.225
3-5세	-0.770	5.427	15.652***	5.535
6-12세	17.277***	3.316	13.804***	3.314
13-18세	14.586***	3.182	4.476	3.294
18세 이상	-5.727	4.059	0.184	4.118
주택 크기	0.025	0.062	-0.008	0.064
상수항	230.411***	84.377	52.835	68.903
Observations	2,211			

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자녀의 수를 보면, 아내의 경우 6세 미만 자녀의 수가 많을수록 노동시간이 유의하게 감소하고 있으며, 남편의 경우에는 3~13세 미만의 자녀의 존재는 노동시간을 유의하게 감소시키고 있는 것을 보여주고 있다.

다음으로 육아시간에 대한 추정결과를 살펴보면, 아내의 육아시간은 아내 자신의 임금뿐만 아니라 배우자(남편)의 임금에도 유의한 영향을 미치고 있지 않고 있다. 이것은 기술 통계 분석 결과에서 나타난 바와 같이 주로 여성이 육아를 담당하기 때문에, 즉, 자신 및 상대방(배우자)의 임금에 관계없이 항상 많은 시간을 육아에 할애하고 있기 때문이라고 생각된다. 그리고 남편의 육아시간은 자신의 임금에 유의한 영향을 받지 않지만, 배우자(아내)의 임금이 높을수록 증가하는 경향이 있는 것으로 나타

나고 있다.

그리고 배우자의 학력이 높을수록 아내와 남편의 육아시간이 모두 증가하는 경향을 볼 수 있으며, 자신의 학력은 아내에게만 양(+)¹⁾의 유의한 영향을 미치고 있는 것을 보여주고 있다. 다음으로 자녀수의 영향에 대하여 살펴보면, 자녀 연령이 낮을수록 부부 모두 육아시간이 증가하는 경향이 있다. 그러나 이러한 증가는 13세 미만의 자녀를 가지고 있을 때이며, 13세 이상 자녀의 경우는 부부의 육아시간이 유의하게 감소하는 것을 나타내고 있다. 즉, 육아시간은 자녀의 연령이 13세를 기점(threshold)으로 변화한다고 할 수 있는데, 자녀가 13세를 넘어서게 되면 자녀의 돌봄에 투자하는 시간이 점점 감소하는 것을 의미한다.

마지막으로 가사시간의 분석 결과를 보면, 남편의 임금이 증가할수록 아내의 가사시간은 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 아내의 임금이 증가할수록 남편의 가사시간도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한, 아내의 가사시간은 아내 자신의 임금에도 영향을 받고 있는데, 아내 자신의 임금이 증가할수록 가사시간은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이것은 다른 모든 조건이 일정하다고 하였을 때(*ceteris paribus*), 아내의 임금이 높아질수록 가계 내에서 아내의 교섭력이 높아지기 때문에(Pollack, 2005; 조성호, 2015), 배우자(남편)의 가사시간이 증가하는 것으로 생각해 볼 수 있다.

그리고 자신의 학력이 낮을수록 아내 자신의 가사시간은 증가하며, 배우자(남편)의 학력이 낮을수록 감소하는 것으로 나타나고 있으며, 남편의 가사시간은 배우자(아내)의 학력이 높을수록 증가하는 경향이 있는 것으로 나타나고 있다. 자녀에 의한 영향은 남편과 아내가 다르게 나타나고 있는데, 남편의 가사시간은 자녀의 연령이 13세 미만일 경우 증가하고, 아내는 6세부터 18세 미만의 경우 증가하고 있다.

〈표 6-10〉 부부의 시간배분 추정 잔차의 상관관계: 주중

		아내			남편		
		노동시간	육아시간	가사시간	노동시간	육아시간	가사시간
아 내	노동시간	1.000					
	육아시간	-0.345***	1.000				
	가사시간	-0.555***	0.205***	1.000			
남 편	노동시간	0.181***	0.012	-0.033	1.000		
	육아시간	0.014	0.039	-0.008	-0.132***	1.000	
	가사시간	0.077***	-0.031	-0.063***	-0.311***	0.238***	1.000

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈표 6-10〉은 (8)-(10)식을 추정하고 난 잔차의 상관계수를 나타내고 있다. 관찰되지 않은 요인들에 의하면, 아내의 노동시간과 육아 및 가사 시간은 음의 관계를 나타내고 있다. 이것은 예를 들어, 일을 중시하는 여성은 육아와 가사에 상대적으로 적은 시간을 투입한다는 것을 의미한다. 그러나 육아와 가사시간은 서로 양의 관계를 나타내고 있는 것으로 생각할 때, 육아에 투입하는 시간이 많으면 가사에 투입하는 시간도 많아지는 것이라고 생각해 볼 수 있겠다.

그리고 부부의 시간배분 상관관계를 보면, 아내와 남편의 노동시간이 양의 관계를 나타내고 있다. 즉, 우리나라 부부의 시장 노동에 있어서는 남편과 아내의 관찰되지 않은 요인이 유사할 가능성 assortative mating이 있다는 것을 의미하고 있다(Bloemen et al., 2010). 그리고 아내의 노동시간과 남편의 가사시간은 보완관계에 있는 것으로 나타났다. 다시 말하면, 아내의 노동시간이 길어지면, 집안일은 남편이 하는 경향이 있는 것을 나타낸다고 볼 수 있다. 그러나 부부의 가사시간은 서로 대체 관계가 있는 것으로 나타나고 있으며, 이것은 아내의 가사시간이 길어지면, 남편은 상대적으로 가사에 투입하는 시간을 줄이는 것을 의미한다.

남편 자신의 시간배분의 관계는 아내와 대부분 유사하여 노동시간과

육아시간과 가사시간은 음의 관계, 육아시간과 가사시간은 양의 관계를 나타내고 있다. 이러한 경향은 부부의 시간배분에 있어서 노동시간과 육아·가사시간은 상충적 관계(trade-off relationship)에 있고, 육아시간과 가사시간은 보완관계에 있다는 것을 의미하고 있다.

나. 부부의 주말 시간배분

부부의 주말 시간배분에 영향을 미치는 요인은 주중과 대부분 유사하며 차이가 있는 것을 중심으로 설명한다. 추정결과는 부록에 제시하고 있다.

주중과 주말의 두드러진 차이는 임금과 자녀의 영향이라고 할 수 있다. 주중 결과에서 아내의 임금은 아내 자신의 노동시간에 유의한 영향이 없었으나 주말에는 유의하게 음의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한, 주중 배우자(아내)의 임금은 남편의 노동시간에 유의한 영향이 없었으나 주말에는 유의하게 음의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 이것은 아내의 임금이 높으면 가계에 여유가 생겨 남편의 시장 노동이 감소하는 것으로 생각해볼 수도 있을 것이다. 그리고 아내의 노동시간은 자녀에 의한 유의한 영향이 조금씩 사라지고 있는 것을 볼 수 있다.

주중의 가사시간에서 자신의 임금은 아내만 유의하였는데, 주말에는 남편의 임금이 양(+)의 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나, 임금이 높은 남편일수록 주말에 가사일을 많이 하는 경향이 있는 것으로 나타나고 있다.

잔차의 상관관계를 보면, 남편의 시간배분 상관관계에서는 그다지 큰 변화가 없으나, 부부간 및 아내의 상관관계에 있어서는 많은 변화가 있다. 먼저 남편의 육아시간과 아내의 노동시간, 남편의 육아시간과 아내의 육아시간, 남편의 가사시간과 아내의 육아시간이 음(-)의 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 즉, 주말에는 아내의 노동시간이 증가해도 남편의

육아 조력이 적고, 아내가 육아를 하면 남편 육아를 하지 않는 경향이 있으며, 남편의 가사와 아내의 육아가 서로 상충관계에 있는 것을 의미한다. 그러나 남편과 아내의 주말 가사시간은 서로 보완관계에 있는 것으로 나타나고 있다.

2. 남편의 시간배분과 출산행동

본 소절에서는 남편의 시간배분(육아·가사시간)이 출산에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 분석한다.

가. 기술적 분석

〈표 6-11〉은 각 조사 연도별 출산 유무를 나타내고 있다. 1기(2007-2008)에는 5.6%, 2기(2008-2010)에는 4.4%, 3기(2010-2012)에는 3.8%의 여성이 출산을 한 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-11〉 분석대상 여성의 출산 유무

(단위: %, 명)

기간	유	무	합계	
1기(2007-2008)	5.6	94.5	100.0	4,559
2기(2008-2010)	4.4	95.6	100.0	4,055
3기(2010-2012)	3.8	96.2	100.0	3,512
합계	4.7	95.3	100.0	12,126

〈표 6-12〉는 남편의 육아·가사시간별 아내의 출산유무를 나타내고 있는데, 대체로 남편의 육아·가사시간이 길수록 아내의 출산 비율도 높아지고 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 6-12〉 남편의 육아·가사시간별 아내의 출산유무

(단위: %, 명)

구분	유	무	합계	
0분	2.1	97.9	100.0	3,941
0-10분	3.6	96.4	100.0	2,572
10-30분	6.6	93.4	100.0	1,974
30분 이상	7.1	92.9	100.0	4,262

〈표 6-13〉은 아내의 육아·가사시간별 출산유무를 나타내고 있는데, 분포의 양 사이드의 여성들은 출산 비율이 높은 반면, 중앙부의 여성들은 낮은 것을 볼 수 있다. 육아·가사시간이 길다는 것은 전업주부일 가능성이 클 것이고, 육아·가사시간이 짧다는 것은 일을 하고 있을 가능성이 큰 것을 의미한다. 즉, 시장 노동에 투입하는 시간이 많아서 집안일에 투입하는 시간이 상대적으로 적은 여성의 출산이 높다고 할 수 있는데, 이 경우 아이를 보육할 수단이 확보되어 있어 아이 양육에 대한 부담이 덜하기 때문일 가능성이 있다.

〈표 6-13〉 아내의 육아·가사시간별 아내의 출산유무

(단위: %, 명)

구분	유	무	합계	
125분 미만	5.3	94.7	100.0	3,206
125-185분	3.3	96.7	100.0	2,855
185-315분	3.0	97.0	100.0	2,999
315분 이상	6.8	93.2	100.0	3,049

〈표 6-14〉는 남편의 육아·가사시간 분담별 아내의 출산유무를 나타내고 있는데, 남편의 분담율이 클수록 아내의 출산비율이 높아지는 경향이 있는 것을 알 수 있다.

〈표 6-14〉 남편의 육아·가사시간 분담(%)별 아내의 출산유무

(단위: %, 명)

구분	유	무	합계	
0	2.1	97.9	100.0	3,921
4.5 미만(0 제외)	3.9	96.1	100.0	1,872
4.5-9.5 미만	5.4	94.7	100.0	2,169
9.5-20 미만	6.5	93.5	100.0	1,959
20 이상	7.4	92.6	100.0	2,125

나. 회귀분석

〈표 6-15〉는 19~49세 미만 유배우 여성의 출산 확률을 추정하여 각 변수의 한계효과를 나타내고 있는 결과이다¹⁴⁾. 세 개의 모델로 추정을 하였는데 모델 1은 남편의 육아·가사시간, 모델 2는 아내의 육아·가사시간, 모델 3은 남편의 육아·가사 분담율을 도입한 모델이다.

추정결과를 보면, 모델 1에서 아내의 육아·가사시간은 출산에 유의한 영향을 미치고 있지 않는 것으로 나타나고 있다. 그러나 모델 2에서 남편의 육아·가사시간은 1%의 유의수준에서 출산에 양의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데 그 크기는 0.01%이다. 즉, 남편이 집안일에 투입하는 시간을 1시간 증가시키면, 아내의 출산이 0.01% 증가한다는 것을 의미한다. 따라서 남편의 육아·가사시간이 10시간 늘어나면 아내의 출산이 0.1% 증가한다고 할 수 있다.

다음으로 모델 3의 남편의 육아·가사 분담율은 유의하게 출산을 증가시키는 영향을 미치고 있으며, 그 크기는 0.01%로 육아·가사시간과 유사하게 나타나고 있다. 즉, 남편의 육아·가사 분담율이 1% 증가하면, 출산 확률이 0.01% 증가한다는 것이다.

14) 한계효과는 각 설명변수의 평균을 기준으로 도출하였다.

시간배분 관련 변수 이외의 영향을 살펴보면, 아내의 혼인연령이 증가하면 출산은 유의하게 감소하며, 아내가 취업 상태에 있는 경우에는 약 1% 정도 출산확률이 감소하는 것을 나타내고 있다. 집의 소유형태가 전세일 경우, 자가에 비하여 출산확률이 감소하는 것으로 나타나고 있으나, 월세와는 유의한 차이를 보이고 있지 않고 있다. 그리고 막내 자녀의 연령이 높을수록, 자녀수가 많을수록 출산확률은 감소한다. 이렇듯 자녀수에 따른 출산확률이 유의한 차이를 보였기 때문에, 다음 표에서는 자녀수 별로 어떠한 차이가 있는지 조금 더 상세하게 분석한다.

〈표 6-15〉 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세 유배우 여성 전체

	model 1	model 2	model 3
아내의 육아·가사시간	-0.00001 (0.00001)		
남편의 육아·가사시간		0.00013** (0.00006)	
남편의 육아·가사 분담율			0.00011*** (0.00003)
남편의 교육연수	-0.00017 (0.00011)	-0.00019* (0.00011)	-0.00019* (0.00011)
남편의 혼인연령	-0.00014 (0.00014)	-0.00014 (0.00014)	-0.00016 (0.00014)
아내의 교육연수	0.00032 (0.00023)	0.00032 (0.00024)	0.00030 (0.00023)
아내의 혼인연령	-0.00068*** (0.00018)	-0.00072*** (0.00019)	-0.00067*** (0.00018)
아내의 취업여부(취업=1)	-0.00218** (0.00101)	-0.00230** (0.00104)	-0.00297*** (0.00107)
막내 자녀 연령	-0.00200*** (0.00024)	-0.00198*** (0.00023)	-0.00194*** (0.00023)
가구소득 로그	0.00005 (0.00074)	0.00014 (0.00077)	0.00016 (0.00075)

	model 1	model 2	model 3
집의 소유형태(Ref. 자가)			
전세	-0.00164* (0.00095)	-0.00174* (0.00099)	-0.00170* (0.00096)
월세	0.00052 (0.00110)	0.00056 (0.00114)	0.00042 (0.00111)
자녀수	-0.01280*** (0.00196)	-0.01320*** (0.00197)	-0.01275*** (0.00193)
상수항	1.94493*** (0.48880)	1.82204*** (0.48649)	1.77921*** (0.48740)
Log-likelihood	-1195.40	-1192.40	-1185.50
Chi2(d.f.)	991.72	997.55	1003.10
Pseudo R-squared	0.293	0.295	0.297
Observations	10,978	10,977	10,954

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, () is standard error

〈표 6-16〉은 자녀가 1명인 유배우 여성의 추가 출산확률을 분석한 결과를 나타내고 있다. 먼저 아내의 육아·가사시간은 유의한 영향이 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 남편의 육아·가사시간을 보면 양의 유의한 영향을 미치고 있으며, 그 크기는 전체 추정결과보다 큰 0.161%를 나타내고 있다. 따라서 남편이 집안일을 1시간 증가시키면 아내의 출산확률이 0.16%, 10시간 증가시키면 1.6% 증가하는 것을 알 수 있다. 그리고 남편의 육아·가사 부담율은 전체 결과보다 매우 크게 나타나고 있는데, 그 크기는 0.11%이다. 즉, 남편의 육아·가사 부담율이 1% 증가하면 출산확률이 0.11% 증가한다는 것을 의미한다.

〈표 6-16〉 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세이며 자녀수 한 명인 유배우 여성

	model 1	model 2	model 3
아내의 육아·가사시간	0.00009 (0.00017)		
남편의 육아·가사시간		0.00161** (0.00063)	
남편의 육아·가사 분담율			0.00106*** (0.00036)
남편의 교육연수	0.00070 (0.00149)	0.00056 (0.00150)	0.00051 (0.00149)
남편의 혼인연령	-0.00267 (0.00175)	-0.00275 (0.00176)	-0.00293* (0.00174)
아내의 교육연수	0.00265 (0.00292)	0.00263 (0.00294)	0.00262 (0.00290)
아내의 혼인연령	-0.00561*** (0.00203)	-0.00560*** (0.00204)	-0.00524*** (0.00201)
아내의 취업여부(취업=1)	-0.01215 (0.01294)	-0.01644 (0.01277)	-0.02269* (0.01307)
막내 자녀 연령	-0.01950*** (0.00128)	-0.01899*** (0.00125)	-0.01912*** (0.00124)
가구소득 로그	0.00600 (0.00968)	0.00711 (0.00974)	0.00642 (0.00962)
집의 소유형태(Ref. 자가)			
전세	-0.01941* (0.01176)	-0.01862 (0.01182)	-0.01915 (0.01170)
월세	-0.00580 (0.01491)	-0.00439 (0.01501)	-0.00497 (0.01482)
상수항	0.68738 (0.65746)	0.60049 (0.65239)	0.62164 (0.65345)
Log-likelihood	-677.16	-673.87	-672.56
Chi2(d.f.)	279.43	286.31	287.72
Pseudo R-squared	0.171	0.175	0.176
Observations	2,010	2,011	2,007

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, () is standard error

<표 6-17>은 자녀가 들인 여성의 추가 출산 확률을 추정한 결과이다. 아내와 남편의 육아·가사시간은 출산에 유의한 영향을 미치고 있지 않은 반면, 남편의 육아·가사 분담율은 0.006%의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

<표 6-17> 출산 확률 추정(probit 한계효과): 19~49세이며 자녀수 두 명인 유배우 여성

	model 1	model 2	model 3
아내의 육아·가사시간	-0.00002 (0.00001)		
남편의 육아·가사시간		0.00002 (0.00006)	
남편의 육아·가사 분담율			0.00006* (0.00003)
남편의 교육연수	-0.00031** (0.00012)	-0.00035*** (0.00013)	-0.00034*** (0.00013)
남편의 혼인연령	-0.00008 (0.00013)	-0.00008 (0.00014)	-0.00009 (0.00014)
아내의 교육연수	0.00010 (0.00023)	0.00010 (0.00024)	0.00008 (0.00024)
아내의 혼인연령	-0.00043** (0.00019)	-0.00047** (0.00020)	-0.00045** (0.00019)
아내의 취업여부(취업=1)	-0.00291** (0.00118)	-0.00285** (0.00122)	-0.00331*** (0.00128)
막내 자녀 연령	-0.00109*** (0.00022)	-0.00110*** (0.00021)	-0.00106*** (0.00021)
가구소득 로그	-0.00053 (0.00072)	-0.00060 (0.00076)	-0.00052 (0.00075)
집의 소유형태(Ref. 자가)			
전세	-0.00060 (0.00089)	-0.00074 (0.00095)	-0.00073 (0.00094)
월세	0.00031 (0.00101)	0.00029 (0.00107)	0.00009 (0.00106)
상수항	1.20944 (0.79999)	1.15092 (0.79808)	1.06443 (0.79955)
Log-likelihood	-415.24	-416.13	-411.59
Chi2(d.f.)	186.56	184.77	184.82
Pseudo R-squared	0.183	0.182	0.183
Observations	7,103	7,102	7,086

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, () is standard error

제4절 소결

1. 요약

본 장에서는 부부의 시간배분에 대한 전반적인 선행연구 및 이론을 정리하고, 「2014 생활시간조사」 자료를 이용하여 부부의 시간배분 현황에 대하여 분석하였다. 그리고 노동, 육아, 가사시간과 같은 부부의 시간배분 결정요인을 동시 추정법을 이용하여 분석하였고, 이러한 시간배분이 출산에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서도 분석하였다.

분석 결과, 대체로 아내 시간배분의 경우는 주로 배우자(남편)의 임금에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 아내 자신의 노동시간은 남편의 임금이 증가할수록 감소하며, 가사시간은 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 육아시간은 부부의 임금 모두에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

반면 남편의 육아 및 가사시간은 아내에 비하여 매우 적은 것으로 나타났으며, 그 결정요인에 대하여 살펴보면, 남편의 시간배분 중 노동시간은 자신의 임금과 음의 유의한 관계가 있었으나, 그 이외의 시간, 즉 육아시간과 가사시간과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그러나 자녀의 존재는 남편의 시간배분에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 어린 자녀의 존재는 남편의 노동시간을 감소시키며, 육아와 가사시간을 증가시키는 영향이 있다는 것을 알 수 있었다. 어린 자녀의 존재와 더불어 육아·가사시간을 더욱 증가시키는 요인은 배우자(아내)의 임금이 증가할 경우이다. 배우자의 임금이 많고, 어린 자녀가 있을 경우 남편의 육아·가사시간이 증가한다고 볼 수 있다.

시간배분의 상관관계는 부부가 유사한 것으로 나타났는데, 노동시간과 육아·가사시간이 상충적 관계에 있고, 육아시간과 가사시간은 보완관계

에 있으며, 시장 노동시간에 있어서는 남편과 아내의 관찰되지 않은 요인이 유사할 가능성이 있는 것을 알 수 있었다. 그리고 부부간 시간배분의 상관관계는 아내의 노동시간과 남편의 가사시간은 보완관계에 있으나, 가사시간은 대체관계에 있는 것으로 나타났다. 이것은 곧 아내의 부재로 인하여 부족한 집안일은 남편이 하는 경향이 있으나, 집안일을 부부의 누군가가 한다면 다른 한 쪽은 안하게 된다는 것을 의미한다.

남편의 시간배분과 출산과의 관계에 대한 분석결과는 남편의 육아·가사 분담율이 출산에 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 둘째아 출산에 있어서는 남편의 육아·가사 분담율이 10% 증가할 때 1.1%의 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 셋째아 출산확률에도 유의한 영향을 미치고 있기 때문에, 남편의 육아·가사 분담이 출산에 큰 영향을 미치는 요인이라는 것을 알 수 있다.

2. 함의

분석결과에서 아내의 시간배분은 남편의 임금에 많은 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 여성의 시간배분이 남편과의 경제적 의존관계에 많은 영향을 받는 것으로 볼 수 있다. 그러나 육아시간은 부부의 임금 모두에 영향을 받지 않고 있다는 것으로 나타나, 여성의 육아는 전통적으로 형성된 젠더 가치관에 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 즉, 젠더 수행적(doing gender) 의식이 육아시간 결정 메카니즘에 많은 영향을 주고 있는 것으로 볼 수 있다(김수정, 김은지, 2007).

경제학적 관점에서 생각해보면, 아내의 임금 증가는 아내 자신의 가사시간 감소라는 결과로 귀결되었으며, 이것은 곧 아내의 임금 증가가 아내 자신의 노동에 대한 시간적 가치 증가로 연결된 것이라 할 수 있으며, 특

히 대체효과가 소득효과보다 커서 가사시간을 감소시켰을 가능성이 있다. 이러한 가사시간 감소가 가계 내 생산물(h_f)의 감소로 이어질 수 있다고 생각한다면, 아내의 임금 증가는 결국 가계 내의 교섭력을 변화시켜 가계 내 생산물(h_f)에 음의 영향을 미치는 것으로 결론지을 수 있을 것이다. 즉, 아내의 임금이 증가하면 가사시간을 감소시키고, 그렇게 된다면 가사, 예를 들어 세탁을 하는 횟수 및 음식을 만드는 양 등이 감소하게 된다고 할 수 있다.

그리고 남편의 시간배분과 출산과의 관계에 대한 분석결과는 남편의 육아·가사시간 및 분담율이 출산에 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남편의 육아·가사 분담율을 증가시키는 방법은 남편의 육아·가사시간이 증가시키는 방법, 또는 아내의 절대적인 육아·가사시간을 감소시키는 방법이 있을 것이다. 그러나 육아와 가사의 경우, 최소한 해야 하는 양이 정해져 있기 때문에 아내의 육아·가사시간을 감소시키는 것에는 한계가 있다. 따라서 남편의 육아·가사시간의 절대적 수치를 증가시키는 것이 필요할 것으로 생각된다.

이상과 같이 본 분석의 결과는 여성의 임금 증가와 남편의 육아·가사시간, 그리고 남편의 육아·가사시간과 출산이 매우 밀접한 관련이 있었다. 이러한 관계로부터 생각해보면, 여성의 경력 단절을 방지하는 것은 기업 특수 인적자본 축적의 단절을 방지하는 것으로, 여성의 임금 증가에 기여할 수 있다. 아내의 임금이 증가하고 남편의 육아·가사시간이 증가하면, 출산에 긍정적으로 작용할 것이다. 자녀를 출산하면 남편의 육아시간이 다시 증가함으로써, 선순환관계를 형성하게 된다. 여성의 임금 증가, 남편의 육아 가사시간 증가, 그리고 출산 간의 선순환 관계를 위해서는 결국 여성의 일과 가족의 양립이 결정적 작용을 하고 있음을 알 수 있다. 따라서 앞으로는 여성의 임금이 저하되지 않도록 하는 경력단절 방지를 위

한 정책적 노력이 매우 중요할 것이다. 또한 남편의 장시간 노동에 의하여 육아·가사시간이 감소하였기 때문에, 남편의 장시간 노동을 완화시킬 수 있도록 하는 것이 필요하다.

여성의 경력단절을 예방하기 위하여 현재 시행되고 있는 출산전후 휴가와 육아휴직, 그리고 유연한 근무형태 등의 시간보장 제도에 대한 집중적 관심이 필요하다. 다른 한편 남성의 가사 및 육아 참여를 위한 제도적 장치를 마련하는 것이 또한 중요할 것이다.

제 7 장

결론

제1절 연구결과 요약

제2절 연구결과의 정책적 함의



제1절 연구결과 요약

본 연구는 여성의 경제활동과 관련한 제도적 특성이 출산 및 자녀양육 관련 행태와 어떤 관계를 나타내는지 분석하고자 하였다. 이 연구는 크게 다섯 개의 연구주제를 구성하여 분석하였다. 우선 노동시장 불평등과 출산율의 관계를 국가 단위에서 거시분석을 하였다. 둘째로 지역수준의 노동시장 제도와 출산율의 관계, 셋째는 혼인과 출산의 생애사건 발생에 따른 여성들의 노동시장 이탈 및 잔존 결정 요인, 넷째는 여성의 임금구조와 출산율의 관계, 다섯째 여성의 시간활용과 출산행태를 분석하였다. 이런 분석에서 공통적인 문제의식은 제도적 관점에 주목하는 것이었다.

우선 노동시장 불평등과 출산율의 관계에 대한 국가 단위 거시분석 결과에 따르면, 당초 우리가 출산율에 영향을 미칠 것으로 생각했던 거시변수들은 소득불평등과 고용보호 정도를 제외하고는 대체로 직관에 가까운 상관관계를 보였다. 우선, 소득불평등과 출산율은 전체적으로 양(+)의 상관관계를 가지지만, 소득불평등도가 낮은 국가군에서는 음(-)의 상관관계를 가진다. 이 같은 관계는 전체소득보다 임금소득에서 더 강하게 나타난다. 둘째, 성별 임금격차와 고용률 격차로 확인한 젠더불평등은 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 보인다. 젠더불평등이 클수록 출산율이 낮아질 수 있음을 시사하고 있다. 셋째, 노동시장 환경을 나타내는 변수 중 실업률, 여성실업률, 저임금 노동자비율은 출산율과 음(-)의 상관관계를 보이고, 여성고용률은 양의 상관관계(+)를 보인다. 노동시장의 안정성,

특히 여성의 노동시장 안정성은 출산율 제고에 도움이 될 것이라는 함의를 가진다. 고용보호정도는 전체적으로 출산율과 음(-)의 상관관계를 가지는데 평균적인 고용보호 정도가 중간쯤 되는 사민주의 국가에서는 양(+의 상관관계를 가진다. 넷째, 전반적으로 여성의 노동시장에서의 지위는 출산율과 양(+의 상관관계를 가진다. 비자발적 여성시간제 비율은 출산율과 음(-)의 관계를 가지지만 전체적인 여성시간제 비율은 반대의 관계를 보인다. 다섯째, 일·가족 양립환경은 대체로 출산율과 양(+의 관계를 보이지만, 구체적인 항목별로는 조금 차이가 있다. 가족관련 사회지출 비중, 공보육지출 비중은 양(+의 관계를, 모성/부모휴가 비중은 음(-)의 관계를 가진다.

또한 OECD 국가 패널 자료를 이용한 동태적 패널 분석결과에 따르면, 전기의 노동시장 불평등이 증가하면 다음기의 출산율의 증가율은 감소했다. 노동시장의 성별 격차 또는 젠더불평등을 대표하는 지표로 성별임금 격차를 사용한 결과 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 실업률 또는 여성실업률은 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 최근 관련 연구결과와의 맥을 같이 하는 것으로 확인됐다. 정규직에 대한 고용보호정도는 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로, 일·가족 양립을 위한 사회지출은 역시 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인됐다.

두 번째 연구주제는 지역 수준의 노동시장 제도와 출산율의 관계였다. 162개 지역의 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 단순 상관관계 분석결과에 따르면, 15세 이상 여성 인구 중 여성 경제활동참가율과 합계출산율은 양의 상관관계를 나타냈다. 그러나 가임여성 임금근로자비율은 합계출산율과 음의 상관관계를 나타냈다. 그리고 2012년 이후부터 여성 경제활동참가율과 합계출산율의 양의 상관관계가 약화되고 있고, 임금근로

자비율과 합계출산율의 음의 상관관계는 더 강화되고 있다.

162개 지역의 노동시장 제도 변수가 해당 지역에 거주하는 개인의 총 출생아수에 미치는 영향을 분석한 결과, 지역단위 노동시장 제도가 개인의 출산수준에 영향을 미치고 있었다. 지역 수준의 여성 경제활동참가율이 개인의 총출생아수에 양의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 반면 지역 수준의 가임여성 임금근로자 비율은 총출생아수에 음의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 지역적 맥락에서 볼 때, 임금근로자 중심으로 노동시장이 구조화된 지역에 거주하는 여성들은 출산에 부정적인 선택을 하고 있는 것으로 해석된다.

다른 한편 지역 수준의 노동시장 제도가 해당 지역에 거주하는 개인의 향후 출산계획에 어떤 영향을 미치는지 분석한 결과, 여성의 경제활동참가율은 개인의 향후 출산에 긍정적으로 영향을 미치고, 가임여성 임금근로자비율은 개인의 향후 출산계획에 부정적으로 영향을 미치고 있었다.

다양한 분석 모형을 적용한 결과 일관된 경향성은 지역 수준에서 여성의 경제활동참가율은 개인의 출산에 긍정적 영향을 미치지만, 지역 수준의 임금근로자비율은 개인의 출산에 부정적 영향을 미친다는 점이었다. 그리고 지역의 노동시장제도가 개인의 출산에 영향을 미치고 있는데, 이는 지역에 거주하는 개인은 해당 지역의 노동시장 특성을 인지하고 출산을 결정하고 있는 것으로 해석된다.

세 번째 연구 주제는 혼인과 출산의 생애사건 발생에 따른 우리나라 여성들의 노동시장 이탈 및 잔존 결정 요인을 실증적으로 분석하는 것이었다. 인구센서스 자료를 바탕으로 2000년과 2010년의 여성 연령별 경제활동 참가율을 표준화하여 비교해본 결과, 여성의 경력단절이 여전히 높은 수준으로 나타났다. M자형 분포에서 최저점 이전 연령대에서 여성의 경제활동참가율이 크게 높아졌다는 점을 고려하면 경력단절의 양상은 오

히려 더 심화된 것으로 나타난다.

또한 노동패널 자료를 이용하여 여성들의 생애사건에 따른 노동참여 이탈 혹은 잔존 여부를 결정하는 요인 분석 결과, 생애사건에 따라 경제활동의 이탈 혹은 지속을 결정짓는 중요한 변인은 학력, 급여수준, 정규직 여부로 나타났다. 학력은 사실상 직업의 질을 설명하는 변인이 될 수 있다는 점에서 높은 직업의 질 및 일·가족 양립의 지원(정규직)이 주요 결정 요인이라고 할 수 있다.

그러나 생애과정의 단계에 따라 노동시장 잔존 결정요인들은 다소의 차이가 나타나는데, 특히 첫째아 출산에 있어서는 확연히 구분되는 패턴을 보였다. 중산층 이상 집단의 경력단절은 사회적으로도 그 손실의 정도가 높다고 할 수 있으므로 자녀 양육 투자의 경향으로 인한 선택이, 반대로 저소득 저학력 집단에서는 직업활동으로 인한 낮은 효용성이 노동시장 이탈을 가져 온 것으로 판단된다.

한편 경제상황이 좋은 시기에 더 높은 이탈 경향을 보였는데, 이는 여성의 노동이 가계 내에서 보조적 역할에 머물고 있음을 보여준다. 그리고 각 생애사건에서 노동시장 이탈 경향은 코호트에 따라 차이가 나타나지 않았는데, 이는 일·가족 양립이 산업 구조조정, 정책적 지원 등에도 불구하고 그 효과가 나타나지 않았음을 시사하는 부정적 결과로 해석된다.

네 번째 연구 주제는 여성의 임금구조와 출산율의 관계였다. 여성가족패널 자료를 이용하여 Butz와 Ward(1979)의 출산율 결정 모형 분석 결과, 여성임금은 임금수준 그 자체만으로는 출산에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 소득구간에 따른 출산에 대한 소득효과도 관찰되지 않았다.

소득계층별로 기초분석을 실시한 결과, 저소득층의 교육수준이 가장 낮음에도 불구하고 취업모 비율이 가장 높은 것으로 나타났으며 이들의

임금수준은 소득상층의 임금수준과 2배 이상의 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 여성노동의 일자리가 양질의 일자리가 아닐 가능성을 내포하고 있다.

출산확률에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 여성임금의 절대적 수준보다 가계 내에서 남성임금과의 상대적 크기에 따라 출산확률이 달라지는 것으로 나타났다. 이는 가계내의 성별 임금수준의 차이에 따라 출산행위가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 연구결과 여성임금의 상대적 크기(남성소득 대비 여성임금 비율)가 클수록 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다. 남편소득을 통제한 경우, 가계소득을 통제한 경우 모두 동일한 결과를 나타내고 있으며 이는 동일한 가계소득 수준 하에서 여성임금의 상대적 크기가 클수록 출산확률이 높다는 것을 의미한다.

통상적으로 여성임금의 상대적 크기가 크다는 것은 가계 내에서 여성임금의 역할이 더 크다는 것을 의미하며 이러한 가구일수록 여성의 출산에 대한 기회비용은 더 커지는 상황으로 이해될 수 있다. 이처럼 여성의 출산에 대한 기회비용이 더 커짐에도 불구하고 출산확률이 증가한다는 것은 이들의 일자리 특성에 기인하는 것으로 이해된다. 즉, 남성소득대비 여성소득이 차지하는 비율이 높은 가구일수록 여성의 일자리가 보다 안정적이고 양질의 일자리일 가능성이 있다. 이에 따라 일·가족 양립이 가능하도록 하는 제도적 혜택을 받고 있을 가능성이 매우 높다. 본 연구에서 여성의 직종은 유의한 변수로 나타나지 않음에 따라 이러한 차이는 직종간의 차이라기보다는 직종 내에서의 차이에 기인한 것으로 이해된다.

다섯 번째 연구 주제는 여성의 시간활용과 출산행태를 분석하는 것이었다. 「2014 생활시간조사」 자료를 이용하여, 노동, 육아, 가사시간과 같은 부부의 시간배분 결정요인을 동시 추정법을 이용하여 분석하였고, 이러한 시간배분이 출산에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

분석 결과, 대체로 남편의 육아 및 가사시간은 아내에 비하여 매우 적은 것으로 나타났으며, 남편의 시간배분 중 노동시간은 자신의 임금과 음의 유의한 관계가 있었으나, 그 이외의 시간, 즉 육아시간과 가사시간과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그러나 자녀의 존재는 남편의 시간배분에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 어린 자녀의 존재는 남편의 노동시간을 감소시키며, 육아와 가사시간을 증가시키는 영향이 있었다. 어린 자녀의 존재와 더불어 육아·가사시간을 더욱 증가시키는 요인은 배우자(아내)의 임금이 증가할 경우이다. 배우자의 임금이 많고, 어린 자녀가 있을 경우 남편의 육아·가사시간이 증가한다고 볼 수 있다.

아내 시간배분의 경우는 주로 배우자(남편)의 임금에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 아내 자신의 노동시간은 남편의 임금이 증가할수록 감소하며, 가사시간은 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 육아시간은 부부의 임금 모두에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

부부의 시간배분 상관관계는 노동시간과 육아·가사시간이 상충적 관계에 있고, 육아시간과 가사시간은 보완관계에 있으며, 시장 노동시간에 있어서는 남편과 아내의 관찰되지 않은 요인이 유사할 가능성이 있을 것을 알 수 있었다. 그리고 아내의 노동시간과 남편의 가사시간은 보완관계에 있으나, 가사시간은 대체관계에 있는 것으로 나타났다. 이것은 곧 아내의 부재로 인하여 부족한 집안일은 남편이 하는 경향이 있으나, 집안일을 부부의 누군가가 한다면 다른 한 쪽은 안하게 된다는 것을 의미한다.

남편의 시간배분과 출산과의 관계에 대한 분석결과는 남편의 육아·가사 분담율이 출산에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 둘째아 출산에서 남편의 육아·가사 분담율이 10% 증가할 때 1.1%의 출산확률이 증가하는 것으로 나타났다.

제2절 연구결과의 정책적 함의

본 연구의 각 연구 주제는 여성의 경제활동과 관련된 제도적 맥락에 초점을 두고 각각의 연구 문제를 제기하였다. 우리는 개인의 출산과 자녀 양육에 관한 계획과 선택을 사회적으로 지지하는 제도적 맥락에서 연구 결과를 해석하고자 한다. 삶에 대한 개인의 계획과 선택 및 결정 행위는 제도적 맥락에서 그리고 사회구조적 제약 안에서 이루어진다. 구체적으로 여성의 경제활동을 둘러싼 사회의 전체 구조 속에서 개인은 혼인, 임신, 출산, 자녀양육의 생애주기를 계획하고 선택하게 되는 것이다. 개별 행위자는 노동시장의 제도적 맥락을 스스로 인지하고 이해한 상태에서 생애주기별 사건을 계획, 선택, 결정하고 있다고 본다. 따라서 여기서 제시하는 정책방향은 혼인, 임신, 출산 및 자녀양육을 지지하고 양성평등 질서를 강화하는 제도적 여건을 조성하여, 여성의 경제활동참가율과 출산율의 선순환 구조를 만들자는 것이다. 구체적으로 선순환 구조를 위한 주요 정책방향으로 네 가지를 제안하고자 하며, 이 정책방향은 상호 밀접하게 연관되어 있어 설명 또한 중복적인 부분이 있을 수 있다.

첫째, 여성에게 좋은 일자리를 확보하는 것이 중요하다. 좋은 일자리란 고용안정성이 높고 가구소득 또는 여성의 임금소득을 높일 수 있는 일자리이다. 그리고 여성에게도 입직 및 경력관리에서 평등한 기회가 보장되는 일자리이다. 고용의 안정성과 적절한 소득의 보장 및 기회의 균등은 혼인, 임신, 출산 및 자녀양육을 포함한 가족생활과 개인의 발전에서 미래 예측을 가능하게 하는 경제적 기반이 되기 때문에 무엇보다 중요한 요인이 되고 있다.

제4장의 연구에서 밝혔듯이, 여성의 노동시장 참여를 존속시키는 가장 중요한 요인은 노동의 질이라는 점이 일관되게 나타났다. 특히 여성의 학

력 수준이 꾸준히 상승하고 있다는 점에서 여성 노동시장 질 개선의 중요성은 더욱 높아질 것이다. 이러한 가운데 단기 비정규직의 제공이나 일시적 고용 지속 지원 정책은 그 효과의 한계가 뚜렷이 나타나고 있었다.

지금까지 추진된 정책의 주요 내용은 여성노동시장의 유연화 기조가 두드러진다. 일·가족양립제도의 일환으로 추진되는 정책으로 유연근무제 공공부문 선도모델 발굴 및 확산, 단시간 시간제 일자리 확산, 유연근무제 촉진을 위한 정책기반 강화, 스마트워크 도입, 유연근무제 홍보 등이 있다. 이런 정책이 현재는 일·가족양립제도로 분류되고 있지만 노동시장에서는 실제로 노동유연화 정책으로 볼 수 있다. 따라서 노동시장 유연화 맥락이 아닌 실질적인 여성 일자리의 질적 개선을 위한 노력이 필요하다. 특히 여성 비정규직 취업자의 모성보호제도의 사각지대 발생을 예방하기 위해서라도 고용안정성에 대한 실질적 개선대책이 요구된다.

둘째, 경력단절 예방 및 여성의 경제활동 제고를 위한 일·가족 양립정책 강화 노력이 필요하다. 제2장의 연구 결과, 실업률 특히 여성실업률은 출산을 저해할 가능성이 제기되었고, 여성 고용률은 출산을 제고할 가능성이 있다. 제3장의 연구 결과 여성의 경제활동참가율과 합계출산율이 양의 상관관계를 가지고 있지만, 가임여성의 임금근로자 고용률과 합계출산율은 음의 상관관계를 가지고 있다는 점이 드러났다. 그리고 지역의 여성 경제활동참가율이 개인의 출산수준과 향후 출산에 긍정적 효과를 나타냈지만, 지역의 임금근로자비율은 개인의 출산수준과 향후 출산계획에 부정적 영향을 미치고 있었다. 이는 임금근로자의 일·가족 양립의 어려움을 반영하고 있는 연구결과로 해석된다.

제4장의 연구 결과에 따르면, 생애단계에 따른 노동시장 이탈의 차별성이 드러나는데, 생애과정에 따라 경제활동 지속을 결정하는 요인들이 달라질 수 있다는 것이다. 정책적으로도 이러한 과정별 특성을 반영할 수

있는 접근이 필요한데, 생애과정에 따른 차별적 수요에 맞게 소득 보존, 양육지원, 일자리의 안정성 확보 등이 단계별로 강조되어야 할 것이다.

여성 경제활동참가율을 높이기 위해서는 무엇보다 ‘경력 단절의 예방’에 초점을 맞추어야 한다는 점이다. 지금까지 여성 경제활동을 돕고자 하는 많은 정책 방안들이 경력 단절을 경험한 여성들의 ‘재취업’에 중점을 두고 있는데, 이러한 접근은 일시적 효과를 나타낼 수는 있겠지만 근본적인 대책이 될 수는 없을 것이다. 이보다는 일·가족양립을 실질적으로 보장할 수 있는 제도적 보안을 통하여 여성의 경력단절을 예방할 수 있을 것으로 판단된다.

현재 일·가족양립 정책으로 출산전후휴가와 육아휴직제도가 시행되고 있다. 그러나 현실에서 이 제도는 노동시장에서 실효성을 가지고 시행되지 못하고 있다. 기업은 대체인력 부담으로 일부 대기업과 공공부분을 제외하면 실제로 휴가휴직제도가 잘 작동하지 않는다. 특히 통상임금이 보존되고 강제조항인 출산전후휴가에 비해 육아휴직제도는 실효성 측면에서 더 큰 문제를 안고 있다. 현재 육아휴직 급여는 통상임금의 정률 40%로 규정되어 있으며, 상한액을 100만원으로 한정하고 있다. 이런 제도적 조건에서 남성들이 육아휴직을 사용하는 것은 거의 불가능하다. 여성 또한 직장 관행상 편하게 제도를 활용하지 못하고 있다. 따라서 급여의 소득대체 수준을 상향해야 하며 제도의 적용 실태에 대한 지도감독을 철저히 시행해야할 것이다.

제6장에서도 밝혔듯이, 여성의 경력 단절을 방지하는 것은 기업 특수인적자본 축적의 단절을 방지하는 것으로써, 여성의 임금 증가에 기여할 수 있다. 경력단절을 방지하여 여성의 임금이 증가하고, 남편의 육아·가사시간도 증가하면, 결국 출산에 긍정적으로 작용할 수 있을 것이다.

셋째, 여성의 임금구조의 개편이 필요하다. 제2장의 연구에 따르면, 성

별 임금격차와 성별 고용률 격차로 확인한 젠더불평등은 출산율과 음(-)의 관계를 가진다. 또한 저임금 노동자 비율과 여성 저임금 노동자 비율이 출산율과 음(-)의 관계를 가진다.

제5장에서는 여성임금은 임금수준 그 자체만으로는 출산에 유의한 영향을 미치지 않지만, 여성 임금의 절대적 수준보다 가계 내에서 남성임금과의 상대적 크기에 따라 출산확률이 달라지는 것으로 나타났다. 이는 가계내의 성별 임금수준의 차이에 따라 출산행위가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 동일한 가계소득 수준 하에서 여성임금의 상대적 크기가 클수록 출산확률이 높다는 것을 의미한다. 이처럼 여성의 출산에 대한 기회비용이 더 커짐에도 불구하고 출산확률이 증가한다는 것은 이들의 일자리 특성에 기인하는 것으로 이해된다. 그리고 좋은 일자리에 있는 여성들은 일·가족 양립이 가능하도록 하는 제도적 혜택을 받고 있을 가능성이 매우 높다.

따라서 좋은 여성일자리 제공을 통한 출산율 제고를 고려해 볼 수 있다. 저임금 중심의 여성일자리를 통한 여성경제활동인구의 증가는 모의 취업으로 인한 소득효과 기능을 상실하여 출산율을 오히려 더욱 저하시킬 가능성이 있다. 또한 성별 임금격차뿐만 아니라 여성들 사이에서 동일 직종 내에서의 임금격차 및 근로환경의 차이해소를 통한 여성 일자리 개선 노력들이 요구된다.

현재 노동시장에 성별 임금격차 수준은 큰 편이다. 남성임금 대비 여성 임금 비율이 2006년 61%수준에서 점차 상승하여 2012년 64%수준까지 상승하였으나, 이후 다시 하락하여 2014년에 63%수준을 나타내고 있다. 그러나 이에 대한 정책적 노력은 거의 찾아보기 어렵다. 향후 성별 임금격차의 불합리성을 개선할 수 있는 제도적 장치를 마련하는 방안을 검토할 필요가 있을 것이다.

넷째 소득불평등의 완화노력을 검토할 필요하다. 소득불평등 해소를 위한 소득재분배 정책은 저출산 대책으로서 제한적인 기능을 할 수 있다. 당초의 소득불평등 정도가 어떠한가에 따라 소득재분배 정책이 저출산 대책으로 기능할 수 있을지가 결정될 수 있기 때문이다.

현재 시행되고 있는 조세, 주거, 보육 및 교육제도에서 재분배 관점을 강화할 수 있을 것이다. 소득수준에 따른 주거 및 양육비용 부담은 이미 큰 격차로 벌어지고 있는 현실에서 소득수준의 차이가 혼인과 출산의 차이로 연계될 수 있다. 이런 격차를 줄이고 자녀의 성장기회 균등 차원에서 보완대책에 대한 검토가 필요하다.

조세제도 측면에서 2014년부터 6세 이하 자녀 추가공제 및 다자녀 공제가 자녀세액공제로 통합되면서, 자녀 세액공제액이 너무 적어 현실적 지원 대책으로 미흡한 실정이다. 교육비 부담을 완화하기 위한 대학생 학자금 대출의 경우 현재 2.7% 금리를 적용하고 있어 실질적 효과가 크지 않은 상황이다. 이와 같은 제도적 지원수준이 취약한 부분을 발굴하여 불평등의 효과가 혼인과 출산으로 이어지지 않도록 하는 보완노력이 필요할 것이다.

요컨대, 여성의 경제활동참가율과 출산율이 양의 상관관계를 나타내는 국가들은 노동시장 제도의 변화를 통해 부적 관계를 완화시켰다. 직장 생활의 특성을 변화시키고, 자녀 돌봄의 사회적 조직화를 통해 이 둘의 조합을 변화시킨 것이다. 이와 같이 국가별 출산율의 차이는 노동시장 제도의 특성에 따라서 차별적일 수 있다. 따라서 출산에 유리한 환경을 조성하기 위해서는 향후 여성의 경제활동을 지속적으로 활성화시켜야 함과 동시에, 특히 임금근로자의 근로여건 개선 및 노동시장의 성불평등을 개선하는 제도적 노력에 초점을 두어야 할 것으로 보인다.



참고문헌 <<

- 김두섭. (2007). IMF 경제위기와 한국 출산력의 변화. 집문당.
- 김수정, 김은지. (2007). 한국 맞벌이 가구에서 가사노동과 경제적 의존의 관계 - 교환 혹은 젠더보상?. 한국사회학, 41(2), pp.147-174.
- 김영옥. (2002). 여성의 동태적 노동공급: 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출형태를 중심으로. 한국인구학, 25(2), pp.5-40.
- 김영옥, 민현주, 김복순. (2006). 여성노동시장의 양극화 추이와 과제. 한국여성개발원.
- 김의숙, 이기춘. (1988). 시간사용연구에 관한 분석적 고찰. 대한가정학회지, 26(3), pp.171-187.
- 김정호. (2008). 여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석. 한국개발연구, 31(1), pp.108-138.
- 김주영. (2010). 여성의 경력단절과 노동시장 재진입. 노동리뷰, 65, pp.36-50.
- 김태현, 이삼식, 김동희. (2006). 인구 및 사회경제적 차별출산력-인구센서스 자료 분석을 중심으로. 한국인구학, 29(1), pp.1-23.
- 김현숙, 류덕현, 민희철. (2006). 장기적 인적자본 형성을 위한 조세재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석. 한국조세연구원.
- 류덕현. (2006). 출산율과 여성노동공급에 대한 거시적 실증분석. 재정포럼, 122, pp.26-45.
- _____. (2007). 출산율과 여성노동공급에 대한 거시적 실증분석. 공공경제, 12(1), pp.39-74.
- 문숙재. (1991). 가사노동의 가치인식에 관한 연구. 한국가정관리학회지, 9(2), pp.285-302.
- 민현주. (2011). 여성의 경력단절 기간별 생애사건 효과분석. 한국인구학, 34(1), pp.53-72.
- _____. (2012). 자녀출산과 양육시기동안의 여성취업 유형화: 집중추세모형의

- 적용. 한국사회학, 46(2), pp.61~87.
- 민희철. (2008). 임금 및 소득이 출산 간격에 미치는 효과의 분석. 재정학연구, 1(1), pp.41-61.
- 박경숙, 김영혜. (2003). 한국 여성의 생애유형: 저출산과 M자형 취업곡선에의 함의. 한국인구학, 26(2), pp.5-19.
- 박종서. (2012). 남녀의 경제활동 특성별 가사노동시간의 차이, 보건복지 Issue & Focus, 156, 한국보건사회연구원.
- 성지미. (2006). 맞벌이 여성의 시간 분배 결정요인, 노동정책연구, 6(4), pp.1-29.
- 손문균. (2005). 맞벌이 부부의 무급노동분담에 대한 실증적 연구 - 생활시간조사 자료를 중심으로. 페미니즘 연구, 5, pp.239-287.
- 유소이, 최윤지. (2002). 성인남녀의 생활시간 실태 및 결정요인 분석 - 유급노동시간, 가사노동시간, 육아시간 및 여가시간 -. 한국지역사회생활과학회지, 13(3), pp.53-68.
- 윤자영. (2010). 모의 시간 배분 결정요인 분석. 노동경제논집, 33(2), pp.27-52.
- 은기수, 박수미. (2002). 여성취업이행 경로의 생애과정 씨퀀스 분석. 한국인구학, 25(2), pp.107-138.
- 은기수. (2009). 한국 기혼부부의 가사노동분업. 한국인구학, 32(3), pp.145-171.
- 이기영, 이승미. (1994). 가정생활주기에 따른 도시근로자 가정주부의 생활시간 구조. 대한가정학회지, 32(3), pp.11-26.
- 이삼식, 신인철, 조남훈, 김희경, 정윤선, 최은영 등. (2005). 저출산 원인 및 종합대책연구. 한국보건사회연구원.
- 이승미, 이현아(2011) 맞벌이 임금근로자 남녀의 생활시간구조분석. 대한가정학회지, 49(5), pp.81-96.
- 이연주. (1984). 주부의 취업에 따른 가정내 역할수행에 관한 연구. 대한가정학회지, 22(4), pp.131-145.
- 이정수. (1984). 가족의 가사노동시간과 생활의 질 인식과의 관계. 대한가정학회

- 지, 22(2), pp.103-132.
- 장서영, 오은진, 은혜경, 이만기, 이지홍. (2012). 경력단절여성 취업지원프로그램
개정연구. 고용노동부·한국고용정보원.
- 정성미. (2014). 여성노동시장의 특징과 최근 변화. 월간 노동리뷰, 54, pp.1-8.
- 조미라, 윤수경. (2014). 한국 기혼남성의 가사노동시간 변화 연구 - 교육수준에
따른 격차를 중심으로 -. 한국가족복지학, 44, pp.5-30.
- 조미환, 임정빈. (1997). 기혼남성의 가사노동참여. 한국가정관리학회지, 15(4),
pp.369-386.
- 조성호. (2015). 부부의 육아 및 가사 분담의 국제비교연구. 여성경제연구,
12(1), pp.163-187.
- 채옥희. (1997). 취업주부 가사노동의 시간관리전략. 한국가정관리학회지, 15(1),
pp.13-26.
- 최슬기. (2012). 여성임금과 출산력. 한국인구학, 35(2), pp.29~53.
- 통계청. (2010). 2010 통계로 보는 여성의 삶. 통계청.
- 하연섭. (2013). 제도분석-이론과 쟁점. 다산출판사.
- 한경미. (1989). 취업주부의 가사노동시간에 관한 연구. 한국가정관리학회지,
7(2), pp.1-13.
- _____. (1991). 취업주부의 시간사용과 영향요인. 한국가정관리학회지, 9(2),
pp.171-190.
- 허수연. (2008). 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. 한국여성
학, 24(3), pp.177-210.
- _____. (2012). 자녀유무별 여성임금격차(Family Gap): 소득분위에 따른 비교
연구, 사회복지연구, 43(2), pp.345-366.
- Abbasi_Shavazi, MJ., McDonald, P. & Hosseini-Chavoshi, M. (2009).
Women autonomy and fertility behavior. In Abbasi_Shavazi, MJ.,
McDonald, P. & Hosseini-Chavoshi, M. (eds), *The Fertility
Transition in Iran: Revolution and Reproduction* (pp.163~177).

Springer

- Addabbo, T., Antonella, C., & Maccagnan, A. (2011). *Allocation of time within Italian couples: Exploring the role of institutional factors and their effects on households wellbeing*. CAPPaper No.85.
- Adserà, A. (2004). Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions. *Journal of Population Economics*, 17(1), pp.17~43.
- _____. (2005). *Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe*. IZA DP, No. 1576.
- Ahn, N. & Mira, P. (2002). A Note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of Population Economics*, 15(4), pp.667~682.
- Alesina, A. & D. Rodrik. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp.465-490.
- Becker, G.S. (1960). An economic analysis of fertility. In Roberts, G.B. (eds), *Demographic and economic change in developed countries*. (pp.209~240). Columbia University Press.
- _____. (1965), A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), pp.493~517.
- _____. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard University Press.
- _____. (1993). Nobel lecture: The economic way of looking at behavior. *Journal of Political Economy*, 101(3), pp.385~409.
- Butz, W. & Ward, M. (1979). The emergence of countercyclical U.S. fertility. *American Economic Review*, 69(3), pp.318~328.
- Bloemen, H. G., & Stancanelli, E. F. (2009). *How do spouses allocate time: the impact of wages and income*. THEMA working papers No.2008-40.

- Bloemen, H. G., Pasqua, S. & Stancanelli, E. G. (2010). An empirical analysis of the time allocation of Italian couples: Are they responsive?. *Review of Economics of the Household*, 8(3), pp.345~369.
- Bourguignon, F. (1994). Growth, distribution and human resources. In G. Ranis (eds.), *En Route to Modern Growth*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Brewster, K. L. & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual Review of Sociology*, 26, pp.271~296.
- Clarke, G. (1992). *More evidence on income distribution and growth. Policy, Research and External Affairs Working Paper*, 1064.
- Cooke, L. P. (2004). The gendered division of labor and family outcomes in Germany. *Journal of Marriage and Family*, 66, pp.1246~1259.
- Craig, L. & Siminski, P. (2011). If men do more housework, do their wives have more babies? *Social Indicators Research*, 101, pp.255~258.
- Datta Gupta, N. & Stratton, L. S. (2008). *Institutions, social norms, and bargaining power: An analysis of individual leisure time in couple households*. IZA DP No.3773.
- De La Croix, D. & Doepke, M. (2003). Inequality and growth: Why differential fertility matters. *The American Economic Review*, 93(4), pp.1091~1113.
- Deaton, A. & Paxson, C. H. (1997). The effects of economic and population growth on national saving and inequality. *Demography*, 34 (1), pp.97-114.
- Erosa, A., Fuster, L. & Restuccia, D. (2002). Fertility decisions and

- gender differences in labor turnover, employment, and wages. *Review of Economic Dynamics*, 5(4), pp.856~891.
- Esping-Andersen, G. (1999). *Social foundations of postindustrial economies*. New York: Oxford University Press.
- Gershuny, J. (2000) *Changing Times: Work and leisure in post-industrial societies*. Oxford: Oxford University Press.
- Gronau, R. (1977), Leisure, home production, and work - The theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, 85(6), pp.1099~1123.
- Hank, K. (2001). *Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in Western Germany*. Max Planck Institute for Demographic Research, MPIDR Working Paper WP 2001-015.
- Hank, K. & Kreyenfeld, M. (2003). A multilevel analysis of child care and women's fertility decisions in Western Germany. *Journal of marriage and family*, 65(3), pp.584~596.
- Heckman, J. J. & Walker, J. R. (1990). The relationship between wages and income and the timing and spacing of birth: Evidence from Swedish longitudinal data. *Journal of the Econometric Society*, 58(6), pp.1411~1441.
- Home, B. (2000) Entry into motherhood in Sweden: the influence of economic factors on the rise and fall in fertility, 1986-1997. *Demographic Research*, 2(4), pp.1~28.
- IMF, 2015. *Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective*. IMF.
- ILO·IMF·OECD·World Bank, 2015. Income inequality and labour income share in G20 countries: Trends, Impacts and Causes. Prepared for the G20 Labour and Employment Ministers Meeting

- and Joint Meeting with the G20 Finance Ministers, Ankara, Turkey, 3-4 September 2015.
- Karabchuk, T. (2014). *Social inequalities, fertility and subjective well-being in Europe*. Presentation of Social Inequalities in Europe. Athens, 2014.
- Kim, H. (2015). Women's wages and fertility hazards in South Korea. *Asian Women*, 31(2), pp.1~27.
- Kimmel, J. & Connelly, R. (2007). Mother's time choices: Caregiving, leisure, home production, and paid work. *Journal of Human Resources*, 42(3), pp.643~681.
- Korenman, S. & Neumark, D. (1991). Does marriage really make men more productive?. *Journal of Human Resources*, 26(2), pp.292~307.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45, pp.1-28.
- Kraval, Ø. (1996). How the local supply of day-care centers influences fertility in 26 Norway: A parity-specific approach. *Population Research and Policy Review*, 15(3), pp.201~218.
- Mason, K. (1987). The impact of women's social positions on fertility in developing countries. *Sociological Forum*, 2, pp.718~745.
- _____. (2001). Gender and family systems in the fertility transition. *Population and Development Review*, 27, pp.160~176.
- McDonald, P. (2000). Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, 26(3), pp.427~439.
- Morris, M., Bernhardt, A. D., & Handcock, M. S. (1994). Economic inequality: New methods for new trends. *American Sociological Review*, 59(2), pp.205~219.
- Persson, T., and G. Tabellini. (1994). Is Inequality Harmful for Growth,

- American Economic Review*. 84(3) pp.600-621
- Perotti, R. (1996). Growth, income distribution and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, 1(2), pp.149-187.
- Polachek, S.W. (1979), Occupational sex segregation among women: Theory, evidence, and a prognosis. C. Lloyd, E. Andrews and C. Gilroy(eds.), *Women in the Labor Market*. New York: Columbia University Press.
- _____. (1981), Occupational Self-Selection: A human capital approach to sex differences in occupational structure. *The Review of Economics and Statistics*, 63(1), pp.60~69.
- Pollak, R. A. (2005). *Bargaining power in marriage: Earnings, wage rates and household production*. NBER Working Paper No.11239.
- Rindfuss, R. R., Guzzo, K. B., & Morgan, S. P. (2003). The changing institutional context of low fertility. *Population Research and Policy Review*, 22(5), pp.411-438.
- Sathar, Z., Callum, C., & Jejeebhoy, S. (2001). *Gender, region, religion and reproductive behaviour in India and Pakistan*. In IUSSP, XXIV General Population Conference, Salvador, Brazil, pp.18~24.
- Sleebos, J. E. (2003). *Low fertility rates in OECD countries: Facts and policy responses*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No.15.
- Stancanelli, E. G. & Stratton, L. S (2010). *Her time, his time, or the maid's time: An analysis of the demand for domestic work*. IZA DP No. 5253.
- Stolzenberg, R. M. & Waite, L. J. (1984). Local labor markets, children and labor force participation of wives. *Demography*, 21(2), pp.157~170.

- Stratton, L. S. & Datta Gupta, N. (2008). *Institutions, social norms, and bargaining power: An analysis of individual leisure time in couple households*. IZA DP No.3773.
- Torr, B. M. & Short, S. E. (2004) Second births and the second shift: A research note on gender equity and fertility. *Population and Development Review*, 30(1), pp.109-130.
- UNU-WIDER (2014). World Income Inequality Database(WIID3.0A), June 2014.
- Waldfogel, J. (1998). The family gap for young women in the united states and Britain: Can maternity leave make a difference?. *Journal of Labor Economics*, 16(3), pp.505~545.
- Wright, E. O. & Dwyer, R. A. (2003). The patterns of job expansions in the USA: A comparison of the 1960s and 1990s. *Socio-Economic Review*, 1(3), pp.289~325.



부록 <<

〈부표 1〉 부부의 시간배분 추정결과(SUR estimation): 주말

	남편		아내	
	계수	표준오차	계수	표준오차
노동시간				
자신의 임금율	-100.720***	(11.558)	-41.363***	(8.775)
배우자의 임금율	-26.602***	(4.489)	-117.902***	(23.318)
자신의 연령	-8.835	(12.148)	-13.026	(31.822)
자신의 연령 제곱	0.074	(0.141)	0.298	(0.404)
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	25.715	(41.026)	64.150	(73.312)
대졸 이상	-34.802	(14.320)	-87.688**	(30.390)
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	57.899	(38.143)	120.819	(77.074)
대졸 이상	5.471**	(14.591)	-53.271*	(29.792)
자녀수				
0-2세	-16.539	(20.205)	104.894**	(41.633)
3-5세	-39.897*	(20.605)	-54.754	(45.560)
6-12세	-9.971	(11.277)	4.999	(24.153)
13-18세	8.653	(11.030)	17.189	(22.698)
18세 이상	7.589	(13.459)	-15.943	(28.267)
주택 크기	0.431**	(0.219)	0.859*	(0.452)
상수항	431.426*	(256.539)	-109.915	(616.192)
육아시간				
자신의 임금율	8.437	(7.807)	1.268	(1.350)
배우자의 임금율	1.514	(2.982)	-0.853	(3.465)
자신의 연령	13.971*	(7.915)	-2.726	(4.538)
자신의 연령 제곱	-0.219**	(0.096)	-0.026	(0.058)
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	5.02	(32.836)	8.746	(11.520)
대졸 이상	-1.779	(9.189)	14.388**	(4.361)

	남편		아내	
	계수	표준오차	계수	표준오차
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	28.344	(27.083)	-6.727	(12.241)
대졸 이상	36.520***	(9.298)	8.020*	(4.314)
자녀수		0.000		0.000
0-2세	39.610**	(11.782)	33.138***	(6.030)
3-5세	55.761***	(11.454)	23.081***	(6.188)
6-12세	4.500	(6.737)	-5.245	(3.417)
13-18세	-40.259***	(7.424)	-22.211***	(3.334)
18세 이상	-63.81***	(12.434)	-12.664**	(4.211)
주택 크기	-0.255*	(0.140)	-0.011	(0.066)
상수항	-227.352	(161.041)	204.442**	(87.419)
가사시간				
자신의 임금율	18.512**	(5.912)	0.010	(2.194)
배우자의 임금율	3.008	(2.301)	13.302**	(5.629)
자신의 연령	-6.544	(6.001)	-2.848	(7.372)
자신의 연령 제곱	0.084	(0.070)	0.051	(0.094)
자신의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	-22.29	(21.837)	5.692	(18.714)
대졸 이상	5.342	(7.185)	4.344	(7.084)
배우자의 학력(Ref. 고졸)				
중졸 이하	-5.533	(20.231)	-34.900*	(19.885)
대졸 이상	22.691**	(7.271)	11.249	(7.007)
자녀수				
0-2세	-0.248	(9.972)	-21.181**	(9.795)
3-5세	-1.081	(10.187)	-2.150	(10.052)
6-12세	9.548*	(5.526)	8.535	(5.550)
13-18세	-1.727	(5.475)	18.496**	(5.416)
18세 이상	-9.701	(6.921)	5.873	(6.841)
주택 크기	0.102	(0.106)	0.144	(0.107)
상수항	86.677	(126.442)	171.223	(142.012)
Observations	1,411			

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈부표 2〉 부부의 시간배분 추정 잔차의 상관관계: 주말

(단위: 분)

	남편			아내		
	노동시간	육아시간	가사시간	노동시간	육아시간	가사시간
남 편	노동시간	1.000				
	육아시간	-0.120***	1.000			
	가사시간	-0.294***	0.193***	1.000		
아 내	노동시간	0.253***	-0.213***	-0.080***	1.000	
	육아시간	0.001	-0.661*	-0.098***	0.311***	1.000
	가사시간	-0.043	0.004	0.181***	-0.320***	0.000

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.



간행물회원제 안내

▶ 회원에 대한 특전

- 본 연구원이 발행하는 판매용 보고서는 물론 「보건복지포럼」, 「보건사회연구」도 무료로 받아보실 수 있으며 일반 서점에서 구입할 수 없는 비매용 간행물은 실비로 제공합니다.
- 가입기간 중 회비가 인상되는 경우라도 추가 부담이 없습니다.

▶ 회원종류

- 전체간행물회원 : 120,000원
- 보건분야 간행물회원 : 75,000원
- 사회분야 간행물회원 : 75,000원
- 정기간행물회원 : 35,000원

▶ 가입방법

- 홈페이지(www.kihasa.re.kr) - 발간자료 - 간행물구독안내

▶ 문의처

- (30147) 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동 1F~5F
간행물 담당자 (Tel: 044-287-8157)

KIHASA 도서 판매처

- | | |
|---|---|
| ■ 한국경제서적(총판) 737-7498 | ■ 교보문고(광화문점) 1544-1900 |
| ■ 영풍문고(종로점) 399-5600 | ■ 서울문고(종로점) 2198-2307 |
| ■ Yes24 http://www.yes24.com | ■ 알라딘 http://www.aladdin.co.kr |

연구보고서 발간자료 목록

발간번호	보고서명	연구책임자
연구 2015-01	의료이용 합리화를 위한 실태분석과 제도 개선방안	김남순
연구 2015-02	보건의료인력의 연수교육 개선방안	오영호
연구 2015-03	의료패러다임 변화에 따른 미래 보건의료산업 정책과제	김대중
연구 2015-04	한국의 건강불평등 지표와 정책과제: 건강불평등 완화를 위한 전략	김동진
연구 2015-05	2015 한국 의료 질 보고서: 의료서비스 질 향상에 대한 의료시스템의 성과와 과제	강희정
연구 2015-06	보건의료 공급체계 재설계를 통한 국민의료비 합리화 방안	정영호
연구 2015-07	호스피스·완화의료 활성화 방안 -노인장기요양서비스 이용자를 중심으로	최정수
연구 2015-08	주요 소득보장정책의 효과성 평가 연구	강신욱
연구 2015-09	돌봄·보건의료 연합서비스(Joned-up Services)공급 모형에 관한 전망과 과제	박세경
연구 2015-10	가족형태 다변화에 따른 부양체계 변화전망과 공사 간 부양분담방안	김유경
연구 2015-11	공공 사회복지 전달체계의 변화와 정책적 함의	이현주
연구 2015-12	각국 공공부조제도 비교 연구: 스웨덴&프랑스&미국 편	임완섭
연구 2015-13	사회보장 역할분담 구조 변화와 정책적 대응방안 연구	정해식
연구 2015-14	시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향	김현경
연구 2015-15	사회보장재정 재구조화를 위한 중장기 전략연구	고제이
연구 2015-16	사회보장재정과 경제 선순환 국제비교연구	유근춘
연구 2015-17	공·사적 연금 체계의 노후소득보장 효과 전망과 발전 방향	우해봉
연구 2015-18	사회보장 중장기 재정추계 모형 개발을 위한 연구: 장기재정전망과 재정평가	신화연
연구 2015-19	사회복지법인의 재정운용 실태와 제도개선 방안	고경환
연구 2015-20	지역단위 복지서비스 수요·공급 분석	정홍원
연구 2015-21-01	가족변화에 따른 결혼·출산행태 변화와 정책과제	이삼식
연구 2015-21-02	임신·출산 및 영아기 양육 인프라의 형평성과 정책과제	이소영
연구 2015-21-03	동아시아 국가의 가족정책 비교연구	신윤정
연구 2015-21-04	여성노동-출산 및 양육행태와 정책과제	박종서
연구 2015-21-05	저출산·고령사회 동태적 분석을 위한 지역추적조사(III) -정릉3동·영등2동·소태면 사례를 중심으로	오영희

발간번호	보고서명	연구책임자
연구 2015-21-06	은퇴전환기 중고령자의 일·여가현황과 여가증진방안 연구	강은나
연구 2015-21-07	노인돌봄(케어)서비스의 제공주체간 역할정립과 연계체계 구축	선우덕
연구 2015-21-08	연령통합 지표 개발과 적용	정경희
연구 2015-21-09	인구구조 변화와 사회보장 재정의 사회경제적 파급 효과 연구	원종욱
연구 2015-21-10	저출산 극복을 위한 아동보호체계 국제비교 연구: 한중일 비교를 중심으로	류정희
연구 2015-21-11	소셜 빅데이터 기반 저출산 정책 수요 예측	송태민
연구 2015-22	한국사회의 사회심리적 불안의 원인분석과 대응방안	이상영
연구 2015-23	건강영향평가 사업 운영	김정선
연구 2015-24	한국형 복지모형 구축: 생애주기별 소득·자산·소비 연계형 복지모형 구축	여유진
연구 2015-25	사회통합 실태진단 및 대응방안 II: 사회통합과 사회이동	여유진/정해식
연구 2015-26	정책결정자의 사회통합 인식에 관한 연구	김미곤
연구 2015-27	아시아 각국의 복지제도 비교연구: 소득보장체계를 중심으로	노대명
연구 2015-28	지방자치단체 복지정책평가센터 운영	강혜규
연구 2015-29	보건복지통계정보 통합 관리 및 운영	오미애
연구 2015-30-1	국민건강과 안전을 위한 아동안전전략 구축방안 - 아동손상예방 전략을 중심으로	김미숙
연구 2015-30-2	국민건강과 안전을 위한 식품안전전략 구축방안	김정선
연구 2015-31	2015년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	이삼식
연구 2015-32	2015년 한국복지패널 기초분석: 한국복지패널로 본 한국의 복지실태	노대명
연구 2015-33	2013 한국의료패널 기초분석보고서(II)-만성질환, 임신·출산, 보건의식행태-	이수형
연구 2015-34	2015년 빈곤통계연보	정은희
연구 2015-35	2015년 소셜 빅데이터 기반 보건복지 이슈 동향 분석	송태민
연구 2015-36	의료기술 혁신과 의료보장체계의 지속성을 위한 국제동향과 정책과제	박실비아
연구 2015-37	보건분야 국제공동연구사업: 주요국 보건의료산업 육성정책 변화와 동향연구	김대중