

제13차 인구포럼

주요 저출산대책의 성과와 향후 발전 방향



PROGRAM

09:00~09:30 등 록

09:30~09:40 개회식

개회사 **김상호** 한국보건사회연구원 원장

축 사 **이동욱** 보건복지부 인구정책실장

09:40~11:30 주제발표

좌 장 **최진호** 아주대학교 명예교수

발 표 1 **임신·출산 진료비 지원정책 성과분석과 정책방향**

이소영 한국보건사회연구원 부연구위원

발 표 2 **영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향**

김은정 한국보건사회연구원 부연구위원

발 표 3 **모성보호제도 성과분석과 정책과제**

박종서 한국보건사회연구원 부연구위원

발 표 4 **결혼시장(marriage market) 측면에서 살펴본 연령계층별 결혼결정요인 분석**

원종욱 한국보건사회연구원 선임연구위원

11:30~11:40 휴 식

11:40~12:40 토 론

토 론 **양미선** 육아정책연구소 부연구위원

유해미 육아정책연구소 연구위원

박수지 강릉원주대학교 교수

최슬기 KDI 국제정책대학원 교수

김영호 보건복지부 분석평가과장

12:40~13:00 종합토론 및 폐회

일시 | 2017년 2월 24일(금) 9:00~13:00

장소 | 대한상공회의소 중회의실A

목 차

발표 1

임신·출산 진료비 지원정책 성과분석과 정책방향 1

이소영 한국보건사회연구원 부연구위원

발표 2

영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향 27

김은정 한국보건사회연구원 부연구위원

발표 3

모성보호제도 성과분석과 정책과제 55

박종서 한국보건사회연구원 부연구위원

발표 4

결혼시장 측면에서 살펴본 연령계층별 결혼결정요인 분석 89

원종욱 한국보건사회연구원 선임연구위원

발표 1

임신·출산 진료비 지원정책 성과분석과 정책방향

이소영

한국보건사회연구원 부연구위원

임신·출산 진료비 지원정책 성과분석과 정책방향

이소영 (한국보건사회연구원 부연구위원)

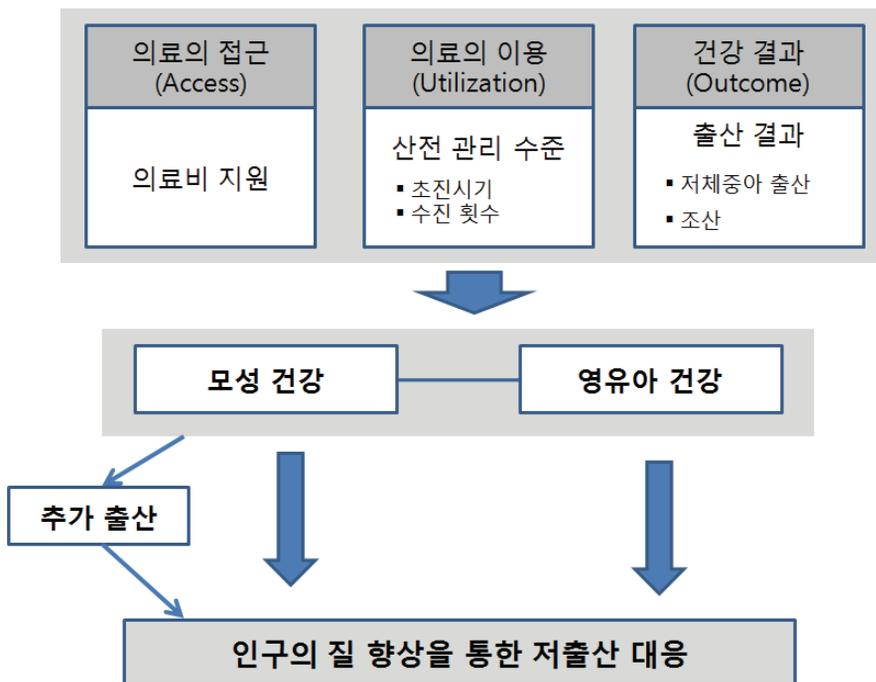
I. 배경 및 필요성

- 한국은 출산율이 1990년대 말부터 급감한 후 지속적으로 낮은 상태로 머무르면서 ‘초저출산의 위기’를 겪고 있고, 출산은 더 이상 개인의 책임이 아닌 사회의 책임이며 저출산 현상은 사회문제로 인식됨에 따라 중앙정부와 지방자치단체는 다양한 임신·출산지원 사업들을 운영하며 대응책을 마련하고 있음
- 정부의 임신·출산 지원정책은 인프라 확충 정책(분만 취약지 지원정책, 고위험 산모·신생아 통합지원센터 지원정책), 임신과 출산에 소요되는 직접적인 비용 지원정책(국민행복카드; 舊 고운맘카드)를 통한 지원정책, 고위험 임신부 의료비 지원정책, 난임부부 시술비 지원정책, 사회서비스 지원정책(마더 세이프 프로그램, 산모·신생아 건강관리 지원정책)으로 구분됨
- 정부의 임신·출산 지원정책에 대한 평가는 정부의 5개년 계획인 ‘저출산 고령사회 기본법’ 내에서 연도별 성과 평가의 형식으로 연도별 시행계획 성과에 대한 실적을 평가해 왔음
 - 성과 평가는 정책대상자 수와 투입된 예산을 중심으로 정책의 확대라는 측면이 강조되어 시행되어 왔음
 - 정부의 임신·출산 지원정책에 관해 평가한 선행연구에서는 전반적 저출산 정책에 대한 평가, 다양한 임신·출산 지원정책 중 몇 가지 정책에 대한 평가가 주로 이루어졌으며 이에 따라 하나의 중요한 세부 정책에 대한 분석은 미흡하였음
- 이에 본 연구는 저출산 대응책으로서 가장 보편적으로 시행되며 꾸준히 확대되어 왔으나 그 성과에 대해 심층적인 분석이 미흡한 임신·출산 의료비 지원정책(국민행

복카드: 舊 고운맘카드)에 대해 분석하고자 함

- 임신·출산 진료비 지원정책은 의료비지원을 통해 의료의 접근도(access)를 높이고, 적절한 이용(utilization)을 통해 산전 관리의 수준을 높여 바람직한 출산 결과(outcome)를 이끄는 것을 기본적인 목표로 함. 이를 통해 모성과 태아의 건강이 증진되고 이는 인구의 질 향상을 통한 저출산의 대응책이 됨

[그림 1] 개념적 모형(conceptual model)



II. 임신·출산 진료비 지원정책(국민행복카드: 舊 고운맘카드)

- 임신·출산 진료비 지원정책은 모든 임신부를 대상으로 고운맘카드(2015년부터 국민행복카드로 통합)라는 바우처를 통한 비용 지원 정책으로 제1차 저출산·고령사회 기본계획안에서 저출산에 대한 대응책으로 시작되었으나, 다른 한편으로는 2005년부터 시작된 건강보험 보장성 강화의 맥락에서도 지지됨

- 정책목표
 - 산전 진찰, 분만 등 임신·출산에 관련된 의료비 부담을 경감하여 출산 의욕을 고취하고 출산 친화적 환경을 조성하며, 주기적인 산전 진찰을 통해 건강한 태아를 분만할 수 있도록 함
- 지원대상
 - 임신확인서로 임신이 확인된 건강보험 가입자 또는 피부양자로서 임신·출산 진료비 지원을 신청한 자
- 지원기간
 - 진료비 지원의 사용기간은 카드 수령 후 분만예정일 다음날부터 60일까지 가능
- 지원금액
 - 진료비지원 금액은 임신 1회당 50만원 이용권을 바우처의 형태로 지원
 - 다태아와 분만취약지 거주 임신부의 경우에는 70만원(분만취약지 거주자면서 다태아인 경우 90만원)을 지원
- 추진경과

〈표 1〉 임신·출산 진료비 정책의 추진경과: 지원금액의 변화

구분	시행시기	추진 내용
지원금액	2008.12.1	20만원
	2010.4.1	30만원
	2011.4.1	40만원
	2012.4.1	50만원
	2012.7.1	다태아의 경우 70만원
	2016.7.1	분만취약지(37곳) 거주하는 경우 단태아 70만원 다태아 90만원

주: 이소영·최인선(2016), p.43

〈표 2〉 임신·출산 진료비 정책의 추진경과: 1일 사용한도, 이용기관, 이용기간

구분	시행시기	추진 내용
1일 사용한도	2008.12.1	4만원
	2011.4.1	6만원
	2011.7.1	분만입원진료의 경우 1일 사용한도 예외 적용
	2013.4.1	사용한도 폐지
이용가능 기관	2008.12.1	산부인과 전문의 상근 요양기관
	2012.4.1	산부인과 전문의 상근 요양기관 + 조산원
	2013.4.1	산부인과 전문의 상근 요양기관 + 조산원 + 한방의료기관
이용기간	2008.12.1	분만예정일 이후 15일까지
	2009.7.1	분만예정일 이후 60일까지

주: 이소영·최인선(2016), p.43

III. 선행연구

1. 국내의 임신·출산 진료비 지원정책 평가 연구

□ 임신·출산 진료비 지원정책의 효과성을 평가한 국내의 선행 연구에서는 정책에 대한 인지도, 만족도, 출산여부 또는 추가 출산 의사, 임신·출산 진료비, 산전 이용 의료기관을 평가 지표로 하여 정책의 효과성을 평가

〈표 3〉 임신·출산 진료비 지원정책(고운맘카드) 평가 연구

저자	제목	연구방법	평가 지표
강희선 외 (2011)	임산부들의 임신출산진료비지원 서비스(고운맘카드) 이용 경험	* 고운맘카드 사용 경험이 있는 24명의 여성 대상의 심층면접	인지도, 이용 경험, 불편한 점
김한결 외 (2012)	세계주요국가 저출산대책 평가 및 우리나라에의 적용방안	* 국가별 정책 현황 * 이론적 고찰 방법 * 설문조사 결과를 활용한 군집분석	정책의 인지도, 만족도, 재출산 의사

저자	제목	연구방법	평가 지표
오주환 외 (2012)	임신·출산 진료비 지원사업 개선방안 연구	* 한국의료패널, 국민건강보험공단 진료비 실태조사, 국민건강보험 자료를 틀 활용 한 통계 분석 * 제도 이용 경험 임신부 12명 대상의 초접 집단면접 및 190명 대상의 설문조사 분석	임신·출산 관련 의료비(와래 의료 이용 및 입원 의료 이용), 산전의료기관 변화, 만족도
홍석철 외 (2012)	결혼·출산·육아 지원사업군 심층평가	* 유사사례(캐나다 퀘벡주의 출산지원금 사업) 분석	출산 여부

주: 이소영·최인선(2016), p.62

2. 해외사례: 임신·출산 진료비 지원정책 평가 연구

- 외국의 경우 임신·출산 보건의료 지원정책은 저출산에 대한 대응책으로서 존재한다
기보다는 대체로 의료의 형평성 차원에서 취약 계층을 위한 정책으로서 존재
- (미국) 취약 계층 대상으로 국가가 제공하는 의료보험인 메디케이드(Medicaid) 정책
의 확대에 따른 효과성을 평가
- (캄보디아, 방글라데시) 산전 진료 바우처를 제공하는 정책의 효과성에 대한 평가
- (대만) 국가의료보험(National Health Insurance)의 효과성 평가

〈표 4〉 해외 사례: 임신·출산 진료비 지원정책 평가 연구

저자	제목	연구방법	평가 지표
Dubay 외 (2001)	Changes in prenatal care timing and low birth weight by race and socioeconomic status. Implications for the medicaid expansions for pregnant women	* 미국 전국 출생 데이터 (National Natality Files: 1980, 1986, 1993)를 활용한 통계분석(교차분석)	산전 진료 초진 시기, 저체중아 출산율
Rittenhouse 외 (2003)	Improvements on prenatal insurance coverage and utilization of care in California: an unsung public health victory	* 미국 캘리포니아 주 출생통 계자료(1980-1999)를 활용한 통계분석(회귀분석)	산전 진료 초진 시기, 산전 수진 횟수
Chen 외 (2003)	National Health Insurance and the antenatal care use: a case in Taiwan	* 대만 모성과 신생아 건강 조사 데이터를 활용한 통계분석(회귀 분석)	산전 진찰 횟수

저자	제목	연구방법	평가 지표
Ir 외 (2010)	Using targeted Vouchers and health equity funds to improve access to skilled birth attendants for poor women: a case study in three rural health districts in Cambodia	* 국가 데이터를 활용한 기술 통계 제시	시설 분만을
Ahmed 외 (2011)	Is demand-side financing equity enhancing? Lessons from a maternal health voucher scheme in Bangladesh	* 가구 설문조사를 활용한 통계 분석(회귀분석)	3회 이상의 산전 진찰 여부, 시설 분만, 산후 수진율

주: 이소영·최인선(2016), p.62

3. 시사점

- 우리나라에서 수행된 임신·출산 진료비 지원 사업에 대한 평가는 정책에 대한 인지도, 정책 경험(만족도), 출산여부 또는 추가 출산 의사, 임신·출산 진료비, 산전 이용 의료기관을 평가 지표로 하여 정책의 효과성을 평가하였다면, 미국의 경우는 산전 관리와 출산 결과를, 일부 아시아 국가에서는 산전 관리 및 시설 분만을 평가 지표로 하여 정책을 평가하였다는 차이가 있음

IV. 임신·출산 진료비 지원 정책의 실적 평가

1. 평가방법

- 투입(input) 대비 산출(output) 평가
- 제1차 및 제2차 저출산·고령사회 기본계획내에서 점검된 실적 평가

2. 평가결과

- 임신·출산 진료비 지원정책은 매년 지속적으로 정책의 확대를 위한 목표를 설정하고 이

- 를 달성하는 식으로 정책이 이행됨
- 2008년에 시작된 임신·출산 진료비 지원정책은 제1차 저출산·고령사회 기본계획의 틀 안에서 '산전검사로 지원'이라는 이름으로 정책의 성과가 보고됨
 - 2009년에는 11월말 기준으로 651,065명의 임신부가 전자바우처인 고운맘카드를 신청했고 각 임신부당 20만원을 지원하였고, 산전진찰 보험급여를 확대하기 위해 국민건강보험법을 개정하는 등 목표를 달성하여 목표달성률 100.0%로 보고됨
 - 2010년에는 국민건강보험법 시행령 및 고시 개정을 하여 임신 당시 30만원을 지원함으로써 목표를 달성한 것으로 평가됨
 - 2011년부터는 제2차 저출산·고령사회 기본계획의 틀 안에서 임신·출산 진료비 지원 정책이라는 이름으로 성과가 보고됨. 임신·출산 진료비 지원정책은 2011년에 임신·출산 진료비 지원 확대를 위한 법령 개정을 목표로 하여 2011년 3월 국민건강보험법 시행령 및 관련 고시 개정을 완료하여 100.0%의 목표달성률을 보인 것으로 보고됨
 - 2012년에는 임신·출산 진료비 지원 금액을 50만원으로 확대하기 위한 관련 법령 개정을 목표로 하여 실제 국민건강보험법 시행령 및 관련 고시 개정을 완료하여 목표달성률 100.0%인 것으로 보고됨
 - 2013년에는 임신·출산 진료비 지원의 1일 사용한도 폐지 및 이용기관 확대에 대한 관련 고시 개정을 목표로 하였고 실제로 관련 고시 개정을 완료하여 100.0%의 목표달성률을 보임
 - 제2차 저출산·고령사회 기본계획 2014년 시행계획에 따르면 2014년도에는 임신·출산 진료비 지원정책은 제도의 개선이 완료된 것으로 보고되어 더 이상의 추진 계획은 수립되지 않음
- 임신·출산 진료비 지원정책의 사후 관리 또는 모니터링에 대한 체계는 구축되지 않아, 임신·출산 진료비 지원정책이 진료비 자체를 상승시키는 효과가 있었는지 또는 의도한 목표가 달성되었는지에 대한 모니터링이 필요함

V. 임신·출산 진료비 지원 정책의 정책 목표 달성 평가

1. 평가방법

- 정책의 목표인 임신·출산 관련 의료비 부담 경감, 주기적인 산전 진찰, 건강한 태아 분만에 대한 평가

2. 의료비 부담 경감에 있어서의 성과 분석

- 진료비 실태조사자료를 활용하여 정책 시행 전과 정책 시행 후 시기 진료비를 비교한 결과는 다음과 같음
 - 외래 의료이용에 있어서 정책 시행 전 2008년과 비교해서 정책 시행 후 2009년 외래 방문건당 본인부담진료비(법정보인부담진료비+비급여부담금)가 16,290원 증가하였고 이는 동 기간 동안 임신·출산이 아닌 기타 질환으로 인한 외래 이용의 본인부담진료비가 1,075원 증가한 것과 비교했을 때 보다 많이 증가하였으나 통계적으로 유의한 효과는 보고되지 않음
 - 입원일 당 본인부담진료비(법정보인부담진료비+비급여부담금)의 경우 정책 시행 전인 2008년과 비교해서 정책 시행 후인 2009년 17,951원이 증가하였는데, 이는 같은 기간 동안 임신·출산이 아닌 기타 질환으로 인한 입원일당 본인부담진료비의 증가분인 47,491원과 비교했을 때 증가폭은 적음
- 한국의료패널자료를 활용하여 외래 의료 이용에 있어서의 정책 시행 전과 정책 시행 후 진료비를 비교한 결과는 다음과 같음
 - 정책 시행 전(2008년)과 비교했을 때, 정책 후(2009년, 2010년) 진료비, 비급여진료비, 본인부담진료비에서 지속적으로 증가하는 경향을 보임. 반면, 급여진료비의 경우 정책 시행 전에 비해 2009년에는 증가하였으나, 2010년에는 정책 시행 전보다는 증가했으나 2009년에 비해 다소 감소함
 - 이러한 변화의 양상은 임신·출산과 관련 없는 질환의 외래 이용에 따른 진료비의 변화와 동일하게 나타남

〈표 5〉 정책 시행 전 후의 외래 의료 이용 진료비

(단위: 원, 건)

년도	진료비	급여진료비	비급여진료비	본인부담 진료비	건수
2008년 (정책 시행 전)	51,833	19,573	32,249	37,395	8,698
2009년 (정책 시행 후)	68,339	35,143	35,918	49,558	5,507
2010년 (정책 시행 후)	68,689	26,391	42,297	53,445	18,141

출처: 오주환 외(2012), p.84

- 한국의료패널자료를 활용하여 입원 의료 이용에 있어서의 정책 시행 전과 정책 시행 후 진료비를 비교한 결과는 다음과 같음
- 정책 시행 전(2008년)과 비교했을 때, 정책 시행 직후(2009년)에 진료비, 급여진료비, 비급여진료비, 본인부담진료비가 증가하였고 이러한 양상은 임신·출산과 관련 없는 질환의 입원 의료 이용에 따른 진료비의 변화와 동일

〈표 6〉 정책 시행 전 후의 입원 의료 이용 진료비

(단위: 원, 건)

년도	진료비	급여진료비	비급여진료비	본인부담 진료비	건수
2008년 (정책 시행 전)	312,978	195,482	114,474	133,636	702
2009년 (정책 시행 후)	547,482	316,037	261,435	269,107	462
2010년 (정책 시행 후)	398,295	270,834	127,461	146,429	1,381

출처: 오주환 외(2012), p.98

- 정책 시행 후인 2011~2014년 임신부 1인당 진료비를 살펴보면 다음과 같음(〈표 7〉 참고)
- 2011년부터 2014년까지 임신과 출산과 관련된 의료비는 증가하는 경향을 보임
- 전체 진료비 중 법정본인부담금이 차지하는 비율은 연도별 큰 변화 없이 대략 17%정도로 유지된 것으로 볼 수 있으나, 2011년 17.0%에서 2012년 17.1%, 2013년 17.4%,

2014년 17.5%로 매년 조금씩 증가하고 있음

〈표 7〉 정책 시행 후(2011년~2014년)의 임신부 1인당 진료비

(단위: 원)

진료비		출산 연도			
		2011년	2012년	2013년	2014년
출산	총 진료비	1,043,376	1,151,298	1,259,530	1,311,723
	보험자부담금	938,838	1,030,315	1,120,980	1,166,340
	법정본인부담금	104,538	120,983	138,550	145,383
입원 (출산 제외)	총 진료비	665,342	697,409	872,107	1,006,114
	보험자부담금	509,481	534,046	672,551	779,149
	법정본인부담금	155,861	163,363	200,166	226,965
외래	총 진료비	325,684	341,172	361,140	381,157
	보험자부담금	204,647	213,653	225,350	237,844
	법정본인부담금	121,037	127,519	135,790	143,313
전체	총 진료비	1,460,081	1,590,287	1,743,403	1,836,394
	보험자부담금	1,212,538	1,318,198	1,440,195	1,514,628
	법정본인부담금	247,543	272,089	303,208	321,766

출처: 김승희 외(2015). p.113

□ 매년 임신·출산과 관련된 진료비에 있어서 절대적인 금액이 증가하였고 법정본인부담금의 비율이 증가했다는 점에서 임신부가 체감하는 비용의 부담은 증가한 것으로 볼 수 있음

3. 산전관리에 있어서의 성과 분석

□ 분석 대상은 2006년, 2009년, 2012년, 2015년 「전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사」에서 추출함

○ 2004년 12월부터 2008년 11월까지 정책이 도입되기 전 출산한 여성을 정책비대상자로, 2009년 9월 이후부터 2013년 11월까지 정책이 도입된 후 출산한 여성을 정책대상자로 구분하여 이들의 산전관리(초진시기 및 산전진찰 횟수)의 수준을 비교함

□ 정책 대상자 여부에 따른 초진시기와 산전 진찰 횟수에 있어서의 차이를 보이기 위해 교차분석을 실시함

- 통계적 유의도는 카이제곱 검증을 활용함
- 교차분석 결과는 다음과 같음(〈표 8〉참조)

〈표 8〉 정책 대상자 여부별 초진시기 및 산전 진찰 횟수

(단위: 명, %)

영역		정책 비대상자	정책 대상자	χ^2
초진시기	임신초기	1058 (97.3)	1749 (99.1)	14.016**
	임신중기	25 (2.3)	15 (0.8)	
	임신후기	4 (0.4)	1 (0.1)	
산전진찰 횟수		13.19 (4.119)	13.14 (3.903)	0.332

**p<.01

- 초진시기에 있어서 정책비대상자에 비해 정책 대상자는 임신초기에 초진을 받은 경우가 대부분이며(99.1%) 임신 후기에 초진을 받은 경우는 거의 없는 것으로 나타났고(0.1%), 이러한 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타남
- 평균 산전진찰 횟수는 정책 비대상자와 정책 대상자간의 차이는 1회 미만에 불과하며 두 집단 간 차이는 통계적으로 유의하지 않음

4. 출산결과에 있어서의 성과 분석 방법

- 임신·출산 진료비 지원정책의 목표 중 하나는 건강한 태아 분만임. 따라서 출산결과의 대표적 지표인 저체중 출생아의 출산과 조산이라는 지표를 살펴보고 정책대상자 여부가 이러한 출산결과에 영향을 미치는지를 파악함으로써 해당 정책의 성과를 분석하고자 함
- 저체중아 출산과 조산은 영아 사망률의 약 60%를 차지하는 신생아 사망률과 주산기 사망률에 직접적인 영향을 미치는 중요한 요인이며, 건강한 태아 출산에 반하는 출산 결과로서 저체중출생아 출산에 있어서의 정책 성과를 분석하고자 함
- 분석 대상은 2006년, 2009년, 2012년, 2015년 「전국 출산력 및 가족보건·복지실태조

사」에서 추출함

- 정책이 시행된 2008년 12월을 기준으로 약 4년 전부터 시행되기 전까지 임신한 여성을 통제집단에, 2008년 12월 정책이 시행된 4년 후까지 임신한 여성을 실험집단에 포함시키고 임신·출산 진료비 지원액의 변화에 따른 차이를 보기 위해 2008년 12월부터 2013년 2월까지의 임신한 산모를 실험집단에 포함
- 정책이 시행되는 시점과 변동된 지원액이 시행되는 시점을 감안하여 정책 대상자 여부를 정확하게 판단하기 어려운 각 시행 시점 한 달 전인 2008년 11월, 2010년 3월, 2011년 3월, 2012년 3월에 임신한 여성은 분석 대상에서 제외
- 출산력 조사에서 조사 시점까지 최근 3년간의 출산 경험이 있다고 응답한 5,129명의 기혼 여성 중 만 18세 이하인 여성(12명)과, 임신 출산 관련된 주요 문항에 결측값이 있는 경우를 제외하고, 정책 대상 시기에 따라 본 연구의 실험집단과 통제집단에 적합한 최종 표본은 2,852명임
- 평가에서 활용된 분석대상자는 <표 9>에서 제시함

<표 9> 정책 대상자 여부 및 지원금액에 따른 분석대상

(단위: 명, %)

영역		출산 시기	빈도 (비율)
정책 비대상자		2004.12~2008.11	1,087 (38.0)
정책 대상자	집단A(20만원)	2009.9~2010.11	421 (14.8)
	집단B(30만원)	2011.1~2011.11	358 (12.6)
	집단C(40만원)	2012.1~2012.11	186 (6.5)
	집단D(50만원)	2013.1~2013.11	800 (28.1)
	전체	2009.9~2013.11	1,765 (62.0)

- 분석 대상 산모의 인구사회학적 특성을 정책 대상자 분석 대상을 정책 대상 여부로 구분하여 교차분석을 한 결과는 다음과 같음(<표 10> 참조)
- 통계적 유의도는 카이제곱 검증과 F검증을 활용함

- (모연령) 정책 비대상자 중 13.4%가 고령 산모인 것에 비해 정책 대상자의 경우는 27.0%가 고령 산모로 나타났고 이러한 차이는 통계적으로 유의미함. 이는 정책 대상자는 정책 비대상자보다 출산 시기가 최근이며 고령 산모가 증가하는 사회적 현상을 반영하는 결과라고 볼 수 있음
- (혼인상태) 정책 대상자 집단과 정책 비대상자 간의 차이 없이 유배우의 비율이 전체적으로 99%이상 차지하는 것으로 나타났고 이들 집단 간 차이는 통계적으로 유의하지 않음
- (교육수준) 정책 비대상자보다 정책 대상자에 있어서 교육수준이 높은 것으로 나타남. 정책 비대상자의 경우 대학교 이상의 교육수준을 가진 비율이 33.7%(366명)이었던 반면, 정책 대상자는 47.1%(831명)인 것으로 나타났고 이러한 차이는 통계적으로 유의함
- (가구소득) 정책 비대상자의 평균가구소득은 309.1만원인 것에 비해 정책 대상자는 420.0만원인 것으로 나타나 정책 대상자의 가구소득이 보다 높은 것으로 나타났으며 이러한 차이는 통계적으로 유의함

〈표 10〉 정책 대상여부별 인구사회학적 특성

(단위: 명, %, 만원)

특성		정책 비대상자	정책 대상자	χ^2/F
연령	35세 미만	941 (86.6)	1289 (73.0)	72.293***
	35세 이상	146 (13.4)	476 (27.0)	
혼인상태	유배우	1080 (99.4)	1755 (99.4)	0.068
	기타	7 (0.6)	10 (0.6)	
교육수준	고졸이하	464 (42.7)	502 (28.4)	69.320***
	전문대학	257 (23.6)	432 (24.5)	
	대학교이상	366 (33.7)	831 (47.1)	
소득수준		309.1 (171.7)	420.0 (217.2)	-15.121***

***p<.001

주: 결측값 제외

□ 분석 대상 산모의 분만방법, 다태아 여부, 출산력(parity)과 같은 산과적 특성에 대한 정책 대상자와 정책 비대상자의 차이를 교차분석한 결과는 다음과 같음(〈표 11〉 참조)

〈표 11〉 정책 대상여부별 산과적 특성

(단위: 명, %)

특성		정책 비대상자	정책 대상자	χ^2
분만방법	자연분만	688 (63.3)	1152 (65.3)	1.147
	제왕절개	399 (36.7)	613 (34.7)	
다태아 여부	단태아	1081 (99.4)	1,736 (98.4)	6.607**
	다태아	6 (0.6)	29 (1.6)	
출산력	초산	474 (43.6)	855 (48.4)	6.332**
	경산	613 (56.4)	910 (51.6)	

**p<.01

- (분만방법) 정책 대상자와 정책 비대상자 모두 60%이상 자연분만을 하는 것으로 나타났고, 이들의 차이는 통계적으로 유의하지 않음
 - (다태아 출산) 정책 대상자의 경우에 다태아 출산이 1.0% 포인트 더 높게 나타났고, 출산력에 있어서 정책 대상자가 초산인 경우가 정책 비대상자에 비해 4.8% 포인트 더 높게 나타났고 이러한 차이는 통계적으로 유의함
 - 이는 저출산과 고령임신 및 난임의 증가라는 추세를 감안했을 때 보다 최근에 출산한 정책 대상자가 정책 비대상자에 비해 이러한 특성이 드러난 것으로 해석됨. 즉, 최근에 출산한 정책 대상자일수록 만혼으로 인한 고령 임신이 많고, 저출산 현상과 맞물려 초산이 많으며, 난임으로 인한 시술 등으로 다태아 출산이 많다는 현상을 반영
- 분석 대상 산모의 출산결과(저체중아 출산 및 조산)을 정책 대상자 분석 대상을 정책 대상여부로 구분하여 교차분석을 한 결과는 다음과 같음(〈표 12〉 참조)
- 통계적 유의도는 카이제곱 검정과 F검증을 활용함

〈표 12〉 정책 대상여부별 출산결과

(단위: 명, %)

출산결과	정책 비대상자	정책 대상자	χ^2
저체중아 출산	39 (3.6)	73 (4.1)	0.536
조산	72 (6.6)	95 (5.4)	1.880

- (저체중아 출산) 정책 비대상자의 경우 저체중아 출산을 한 경우는 3.6%인데 비해 정책 대상자의 경우는 4.1%로 정책 대상자의 저체중아 출산의 비율이 다소 높게 나타났으나 통계적 유의미하지는 않음
 - (조산) 정책 비대상자의 6.6%가 조산한 것에 비해, 정책 대상자의 경우는 5.4%로 정책 대상자의 조산 비율이 다소 낮게 나타났으나, 통계적 유의성은 없음
- 이항 로지스틱 회귀분석(binominal logistic regression) 모형
- 출산결과에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 요인들을 통제했을 때에 지원 금액에 따른 정책 대상자와 정책 비대상자라는 차이가 출산결과에 독립적인 영향을 미치는지를 파악함으로써 건강한 태아 출산이라는 임신·출산 진로비 지원정책의 목표 달성을 평가하기 위한 이항 로지스틱 회귀분석(binominal logistic regression) 모형은 〈표 13〉에서 제시함

〈표 13〉 이항 로지스틱 회귀분석 방정식

저 체 중 아 출 산	<p>(식I)</p> $\log \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 \text{Group1} + \beta_2 \text{Group2} + \beta_3 \text{Group3} + \beta_4 \text{Group4}$ <p>(식II)</p> $\log \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 \text{Group1} + \beta_2 \text{Group2} + \beta_3 \text{Group3} + \beta_4 \text{Group4} + \beta_5 X$ <p>P = 저체중출생아의 출산 확률 $1-P$ = 저체중출생아를 출산하지 않을 확률</p>
조 산	<p>(식I)</p> $\log \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 \text{Group1} + \beta_2 \text{Group2} + \beta_3 \text{Group3} + \beta_4 \text{Group4}$ <p>(식II)</p> $\log \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 \text{Group1} + \beta_2 \text{Group2} + \beta_3 \text{Group3} + \beta_4 \text{Group4} + \beta_5 X$ <p>P = 조산(재태주수 37주 미만의 출산) 확률 $1-P$ = 조산하지 않을 확률</p>

- 이항 로지스틱 회귀모형의 식은 저체중 출생아 출산 또는 조산을 종속변수로 하고 정책 대상자집단(Group1: 20만원 지원 집단; Group2: 30만원 지원 집단; Group3: 40만원 지원 집단; Group4: 50만원 지원 집단)을 주요 독립변수로 하고, 모의 연령, 혼인 상태, 교육수준, 월평균 가구소득 등 인구사회학적 요인과 출산력(초산 여부), 다태아 여부, 출산방법 등 산과적인 요인을 통제변수로 하는 함수로 가정
- 이항 로지스틱 회귀분석 식은 상수항과 정책 대상자 여부 및 정책 지원액에 따라 구분된 정책 대상자 및 정책 비대상자와 관련된 변수만을 포함하는 제한된 식(restricted model: 식I)과 모든 독립변수를 포함하는 식(full model, unrestricted model: 식II)을 비교하여 지원액별 정책 대상자가 된 것이 저체중아 출산과 조산에 어떠한 영향을 미치는지 분석함

- 저체중아 출산을 종속변수로 하는 이항 로지스틱 회귀 분석 결과는 <표 14>에서 제시함
- 모형의 적합성 여부를 판단하는 모형계수 전체테스트(omnibus test of model coefficients)결과, 저체중아 출산 및 조산을 종속변수로 하는 회귀분석의 모형 II는 상수항만 포함한 모형I(null model)에 비해 $p < .001$ 수준에서 유의미한 것으로 나타남

<표 14> 이항 로지스틱 회귀분석 결과(저체중아 출산)

	모형 I			모형 II		
	회귀계수	(S.E.)	Exp(B)	회귀계수	(S.E.)	Exp(B)
정책 대상여부(비대상)						
대상(20만원)	0.18	(0.29)	1.20	-0.02	(0.32)	0.98
대상(30만원)	0.35	(0.29)	1.42	0.16	(0.31)	1.18
대상(40만원)	0.31	(0.38)	1.37	0.03	(0.42)	1.03
대상(50만원)	-0.03	(0.25)	0.98	-0.17	(0.28)	0.84
모연령(비고령)						
고령				0.60	(0.23)**	1.83
혼인상태(유배우)						
기타				0.58	(1.11)	1.78
교육수준(고졸)						
전문대학				-0.62	(0.29)*	0.54
대학교 재학				-0.26	(0.23)	0.77
월평균가구소득				0.09	(0.17)	1.10
초산여부(초산)						
경산				-0.10	(0.21)	0.90
다태아(단태아)						
다태아				2.87	(0.39)***	17.54
출산방법(자연분만)						
제왕절개				0.69	(0.21)**	2.00
산전관리적합도(비적합)						
적합				0.34	(0.54)	1.40

*** $p < .001$, ** $p < .01$ * $p < .05$

- 모형 I : 모형 I의 경우 정책 대상자라는 요인이 저체중아 출산에 아무런 유의한 영향을 끼치지 않음
- 모형 II : 저체중아 출산에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 변수와 산과 관련 변수들을 통제한 후 (지원 금액별) 정책 대상자 여부가 저체중아 출산에 영향을 미치는 요인인지 분석한 결과, 저체중아 출산에 영향을 미치는 유의한 요인은 모연령(고령), 모의 교육수준, 다태아 출산, 제왕절개 분만으로 나타남. 정책 비대상자에 비해 20만원을 지원 받은 정책 대상자와 50만원을 지원받은 정책 대상자의 저체중아 출산과의 관계가 음(-)의 관계가 되어 보호 요인으로 작용할 가능성은 나타났으나, 통계적으로 (지원 금액별) 정책 대상자 여부는 저체중아 출산에 영향을 미치는 유의한 요인이 아닌 것으로 나타남. 저체중아 출산이라는 출산결과에는 정책 대상자 여부가 영향을 미치지 못하여 임신·출산 진료비 지원정책의 건강한 태아 분만이라는 목표 달성에 대한 성과 판단이 불가능해짐
- 조산을 종속변수로 하는 이항 로지스틱 회귀 분석 결과는 <표 15>에서 제시함

<표 15> 이항 로지스틱 회귀분석 결과(조산)

	모형 I		모형 II	
	회귀계수	(S.E.)	회귀계수	(S.E.)
정책 대상여부(비대상)				
대상(20만원)	-.04	(0.23)	-.22	(0.26)
대상(30만원)	-.42	(0.28)	-.60	(0.30)*
대상(40만원)	-.12	(0.33)	-.34	(0.37)
대상(50만원)	-.27	(0.20)	-.40	(0.22)+
모연령(비고령)				
고령			.44	(0.20)*
혼인상태(유배우)				
기타			.28	(1.08)
교육수준(고졸)				
전문대학			-.43	(.24)+
대학교 재학			-.05	(0.20)
월평균가구소득			.12	(0.15)

	모형 I		모형 II	
	회귀계수	(S.E.)	회귀계수	(S.E.)
초산여부(초산)				
경산			.09	(0.18)
다태아(다태아)				
다태아			2.71	(0.37)**
출산방법(자연분만)				
제왕절개			.77	(0.17)
산전관리적합도(비적합)				
적합			.77	(0.53)

***p<.001, **p<.01 *p<.05, +p<.1

- 모형의 적합성 여부를 판단하는 모형계수 전체테스트(omnibus test of model coefficients)결과, 저체중아 출산 및 조산을 종속변수로 하는 회귀분석의 모형 II는 상수항만 포함한 모형I(null model)에 비해 $p < .001$ 수준에서 유의미한 것으로 나타남
 - 모형 I의 경우 정책 대상자라는 요인은 조산에 아무런 유의한 영향을 끼치지 않음
 - 조산에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 변수와 산과 관련 변수들을 통제한 후 (지원 금액별) 정책 대상자 여부가 조산에 영향을 미치는 요인인지에 대해 분석한 모형 II에서, 조산에 영향을 미치는 보호요인(protective factor)으로 30만원의 지원 받은 정책 대상자와 50만원을 지원받은 정책 대상자라는 요인이 유의한 것으로 나타남
 - 즉, 정책 비대상자에 비해 30만원을 지원받은 정책 대상자와 50만원을 지원받은 정책 대상자가 조산할 확률이 더 낮음. 이러한 측면에서 임신·출산 진료비 지원정책은 조산이라는 부정적인 출산결과에서 보호요인으로 작용함
- 한계
- 비교적 다양한 사회경제적 요인과 출산과 관련된 산과적 요인을 포함하고 있는 대표성 있는 자료로서 본 보고서에서 활용된 「전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사」는 현재로서 가장 유용한 자료이지만, 해당 정책의 면밀한 성과 분석을 위해 필요한 출산을 지원하는 각 지방자치단체별 현금 및 현물 지원의 크기 등과 고위험 임신과 같은 산과

적 요인들을 포함하고 있지 않음

- 모형을 평가할 때 이항로짓 모형에 있어서 R^2 값에 의존할 필요는 없으나(홍세희, 2005), 본 연구의 분석 모형은 R^2 값이 작아 설명력이 낮다는 한계로 인해 해석에 있어서 주의가 필요

VI. 시사점 및 정책 개선 방안

1. 임신·출산 진료비 지원정책의 확대

- 임신·출산 진료비 지원정책의 향후 기본적인 방향은 정책의 확대임
 - 기본적으로 매년 임신·출산과 관련된 진료비에 있어서 절대적인 금액과 법정본인부담금의 비율이 증가했기 때문에 임신부가 지불하게 되는 비용 자체는 증가하여 부담감은 증가했을 가능성이 있으며, 임신·출산 진료비 지원정책 시행 전 후를 비교했을 때 비록 다른 질환의 진료비도 임신 및 출산 관련 진료비와 비슷하게 증가하였으나, 임신과 출산 관련 진료비 자체가 증가하였다는 점에서 정책 시행으로 인해 진료비에 대한 부담이 경감되지는 않은 것으로 볼 수 있음. 더 나아가 100% 임신부의 부담인 비급여 진료비까지 감안한다면 진료비에 대한 부담이 경감되는 것에는 한계가 있음. 이에 따라 의료비 부담 경감을 위해 정책의 확대는 필요할 것으로 보임
 - 또한, 정책 대상자가 정책 비대상자에 비해 산전 진료의 초진 시기가 빠른 것으로 나타났으며 출산 결과에 있어서는 조산에 영향을 미치는 보호요인(protective factor)으로 30만원을 지원 받은 정책 대상자라는 요인이 유의한 요인으로 나타났고 이러한 측면에서 해당 정책은 성과가 입증되었다고 볼 수 있음
 - 구체적인 방식에 있어서 단순히 국민행복카드(고운맘카드)를 통한 현금지원의 확대뿐만 아니라 비급여 항목의 급여화를 통해 건강보험으로 함께 지원하는 것이 필요함
 - 이러한 취지에서 실제로 2016년 10월부터 임신부 초음파검사에 필요한 초음파 검사에 건강보험이 적용됨. 모든 임신부를 대상으로 산전 진찰에 필요한 초음파 검사 7회에 대해 급여혜택을 부여하고 초음파 검사의 급여혜택에 따라 급여 수가의 40%만 본

인부담금으로 지불하고, 나머지 검사가 필요한 경우에는 임신부의 국민행복카드를 통해 이용할 수 있도록 설계됨. 추가적으로 임신기간 동안 태아와 임신부의 건강에 위협이 되는 사안이 발생하는 경우 횡수에 상관없이 보험 급여가 지급되도록 되어있음

- 단, 법 개정을 하면서 결정한 초음파 검사비용의 급여 수가의 경우 보험이 적용되지 않을 때의 검사 비용과 비교해 최대 4배에 달하기 때문에 보험이 적용되는 7회까지의 초음파 검사비용보다 오히려 보험이 적용되지 않는 8회부터 검사비용이 저렴해지는 결과를 낳았다는 평가가 최근 뉴스와 신문에 보도됨. 이전의 초음파 비용이 비급여로서 병원 간의 경쟁으로 인해 가격 조절이 된 측면도 있으나, 보험을 통해 지원할 경우 유의해야할 점을 보여주고 있는 예임. 이에 따라 급여화 이후에 발생하는 여러 가지 문제를 지속적으로 검토(monitoring)할 필요가 있음

2. 표준화된 산전관리에 대한 가이드라인

- 정부의 지원정책에 대한 인지도를 향상시키기 위한 홍보뿐만 아니라 환자의 알 권리라는 측면에서 산전 관리에 대한 올바른 정보를 정책의 잠재적 대상자에게 제공할 필요가 있음
- 기본적으로 임신·출산 보건의료 지원 정도를 알 수 있도록 해야 하고, 더 나아가 임신 시기(재태 주수)별·임산부의 특성(고령임산부, 청소년 임신부, 고위험 임신부 등)에 따른 산전관리에 대한 가이드라인을 표준화된 비용과 함께 제시하는 일이 우선적으로 이루어져야 할 것임

3. 지속적인 모니터링

- 정책의 효율성을 높이기 위해 임신·출산 진료비 지원정책이 진료비 자체를 상승시키는 효과가 있는지 등에 대한 지속적인 모니터링이 필요함

4. 정적 지원금액에 대한 연구

- 임신·출산 진료비 지원정책을 보다 효과적으로 운영하고 확대하기 위해 향후 적정 지원 금액에 대한 심층적인 연구가 필요함

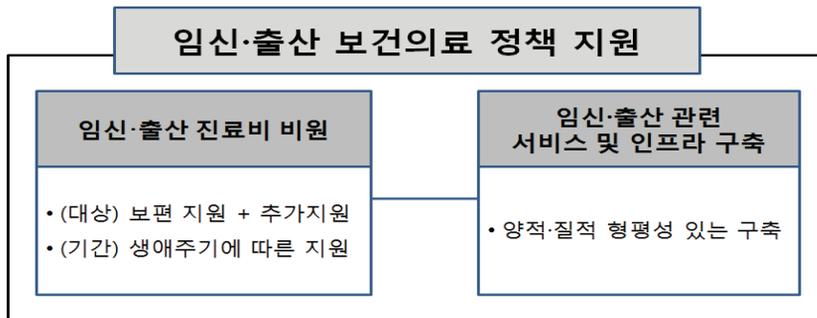
5. 국가적 차원의 자료 구축

- 출산과 관련된 건강과 관련 지원정책의 효과를 살펴보고 실증적인(evidence-based) 분석을 바탕으로 실효성있는 정책을 설계하기 위해 국가적 차원의 자료를 구축할 필요가 있음

6. 임신·출산 진료비 지원정책의 방향성

- 임신·출산 진료비 지원정책이 효과적이기 위해서는 보편적으로 모든 임신과 출산의 과정에 있는 여성에 대한 지원이 있어야 하고, 현재 청소년, 여성장애인, 고위험산모, 난임 여성 등 특별한 의료적인 욕구(need)가 있는 경우에 의료진과의 상담과 합의를 통해 추가적인 지원이 필요함
- 진료비에 대한 지원이 합목적이기 위해서 임신 전, 임신 중, 출산 후까지 생애주기별 꼼꼼하고 적절한 지원이 필요함
- 더 나아가서 전체 임신·출산 보건의료 지원정책이 효과적으로 작용하기 위해서는 적절한 서비스를 포함한 인프라가 질적으로도 양적으로도 형평성 있게 분배되어야 함
- 임신·출산에 필요한 보건의료적 서비스를 제공하는 인프라가 충분히 구축된 상태에서 필수적인 진찰과 검사에 드는 비용 지원이 이루어질 때 임신·출산과 관련된 보건의료적 측면에서 임신부의 부담감은 감소하고 출산에 대한 사회적 책임이 제대로 이루어 질 것임

[그림 2] 임신·출산 보건의료 정책 지원의 방향성



참고문헌

- 강희선, 손예동(2011). 임신부들의 임신출산진료비지원 서비스(고운맘카드) 이용경험, 한국모자보 건학회지, 15(2), pp.175-185.
- 건강보험심사평가원(2016.9.30.). 10월 1일부터 임신부 등 초음파 검사 건강보험 적용 확대, 보도자료.
- 김승희, 임승지, 강하림, 최은희, 김유리, 김아름(2015). 임신 및 출산 지원 강화를 위한 기초조사 연구. 건강보험정책연구원.
- 김한결, 임성원, 이우리, 박수현, 고든솔, 나하늘, 이경숙, 이현실 (2012). 출산장려정책 중 고운맘 카드에 대한 산모들의 인식조사, 디지털정책연구, 10(3), pp. 241-250.
- 오주환, 이진용, 박주옥, 임남구, 이정아, 이계연, 김수진, 전보영, 김자연(2012). 임신·출산 진료비 지원사업 개선방안 연구. 국민건강보험공단.
- 한국보건사회연구원. 2006,2009,2012, 2015년 출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.
- 홍석철, 정용관, 이정민, 김영일, 김정호, 신나리, 조부경 등. (2012). 결혼·출산·육아 지원사업군 심층평가. 한국개발연구원.
- Ahmed, S., and M.M. Khan. (2011). Is demand-side financing equity enhancing? Lessons from a maternal health voucher scheme in Bangladesh. *Social science & medicine*, 72(10), pp.1704-1710.
- Chen, C.S., & L.M. Chen. (2003). National Health Insurance and the antenatal care use: a case in Taiwan. *Health policy*, 64(1), pp.99-112.
- Dubay, L., T. Joyce, R. Kaestner., G.M. Kenney. (2001). Changes in prenatal care timing and low birth weight by race and socioeconomic status implications for the medicaid expansions for pregnant women. *Health services Research*, 36(2), pp.373-398.
- Ir, P., D. Horemans, N. Souk., W.V. Damme. (2010). Using targeted Vouchers and health equity funds to improve access to skilled birth attendants for poor women: a case study in three rural health districts in Cambodia. *BMC Pregnancy and childbirth*, 10(1), pp.1-26.
- Rittenhouse, D.R., P. Braveman., K. Marchi. (2003). Improvements on prenatal insurance coverage and utilization of care in California: an unsung public health victory. *Maternal and child health journal*, 7(2), pp.75-86.

발표 2

영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향

김은정

한국보건사회연구원 부연구위원

영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향

김은정 (한국보건사회연구원 부연구위원)

1. 서론

그간의 국내 보육 지원 정책은 소득수준에 따른 선별적 지원이었으나, 2012년부터 일부연령에 대해 전 계층 무상보육 정책을 도입하면서 보편적 지원의 복지정책으로 성격이 바뀌기 시작하였다. 또한, 2013년 대상 연령을 만 0~5세로 전격 확대하면서 보편적 지원 정책으로서의 성격이 더욱 공고해졌다. 이러한 보육 지원 정책의 획기적인 확대 배경에는 저출산에 직면한 사회적 요구 및 여러 가지 정치·사회적 상황이 복합적으로 작용한 것으로 인식되고 있다.

보육 지원 정책의 확대를 통해 이루고자 한 정책목표는 아동의 건전한 발달을 기반으로, 가계의 양육비 부담을 경감시키고 일·가정양립을 지원하여 여성의 경제활동 증진에 기여하고 더 나아가서는 저출산을 완화하고자 하는 데에 있다.

이론적으로 보육료 지원 정책은 가계 내 실질 소득을 증대시키고 양육비용에 대한 부담을 경감시키는 측면이 있다. 이와 같은 상황에서 가계는 양육비지원으로 인한 소득효과가 발생하고 양육비 부담에 대한 경감으로 인한 여성의 기회비용에 대한 변화가 야기된다. 보육료 지원에 따른 양육비용의 감소는 자녀에 대한 재화 가격을 낮추는 효과뿐만 아니라 가계소득을 증대시키는 소득효과 측면에서 이해될 수 있다. 즉, 보육료 지원에 따른 비용 부담의 감소와 가계의 소득 증대는 자녀에 대한 수요 증대를 예측할 수 있다. 다만, 자녀에 대한 수요 증대는 양에 대한 수요와 질에 대한 수요 관점에서 논의 될 수 있다. 양에 대한 수요가 증가한다면 출산이 증가하는 반면, 질에 대한 수요로 이어질 경우에는 정부가 기대한 출산증가 효과를 예측하기 어렵게 된다. 국내의 저출산 현상의 경우, 과도한 사교육비 등을 고려할 때, 부모들의 선호도가 양적인 부분보다 자녀의 질적인 부분에 더 의미를 두고 있을 가능성이 있음을 유추해 볼 수 있다. 이처럼 보육료 지원 확대에 따라서 실질적 가처분 소득이 증가하고 증가된 소득이 자녀의 질적 수준을 높이는 데 다시 투자된다면 소득 증대의 효과로 출산 증가를 기대하기는 어려운 상황이 된다.

기존 연구들은 다양한 방법으로 정책 효과 분석을 시도하였다. 거시적 관점에서 보육예산과

출산의 관계 및 보육 지원 정책이 여성 노동에 미치는 영향 등에 대한 논의가 이루어져 왔다. 전반적으로 기존의 연구는 보육 지원 정책이 차등지원에서 보편적 지원으로 확대된 정책 특성을 적절히 반영하지 못한 측면이 있으며, 평가 결과 또한 일관적이지 않은 상황이다. 본 연구에서는 보육료 지원 대상 확대가 이루어지는 과정에서 해당 정책이 가계 양육비(영유아 보육비 및 교육비) 부담에 미친 영향을 중심으로 정책 효과를 분석하고자 한다.

II. 문헌고찰

보육정책의 효과에 대한 연구는 정책 도입과 함께 2000년대 이후부터 조금씩 이루어지기 시작하였다. 보육정책의 효과를 분석함에 있어서 상당수의 연구가 여성경제활동과 출산에 미친 영향에 대한 평가를 다루고 있으며, 가계의 양육비 부담에 미친 영향을 평가한 사례는 상대적으로 제한적이다. 국내의 보육 지원 정책은 서비스 이용을 기본 조건으로 이용비용을 지원한다는 측면에서 서비스 지원 성격과 함께 비용 지원의 성격이 있다고 볼 수 있다. 일반적으로 비용 지원의 관점에서 국내의 보육료·유아학비 지원 정책은 가계 내 양육비 부담을 직접적으로 감소시키는 효과가 있을 것으로 기대된다. 박미경, 조민효(2014)의 연구에서는 영유아 보육료 지원 정책과 국·공립 보육시설 확충 정책이 부모 양육비용 부담 완화 효과가 있는지에 대한 분석을 실시하였다. 보육료 지원 정책의 혜택을 받은 경우와 받지 않은 경우 보육비용의 차이를 분석하였다. 분석 결과 해당 정책은 부모 양육부담 완화에 긍정적인 영향이 있으며 모의 취업 여부와 관계없이 두 집단 모두 양육비 감소 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 국공립 보육시설을 이용하는 경우 비용 감소 효과가 있는 것으로 분석되었다. 모의 취업 여부에 따른 보육료 감소 효과를 살펴볼 때, 박미경, 조민효(2014)의 연구의 경우 취업모 가구의 비용 절감 효과가 비취업모 가구의 약 4배에 달하는 것으로 분석된 바 있다. 해당 연구에서는 보육료 지원 정책의 지원 수준을 지속적으로 높일 것을 제안하고 있다. 반면에 보육료 부담에 대한 감소 효과가 지원 금액에 비해서 매우 낮은 상황으로 출산율 제고를 위한 정책 효과로서의 의미가 미미하다고 분석하였다.

이혜원(2013)의 연구에서는 여성가족패널 2차, 3차 자료를 활용하여 2009년의 보육료 확대 지원 정책에 따른 가구의 보육비용 부담 완화 정도를 분석하였다. 2009년 시행된 보육료 지원 대상의 확대에 따른 양육비 부담을 비교하기 위해서 정책 전후의 조사 자료를 활용하고 있다.

해당 연구에서는 보육시설을 이용하는 데 필요한 모든 비용을 ‘보육비용’의 개념으로 활용하였으며 개인 사교육비용은 분석에서 제외하였다. 분석 결과, 소득분위별로 살펴보면, 소득수준이 높을수록 1인당 보육비용은 증가하지만 전체 소득에서 차지하는 비율은 대체적으로 감소하는 것으로 나타났다. 또한 보육료 지원 확대에 따라 가계의 경제적 부담이 감소하자는 하였으나 매우 제한적인 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 보육시설 이용에 따른 추가적인 비용에 대한 부담이 여전히 있기 때문인 것으로 해석하고 있다. 또한 보육료 지원 대상이 확대됨에 따라 만 2~5세 영유아의 보육기관 이용 비율이 증가한 것으로 나타났다. 이러한 이용 행태의 변화는 조사 대상자의 비용구조에 영향을 미치기 때문에, 연도별 단순비교를 통한 비용 비교에는 한계가 있는 것으로 판단된다. 또한 해당 연구는 소득계층에 따른 차별적인 지원 정책이 시행되던 시기로 2012년과 같이 만 0~2세, 만 5세 전면 무상보육을 실시한 경우와 다소 다른 해석이 필요할 것으로 보인다. 2009년 당시의 지원 수준은 소득계층에 따른 차별적 지원에 따라 소득 구간별로 대상 여부에 따른 경제적 부담 감소 효과가 달리 나타날 여지가 크다고 볼 수 있다.

조윤영(2007)의 연구에서는 2004년 보육 실태조사와 2007년 시설 조사 자료를 활용하여 영아기본보조금의 정책 효과를 다양한 측면에서 분석하였다. 분석 내용 중 비용적인 측면을 살펴볼 때, 2004년과 2007년 자료의 비교관점의 회귀분석 결과, 국공립시설 이용 가정은 상대적으로 낮은 보육비용을 지불하고 있었으며, 영아기본보조금의 정책 효과는 거의 없는 것으로 나타났다. 즉 영아기본보조금이 보육 및 교육 비용을 줄여주는 효과는 거의 없는 것으로 나타났다. 해당 연구에서 기본보조금의 지원 효과는 가계의 비용 감소보다는 시설의 서비스 질 제고에 기여한 것으로 분석하고 있다. 이는 영아기본보조금이 수요자에게 지급되지 않고 공급자에게 지급되는 구조를 가졌기 때문에 가계에 직접적으로 미치는 영향은 매우 제한적일 수밖에 없는 것으로 이해된다. 보육료 지원 대상 확대에 따른 사교육비 변화를 연구한 정수지, 박운현, 송지나, 김대웅, 이순형(2016)의 연구에서도 정책 확대에 따라 보육비 부담이 감소하였음에도 불구하고 고소득층의 경우 사교육비용이 증가하는 것으로 나타났다. 해당 연구에서 이와 같은 사교육비 증가 현상은 무상보육이후 더욱 강화될 것으로 예견하고 있다. 이 밖에 이상록, 조은미(2016)의 연구에서 또한 보육료 지원 대상의 확대 정책은 전체적으로 아동 양육비 부담을 일부 감소시키는 효과가 있으나, 해당 감소분이 다시 사교육비용의 증가로 나타나 결과적으로 양육비 부담의 경감 효과는 크지 않다고 주장하고 있다. 또한 보육료 이외의 추가비용 발생 등의 이유로 무상보육 정책은 궁극적으로 하위소득 계층의 비용 부담을 가중시키는 측면이 있다고 밝혔다.

비용 부담 완화 효과를 연구한 사례들을 보면, 각 연구자마다 사용한 변수에 따라서 상이한 결과를 보이기도 한다. 사교육비를 포함한 총양육비의 개념과 시설 이용에 국한된 보육시설 이용 비용에 한정된 경우 등에 따라 다소 차이를 보일 수 있다. 또한 고정 보육료 이외에 시설에서 실시하는 특별활동 등에 따른 추가비용이 여전히 존재하기 때문에 국가의 보육료 지원 정책의 효과는 매우 제한적인 것으로 분석되었다.

〈표 1〉 가계 양육비 부담에 관한 선행연구

연구	분석자료	분석방법	종속변수	독립변수	분석결과
정수지, 박윤현, 송지나, 김대웅, 이순형 (2016)	한국복지패널 5차~9차 (2010~2014)	위계적 회귀분석	1인당 보육비 및 사교육비 지출액	보육비지원 대상 확대	(-) *보육비 지출과 사교육비의 지출은 역의관계
			가구 소득 구분에 따른 유아 보육비, 사교육비 변화		(-) *고소득층 보육비 부담 크게 감소
이상록, 조은미 (2016)	여성가족패널(2008,2012)	Chow 검증	아동 양육비(만 6세 이하 자녀 1인 양육서비스 관련 지출비용)	모의 학력수준	(-) *2012 무의미함
				부의 직업 유형	(-) *2012 무의미함
				가구 소득	(-) *2012 무의미함
				주거 형태	(-) *2012 무의미함
				거주 지역	(-)
				자녀 수	(-)
				자녀 연령	(-)
박미경, 조민호 (2014)	한국복지패널 1차~7차 (2006~2012)	패널 회귀분석 (고정효과 모형)	자녀 보육비용	보육료 수혜	(-)
				국공립 이용	(-)
				국공립 외 보육서비스 이용	(+)

연구	분석자료	분석방법	종속변수	독립변수	분석결과
이혜원 (2013)	여성가족패널 2차, 3차 (2007,2009)	소득 분위별 기초통계 분석	보육기관에 지출하는 비용		2009년 감소
			소득대비 보육기관에 지출하는 비용의 비중		
조윤영 (2007)	2004년 보육실태조사, 2007년 시설조사	준실험적 설정을 이용한 회귀분석	고정 보육료	국공립	(-)
				민간	(+)
				영아기본 보조금	
			총보육료	국공립	(-)
				민간	(+)
				영아기본 보조금	(-)
개인 양육서비스 이용 포함 총보육비 지출	국공립	(-)			
	민간				
영아기본 보조금	(+)				

주: 플러스(+)는 정적인 영향, 마이너스(-)는 부적인 영향, ‘.’은 분석 결과 유의미하지 않음.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서 이용한 데이터는 보육실태조사 2009년, 2012년 데이터로 보육비 지원의 확대 시기와 맞물려 정책의 변화와 효과를 볼 수 있는 시기이다. 2012년은 만 0~2세와 만 5세에 대해 전면 무상보육이 실시된 해로, 해당 시점을 기준으로 2012년 자료와 2009년 자료를 활용하여 보육료 지원정책 효과를 분석하였다. 본 연구의 분석 대상 영유아는 2009년 3,204명, 2012년 3,261명으로 총 6,465명이다.

〈표 2〉 분석 대상의 특성

(단위: 명, %)

특성		2009	2012
모 연령(세)		32.92	33.68
모 학력	고졸	1,416(44.2)	1,229(37.7)
	전문대 졸	655(20.4)	672(20.6)
	대학교졸업 이상	1,133(35.4)	1,360(41.7)
모 취업	취업	1,081(33.7)	1,181(36.2)
	비취업	2,123(66.3)	2,080(63.8)
부 연령(세)		35.69	36.49
부 학력	고졸	1,267(40.1)	1,076(33.5)
	전문대 졸	488(15.4)	527(16.4)
	대학교졸업 이상	1,405(44.5)	1,605(50.0)
아동 연령	만 0세	645(20.1)	798(24.5)
	만 1세	559(17.4)	519(15.9)
	만 2세	514(16.0)	427(13.1)
	만 3세	506(15.8)	497(15.2)
	만 4세	482(15.0)	552(16.9)
	만 5세	498(15.5)	468(14.4)
아동 성별	남성	1,646(51.4)	1,750(53.7)
	여성	1,558(48.6)	1,511(46.3)
국공립시설	국공립	1,566(84.1)	1,886(85.2)
	사립	297(15.9)	328(14.8)
이용 시설	어린이집	615(31.3)	727(31.4)
	유치원	1,248(63.5)	1,487(64.2)
	기타 시설	101(5.2)	102(4.4)
시설 이용 기간(개월)		10.98	12.94
평균 총자녀 수		1.87	1.85
평균 가구소득 (만 원)		312.55	381.62
월평균 지출 (만 원)		248.32	299.64
주택 소유	자가	1,697(53.0)	1,720(52.7)
	비자가	1,507(47.0)	1,541(47.3)
거주 지역	대도시	1,257(39.2)	1,287(39.5)
	중소도시	1,389(43.4)	1,322(40.5)
	읍면	558(17.4)	652(20.0)
총계		3,204(49.56)	3,261(50.44)

2. 분석방법 및 모형

본 연구에서는 정책 효과 분석을 위해 전 계층 무상보육 정책 확대 대상 집단과 비교 집단 간 평균 성과의 차이를 분석하는 회귀모형 이중차분법(Difference in differences, DID)을 이용하여 정책 확대의 인과효과를 추정하였다.

정책 효과를 평가함에 있어서 이중차분법을 활용한다는 것은, 정책시행 시점에 정책수혜 대상 그룹과 비수혜 그룹 간의 차이에서 정책시행 이전의 그룹 간 차이를 빼고, 실질적인 차이를 본다는 의미로 이해할 수 있다. 일반적으로, 특정 연도에 시행된 정책이 A변수에 미친 효과를 이중차분법을 활용하여 분석하고자 할 때, 정책수혜 대상이 되는 그룹(처치집단, a)과 정책수혜 대상이 되지 않는 비교 그룹(통제집단, b)으로 나누어 다음과 같은 이중차분 추정치를 계산하게 된다(강창희, 이정민, 이석배, 김세움, 2013).

$$\text{이중차분 추정치} = (\overline{Avalue^1_a} - \overline{Avalue^1_b}) - (\overline{Avalue^0_a} - \overline{Avalue^0_b})$$

$\overline{Avalue^1_a}$ = 정책시행 시점의 처치집단(a그룹)의 평균 A값

$\overline{Avalue^1_b}$ = 정책시행 시점의 통제집단(b그룹)의 평균 A값

$\overline{Avalue^0_a}$ = 정책시행 전의 처치집단(a그룹)의 평균 A값

$\overline{Avalue^0_b}$ = 정책시행 전의 통제집단(b그룹)의 평균 A값

보육료 지원 정책의 경우 기존에도 소득수준별 차등지원이 이루어졌기 때문에, 연도별로 지원 정도가 달라진 상황으로, 기존 정책의 변화 정도에 따른 차이를 반영한 것으로 이해되어야 할 필요가 있다. 즉, 정책의 확대 전후의 시기를 비교하는 관점으로 이해되어야 할 필요가 있다. 따라서 정책지원의 강도(intensity)의 차이에 따른 분석을 시도하여 정책의 처치강도(treatment intensity)에 따른 정책 효과를 적용하여 분석하고자 한다(Angrist & Pischke, 2009/강창희, 박상근 역, 2014).

본 연구에서는 2009년 자료와 2012년의 자료를 결합자료¹⁾로 구성하여 2012년의 정책 확

1) 이중차분법을 활용하기 위한 이상적인 자료는 균형 패널 자료로 볼 수 있으나, 일반적으로 전국표본 자료로 대표성을 충분히 가지고 있는 경우 횡단자료를 이용한 분석도 가능함.

대 효과를 추정하고 있다. 이때의 추정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Cost_{iyg} = \beta_0 + \beta_1 Year + \beta_2 Group + \beta_3 D(intensity) + X_{iyg}$$

$Cost_{iyg}$ 는 y연도에 연령 그룹에 속하는 i의 비용으로 이해될 수 있으며, Year는 시기를 나타내는 연도 더미이며, Group은 분석 대상 집단을 각각 구분하는 더미 변수에 해당하며 D(intensity)는 정책강도 변수를 나타낸다. X는 이 밖에 아동 특성, 모의 특성, 가구 특성 등을 나타내는 통제변수를 의미한다. 본 추정식에서 정책 확대 효과는 β_3 로 이해될 수 있다.

2009년과 2012년의 연령별 정책지원 현황은 <표3>과 같으며, 이에 따라 대상별 정책강도를 <표4>와 같이 정의할 수 있다.

<표 3> 시설보육료 지원 기준(2009년, 2012년)

구분	만 0~2세	만 3~4세	만 5세
2009년	영유아가구 소득 하위 50%(전액), 영유아가구 소득 하위 60%(60%), 영유아가구 소득 하위 70%(30%),		영아가구 소득 하위 70% 이하(전액지원)
2012년	전 계층 전액지원	소득 하위 70% 이하 전액지원	전 계층 전액지원

주: 보육료 지원 단가 대비 지원 비율은 괄호 안에 표기하였음.

자료: 보건복지부(각 연도), 보육사업안내 재구성.

<표 4> 대상별 정책강도

구분	만 0~2세	만 3~4세	만 5세
2009	0.6	0.6	0.7
2012	1	0.7	1

우선 2012년 만 0~2세와 만 5세의 경우 전 계층 무상보육이 실시되었기 때문에 정책의 강도는 '1'로 정의하였으며, 2012년 만 3~4세의 경우 소득 하위 70%까지 전액지원이 이루어졌기 때문에 정책의 처치강도를 '0.7'로 정의하였다. 2009년의 경우 만 5세의 경우는 2012년 만 4세와 마찬가지로 소득 하위 70%에 대한 전액지원이 이루어졌기 때문에 정책 처치강도를

‘0.7’로 정의하였다. 2009년 만 0~4세의 경우 소득수준별 차등지원이 이루어졌으며, 차등기준은 소득 50~70%로 세분화되어 있는 상황으로 이들의 중간 값인 ‘0.6’을 정책 정책강도로 정의하였다.

이와 같은 기본 가정 하에 각각의 종속변수에 대해서 회귀모형 이중차분법을 실시하였다. 첫 번째는 만 0~2세와 만 3~4세 그룹의 이중차분 분석을 시도하여, 2012년 영아기(0~2세) 무상보육 확대에 따른 효과를 평가하고, 두 번째는 만 4세 그룹과 만 5세 그룹의 이중차분 분석을 시도하여 2012년 만 5세 무상보육 확대에 따른 효과를 평가하였다.

IV. 분석결과

1. 영아기 보육료 지원 확대

가계양육비 부담에 미친 영향을 분석함에 있어서 비용변수는 아동 1인당 부담하는 금액을 기준으로 3가지 변수를 이용하였다. 첫 번째는 시설(어린이집, 유치원) 이용 비용, 두 번째는 시설 이용뿐만 아니라 추가적인 사교육 및 개인 대리양육비용 부담 등을 포함한 시설 이용 및 교육 비용, 세 번째는 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율 변수를 이용하였다. 각 변수에 대한 세부적인 내용은 다음과 같다.

〈표 5〉 보육 및 교육 비용 변수

변수명	설명
시설 이용 비용	보육료 및 교육비와 기관에 납부하는 현장 학습비, 특기 교육비, 교재비, 급·간식비, 종일반 비용, 차량 운행비, 행사비, 기타 총 8개 항목을 포함한 총계
시설 이용 및 교육 비용	1인당 시설에 내는 총비용뿐만 아니라, 학원 및 문화센터 이용 비용, 개인 양육지원 서비스 이용 시 지불하는 월평균 비용(혈연, 비혈연) ¹⁾ 의 총계
가계지출	지난 1년(3개월)동안 월평균 지출액(소비+비소비)
가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율	지난 1년 동안 월평균 지출액을 이용하여 월평균 지출액 대비 1인당 총 보육 및 교육 비용이 차지하는 비율

주: 1) 현물 지급 시 현금으로 환산하여 기록하도록 함.

영아기 보육료 지원 확대효과 분석의 경우, 2012년 측정된 만 0~2세와 만 3~4세의 평균 1인당 시설 이용 비용 차이에서 2009년에 측정된 만 0~2세와 만 3~4세의 평균 이용 비용의 차이를 한 번 더 차감해 주는 방법으로 분석된다. <표 6>은 해당 그룹의 각 연도별 보육 및 교육 비용 차이를 나타낸다. 2012년 만 0~2세 무상보육 정책 도입에 따라, 부모가 부담하는 시설 이용료는 월평균 약 123,000원 정도 감소한 것으로 이해될 수 있다.

<표 6> 영아기 시설 이용 비용 차이

(단위: 천 원)

구분	만 0~2세	만 3~4세	차이 (만 0~2세 - 만 3~4세)
2009	175.93	234.62	-58.69
2012	42.51	224.68	-182.17
차이 (2012-2009)	-133.42	-9.94	-123.48

시설 이용 비용 뿐만 아니라 개인 양육지원 서비스 이용 및 사교육비용 등을 포함한 총비용 차이는 <표 7>과 같다. 평균비용 비교를 통해서 살펴본바, 영아기 보육료 지원 정책의 비용 절감은 월평균 약 60,000원인 것으로 나타났다.

<표 7> 영아기 시설 이용 및 교육 비용 차이

(단위: 천 원)

구분	만 0~2세	만 3~4세	차이 (만 0~2세 - 만 3~4세)
2009	123.02	283.26	-160.24
2012	84.8	306.02	-221.22
차이 (2012-2009)	-38.22	22.76	-60.98

영아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율 현황은 <표 8>과 같다. 만 0~2세에 비해서 만 3~4세 그룹이 사교육 등의 교육비 지출이 높기 때문에 전반적으로 가계소비에서 차지하는 비율 또한 높게 나타났다. 평균비교를 통해서 살펴본바, 만 0~2세 무상보육 실시에 따라, 보육 및 교육 비용이 가계소비에서 차지하는 비율이 약 0.6% 포인트 감소한 것으로 나타났다.

〈표 8〉 영아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율 차이

(단위: %)

구분	만 0~2세	만 3~4세	차이 (만 0~2세 - 만 3~4세)
2009	4.6748	11.3379	-6.6631
2012	2.7100	10.0102	-7.3002
차이 (2012-2009)	-1.9648	-1.3277	-0.6371

가. 기본 모형

가계양육비용 부담에 미친 영향을 아동 및 가구 특성을 고려하지 않고 단순이중차분모형으로 분석하였다. 분석 결과, 3개의 모든 비용변수에 대해서 정책 효과가 유의한 것으로 나타났다. 보육료 지원 대상이 되는 소득기준을 10% 인상할 경우 1인당 시설 이용 비용은 약 49.4%의 감소 효과가 있는 것으로 나타났으며, 시설 이용 및 교육 비용도 36.7%의 감소 효과가 있는 것으로 분석되었다. 또한 가계지출에서 차지하는 시설 이용 및 교육비 지출 비율도 1.23% 포인트 감소 효과가 있는 것으로 분석되었다.

〈표 9〉 영아기 가계 보육비 및 교육비에 미친 정책효과: 기본모형

구분	시설 이용 비용	시설 이용 및 교육 비용	가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율
연도(2009년)			
2012년	0.3591***	0.3438***	-0.5599
아동 연령(만 3~4세)			
만 0~2세	-0.8200***	-0.9041***	-3.2057***
정책 확대 효과	-4.9449***	-3.6742***	-12.3487***
R ²	0.3049	0.2413	0.1795
N	3323	3323	3322

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

나. 확장 모형

앞서 분석된 결과를 바탕으로 아동 특성 및 가구 특성 변수를 통제할 경우에 어떠한 정책 효과를 보이고 있는지 분석하고자 한다. 이를 위해 통제변수로 모의 연령, 모의 학력, 모의 취업 유무, 아동 성별, 아동 이용기관, 가구 소득, 총자녀 수, 주택 소유 여부, 지역 등의 변수가 이용되었다.

〈표 10〉 영아기 가계 보육비 및 교육비에 미친 정책효과: 확장 모형

구분	시설이용 비용		시설이용비용 및 교육비용	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
모 연령	0.0047	0.0056	0.0048	0.0050
모 학력(고졸 이하)				
전문대 졸	0.1122+	0.0988	0.1466*	0.1258+
4년제 졸업 이상	0.1993*	0.1325*	0.2615***	0.1951**
총자녀 수	-0.2110***	-0.2088***	-0.3461**	-0.3414**
가계소득	0.0015***	0.0017***	0.0019***	0.0020***
주택 소유 여부(비자가)				
자가	0.0790	0.0710	0.0756	0.0725
지역 구분(대도시)				
중소도시	-0.0707	-0.0909+	-0.0751	-0.0788
읍면 지역	-0.4635**	-0.4205***	-0.4954**	-0.4631**
아동 성별(남성)				
여성	-0.0934+	-0.1003*	-0.0509	-0.0544
아동 연령(만 3~4세)				
만 0~2세	-0.7847***	-0.7567***	-0.8703**	-0.8541**
연도(2009년)				
2012년	0.2464**	0.2404**	0.1976**	0.1938**

구분	시설이용 비용		시설이용비용 및 교육비용	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
국공립시설(사립)				
국공립		-0.8939***		-0.6361** _*
이용 기간		0.006*		0.0058*
모 취업(비취업)				
취업		-0.2002***		0.0806
정책 확대 효과	-5.0406***	-5.1747***	-3.8194** _*	-3.8839** _*
R ²	0.3674	0.3814	0.3550	0.3547
N	3,323	3,186	3,323	3,186

+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

분석 결과 두 모형 모두에서 보육료 지원 대상이 되는 소득기준을 10% 인상할 경우 시설 이용 비용은 모형별로 각각 50.4%, 51.7% 감소하는 것으로 분석되었으며, 시설 이용 및 교육 비용은 모형별로 각각 38.1%, 38.8% 감소하는 것으로 분석되었다. 따라서 보육료 지원 정책은 전반적으로 양육비용 절감효과가 있는 것으로 이해될 수 있다. 만 0~2세 보육료 지원 확대의 경우 보육료 지원 금액이 커서 가계 내 보육비용 부담 경감에 큰 효과를 나타낸 것으로 분석된다. 이처럼 감소 효과가 큰 것은 영아의 경우 상대적으로 시설 이용에 따른 추가비용이 유아기 보다 적기 때문에 보육료 지원이 시설 이용 비용 절감에 매우 크게 기여한 것으로 판단된다.

이 밖에 모의 학력수준, 가계소득, 지역 등의 변수가 시설 이용료에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 모형II에 의하면 취업모 가구의 영아가 비취업모 가구의 영아보다 단순시설이용 비용은 더 낮은 반면, 교육비용을 포함한 비용의 경우 두 집단간의 통계적으로 유의한 차이는 없는 것으로 나타났다. 시설 이용료만 고려했을 때에는 취업모 가구의 비용이 유의하게 낮았으나, 대리양육비용 및 사교육비용을 포함한 경우 이러한 효과는 사라지는 것으로 나타났다. 또한 국공립시설을 이용하는 경우 민간시설을 이용하는 경우보다 단순 시설 이용 비용은 약 8.9%, 교육비용을 포함한 비용은 약 6.3% 더 낮은 것으로 나타났다.

마지막으로 해당 아동의 시설 이용 및 교육에 지출된 총비용이 가계지출에서 차지하는 비율에 미친 영향을 분석한 결과는 다음과 같다.

(표 11) 영아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향: 확장 모형

구분	모형 I	모형 II
모 연령	0.0079	0.0096
모 학력(고졸 이하)		
전문대 졸	0.4534	0.2195
4년제 졸업 이상	1.5028***	0.9801***
총자녀 수	-2.5113***	-2.2748***
가계소득	0.0022**	0.0011
주택 소유 여부(비자가)		
자가	-0.0535	-0.0352
지역 구분(대도시)		
중소도시	-0.2722	-0.2366
읍면 지역	-2.3068***	-2.0147***
아동 성별(남성)		
여성	-0.0157	-0.0133
아동 연령(만 3~4세)		
만 0~2세	-3.3327***	-3.5014***
연도(2009년)		
2012년	-0.7655	-0.6781
국공립시설(사립)		
국공립		-3.5506***
이용 기간		-0.0308**
모 취업(비취업)		
취업		0.9891***
정책 확대 효과	-13.0593***	-12.8430***
R ²	0.2639	0.2839
N	3,322	3,185

+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

분석 결과 두 모형 모두에서 보육료 지원 대상이 되는 소득기준을 10% 인상할 경우 가계소
비에서 차지하는 시설 이용료 및 교육비 지출 비율은 모형별로 각각 1.30% 포인트, 1.28% 포
인트 낮아지는 효과가 있는 것으로 분석되었다.

모형Ⅱ에 의하면 취업모 가구의 영아일수록 시설 이용료 및 교육비 지출이 가계소비에서 차지하는 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 취업모 가구의 양육비 부담이 더 클 가능성이 있음을 시사한다.

2. 유아기 보육료 지원 확대

앞서 설명한 바와 같이, 만 4세와 만 5세 그룹의 이중차분분석을 통하여 만 5세 그룹의 정책 확대에 따른 효과를 평가하고자 한다. 2012년 만 5세를 대상으로 보육 지원 정책의 확대에 따른 인과효과는 2012년에 측정된 만 5세와 만 4세의 평균 1인당 시설 이용 비용 차이에서 2009년에 측정된 만 5세와 만 4세의 평균 이용 비용의 차이를 한 번 더 차감해 주는 방법으로 분석된다. <표 12>는 해당 그룹의 각 연도별 보육 비용 차이를 나타낸다.

<표 12> 유아기 시설 이용 비용 차이

(단위: 천 원)

구분	만 4세	만 5세	차이 (만 5세 - 만 4세)
2009	241.36	237.75	-3.61
2012	211.08	197.68	-13.4
차이 (2012-2009)	-30.28	-40.07	-9.79

시설 이용 비용뿐만 아니라 개인대리양육 서비스 이용 및 교육 비용 현황은 <표 13>과 같다. 평균비용 비교를 통해서 살펴본바, 유아기 보육료 지원 정책의 비용 절감은 월평균 약 15,000 원으로 나타났다.

〈표 13〉 유아기 시설 이용 및 교육 비용 현황 차이

(단위: 천 원)

구분	만 4세	만 5세	차이 (만 5세 - 만 4세)
2009	308.84	330.36	21.52
2012	323.85	329.8	5.95
차이 (2012-2009)	15.01	-0.56	-15.57

앞서 조사된 1인당 보육 및 교육 총비용이 가계소비 지출 금액에서 차지하는 비율 현황은 〈표 14〉와 같다. 평균비교를 통해서 살펴본바, 유아기 무상보육 실시에 따라 보육 및 교육 비용이 가계소비에서 차지하는 비율이 약 0.01% 포인트 감소한 것으로 나타나 감소 효과가 매우 낮은 것으로 나타났다. 또한 이러한 수치는 앞서 분석된 영아기 감소 효과보다 낮은 것으로 나타났다.

〈표 14〉 유아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율 차이

(단위: %)

구분	만 4세	만 5세	차이 (만 5세 - 만 4세)
2009	12.6316	10.5185	-2.1131
2012	12.0945	9.9678	-2.1267
차이 (2012-2009)	-0.5371	-0.5507	-0.0136

가. 기본 모형

가계양육비용 부담에 미친 영향을 아동 및 가구 특성을 고려하지 않고 단순이중차분모형으로 분석하였다. 분석 결과, 유아기 보육료 지원 확대 정책은 3개의 비용변수 중 1인당 시설 이용비용에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 1인당 시설 이용에 따른 비용은 만 5세 무상보육 대상 기준이 10% 확대될 경우, 10.9%의 비용 감소 효과가 있는 것으로 나타났으나, 시설 이용 및 교육 비용 및 가계지출에서 차지하는 비율에는 유의한 효과를 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 앞서 분석된 영아기 정책 확대 효과와 상반된 결과로, 보육료 지원 확대에 따른 연령별 효과가 다를 수 있음을 시사하고 있다.

〈표 15〉 유아기 가계 보육비 및 교육비에 미친 영향 : 기본 모형

구분	시설 이용 비용	시설 이용 및 교육 비용	가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율
아동 연령(만 4세) 만 5세 연도(2009년) 2012년	-0.0379	0.1373	-2.1064**
정책 확대 효과	-1.0920*	-.76925	-0.0679
R ²	0.0262	0.0018	0.0213
N	1,968	2,000	1,979

+p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

나. 확장 모형

앞서 분석된 결과를 바탕으로 아동 특성 및 가구 특성 변수를 통제할 경우에 어떠한 정책 효과를 보이고 있는지 분석하고자 한다. 이를 위해 통제변수로 모의 연령, 모의 학력, 모의 취업 유무, 아동 성별, 아동 이용기관, 가구 소득, 총자녀 수, 주택 소유 여부, 지역 등의 변수가 이용되었다.

〈표 16〉 유아기 가계 보육비 및 교육비에 미친 영향 : 확장 모형

구분	시설이용 비용		시설이용비용 및 교육비용	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
모 연령	0.0070	0.0072	0.0059	0.0049
모 학력(고졸 이하)				
전문대 졸	0.0604	0.0439	0.1598**	0.1397**
4년제 졸업 이상	0.3053***	0.1816**	0.3060***	0.2025***
총자녀 수	-0.2717***	-0.1690***	-0.2865***	-0.2355***
가계소득	0.0015***	0.0014***	0.0017***	0.0017***
주택 소유 여부(비자가)				
자가	0.0603	0.0451	0.0480	0.0363
지역 구분(대도시)				
중소도시	-0.1152*	-0.1077*	0.0096	0.0282
읍면 지역	-0.7963***	-0.6121***	-0.5352***	-0.4384***

[표 2] 영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향

구분	시설이용 비용		시설이용비용 및 교육비용	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
아동 성별(남성)				
여성	0.0225	0.0207	-0.0157	-0.0206
아동 연령(만 4세)				
만 5세	-0.1198	-0.0109	0.0079	0.0293
연도(2009년)				
2012년	-0.1737+	-0.1097	-0.1871*	-0.1908*
국공립시설(사립)				
국공립		-1.3837***		-0.6748***
어린이집 이용(유치원)				
어린이집		-0.1724**		-0.2345***
이용 기간		-0.0008		-0.0009
모 취업(비취업)				
취업		-0.1115*		-0.0153
정책 확대 효과	-1.1090*	-1.5012**	-0.2215	-0.2990
R ²	0.2344	0.4290	0.2904	0.3446
N	1,968	1,827	1,968	1,827

+p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

분석 결과 만 5세의 보육료 지원 대상 소득기준을 10% 인상할 경우, 시설 이용 비용은 모형 별로 각각 11.0%, 15.0% 감소하는 것으로 분석되었으나, 시설 이용 및 교육 비용에는 유의한 효과를 미치지 못한 것으로 분석되었다. 이는 실질적인 시설 이용 비용을 감소시키는 효과는 있었으나, 1인당 아동에게 지출되는 시설 이용 및 교육 비용에는 영향을 미치지 못한 것으로, 추가적인 사교육 등을 통한 지출이 있음을 시사한다. 이러한 상황에서 가계에서 체감하는 비용 부담에 대한 경감 효과는 미미할 것으로 판단된다. 이는 영아기 분석 결과와 상반되는 결과로, 영아기의 보육료 지원 정책은 전체적인 시설 이용 및 교육 비용을 감소시키는 효과가 있었으나, 유아기의 보육료 지원 정책은 총양육비 관점에서 비용 절감 효과가 덜하다고 볼 수 있다.

이 밖에 모의 학력수준, 총자녀 수, 가계소득, 지역 등의 변수가 시설 이용료 및 교육비에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 추가적으로 모형 II에 의하면 취업모 가구의 유아일수록 시설 이용비용은 더 낮으나, 교육비용을 포함한 금액은 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 영아기 분석결과와 같은 경우로, 취업모 가구의 경우 시설 이용료 이외의 추가적인 비용을 더

부담하고 있을 가능성을 시사한다고 볼 수 있다. 또한 국공립시설을 이용하는 경우 민간시설을 이용하는 경우보다 시설이용비용은 13.8%, 교육비를 포함한 비용은 약 6.7% 더 낮은 것으로 분석되었다. 이는 부수적인 추가 시설 이용료의 경우 국공립시설의 경우에도 추가비용이 발생함에 따라 민간시설과의 차이가 감소하고 있음을 의미한다. 또한 유치원을 이용하는 경우보다 어린이집을 이용하는 경우 시설이용료는 1.7%, 교육비를 포함한 비용의 경우 2.3%의 비용차이가 있는 것으로 나타났다.

마지막으로 해당 아동의 시설 이용료 및 교육비 지출이 가계지출에서 차지하는 비율이 미친 영향을 분석한 결과는 <표 17>과 같다.

<표 17> 유아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율에 미친 영향: 확장 모형

구분	모형 I	모형 II
모 연령	-0.0017	-0.0020
모 학력(고졸 이하)		
전문대 졸	0.6161	0.3266
4년제 졸업 이상	1.7960***	0.8364*
총자녀 수	-2.9445***	-2.4354***
가계소득	0.0012	-0.0014
주택 소유 여부(비자가)		
자가	-0.6189+	-0.5275+
지역 구분(대도시)		
중소도시	-0.5322	-0.1721
읍면 지역	-3.4379***	-2.6389***
아동 성별(남성)		
여성	-0.2804	-0.2443
아동 연령(만 4세)		
만 5세	-0.4019	-0.5032
연도(2009년)		
2012년	-2.2368***	-2.3754***

구분	모형 I	모형 II
국공립시설(사립)		
국공립		-4.2240***
어린이집 이용(유치원)		
어린이집 이용		-2.2436***
이용 기간		-0.0159
모 취업(비취업)		
취업		0.5347+
정책 확대 효과	-0.8130	-0.5599
R ²	0.1483	0.2308
N	1,967	1,826

+p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

분석 결과 두 모형 모두에서 보육료 지원 대상의 확대는 가계소비에서 차지하는 시설 이용료 및 교육비 비율에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 이 밖에 모의 학력수준, 총 자녀 수, 주택 소유 여부, 지역 등의 변수가 시설 이용료에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 추가적으로 모형 II에 의하면 국공립시설을 이용할수록, 어린이집을 이용할수록 각각 4.2% 포인트, 2.2% 포인트 비용 감소 효과가 있는 것으로 나타났다.

3. 모의 취업 유무에 따른 비교

앞서 분석된 내용에 따르면, 시설 이용 비용과 가계지출에서 차지하는 시설 이용료 및 교육비 지출 비율이 모의 취업 유무에 따라 다른 것으로 분석되었다. 이에 따라 해당 비용에 대한 정책 효과가 취업모 가구와 비취업모 가구에 어떠한 영향을 미쳤는지 각각 살펴보고자 한다.

이를 위해 모의 취업 유무에 따라 각각 해당 비용에 대한 정책 효과 영아기와 유아기로 나누어 분석하였고, 그 결과는 다음과 같다.

〈표 18〉 시설 이용 비용에 미치는 정책효과: 확장모형

구분	영아기		유아기	
	취업모	비취업모	취업모	비취업모
모 연령	0.0138	-0.0023	0.0167+	-0.0015
모 학력(고졸 이하)				
전문대 졸	-0.0157	0.1619+	0.1323	-0.0242
4년제 졸업 이상	0.0697	0.1611*	0.2542**	0.1224
총자녀 수	-0.2392***	-0.2056***	-0.1930**	-0.1513**
가계소득	0.0016***	0.0019***	0.0012***	0.0018
주택 소유 여부(비자가)				
자가	-0.0479	0.1520*	-0.0231	0.0977
지역 구분(대도시)				
중소도시	-0.0667	-0.0998	-0.0989	-0.0880
읍면 지역	-0.4530***	-0.3772***	-0.6648***	-0.5394
아동 성별(남성)				
여성	-0.0359	-0.1248+	0.1008	-0.0414
아동 연령(만 3~4세)				
만 0~2세	-0.4842***	-0.9901***	-0.0917	0.0737
연도(2009년)				
2012년	0.3154**	0.1761+	-0.3007*	0.0561
국공립시설(사립)				
국공립	-0.8408***	-0.9076***	-1.3572***	-1.4114***
어린이집 이용(유치원)				
어린이집 이용	-	-	-0.1889*	-0.1598*
이용 기간	0.0056	0.0065+	0.0008	-0.0018
정책 확대 효과	-6.8166***	-3.9161***	-1.1332+	-1.9211**
R ²	0.4510	0.3444	0.4786	0.4042
N	1,341	1,845	767	1,060

+p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

분석 결과, 만 0~2세 보육료 지원 대상이 되는 소득기준을 10% 인상할 경우 1인당 시설 이용료는 취업모 가구와 비취업모 가구 모두 유의하게 감소하는 것으로 분석되었다. 다만, 취업모 가구의 감소 효과는 68.1%이며 비취업모 가구의 감소 효과는 39.1%로 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 취업모 가구의 경우 소득수준별 차등지원 시기에는 지원 대상에서 제외되었다가 전 계층으로 확대됨에 따라, 지원 대상으로 포함되어 혜택을 누렸을 가능성이 있다. 또한 영아기의 경우 비취업모 이면서 시설을 이용하는 경우는 기존에도 정책수혜 대상자였을 가능성이 높기 때문에 이러한 이유로 취업모 가구의 정책 효과가 더 크게 분석된 것으로 이해될 수 있다.

유아기 분석의 경우 또한 1인당 시설 이용료는 취업모 가구와 비취업모 가구 모두에서 유의하게 감소하는 것으로 분석되었다. 다만, 취업모 가구의 감소 효과는 11.3%로 유의수준 0.1 수준에서 유의한 반면, 비취업모 가구의 경우 19.2%의 감소 효과로 유의수준 0.01 수준에서 유의하다. 이처럼 시설 이용료에서 취업모보다 비취업모 가구에 훨씬 더 유효한 비용 절감 효과를 가져온 것으로 판단된다. 영아기의 경우 취업모 가구의 감소 효과가 월등히 높았던 것과 다소 차이가 있으며, 이는 연령별 지원 정책이 대상별로 다른 효과를 가져올 수 있음을 시사한다.

영아기 시설 이용 및 교육 비용이 가계지출에서 차지하는 비율에 미친 정책 효과를 모의 취업여부에 따라서 분석한 결과는 다음과 같다.

<표 19> 영아기 가계지출 대비 보육비 및 교육비 지출 비율에 미친 효과

구분	취업모	비취업모
모 연령	0.1019*	-0.0444
모 학력(고졸 이하)		
전문대 졸	-0.0621	0.4672
4년제 졸업 이상	1.3142**	0.7445*
총자녀 수	-2.7026***	-1.9067***
가계소득	0.0017+	-0.0007
주택 소유 여부(비자가)		
자가	-0.6850+	0.4282+
지역 구분(대도시)		
중소도시	-0.5791	0.1297
읍면 지역	-2.3734***	-1.5808***

구분	취업모	비취업모
아동 성별(남성)		
여성	-0.0080	-0.0478
아동 연령(만 3~4세)		
만 0~2세	-2.7167***	-4.1912***
연도(2009년)		
2012년	-1.1272	-0.1479
국공립시설(사립)		
국공립	-3.0636***	-3.9346***
이용 기간	-0.0288+	-0.0343*
정책 확대 효과	-13.3714***	-12.4265***
R ²	0.2492	0.3298
N	1,341	1,844

+p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

분석 결과, 앞서 분석된 결과와 마찬가지로 만 0~2세의 보육료 정책 대상의 확대는 취업모 가구와 비취업모 가구 모두에 유의한 효과를 미친 것으로 나타났다. 취업모 가구의 경우 가계지출 대비 시설 이용료 및 교육비 지출 비율을 1.3% 포인트 낮추는 효과가 있으며, 비취업모 가구의 경우에는 1.24% 포인트 낮추는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 전반적으로 만 0~2세의 보육료 지원 대상의 확대는 비취업모 가구보다 취업모 가구에 더 큰 효과를 미친 것으로 판단된다.

유아기의 경우, 이 밖에 사교육을 포함한 시설 이용 및 교육 비용과 해당 비용이 가계지출에서 차지하는 비율을 분석한 경우, 두 집단 모두에 유의한 정책 효과가 없는 것으로 나타났다.

V. 결론 및 제언

분석 결과를 종합해 보면, 보육료 지원 정책의 확대 효과는 영아기와 유아기에 따라 다른 것으로 나타났다. 전반적으로 영아기의 보육료 지원 확대 효과는 직접적인 가계지출에서 시설 이용 및 교육 비용의 감소 효과를 가져온 반면, 유아기의 지원 확대 효과는 시설 이용 비용 감소에 한 제한적으로 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 유아기 부모의 경우 보육료 지원이 직접적인

양육부담 완화로 이어지기보다는 사교육 등의 추가 지출 등으로 인해 실질적인 비용 감소 효과는 미미한 것으로 이해될 수 있다.

또한 영아기 보육료 지원 정책의 경우 모의 취업 유무에 따라 분석한 결과, 취업모 가구의 정책 효과가 더 큰 것으로 나타난 반면, 유아기 보육료 지원 정책의 경우 비취업모 가구의 정책 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 영아기의 보육료 지원은 실질적으로 영아기 시설을 이용할 수밖에 없는 취업모 가구의 비용 절감 효과가 극대화된 반면, 유아기의 경우 모의 취업 유무에 관계없이 전반적인 시설 이용이 보편화된 상황에서 모의 취업 유무에 따른 지원 정책의 효과 차이는 희석되고 오히려 비취업모 가구의 경우 정책 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이처럼 지원 정책의 효과는 영아기와 유아기 간에 효과가 달리 나타나며, 궁극적으로 정책의 목표가 무엇이냐에 따라서 정책 효과를 극대화하기 위한 정책설계가 이루어져야 할 필요가 있다.

이에 따라 다음과 같은 정책제언을 하고자 한다.

1. 영아기와 유아기 정책의 차별화

본 연구에서 보육료 지원 정책 대상의 확대 효과를 영아기와 유아기로 나누어 분석한 결과 정책 효과가 다른 것으로 분석되었다. 영아기 정책 확대의 경우, 전반적으로 모든 가구에 양육비 부담 완화 효과가 있는 것으로 나타났을 뿐만 아니라, 취업모 가구의 경우 정책 효과가 더 명확했던 것으로 분석되었다. 이와 달리, 유아기 정책 확대의 경우 비용 감소 부분의 효과도 상대적으로 미진할 뿐만 아니라, 취업모 가구에 대한 정책 효과는 없는 것으로 분석되었다. 이에 따라 영아기와 유아기에 대한 지원 정책 차별화가 필요하며, 특히 유아기의 경우 부모의 근로 상황과 서비스 제공의 연계를 통하여 조금 더 일·가정양립 지원 기능을 강화할 필요가 있다.

영아기의 시설 이용 수요와 유아기의 시설 이용 수요는 극명한 차이가 있는 것으로 판단된다. 일반적으로 영아기의 시설 이용은 맞벌이 가구일 확률이 높은 반면, 유아기의 시설 이용은 모의 취업 여부에 크게 영향을 받지 않는다고 볼 수 있다. 이러한 상황에서 유아기와 영아기의 지원 정책 전략을 다르게 할 필요가 있다. 유아기 시설 이용 지원 정책은 구조적으로 취업모 가구의 이용도가 높은 상황에서 취업모 가구에 정책 효과를 발휘할 가능성이 높지만, 유아기 지원의 경우, 시설 이용에 대한 수요가 일반적인 상황에서 특별히 차별화된 정책이 시행되지 않는 한 맞벌이 가구에 대하여 일·가정양립 지원 기능으로서의 특별한 효과를 기대하기 어려운 측면이 있다. 영아기 보육료 지원은 비용 절감 효과와 함께 취업모 가구에도 충분히 유의한 정책 효과

과를 가지고 있는 것으로 분석되었기에 영아기의 경우 시설서비스 지원 강화보다는 가정양육 지원 강화가 더욱 요구된다.

2. 유아기 취업모 가구에 대한 차별화된 지원

2016년 7월에 도입된 맞춤형 보육 지원 제도는 수요자 특성을 고려하여 차별화된 서비스 전략을 가지고 있다는 점에서 매우 큰 변화를 시도하고 있다. 이와 같은 차별화 전략은 시설보육 서비스에 대한 실수요층의 욕구를 능동적으로 수용할 수 있을 것으로 기대된다. 그럼에도 불구하고, 해당 정책은 만 0~2세에만 한정된다는 제한점이 있다. 오히려, 만 3~5세의 경우 시설 이용이 모든 가구에 보편화된 상황에서 조금 더 실수요자의 욕구를 반영할 수 있는 맞춤형 가구 친화적인 특성을 지니도록 정책 설계의 재편이 요구된다.

국내에서 이미 실시되고 있는 유아기 맞춤형 지원 제도의 틀을 바탕으로 유아기를 대상으로 하는 차별화 전략이 추진되어야 할 필요가 있다. 오늘날의 일하는 여성의 육아 문제는 보육시설 이용 비용의 문제가 아니라, 시설 이용으로 원하는 만큼의 육아지원을 받을 수 없는 상황이 문제로 인식된다. 근로시간보다 짧은 서비스 제공시간, 신뢰할 수 없는 서비스 질 등의 문제가 비용의 문제보다 더 큰 것으로 판단된다. 특히 유아기의 시설 이용은 모의 취업 유무와 관계없이 보편화된 상태에서 보육료 지원 정책으로 인한 일·가정양립 지원 기능의 강화를 위해서는 무엇보다도 유아기에 제공되는 서비스와 부모의 근로상태의 연계가 필요하다.

3. 특별활동 운영 방안 재검토 및 비용 관리 감독 강화

비용분석 결과를 바탕으로 볼 때, 유아기 자녀를 둔 가구의 경우 여전히 가계 내에서 인식하는 보육료 부담은 크게 달라지지 않은 것으로 나타났다. 보육료 지원을 통해 시설 이용에 따른 절대적 비용의 감소 효과가 있었음에도 불구하고, 가계 내에서의 체감도가 낮다는 것은 정부가 지향하는 무상보육에 대한 효과성을 기대하기 어려운 상황으로 이해된다. 이와 같은 현상은 기본적인 시설 이용 비용 이외의 부수적인 비용이 증가하고 사교육을 포함한 추가적인 활동에 여전히 비용을 지출하기 때문인 것으로 판단된다. 비용 지원으로 경감된 부분이 또 다른 교육활동에 대한 소비로 이어질 가능성이 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고, 2015년 보육실태조사에서 현재 이용하는 시설에서 최우선으로 개선이 요구되는 사항은 비용 개선인 것으로 조사되

었다. 이처럼 무상보육 제도하에서 가계는 여전히 비용에 대한 부담을 안고 있는 것을 알 수 있다. 이와 같은 상황에서 가계 내에서 실질적으로 비용 절감 효과를 체감할 수 있도록 부수적인 지원 정책이 함께 수반되어야 할 것이다.

현재 정부는 보육포털에 시설별로 특별활동비를 공개하도록 하고 있으며, 특별활동비에 대한 적정관리방안을 운용하고 있다. 그럼에도 특별활동비의 상한액은 지자체별로 결정하도록 되어 있어 지역별 편차가 매우 큰 상황이며, 시설 유형별로 해당 정보에 대한 공개의무가 달리 적용되고 있다. 이러한 상황에서 특별활동 및 추가비용에 대한 정보공개를 의무화하고, 지역별 상한의 적정성을 검토하고 각 특별활동 비용에 대한 기준금액의 제시 등을 통해 해당 비용이 투명하게 부과될 수 있도록 적절한 관리감독이 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 강창희, 이정민, 이석배, 김세움. (2013). 관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법. 서울: 문화체육관광부.
- 박미경, 조민효. (2014). 보육정책의 효과성 평가 연구. 한국정책학회, 23(3), pp.241-271.
- 이상록, 조은미. (2016). 아동 보육 지원의 확충과 소득계층 간 양육 불평등 - 2009년도 아이사랑 플랜 도입 전후의 아동양육비 결정에 미치는 사회경제적 요인들의 영향력 변화에 대한 분석을 중심으로. 사회과학연구, 32(1), pp.141-169.
- 이혜원. (2013). 보육료 지원 정책이 부모의 보육비용 부담 완화에 미치는 영향. 재정포럼, 204, pp.8-26.
- 정수지, 박윤현, 송지나, 김대웅, 이순형. (2016). 보육비 지원대상 확대에 따른 소득계층별 유아 보육비 및 사교육비 변화: 무상보육정책 시행을 중심으로. 아동학회지, 37(2), pp.27-42.
- 조운영. (2007). 보육보조금의 효과 분석: 영아기 기본보조금을 중심으로. 한국개발연구, 29(3), pp.29-73.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. (2014). 대체로 해롭지 않은 계량경제학(강창희, 박상곤 역). 서울: 경문사. (원서출판 2009)

발표 3

모성보호제도 성과분석과 정책과제

박종서

한국보건사회연구원 부연구위원

모성보호제도 성과분석과 정책과제

박종서 (한국보건사회연구원 부연구위원)

1. 서론

일·가정양립(work and family balance) 지원 정책은 여성이 경제활동에 참가하면서 발생할 수 있는 직장생활과 출산 및 자녀 양육과 같은 가정생활의 충돌을 완화하고자 도입된 정책이다. 관련 정책이 발전하고 학술적 연구도 활발해지면서 여성뿐만 아니라 남성을 포함한 전체 근로자와 아직 가족을 이루지 않은 미혼 근로자까지 논의 대상으로 확대되었고, 개념적으로 가족생활뿐만 아니라 개인의 건강이나 여가활동을 포함하는 일·생활균형(work and life balance)으로 관심이 확대되었다.

한국의 정책적 측면에서는 주로 전자에 해당하는 일·가정양립 개념에 초점을 두고 있다. 남녀 근로자의 임신, 출산 및 자녀 양육기의 경력단절을 방지하여 고용안정성을 제고하고, 자녀 양육기 가족생활을 보장하는 데 정책의 초점을 두고 있다. 대표적인 정책은 출산전후휴가제도, 육아휴직제도, 근로시간 유연화 관련 제도로써, 이 정책의 목표는 우선 여성의 경력단절을 방지하여 고용안정을 높이고자 하는 것이다. 그동안 여성노동시장의 가장 큰 특징으로 결혼, 임신 및 출산, 그리고 자녀 양육과 같은 생애주기적 사건을 계기로 노동시장을 이탈하는 문제가 지적되었기 때문이다. 다른 한편 한국의 출산율 수준이 급격히 하락하면서, 2006년 처음으로 시행된 저출산·고령사회기본계획에 일·가정양립 정책이 포함됨으로써 일·가정양립 정책은 출산율 제고라는 또 다른 목표를 갖게 되었다.

한국에서 일·가족양립 정책은 2000년대 초반 양성평등에 대한 관심과 2000년대 중반의 저출산 현상에 대한 관심이 증가하면서 본격적으로 발전 단계에 접어든다. 특히 출산전후휴가와 육아휴직제도를 중심으로 하는 모성보호제도의 발전이 두드러진다. 이 제도가 본격적으로 발전하기 시작한 것은 2000년대 초반이지만, 제도의 기본 틀은 1953년 근로기준법과 1987년 남녀고용평등법에 반영되어 있었다. 출산전후휴가는 1953년 근로기준법에 유급제도로 도입되었고, 2001년에 휴가기간이 60일에서 90일로 늘어나면서 연장된 30일분에 대하여 고용보험 급여가 신설되었다. 육아휴직제도는 1987년 남녀고용평등법에 무급제도로 도입되었고, 역시 2001

년에 정액 20만 원의 고용보험 급여가 신설되었다. 이와 관련하여 출산전후휴가와 육아휴직제 도에서 고용보험의 급여를 지급하기 위해서는 일정 기간 고용보험 피보험 자격을 유지해야 한다.

2000년대 초반 고용보험의 급여가 도입되면서 출산전후휴가와 육아휴직제도는 점차 이용자가 증가하기 시작하였다. 출산전후휴가제도의 이용자가 2002년에 2만 2000명에서 2014년 8만 8000명으로 증가하였고, 육아휴직제도 이용자가 2002년 3000명 수준에서 2014년 7만 6000명 수준으로 증가하였다. 2006년부터 본격 시행된 저출산·고령사회기본계획에서도 출산전후휴가와 육아휴직제도 같은 일·가정양립 제도가 주목받으면서 2000년대 후반에는 제도가 정착되었다고 평가할 수 있다. 출산전후휴가와 육아휴직뿐만 아니라 육아기 근로시간단축청구권, 유연근무제도 등도 같은 취지에서 제도가 도입되기에 이르렀다. 그러나 근로시간단축청구권이나 유연근무제도의 경우 아직 도입 초기로, 제도가 활성화되지 않고 있다.

모성보호제도가 점차 확대·강화되고 이용자도 증가하고 있는 반면, 제도의 사각지대에 대한 문제가 지속적으로 지적되고 있다(장지연 등, 2013). 사각지대는 고용보험 가입 대상 사업장임에도 불구하고 고용보험에 가입하지 않은 근로자와 고용보험 가입자임에도 불구하고 비자발적으로 제도를 이용하지 못하는 사람을 의미한다. 이와 같은 사각지대가 광범위하게 존재한다는 것이 기존 연구에서 지속적으로 지적되고 있다.

그러나 사각지대의 규모에 대한 전반적인 진단, 사각지대 집중 영역, 급여 수준의 적정성, 정책의 효과성 등에 대한 체계적 분석은 미흡하다. 정책효과성 측면에서 기존 연구는 주로 여성의 고용 효과에 집중되었고, 상대적으로 출산율에 대한 효과성 분석은 매우 제한적으로만 진행되고 있다.

본 연구는 모성보호제도의 성과를 제도의 적정성과 효과성 두 측면에서 분석한다. 제도의 적정성은 포괄규모의 문제로 제도의 사각지대와도 연관되며, 휴가·휴직 기간과 모성보호급여 수준의 적정성을 분석할 것이다. 제도의 효과는 출산율에 미치는 효과에 초점을 두어 분석할 것이다.

II. 기존 연구 검토 및 연구방법

1. 기존연구의 쟁점

기존 연구를 살펴보면 일·가정양립 정책 평가는 주로 고용의 측면에서 분석되었고 출산의 측면은 거의 분석되지 않았다. 고용의 측면에서 모성보호제도는 대체로 여성고용에 긍정적 효과

가 있는 것으로 평가된다(김영숙 등, 2014; 장지연 등, 2013; 김진욱, 2008; 이수영, 2008; 조운영, 2006). 반면 출산의 측면에서 적절성이나 효과성을 평가한 연구는 극히 제한적이다. 따라서 일·가정양립 정책의 평가에서 출산의 측면에 초점을 맞출 필요가 있다.

둘째로 기존 연구는 효과성평가에 집중되어 있다. 고용의 측면 또는 출산의 측면에서 진행된 학술적 연구는 주로 정책의 효과를 분석하는 실증연구에 집중되어 있다. 정부 재정사업 심층평가의 경우(한국개발연구원, 2007; 한국개발연구원, 2012) 제도의 적절성을 평가하고 있지만, 적절성평가는 이론적 논의 또는 국가별 제도 비교 등을 통한 정책 추진의 정당성을 확인하는 정도로 진행되었다. 효과성이 미흡하거나 효과가 나타나지 않을 경우, 제도가 적합하게 설계되었는지 좀 더 면밀히 검토할 필요가 있다. 따라서 모성보호제도의 추진 과정에 대한 세밀한 분석이 요구된다.

셋째로 모성보호제도의 효과에 대한 기존 연구에서 가장 많이 지적되는 문제가 제도의 사각지대에 관한 것으로, 이는 정책의 보편성 평가 부분과 관련이 있을 것이다. 제도의 사각지대는 정책 대상의 포괄성이 적절히 확보되고 있는지에 대한 문제로서, 특정 영역이나 특정 대상이 정책의 대상에서 배제되고 있는지, 배제되고 있다면 그 이유는 무엇인지 밝혀야 한다.

넷째로 모성보호제도의 효과에서 출산에 대한 효과성은 거의 밝혀진 바가 없다. 이는 현실적으로 실증분석이 가능한 자료의 한계 때문인 것으로 판단된다(한국개발연구원, 2009; 2012; 홍승아 등 2008; 이삼식 등, 2008; 이삼식 등, 2010; 김일옥 등, 2011; 정성호, 2012; 조운영, 2006). 대부분의 기존 연구는 출산행태를 직접적으로 측정한 값을 이용하지 않고, 간접적인 향후 출산 의사(의향)를 측정한 값을 이용하는 한계를 가지고 있다. 이는 아마도 자료의 한계때문인 것으로 짐작된다. 노동패널자료나 여성가족패널자료의 경우 출산 경험이 있는 표본수가 적어 분석에 한계가 있다. 따라서 출산에 대한 효과성 분석을 위한 자료 문제가 신중히 고려되어야 한다. 본 연구는 대안적으로 2015년 한국보건사회연구원이 실시한 <전국 출산력 및 가족보건복지 실태조사> 자료를 활용하여 효과성 분석을 진행할 것이다. 이때 제도의 활용 여부, 출산 전후휴가와 육아휴직 기간 등이 분석의 주요 쟁점이 될 것이다.

2. 연구 문제와 분석 자료

본 연구의 주요 연구질문은 제도의 적정성과 효과성에 관한 것이다. 제도의 적정성은 현행 제도가 얼마나 취지에 부합하도록 적정히 설계되었는지 검토하는 것이다. 여기서는 대상의 포

팔 범위와 사각지대가 중요하게 고려되어야 한다. 또한 휴가 및 휴직 기간의 적정성, 급여 수준의 적정성도 주요 쟁점이 될 것이다. 다음은 모성보호제도의 효과성 분석으로, 모성보호제도가 출산에 미치는 효과에 초점을 둔다. 여성고용에 미치는 효과는 기존 연구로 대신하고 거의 분석되지 않은 출산에 미치는 효과분석에 집중한다.

분석에 이용한 자료는 크게 세 가지로 구분된다. 첫째는 건강보험 DB 원자료이다. 건강보험 자료는 모성보호제도 적용 대상자뿐만 아니라 의료기관 분만자 전체 규모를 파악할 수 있는 자료이며, 모성보호제도 적용 대상이 되는 임금근로자의 규모를 파악할 수 있는 가장 기본적인 자료에 해당한다.

둘째는 고용보험 모성보호급여 DB 원자료이다. 고용보험 자료는 출산전후휴가와 육아휴직 제도의 모성보호 급여 수급자 전수에 해당하며, 자격 변동 이력자료를 병합할 수 있다. 이 자료를 이용하여 사업장 분포, 자격변동, 임금과 급여액 정보를 포함하고 있기 때문에 급여 수준의 적정성 판단에 중요한 자료가 될 것이다.

셋째는 한국보건사회연구원이 2015년에 실시한 <전국출산력 및 가족보건복지 실태조사> 자료이다. 이 조사 자료는 가임여성 1만 1009명을 대상으로 최대 다섯째 자녀까지 출산 당시 모성보호제도 관련 항목을 포함하고 있다. 이 자료를 출산 사건을 기준으로 패널구조화하면 관찰 건수가 5만 5045건이 된다. 이 중에서 출산 당시 비취업을 제외(취업 또는 취업 중 퇴사 사례 선택)하고, 모성보호제도가 본격화된 2001년 이후 출산 건수만 선택하여 총 4,237건을 분석에 활용하였다.

〈표 1〉 2015년 전국출산력 및 가족보건복지 실태조사 자료의 표본 특성

(단위: 건)

구분	출산연도				비해당	전체	
	~2000년	2001~2005년	2006~2010년	2011~2015년			
출산 전후 취업 상태	계속취업	1,144	795	979	960	148	4,026
	경력단절	769	454	563	486	22	2,294
	비취업	5,808	2,651	2,454	2,096	292	13,301
	무응답	59	9	5	3	35,349	35,425
전 체	7,780	3,909	4,001	3,545	35,811	55,046	

주: 승수 적용으로 전체 합계에서 차이가 날 수 있음.

자료: 한국보건사회연구원, 2015년 전국출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

Ⅲ. 제도의 적정성 분석

1. 제도의 포괄성

가. 대상자 규모와 사각지대

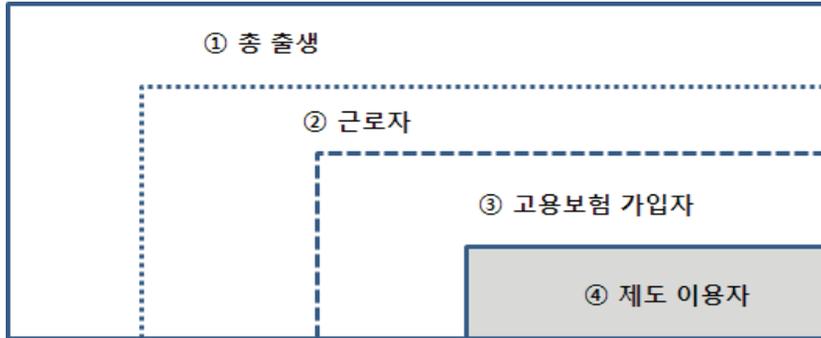
모성보호제도의 포괄 규모는 곧 사각지대 논의와 연결된다. 또한 모성보호제도를 이용하기 위해서는 고용보험의 피보험 단위 기간이 180일 이상이어야 하기 때문에, 모성보호제도의 사각지대는 고용보험 사각지대 논의로 확장될 수 있다.

일반적으로 고용보험의 사각지대 논의는 관점에 따라서 다소 차이가 있을 수 있지만 대체로 제도 적용상의 사각지대에 초점을 둔다. 방하남(2012)은 실업자 지원 프로그램 관점에서 고용보험의 사각지대를 적용상의 사각지대와 급여 혜택상의 사각지대, 급여 기간에 따른 사각지대로 구분한다. 특히 적용상의 사각지대에서 고용 형태상 고용이 불안정한 비정규직 근로자와 법적으로 피고용관계가 애매한 특수형태 근로자가 광범위한 사각지대를 형성하고 있음을 지적하고 있다. 최인덕(2013) 역시 근로자와 사업주의 자발적 또는 비자발적인 보험료 기여 회피로 적용 대상에서 배제되는 영역을 사각지대에 포함하고 있다. 제도 설계 과정에서 적용대상에서 제외된 영역과 자발적, 비자발적 회피 집단도 사각지대로 보고 있다.

장지연(2012)은 모성보호 사각지대 연구에서 사각지대를 ‘제도 적용 대상의 제한’과 ‘활용이 저조한 특정 영역’으로 구분하였다. 여기서 특징은 제도가 적용되고 있지만 활용이 저조한 특정 영역도 사각지대로 구분한 점이다. 본 연구도 큰 틀에서 장지연의 사각지대 구분을 따를 것이다. 특히 활용이 저조한 특정 영역이 발생하는 이유가 사회 구조적 요인이라면 사각지대로 구분하는 것이 타당할 것이다.

이상의 논의를 배경으로 모성보호제도의 사각지대를 다음 그림과 같이 도식화해 볼 수 있다.

[그림 1] 정책 대상자의 포괄 규모 도식



제도 적용에서 배제되는 첫째 집단으로 근로자이면서도 고용보험에 가입하지 않은 사람들(그림의 ②에서 ③을 제외한 영역)이 있다. 둘째로 고용보험에 가입하고 있지만 제도를 이용하지 않는 사람들(그림의 ③에서 ④를 제외한 영역)이 있다. 이 집단에 포함된 사람들은 자발적 배제와 비자발적 배제를 모두 포함하고 있을 것이다. 그러나 본 연구에서는 사회적으로 쟁점이 되고 있는 비자발성을 고려하여 두 집단 모두 광의의 사각지대로 규정한다. 다만 본 연구에서 분석하는 사각지대는 앞에서 구분한 둘째 집단(그림의 ③에서 ④를 제외한 영역)으로 한정한다. 첫째 집단(그림의 ②에서 ③을 제외한 영역)의 규모를 정확히 추정하는 것은 현실적으로 자료의 제약이 따르며, 둘째 집단의 규모와 특성조차 충분히 연구되지 않았기 때문이다.

이제 출산전후휴가와 육아휴직 제도의 포괄범위를 살펴보자. 제도 이용 대상자가 될 수 있는 기본적인 준거집단으로 우리나라 연간 총출생 건수를 살펴보자. 통계청 인구동태 통계에 따르면, 연도별 전체 출생 건수 추이는 2012년 48만 5000명까지 대체로 증가하다 이후 감소 추세로 전환되고, 2015년 기준으로 43만 8000명을 나타내고 있다. 연령별 추세에서 20대의 출산은 감소하고 있고, 30대 후반과 40대 초반의 출생 건수는 증가하는 추세이다.

연간 총출생에서 고용보험 가입자의 출생 규모를 추산해야 한다. 출산전후휴가와 육아휴직을 이용하기 위해서는 고용보험 피보험 단위 기간이 180일 이상이어야 하기 때문이다. 현재 가용한 자료로 건강보험 가입자 중 분만자 규모를 이용할 수 있다. 여기에는 고용보험 가입률과 건강보험 가입률이 유사한 수준이라는 전제가 있다. 실제로 2016년 3월 기준 통계청 경제활동 인구조사 부가조사에 따르면, 고용보험 가입률은 73.5%이고 피부양자를 포함하여 건강보험 직장가입률은 70.6%로서, 약 3% 포인트의 차이로 두 사회보험 가입률은 비슷한 수준을 나타내고 있다.¹⁾ 따라서 의료기관 분만자 중 건강보험 직장가입자의 규모를 가상의 고용보험 가입자

규모로 보고, 제도 이용 대상자 규모를 추정하여 제도의 포괄성을 판단할 수 있다.

〈표 2〉 모의 연령별 출생 건수 추이

(단위: 명)

연도	계	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세
2005	435,031	35,961	174,743	177,319	40,516	6,492
2006	448,153	33,975	172,825	187,807	46,993	6,553
2007	493,189	35,350	186,912	205,704	57,649	7,574
2008	465,892	30,947	168,893	198,748	59,596	7,708
2009	444,849	27,726	155,906	192,112	60,694	8,411
2010	470,171	27,472	147,197	214,616	70,835	10,051
2011	471,265	27,646	137,008	221,434	74,245	10,932
2012	484,550	27,565	127,192	239,223	78,982	11,588
2013	436,455	24,884	102,801	220,346	77,183	11,241
2014	435,435	23,720	96,192	221,145	82,226	12,152
2015	438,420	22,741	94,622	216,252	92,081	12,724

주: 45세 이상에는 연령 미상 포함.

자료: 통계청. 출생통계. 각 연도.

다음 표에서 의료기관 분만자의 현황을 살펴보면, 통계청의 총출생건수에 비해 1만 건 정도 적게 나타나고 있다. 의료기관 분만비율이 높은 상황에서 총출생 건수와 비교하여 비교적 정확한 수치로 볼 수 있다.

건강보험 직장가입자 중에서 공무원 및 교직원 등을 제외한 직장가입자는 고용보험도 가입되어 있을 것으로 예상할 수 있으며, 이 규모를 모성보호제도 이용 자격을 가진 근로자 규모로 볼 수 있다. 그런데 분만자 중 건강보험 직장가입자를 추출할 때 두 가지 시점을 고려해야 한다. 하나는 분만일 기준이며 다른 하나는 임신일 기준이다. 두 시점을 구분해야 하는 이유는 임신 이후부터 분만 이전에 직장을 그만두는 규모를 산정하기 위해서이다.

다음 표에 따르면 2015년에 임신일 기준으로 건강보험 직장가입자 규모(A열)는 16만 2000 명이고, 분만일 기준으로 건강보험 직장가입자 규모(B열)는 12만 1000명이다.

1) 국민건강보험 가입자 중 사업주 등 약 3%를 차지하고 있고, 고용보험에서는 사업주가 배제되기 때문에 실제로 거의 동일한 가입률로 볼 수 있다.

(표 3) 총출생건수와 의료기관 분만자 중 건강보험 직장가입자 규모

(단위: 건, %)

구분	총출생 (통계청)	의료기관 분만자(건강보험)				
		총분만자	임신일 기준 직장가입자 A	분만일 기준 직장가입자 B	C (=A-B)	C/A
2006	448,153	430,131	102,196	66,914	35,282	34.5
2007	493,189	478,132	124,858	84,300	40,558	32.5
2008	465,892	452,228	127,158	88,718	38,440	30.2
2009	444,849	432,687	127,484	91,407	36,077	28.3
2010	470,171	459,021	141,469	102,619	38,850	27.5
2011	471,265	460,401	148,412	108,515	39,897	26.9
2012	484,550	471,230	159,374	116,180	43,194	27.1
2013	436,455	424,526	147,282	107,934	39,348	26.7
2014	435,435	424,723	152,579	115,167	37,412	24.5
2015	438,420	428,350	161,558	120,835	40,723	25.2

주: 1) 임신일은 분만일에서 280일을 뺀 임신추정일임.

2) 건강보험공단의 의료기관 분만자 집계 기준이 최근에 변경되었음. 변경 전에는 분만 주상병 코드(O42 O60 O61 O62 O63 O64 O65 O66 O67 O68 O69 O80 O81 O82 O83 O84)를 이용하였지만, 최근에는 분만시술 코드(R4351 R4353 R3131 R3133 R3141 R3143 R4361 R4507 R4509 R5001 R4517 R4519 R4356 4358 R3136 R3138 R3146 R3148 R4362 R4380 R4508 R4510 R5002 R4518 R4514 R4520 R4516)를 이용하고 있음. 따라서 과거 집계 결과와 최근 집계 결과는 다를 수 있음.

자료: 통계청. 출생통계. 각 연도; 건강보험공단. 건강보험 DB 원자료. 각 연도.

두 시점 간의 직장가입자 차이를 임신 이후 분만 전에 직장을 그만둔 사람(C열)의 규모로 추정할 수 있다. 2011~2015년 사이에 임신일 기준 직장가입자의 약 25% 수준을 차지하고, 연간 약 4만 명 규모이다.²⁾

다음은 의료기관 분만자 중 건강보험 직장가입자 대비 모성보호제도 이용자 비율을 계산해 볼 수 있다. 건강보험 직장가입자를 고용보험 가입자로 추정하면, 고용보험 가입자이면서 제도를 이용하지 않은 사람의 규모를 산정할 수 있다.

다음 표의 D열이 출산전후휴가 이용자 규모이고, E열이 육아휴직 이용자 규모이다. 2015년

2) 물론 이 중에는 임신 시점에 취업 중인 직장을 그만두고 공백기를 거쳐 분만 전에 다른 직장으로 재취업한 사람이 포함될 수 있다. 또한 임신 시점에 비취업 상태였다가 분만 전에 취업한 사람이 포함될 수도 있다.

기준, 임신일 기준으로 직장가입자는 16만 2000명이고 분만일 기준으로 직장가입자는 12만 1000명, 출산전후휴가 이용자는 9만 5000명, 육아휴직 이용자는 8만 2000명이다.

〈표 4〉 의료기관 분만자 중 건강보험 직장가입자와 모성보호제도 이용자 규모

(단위: 건, %)

구분	의료기관 분만자 중 직장가입자 (건강보험)		출산전후휴가 이용자 (고용보험)			육아휴직 이용자 (고용보험)		
	임신일 기준 (A)	분만일 기준 (B)	D	D/A	D/B	E	E/A	E/B
2006	102,196	66,914	48,971	47.9	73.2	13,442	13.2	20.1
2007	124,858	84,300	58,369	46.7	69.2	20,875	16.7	24.8
2008	127,158	88,718	68,526	53.9	77.2	28,790	22.6	32.5
2009	127,484	91,407	70,560	55.3	77.2	34,898	27.4	38.2
2010	141,469	102,619	75,742	53.5	73.8	40,910	28.9	39.9
2011	148,412	108,515	90,290	60.8	83.2	56,734	38.2	52.3
2012	159,374	116,180	93,394	58.6	80.4	62,269	39.1	53.6
2013	147,282	107,934	90,505	61.5	83.9	67,304	45.7	62.4
2014	152,579	115,167	88,756	58.2	77.1	73,398	48.1	63.7
2015	161,558	120,835	95,259	59.0	78.8	82,464	51.0	68.2

자료: 건강보험공단. 건강보험 DB 원자료. 각 연도; 한국고용정보원. 고용보험 DB 원자료. 각 연도.

2015년에 출산전후휴가를 이용하지 않은(못한) 사람은 임신일 기준으로 직장가입자의 41.0%, 분만일 기준으로 직장가입자의 21.2%를 나타낸다. 같은 해 육아휴직을 이용하지 않은(못한) 사람은 임신일 기준으로 직장가입자의 49%, 분만일 기준으로 직장가입자의 31.8%를 나타낸다. 2011년 이후 출산전후휴가 이용자 비율은 대체로 큰 변화가 없지만, 육아휴직 이용자 비율은 점차 증가하는 추세를 나타낸다.

나. 사회보험 자격의 변동

1) 임신과 분만 사이 건강보험 자격 변동

모성보호제도는 고용안정성과 밀접한 관련이 있다. 여기서는 건강보험의 자격 변동을 통하여 고용안정성을 판단해 본다. 이를 위해 임신일과 분만일 사이에 건강보험 자격이 변동된 사람

들을 찾아서 사업장 관련 특성에 따른 분포를 살펴보았다. 건강보험 자격이 변동된 사람들의 대부분은 직장을 그만둔 사람들로 예상할 수 있고, 사업장 특성에 따라 직장을 그만둔 사람의 분포를 확인함으로써 제도의 사각지대가 어느 영역에서 형성되고 있는지 확인할 수 있다.

2015년 기준으로 자격 변동자가 가장 많은 업종은 보건·사회복지사업으로 전체의 22.8%를 차지하였다. 다음은 제조업으로 17.8%, 부동산·임대·사업서비스 14.1%, 도·소매 및 소비자용품수리업 13.2%, 교육 서비스업이 13.1%를 차지한다. 변동자가 가장 많은 비율을 차지하는 보건·사회복지사업의 경우 2006년에는 18.1%에서 점차 증가하는 추세를 보이는 반면, 제조업의 경우 2006년 26.6%에서 점차 감소하는 추세를 보인다. 교육 서비스업의 경우도 2006년 7.4%에서 점차 증가하는 추세를 나타낸다. 그 이외의 업종은 2006년 이후 큰 변화를 찾아보기 힘들다. 이렇게 보면, 제조업의 자격 변동률이 큰 폭으로 감소하였고, 보건·사회복지사업과 교육 서비스업의 자격 변동률이 꾸준히 증가한 것을 알 수 있다. 이런 결과를 통해 2006년부터 2015년까지 임신 후 분만 전에 직장을 그만둔 비율이 제조업에서는 감소한 것을 알 수 있다. 반면 같은 기간 동안 보건·사회복지사업과 교육 서비스업에서 임신 후 분만 전에 직장을 그만둔 비율이 지속적으로 증가한 것을 알 수 있다.

〈표 5〉 건강보험 자격변동자의 업종 분포

(단위: 건, %)

연도	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	전체
2006	26.6	4.5	13.3	1.4	2.7	3.8	14.9	0.4	7.4	18.1	5.9	1.1	100.0
2007	25.1	4.3	13.3	1.6	2.4	3.4	15.2	0.5	8.3	18.6	6.3	1.0	100.0
2008	22.9	4.1	13.8	2.0	2.4	2.9	14.8	0.6	9.4	19.2	6.9	0.9	100.0
2009	21.2	4.1	13.6	1.9	2.1	3.1	15.4	0.7	10.5	19.7	6.8	1.0	100.0
2010	19.6	3.7	13.1	2.2	2.1	2.9	15.0	1.5	11.1	20.6	7.3	0.9	100.0
2011	19.4	3.6	12.8	2.2	2.0	2.7	15.0	1.1	11.6	21.5	7.2	0.8	100.0
2012	18.7	3.2	12.9	2.2	2.0	2.5	15.5	0.9	12.3	21.7	7.3	0.8	100.0
2013	18.3	3.1	12.7	2.5	1.8	2.6	15.3	0.9	12.9	22.0	7.1	0.8	100.0
2014	17.7	3.0	13.2	2.8	1.7	2.7	15.0	1.1	13.4	21.6	7.0	0.7	100.0
2015	17.8	2.7	13.2	3.3	1.7	2.3	14.1	1.0	13.1	22.8	7.2	0.8	100.0

주: ①제조업, ②건설업, ③도·소매 및 소비자용품수리업, ④숙박·음식점업, ⑤운수·창고·통신업, ⑥금융·보험업, ⑦부동산·임대·사업서비스업, ⑧공공·국방·사회보장행정, ⑨교육서비스업, ⑩보건·사회복지사업, ⑪기타공공·사회·개인서비스업, ⑫농업·수렵업·임업·어업·광업·전기가사·수도사업·가사서비스업·국제·기타 외국기관·기타

자료: 건강보험공단. 건강보험 DB 원자료. 각 연도.

건강보험 자격변동자의 사업장 규모별 분포를 살펴보면 다음 표와 같다. 2015년 기준으로 10~99인 규모 사업장의 비율이 38.0%로 가장 많고, 다음으로 5~9인 규모 17.3%, 4인 미만 규모 16.4%로 나타났다. 4인 미만 규모 사업장을 포함하여 9인 미만 규모 사업장 종사자 비율이 전체 건강보험 자격변동자의 33.7%에 해당한다.

〈표 6〉 건강보험 자격변동자의 사업장 규모 분포

(단위: 건, %)

연도	~4	5~9	10~99	100~299	300~499	500~	전체
2006	16.4	17.0	34.7	11.8	4.2	15.9	100.0
2007	17.1	17.2	34.8	11.2	4.2	15.5	100.0
2008	17.6	17.8	35.4	10.5	4.2	14.6	100.0
2009	17.7	18.0	35.3	10.5	4.1	14.3	100.0
2010	17.4	18.0	35.3	10.4	4.1	14.8	100.0
2011	17.0	18.1	36.3	10.0	4.0	14.6	100.0
2012	16.5	18.0	37.1	9.9	3.7	14.7	100.0
2013	16.0	17.9	37.7	10.1	3.7	14.7	100.0
2014	16.3	17.6	38.4	9.7	3.7	14.3	100.0
2015	16.4	17.3	38.0	10.0	3.7	14.6	100.0

자료: 건강보험공단. 건강보험 DB 원자료. 각 연도.

2) 모성보호제도 이용 시기의 고용보험 자격 변동

모성보호제도와 관련하여 고용안정성을 진단할 수 있는 또 하나의 방법은 고용보험 자격 변동을 분석하는 것이다. 고용보험 원자료에서 모성보호 급여지급 자료와 보험이력 자료를 이용하여 출산전후휴가 및 육아휴직 이용자의 고용보험 자격 변동을 살펴보았다.

다음 표는 출산전후휴가 이용자의 휴가 종료 후 고용 유지 비율을 나타내고 있다. 출산전후휴가 종료 후 7일 이상 고용을 유지하는 비율은 2004년 99.6%에서 2015년에 90.8%로 감소하였고, 최근으로 올수록 조금씩 감소하는 추세를 나타낸다. 출산전후휴가 이용자의 경우 2015년 기준으로 약 10% 규모는 휴가 종료 후 7일 이내에 직장을 이탈하는 것으로 볼 수 있다. 휴가 종료 후 1년 이상 고용을 유지하는 비율은 2004년 79.3%에서 2015년에 78.0%로 감소하였다. 2007~2008년의 경우 상대적으로 고용 유지 비율이 낮게 나타나고 있다.

〈표 7〉 출산전후휴가 이용자의 휴가 종료 후 고용 유지 비율

(단위: %, 명)

연도	7일	30일	180일	365일	395일	전체(N)
2004	99.6	98.0	90.1	79.3	78.1	100.0(39,382)
2005	98.3	96.6	88.6	77.2	76.0	100.0(42,394)
2006	95.5	93.3	83.8	70.8	69.3	100.0(51,188)
2007	94.2	92.2	83.2	68.7	66.9	100.0(61,286)
2008	93.2	91.3	82.5	72.4	67.4	100.0(72,121)
2009	93.0	91.0	82.7	74.3	66.9	100.0(73,772)
2010	92.9	91.2	83.5	76.1	67.4	100.0(79,095)
2011	92.5	90.9	83.8	76.1	66.2	100.0(94,565)
2012	91.4	89.8	82.8	75.8	65.6	100.0(98,220)
2013	91.5	90.1	84.1	77.4	66.9	100.0(95,102)
2014	91.1	89.8	84.1	77.9	67.0	100.0(93,344)
2015	90.8	89.6	83.9	78.0	71.1	100.0(99,761)

자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

육아휴직 이용자의 고용 유지 비율을 보면 다음 표와 같다. 육아휴직 종료 후 7일 이상 고용을 유지하는 비율은 2004년 87.4%에서 2015년에 76.5%로 감소하였다. 최근으로 올수록 감소 추세가 지속되다 2013년부터 약간 증가하는 경향을 보이고 있다. 육아휴직 종료 후 1년 이상 고용을 유지하는 비율을 보면, 2004년에 68.4%에서 2009년까지 점차 감소하여 54.6%를 나타내고, 이후 다시 완만하게 상승하여 2015년에 67.9%를 나타낸다. 여기에서 주의할 점은 최근 1~2년의 경우 고용 유지 비율이 더 높게 나타나는 것은 고용보험 자격 변동 관찰 기간이 짧기 때문에 나타날 수 있는 차이일 수 있어 해석에 주의할 필요가 있다.

육아휴직 종료 후 고용을 유지하는 비율에서 7일 이상의 비율과 1년 이상의 비율이 약 20% 포인트 차이난다. 이런 격차는 2004년부터 2012년까지 유지된다. 이를 통해서 우리는 육아휴직 종료 후 1년 이내에 휴직 이용자의 약 20% 규모가 직장을 그만두는 것으로 짐작할 수 있다.

〈표 8〉 육아휴직 이용자의 휴가 종료 후 고용 유지 비율

(단위: %, 명)

연도	7일	30일	180일	365일	395일	전체(N)
2004	87.4	84.1	74.3	68.4	67.4	100.0(11,260)
2005	85.9	82.9	73.1	66.9	66.0	100.0(10,597)
2006	82.1	79.0	68.2	62.3	61.4	100.0(13,785)
2007	79.9	76.1	17.9	58.2	57.3	100.0(21,550)
2008	77.1	74.3	62.9	56.6	55.7	100.0(29,975)
2009	74.4	72.0	60.5	54.6	53.6	100.0(36,316)
2010	73.7	71.4	61.4	55.4	54.1	100.0(42,578)
2011	72.5	70.3	61.7	55.4	54.1	100.0(58,993)
2012	72.1	70.1	62.9	56.9	55.4	100.0(64,719)
2013	73.3	71.5	64.7	58.8	57.0	100.0(69,852)
2014	73.6	71.9	65.4	59.1	57.4	100.0(76,325)
2015	76.5	75.1	70.3	67.9	67.8	100.0(85,592)

자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

2. 제도의 적정성

가. 출산전후휴가 이용 기간

다음 표는 출산전후휴가 이용 기간의 분포를 나타낸다. 결과를 살펴보면 2006년과 2007년의 경우 자료의 정확성이 떨어지는 것으로 짐작된다. 2개 연도를 제외하고 추세를 살펴볼 필요가 있다. 휴가를 90일 이용하는 비율이 최근으로 올수록 증가하지만, 90일 이상 이용하는 비율은 감소한다. 2008년의 경우 휴가를 90일 이용하는 비율이 63.0%이고 91~120일 이용하는 비율이 35.3%였다. 그러나 2015년에 휴가를 90일 이용하는 비율이 75.4%이고 91~120일 이용하는 비율이 18.2%로 변화되었다. 휴가 기간이 법적으로 인정되는 90일에 못 미치는 비율이 2% 수준을 넘지 않는 것으로 보아 휴가 기간과 관련된 큰 문제점은 없는 것으로 보인다.

〈표 9〉 출산전후휴가 이용 기간

(단위: %, 명)

연도	90일 미만	90일	91~120일 미만	120일 이상	합계(N)
2004	1.7	54.1	38.8	5.4	100.0(38,541)
2005	2.0	55.5	36.3	6.2	100.0(41,104)
2006	2.6	85.0	10.2	2.2	100.0(48,971)
2007	2.3	95.7	2.0	0.1	100.0(58,367)
2008	1.1	63.0	35.3	0.7	100.0(68,526)
2009	1.2	67.1	31.1	0.6	100.0(70,560)
2010	1.0	65.4	31.0	2.7	100.0(75,742)
2011	0.9	65.6	29.6	3.9	100.0(90,290)
2012	0.8	66.0	29.2	4.0	100.0(93,394)
2013	1.4	72.7	21.7	4.2	100.0(90,505)
2014	1.6	74.7	19.5	4.2	100.0(88,756)
2015	1.3	75.4	18.2	5.1	100.0(95,258)

자료: 고용노동부. 고용보험 DB 원자료. 각 연도.

나. 출산전후휴가 급여 수준

현재 출산전후휴가 급여는 60일간 통상임금의 100%, 나머지 30일은 고용보험에서 하한액 50만 원, 상한액 135만 원까지 지급하고 있다. 급여 수준의 적정성을 판단하기 위하여 출산전후휴가급여의 임금대체율을 계산하여 다음 표로 제시하였다. 출산전후휴가급여의 임금대체율 연간 평균은 2006년 87.4%에서 2015년 70.3%로 지속적인 하락 추세를 보이고 있다. 다음 그림의 임금과 출산전후휴가급여 임금대체율 산포도를 살펴보면 임금이 증가할수록 출산전후휴가급여의 임금대체율은 감소하는 모습을 볼 수 있다.

〈표 10〉 출산전후휴가 이용자의 임금분위별 출산전후휴가급여 임금대체율³⁾

(단위: %, 명)

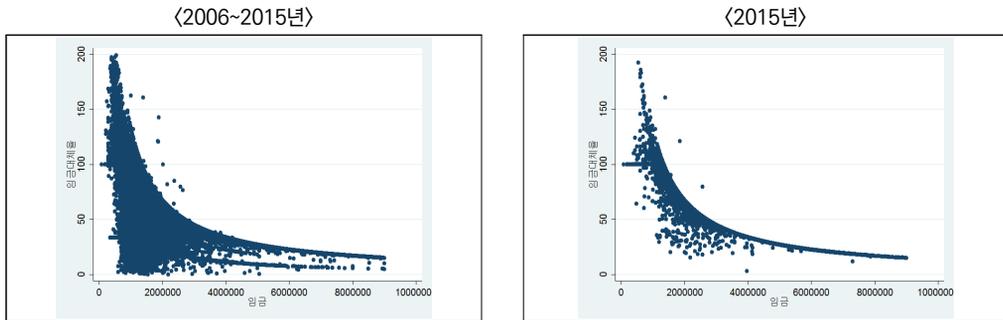
구분	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	전체 평균	N
2006	97.1	96.1	95.9	86.1	60.8	87.4	48,948
2007	97.3	95.7	95.9	83.2	58.1	86.1	58,334
2008	98.5	96.9	96.0	81.8	56.4	85.9	68,480
2009	99.8	98.1	96.1	81.3	55.8	86.2	70,500
2010	100.3	98.9	95.2	79.2	54.9	85.7	75,671
2011	100.3	98.9	91.4	74.7	52.2	83.6	90,196
2012	100.3	98.4	87.1	71.7	50.4	81.8	93,291
2013	100.5	96.8	83.1	68.5	48.8	79.6	90,382
2014	100.3	89.8	74.1	60.0	43.1	73.6	88,613
2015	99.8	84.6	69.4	56.3	40.9	70.3	95,084

주: 1) 월평균 임금이 900만 원이 넘거나 임금대체율(=출산전후휴가 월수급액/월임금*100)이 200%가 넘는 912건(연도별 19~174건)은 분석에서 제외하였음.

자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

〔그림 2〕 출산전후휴가 이용자의 임금과 출산전후휴가급여 임금대체율 산포도

(단위:%, 원)

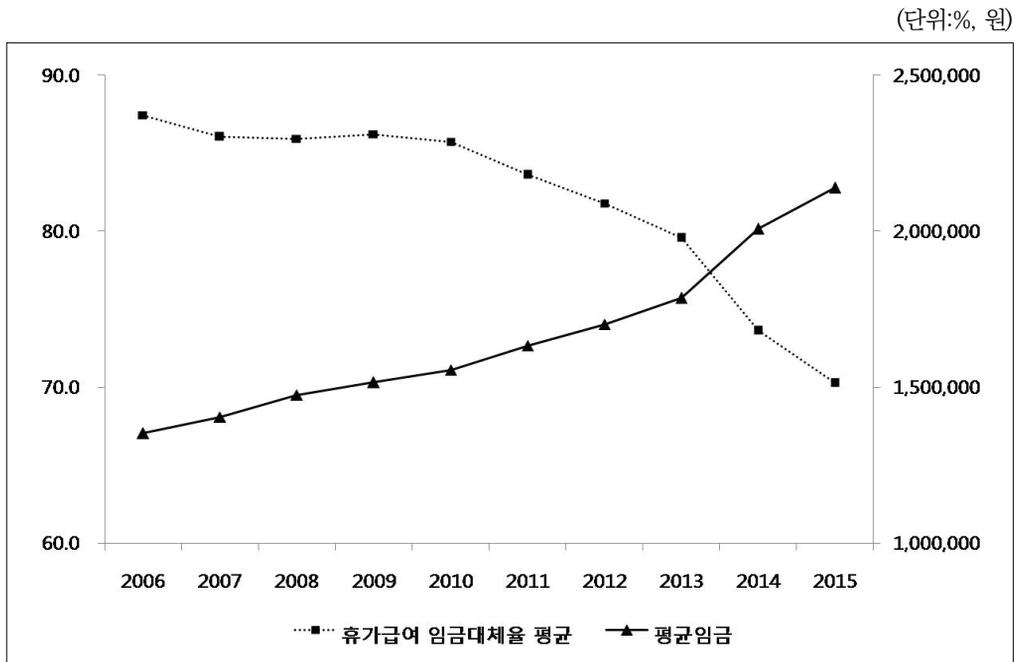


자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

- 3) 법령상 휴가급여는 최저임금액의 영향을 받는데, 고용보험자료에서 임금이 최저임금보다 낮은 경우 임금대체율이 100%가 넘는 경우가 나타난다. 노동시간이 짧은 경우도 임금은 적지만 임금대체율이 100%가 되는 사례가 많이 나타난다. 예를 들어 2015년에 월 5시간 일하고 월급이 20만 원인 경우 출산전후휴가급여로 20만 원이 지급되고, 월 209시간 일하고 월급이 20만 원인 경우 출산전후휴가급여로 1,166,220원이 지급되었다.

임금이 증가할수록 출산전후휴가급여의 임금대체율이 감소하는 것은 급여의 상한액이 제한되기 때문이다. 2006~2015년 출산전후휴가 이용자의 연간 월임금 평균은 약 135만 원에서 214만 원으로 증가하였지만, 출산전후휴가급여의 상한액은 2001년부터 현재까지 135만 원으로 고정되어 있다.

[그림 3] 출산전후휴가 이용자의 임금과 출산전후휴가급여 임금대체율 변화 추이

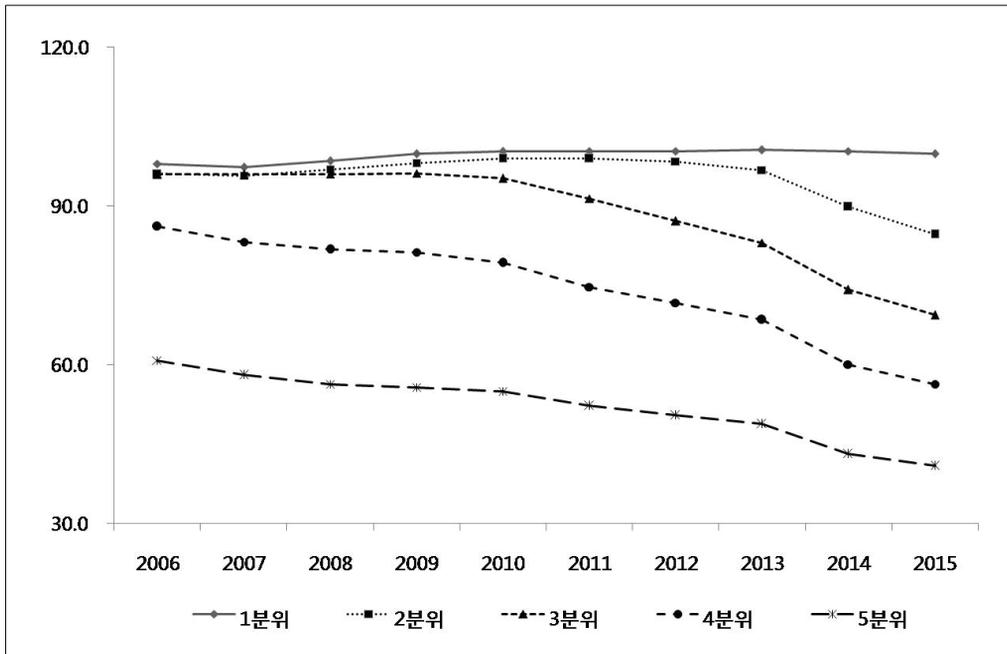


자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

임금분위별 출산전후휴가급여의 임금대체율 역시 2006년 이후 지속적으로 전반적인 감소 추세가 나타나고 있다. 특히 중위소득계층에 해당하는 3, 4분위의 임금대체율 하락 폭이 가장 큰 것으로 나타났다. 3분위의 경우 2006년 임금대체율이 95.9%였지만 2015년에는 69.4%에 불과하였다. 4분위의 경우 같은 기간 86.1%에서 56.3%로 감소하였고, 5분위는 60.8%에서 40.9%로 감소하였다. 2006~2015년 사이 3분위는 임금대체율이 약 25% 포인트 감소하였고, 4분위는 약 30% 포인트, 5분위는 약 20% 포인트 감소한 것이다. 비록 임금 최하위 20%에 해당하는 1분위 계층의 임금대체율은 2013년까지 미미하게 증가 추세를 보이지만 2014년부터 다시 하락 추세를 나타내고 있다.

[그림 4] 출산전후휴가 이용자의 임금분위별 출산전후휴가급여 임금대체율 변화 추이

(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

다. 육아휴직 이용 기간

육아휴직을 이용한 사람들의 실제 이용 기간은 점차 증가 추세를 나타낸다. 육아휴직 기간이 3~6개월 미만인 비율이 2004년에 16.2%에서 2015년에 10.0%로 감소한 반면, 휴직기간이 6~12개월 미만인 비율이 2004년 68.9%에서 2015년 80.6%로 증가한 것으로 나타난다.

〈표 11〉 육아휴직 이용 기간

(단위: %, 명)

연도	3개월 미만	3~6개월 미만	6~12개월 미만	12개월 이상	합계(N)
2004	14.9	16.2	68.9	0.0	100.0(11,248)
2005	18.6	15.8	65.6	0.0	100.0(10,494)
2006	17.6	14.9	67.5	0.0	100.0(13,442)
2007	16.2	14.4	69.4	0.0	100.0(20,875)
2008	14.9	13.3	71.8	0.1	100.0(28,790)
2009	13.3	11.7	75.0	0.0	100.0(34,898)
2010	13.3	11.8	75.0	0.0	100.0(40,910)
2011	11.5	10.7	77.8	0.0	100.0(56,734)
2012	11.2	10.8	78.1	0.0	100.0(62,269)
2013	10.8	10.6	78.6	0.0	100.0(67,304)
2014	10.0	10.2	79.9	0.0	100.0(73,398)
2015	9.3	10.0	80.6	0.0	100.0(82,464)

자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

라. 육아휴직 급여 수준

현재 육아휴직 급여는 월 통상임금의 40% 정률제를 적용하고 100만 원의 상한액을 두고 있다. 육아휴직 급여 수준의 적정성을 판단하기 위하여 급여액의 임금대체율을 계산하여 다음 표로 제시하였다.

2006년 육아휴직제도 사용자는 1만 2985명에 불과했으나 2015년엔 8만 2403명으로 약 7배 증가하였다. 육아휴직급여의 연간 임금대체율 평균은 2006년 35.7%에서 2015년 32.1%로 제도 변화와 함께 증감하는 경향을 보인다. 2007년 육아휴직급여액이 50만 원으로 인상된 직후인 2008년에 임금대체율 평균이 정점을 찍고 이후 하락 추세를 나타낸다. 급여 지급 방식이 정률제로 바뀐 2011년 이후도 지속적으로 하락하다 2013년 이후 반등하는 추세를 나타낸다.

〈표 12〉 육아휴직 이용자의 임금분위별 육아휴직급여 임금대체율

(단위: %, 명)

구분	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	전체 평균	N
2006	56.0	42.4	34.4	28.3	20.5	35.7	12,985
2007	62.9	47.8	38.8	32.3	22.4	39.9	20,014
2008	61.9	48.2	39.5	32.9	23.0	40.3	27,667
2009	58.9	46.6	38.7	32.6	22.9	39.2	33,450
2010	56.4	45.0	33.9	28.1	21.1	36.5	39,922
2011	53.7	39.7	26.4	24.8	21.4	33.2	56,702
2012	51.0	33.9	25.6	24.3	20.3	31.1	62,251
2013	48.2	29.5	25.5	23.7	19.0	29.2	67,274
2014	44.1	29.3	27.9	27.0	20.5	29.8	73,362
2015	42.7	32.2	31.5	30.8	23.2	32.1	82,403

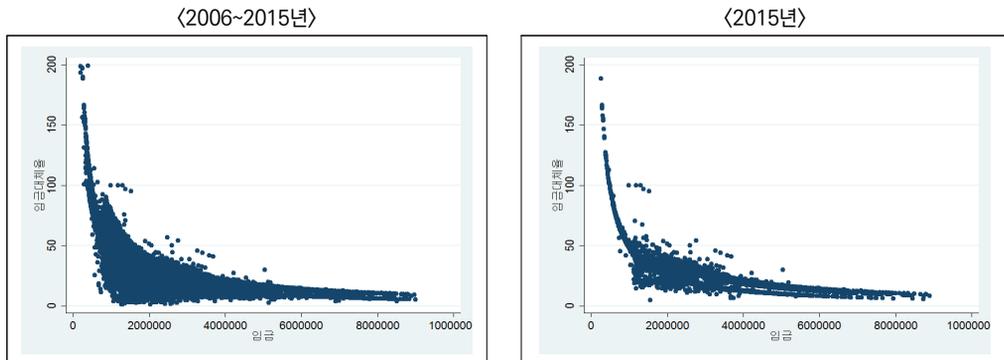
주: 월평균 임금이 900만 원이 넘거나 임금대체율(=육아휴직급여 월수급액/월임금*100)이 200%가 넘는 4794건(연도별 18~1,428건)은 분석에서 제외하였음.

자료: 고용노동부. 고용보험 DB 원자료. 각 연도.

[그림 5]에 제시한 산포도에 따르면 전반적인 추세는 임금이 증가할수록 육아휴직급여의 임금대체율이 하락하는 것이다. 이는 육아휴직 급여의 상한액이 100만 원으로 제한되어 있기 때문일 것이다. [그림 6]을 보면 2008~2015년 동안 임금은 지속적으로 증가하였지만, 육아휴직 급여의 임금대체율은 2008~2009년 정점을 나타내고 2013년까지 지속적으로 하락하였다.

〈그림 5〉 육아휴직 이용자의 임금과 육아휴직급여 임금대체율 산포도

(단위:%, 원)

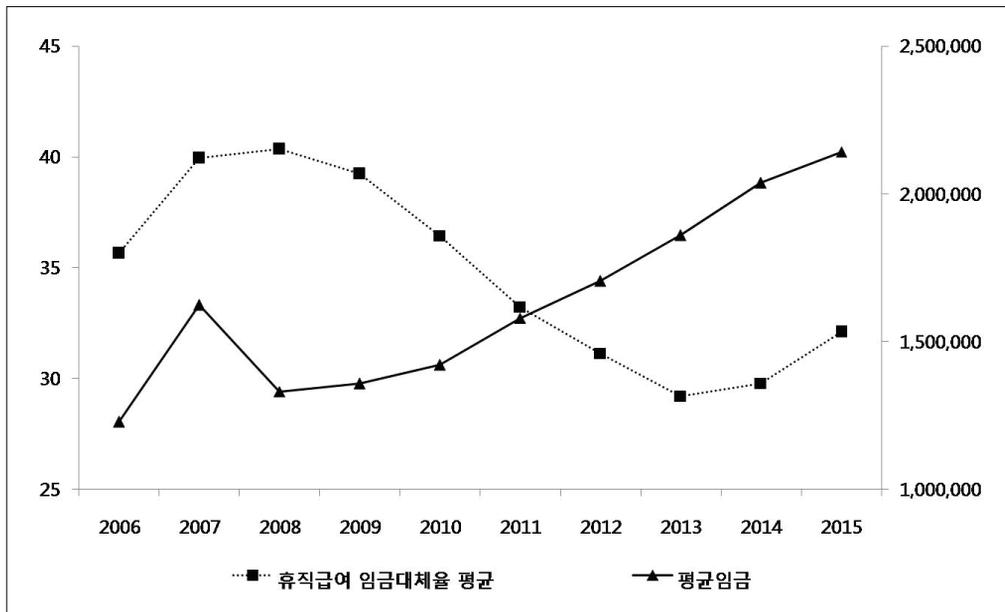


자료: 고용노동부. 고용보험 DB 원자료. 각 연도.

임금대체율 하락 추세에는 복잡한 메커니즘이 작동하고 있는 것으로 보인다. 우선 임금은 지속적으로 상승하지만 급여는 2010년까지 정액이었고, 2011년 정률제 전환 이후에는 상한액이 있었기 때문일 수 있다. 다른 한편 육아휴직 사용자는 2010년 3만 9922명에서 2011년 5만 6702명으로 가장 크게 증가하였다. 급여 산정 방식이 정률제로 전환되면서 전과 달리 상대적으로 고소득 여성의 휴직이 증가했을 수도 있다. 정액 급여 또는 급여 상한액으로 인한 임금대체율 지체효과와 육아휴직자의 임금분포 변화효과 등이 혼재되어 하락 추세를 형성한 것으로 보인다.

[그림 6] 육아휴직 이용자의 임금과 육아휴직급여 임금대체율 변화 추이

(단위:%, 원)



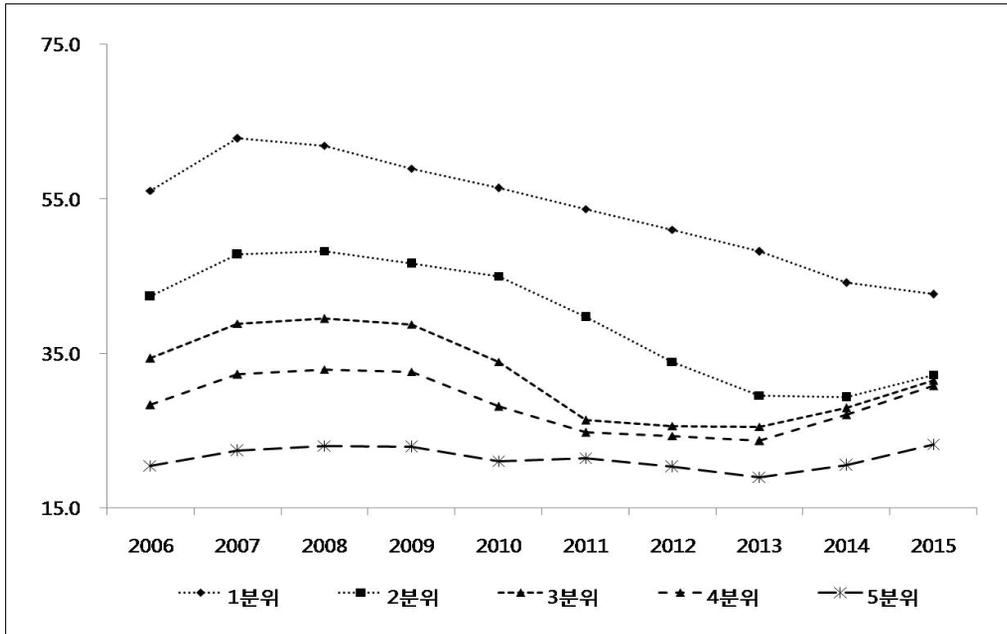
자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료. 각 연도.

육아휴직급여의 임금대체율 하락 추세는 소득분위에 따라 상이하게 나타나고 있다. 1, 2분위 소득자는 대체로 최근까지 임금대체율이 하락하고 있다. 특히 1분위 소득자는 2015년까지 하락하였고, 2분위 소득자는 2015년에서야 반등하였다. 3, 4분위 소득자는 2011년까지 점차 감소하고 2012~2013년 동안 지체 상태를 거쳐 2014년부터 반등세가 두드러지고 있다. 5분위 소득자는 전체적으로 큰 변화가 없지만 2014년 이후 반등세가 두드러진다.

소득분위 간 육아휴직 급여의 임금대체율 격차는 2007년에 가장 크게 벌어졌고, 최근으로
 올수록 격차는 줄어들고 있다. 특히 2015년에 2, 3, 4분위 소득자의 육아휴직급여 임금대체율
 은 거의 30% 수준으로 수렴되고 있다.

[그림 7] 육아휴직 이용자의 임금분위별 육아휴직급여 임금대체율 변화 추이

(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험 DB 원자료, 각 연도.

IV. 모성보호제도가 출산율에 미치는 효과

1. 분석 방법 및 기술통계

가. 분석 방법

본 장에서는 모성보호제도의 출산에 대한 효과성을 분석한다. 모성보호제도 이용 여부가 추
 가자녀 출산에 효과가 있는지, 그리고 모성보호제도의 휴가 및 휴직 기간이 추가자녀 출산에 효

과가 있는지 분석한다. 분석에 이용한 자료는 한국보건사회연구원이 2015년에 실시한 <전국 출산력 및 가족보건복지 실태조사> 자료이다(표1 설명 참조).

분석 모형은 모성보호제도 이용 여부와 휴가 및 휴직 기간이 추가자녀 출산에 미치는 효과에 대한 로지스틱 회귀분석 모형을 적용하였다.

$$\log [P / (1 - P)] = \beta_0 + \beta_i \sum_{i=1}^n X$$

여기서 P는 추가자녀를 출산할 확률을 나타내고, 1-P는 추가자녀를 출산하지 않을 확률을 의미한다. X는 모형에 포함된 독립변수를 의미한다. 종속변수는 응답자 개인의 모든 출산에서 다음 출산으로 이행했는지의 여부이다. 다음 자녀 출산으로 이행했을 경우 '1', 이행하지 않았을 경우 '0'의 값을 부여하였다. 분석 표본에서 자녀를 출산하지 않은 사례와 출산 당시 비취업 중이었던 사례는 제외하였다. 통제변수로 출산 당시 모의 연령, 출산순위, 출산연도, 그리고 모의 직장변인으로 출산 당시의 직종, 직장 유형을 모형에 반영하였다. 분석에 사용한 자료는 횡단조사로써 매 출산 당시의 가구 정보가 정확히 조사되지 않았고, 다만 출산 당시 경제활동 여부와 해당 직장의 정보 및 모성보호제도 관련 항목만 조사되었다. 따라서 출산 당시의 가구 소득과 기타 가구 정보를 통제하지 못하는 한계가 있다. 이런 점을 일부 보완하고자 가구의 재산 규모⁴⁾를 모형에 포함하였다.

나. 기술통계

분석 모형에 반영할 수 있는 변인의 기술통계를 다음 표에 제시하였다. 통제변수 특성별로 추가자녀 출산 이행 비율을 살펴보면, 고연령 집단의 추가출산 비율이 높게 나타나고 있고 이는 일반적인 연령효과를 잘 보여주고 있다. 출산순위에 따른 추가자녀 출산 이행 비율은 출산순위가 증가하면서 감소하는 경향을 보이고 이는 출산 행태에서 자연스러운 결과이다. 출산연도에 따른 추가자녀 출산 이행 비율은 최근으로 올수록 감소한다. 이 역시 코호트 효과가 반영된 것으로 일반적 추세라 할 수 있다. 가구의 재산 규모에 따른 차이는 거의 나타나지 않았다.

직종의 경우 판매직과 관리 및 전문직 종사자의 추가자녀 출산 이행 비율이 다소 높게 나타

4) 재산 규모는 조사 항목의 가구 재산에서 가구 부채를 제외한 것이다.

나며, 판매직 종사자의 이행 비율이 다소 낮게 나타났다. 임시일용근로자에 비해 상용근로자의 추가자녀 출산 이행 비율이 다소 높게 나타났다. 그리고 공공부문 종사자보다 민간부문 종사자의 추가자녀 출산 이행 비율이 다소 높게 나타났다.

〈표 13〉 특성별 추가자녀 출산 이행 여부

(단위: %, 명)

구분	미이행	이행	합계 (N)
전체	64.5	35.5	100.0 (4,235)
모연령			
20대	68.6	31.4	100.0 (204)
30대	52.5	47.5	100.0 (2,578)
40대	62.3	37.7	100.0 (1,453)
출산순위			
첫째아	37.5	62.5	100.0 (2,620)
둘째아	86.6	13.4	100.0 (1,310)
셋째아 이상	92.7	7.3	100.0 (294)
출산연도			
2001~2005년	42.6	57.4	100.0 (1,247)
2006~2010년	47.1	52.9	100.0 (1,542)
2011~2015년	79.1	20.9	100.0 (1,446)
재산			
1분위	56.1	43.9	100.0 (670)
2분위	56.6	43.4	100.0 (789)
3분위	55.3	44.7	100.0 (882)
4분위	55.5	44.5	100.0 (948)
5분위	59.5	40.5	100.0 (937)
당시 직종			
관리 전문직	57.5	42.5	100.0 (1,560)
서비스직	58.2	41.8	100.0 (452)
판매직	61.5	38.5	100.0 (280)
기타	58.6	41.4	100.0 (246)
사무직	54.4	45.6	100.0 (1,697)
당시 종사상지위			
상용근로자	54.8	45.2	100.0 (3,109)
임시일용근로자	57.6	42.4	100.0 (565)
당시 직장 유형			
공공부문	61.7	38.3	100.0 (689)
민간부문	55.7	44.3	100.0 (3,546)

자료: 한국보건사회연구원, 2015년 전국출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

다음으로 모성보호제도 이용 여부와 휴가 및 휴직 기간에 따른 추가자녀 출산 이행 비율을 볼 수 있다. 아래 표에 따르면, 출산전후휴가 이용자보다 미이용자의 추가자녀 출산 이행 비율이 더 높게 나타난다. 이는 국내에서 취업여성의 출산 수준이 비취업여성의 출산 수준보다 낮을 가능성을 함의한다. 그리고 출산전후휴가 기간이 90일 전후일 경우 추가자녀 이행 비율이 다소

낮은 반면, 휴가 기간이 31~60일 미만일 경우 추가자녀 이행 비율이 다소 높게 나타난다.

육아휴직의 경우 이용자보다 미이용자의 추가자녀 출산 이행 비율이 다소 높게 나타난다. 그리고 육아휴직 기간이 13개월 이상일 경우 추가자녀 출산 이행 비율이 가장 낮게 나타나는 점이 특징적이다. 이와 같은 기술적 분석 결과는 몇 가지 경향을 보여주지만, 특성에 따른 이런 차이가 통계적으로 유의한지 검증이 필요하다. 이는 다음 모형 분석 결과에 제시한다.

〈표 14〉 모성보호제도 특성별 추가자녀 출산 이행 여부

(단위: %, 명)

구분	추가 출산 미이행	추가 출산 이행	합계 (N)
전체	64.5	35.5	100.0 (4,235)
출산전후휴가 여부	이용	41.3	100.0 (2,166)
	미이용	45.5	100.0 (2,070)
육아휴직 여부	이용	44.1	100.0 (908)
	미이용	45.2	100.0 (3,162)
출산전후휴가 기간	~30일	42.1	100.0 (238)
	~60일	46.5	100.0 (189)
	~90일	40.6	100.0 (1,738)
육아휴직 기간	~3개월	33.8	100.0 (357)
	~12개월	40.6	100.0 (590)
	13개월~	35.4	100.0 (127)

자료: 한국보건사회연구원, 2015년 전국출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

2. 분석 결과

모형 분석 결과는 다음 표에 제시하였다. 출산전후휴가 이용 여부가 추가자녀 출산에 미치는 효과분석 모형에서 연령 효과와 연령의 제곱 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 일반적으로 연령이 증가할수록 출산 이행 확률은 높게 나타난다. 그러나 특정 연령에 도달하면 출산을 중단하기 때문에 이행 확률은 감소하는 것이 일반적이다. 본 분석 결과에서도 이런 경향을 보여 주고 있다. 출산순위 역시 일반적 경향을 따르며 셋째아 이상 출산보다 첫째아에서 추가출산 이행 확률이 높게 나타났다. 가구소득 변수를 대신하여 가구 재산 변수를 모형에 반영한 결과 재

산 5분위 계층보다 재산 1분위 계층의 추가자녀 출산 이행 확률이 높게 나타났다. 출산연도는 최근 연도보다 과거에 추가출산 이행 확률이 높게 나타나는데, 이 역시 코호트 효과가 반영된 일반적 추세로 이해할 수 있다. 직종이나 종사상 지위 변수의 추가출산 이행 확률의 통계적 유의성은 나타나지 않았다.

정책효과에서는 출산전후휴가 이용자가 미이용자보다 추가자녀 출산 이행 확률이 1.2배 높게 나타났고, 이 효과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 다음은 육아휴직 이용 여부가 추가자녀 출산에 미치는 효과분석 모형에서 역시 연령 효과와 연령제곱 효과, 출산순위 효과 및 출산연도 효과는 일반적 추세를 따른다. 가구 재산 규모의 효과에서 출산전후휴가 이용효과 모형과 마찬가지로 재산 5분위 계층에 비해 1분위 계층의 추가자녀 이행 확률이 높게 나타난 점이 특징적이다. 직장 관련 변수로써 직종과 직장 유형 변수는 추가자녀 출산 확률에 미치는 효과의 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

정책효과를 나타내는 육아휴직 이용 여부에 따른 효과에서, 육아휴직 이용자가 미이용자보다 추가자녀 출산 이행 확률이 1.3배 높고, 이 효과는 통계적으로 유의미하게 나타났다.

정책효과 변수로써 출산전후휴가와 육아휴직 변수 모두 추가자녀 출산 확률을 높이는 효과가 있는 것으로 나타났지만, 엄밀한 의미에서 이 효과는 제한적이다. 이 분석 모형은 출산 당시의 가구소득 등 주요한 일부 변수를 통제할 수 없었기 때문이다. 그러나 출산전후휴가 이용자 집단, 그리고 육아휴직 이용자 집단의 추가출산 확률이 높게 나타난 점은 비교적 분명하게 확인된다고 할 수 있다.

다음으로 모성보호제도의 휴가 및 휴직 기간이 추가자녀 출산 이행에 미치는 효과분석 결과를 다음 표에 제시하였다. 분석 결과, 정책변수에 해당하는 출산전후휴가 기간과 육아휴직 기간 변수의 효과는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

(표 15) 모성보호제도 이용 여부가 추가자녀 출산 이행에 미치는 효과

구분	출산전후휴가 이용 효과 모형			육아휴직 이용 효과 모형		
	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
상수항	-7.911	2.109	.000	-8.639	2.123	.000
모연령	.423	.139	1.527**	.484	.140	1.622***
연령제곱	-.009	.002	.991***	-.010	.002	.990***
출산순위						
첫째아	2.753	.242	15.688***	2.727	.243	15.291***
둘째아	.275	.249	1.317	.220	.250	1.246
셋째아 이상						
출산연도						
2001~2005	1.873	.109	6.511***	1.767	.112	5.852***
2006~2010	1.763	.100	5.829***	1.636	.102	5.135***
2011~2015						
재산 분위						
1분위	.341	.142	1.406*	.347	.143	1.415*
2분위	.068	.130	1.070	.098	.131	1.103
3분위	.105	.124	1.111	.117	.125	1.124
4분위	.159	.121	1.172	.186	.122	1.204
5분위						
당시 직종						
관리 전문직	.113	.092	1.120	.116	.093	1.123
서비스직	-.072	.142	.931	-.101	.141	.904
판매직	-.095	.178	.909	-.127	.176	.881
기타	.172	.185	1.187	.151	.186	1.163
사무직						
직장 유형						
공공부문	-.023	.119	.977	.073	.121	1.076
민간부문						
휴가휴직						
이용	.208	.090	1.231*	.290	.104	1.336**
미이용						
N	4,656			4,450		
-2LL		3903.9			3794.6	
X2		1866.1***			1781.2***	

자료: 한국보건사회연구원. 2015년 전국출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

〈표 16〉 모성보호제도의 휴가 및 휴직 기간이 추가자녀 출산 이행에 미치는 효과

구분	출산전후휴가 기간 효과 모형			육아휴직 기간 효과 모형		
	B	S.E,	Exp(B)	B	S.E,	Exp(B)
상수항	-6.096	4.110	.002	.804	5.338	2.234
모연령	.262	.266	1.300	-.170	.340	.844
연령제곱	-.007	.004	.993	.000	.005	1.000
출산순위						
첫째아	3.790	.571	44.244***	3.508	.960***	33.371
둘째아	1.161	.575	3.194*	1.164	.966	3.204
셋째아 이상						
재산 분위						
1분위	.242	.232	1.273	.478	.332	1.613
2분위	.000	.191	1.000	-.217	.261	.805
3분위	.137	.174	1.147	.148	.240	1.160
4분위	.038	.160	1.039	-.072	.221	.930
5분위						
출산연도						
2001~2005	1.990	.168	7.318***	1.783	.254***	5.949
2006~2010	1.943	.145	6.977***	1.678	.185***	5.357
2011~2015						
당시 직종						
관리 전문직	.264	.126	1.303*	.111	.175	1.118
서비스직	-.093	.264	.911	-.351	.347	.704
판매직	.336	.484	1.399	-.235	.636	.790
기타	.334	.299	1.397	.264	.368	1.303
사무직						
직장 유형						
공공부문	-.023	.136	.977	-.216	.189	.806
민간부문						
휴가(휴직)						
~30일(~6개월)	-.077	.197	.926	-.360	.291	.698
31~60일(7~12개월)	-.094	.214	.911	.064	.272	1.066
61일~(13개월~)						
N	2,434			1,216		
-2LL	1860.4			973.7		
X2	1063.0***			443.2***		

자료: 한국보건사회연구원, 2015년 전국출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

V. 요약 및 결론

1. 연구 결과 요약

본 연구의 목적은 모성보호제도의 성과를 적정성과 효과성 두 측면에서 분석하고 정책적 함의를 제시하는 것이다.

주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 사업평가 중 우선 제도의 포괄성 측면에서 전국 총 의료기관 분만자의 사회보험 가입자 대비 제도 이용자 규모를 파악한 결과, 2011~2015년 사이에 임신일 기준 건강보험 직장가입자의 약 25%, 연간 4만 명 규모가 분만 전에 직장을 그만두는 것으로 추정된다. 그리고 2015년 기준으로 출산전후휴가를 이용하지 않은(못한) 사람은 임신일 기준 직장가입자의 41.0%, 분만일 기준 직장가입자의 21.2%를 나타낸다. 같은 해 육아휴직을 이용하지 않은(못한) 사람은 임신일 기준 직장가입자의 49%, 분만일 기준 직장가입자의 31.8%를 나타낸다.

그리고 기존 연구에서 지적되었던 모성보호제도와 경력단절의 관련성을 파악하기 위하여 사회보험 자격변동 내역을 분석한 결과, 2015년 기준으로 출산전후휴가 종료 후 1년 이내에 고용보험 자격을 상실한 비율이 22%, 육아휴직 종료 후 1년 이내에 고용보험 자격을 상실한 비율이 32.1%로 나타났다. 이로써 제도의 사각지대가 광범위하게 형성되어 있음을 알 수 있다. 또한 제도를 이용한 이후에도 고용을 유지하지 못하는 규모 또한 광범위하며, 지난 10여 년간 이런 규모가 지속됨으로써 모성보호제도 활용을 저해하는 노동시장 내 구조적 요인이 작용하고 있는 것으로 판단된다.

모성보호제도의 급여 적정성을 분석한 결과, 출산전후휴가급여의 임금대체율 연간 평균은 2006년 87.4%에서 2015년 70.3%로 지속적인 하락 추세를 보이고 있다. 임금분위별 출산전후휴가급여의 임금대체율 역시 전반적인 감소 추세가 나타나고 있고, 특히 중위소득계층(3, 4분위)의 임금대체율 하락폭이 가장 큰 것으로 드러났다. 육아휴직급여의 임금대체율 연간 평균은 2006년 35.7%에서 2015년 32.1%로 제도의 변화에 따라 증감하는 경향을 보인다. 육아휴직급여액이 50만 원으로 인상된 이후 2007~2008년까지 임금대체율 평균이 상승 추세를 나타냈다. 그러나 2009년부터 점차 하락하였고, 급여 지급 방식이 정률제로 바뀐 2011년 이후에도 하락 추세가 이어지다 2014년 이후 다소 반등하였다.

모성보호제도가 출산에 미치는 효과성 분석 결과에 따르면, 출산전후휴가를 이용한 사람이

미이용자보다 추가자녀 출산 확률이 1.2배 높게 나타났고, 육아휴직 이용자가 미이용자보다 추가자녀 출산 확률이 1.3배 높게 나타났다.

2. 정책적 함의

전체적인 분석 결과에 따르면, 기존 연구에서 지적되었던 사각지대 문제, 경력단절의 문제, 고용안정성의 문제 등이 대체로 자료 분석을 통하여 확인되고 있다.

분석 결과에서 알 수 있는 가장 중요한 정책적 함의는 모성보호제도가 노동시장의 구조적 요인과 밀접히 연계되어 있다는 점이다. 현재 모성보호제도가 가지고 있는 한계나 효과는 노동시장의 구조적 장애요인으로 인하여 결정되고 있다는 의미이다. 제도의 사각지대와 여성의 경력단절 문제가 구조화되어 모성보호제도의 활용도를 떨어뜨리고, 노동시장 특성 집단 간 제도 활용의 보편성을 훼손시키고 있는 것으로 해석된다. 따라서 향후 모성보호제도 개선을 위해서는 노동시장의 구조화된 관행을 함께 개선하려는 조치가 병행되어야 한다. 모성보호제도 자체만의 부분적 수정을 통해서도 고용 효과나 출산율 제고 효과를 기대하기 어려울 것으로 판단된다.

사각지대 해소를 위해서 고용보험 가입 현황에 대한 점검이 필요하다. 통계청 조사 결과에 따르면 임금근로자의 고용보험 가입률은 70% 수준으로, 임금근로자로서 고용보험에 가입되지 않은 근로자 규모가 30%를 차지하는 것이며, 이 중 출산 근로자는 원천적으로 제도 이용 가능성이 제한된다. 따라서 고용보험 적용 사업장이면서도 고용보험에 가입하지 않은 사업체에 대한 현장 점검을 강화할 필요가 있다.

모성보호제도의 활용도가 고용안정성에 따라 크게 영향을 받는 상황에서 제도의 안정성을 높이기 위한 조치가 필요하다. 일반적으로 여성고용을 안정화시킬 수 있는 조치가 필요하겠지만, 비정규직 고용 형태의 경우 특별한 보호 조치가 필요할 것이다. 모성보호 급여 신청 자격으로 피보험 단위 기간 180일이 충족되어야 하는 현행 제도를 비정규직 근로자를 고려하여 완화하는 방안을 검토할 수 있다.

현재 모성보호제도 급여의 임금대체율을 높이는 방안을 검토할 필요가 있다. 분석 결과에 따르면 2015년 출산전후휴가급여의 연평균 임금대체율이 70% 수준이며, 육아휴직급여의 연평균 임금대체율은 32.1% 수준이다. 그뿐만 아니라 최근으로 올수록 두 제도의 임금대체율은 감소 추세에 있다. 현재 급여의 임금대체율이 감소 추세에 있는 이유는 임금은 지속적으로 상승함에도 불구하고 출산전후휴가급여의 상한액은 2001년 이후, 육아휴직급여의 상한액은 2011년

이후 현재까지 변하지 않고 있기 때문이다. 출산전후휴가는 90일 중 60일만 통상임금 100%를 보장하도록 하고, 나머지 30일의 급여 상한을 135만 원으로 제한하는 것이 임금대체율을 하락시키는 주요 문제점이라 할 수 있다. 따라서 상한액을 상향 조정하여 출산전후휴가급여의 임금 대체율은 100% 수준으로, 육아휴직급여의 임금대체율은 60% 수준까지 높이는 방안을 검토해야 한다.

마지막으로 모성보호제도와 노동시장의 구조적 관행에 대한 연계 조치로서 근로감독 체계의 강화가 주요한 수단이 될 수 있을 것이다. 현재 정부는 건강보험 자료와 고용보험 자료를 연계하여 상시적 근로감독을 추진하고 있다. 그러나 개인정보보호 문제로 두 정보를 개인단위로 연계하는데 한계가 있어 이에 대한 보완대책 마련이 필요할 것이다.

근로감독 체계와 관련하여 지방노동 관서의 근로감독 인력 등의 효율적 운영에 대한 검토가 필요하다. 근로감독관 인력이 절대적으로 부족한 상황에서도 모성보호제도 관련 근로감독 업무의 전문성과 지속성을 확보할 수 있는 조치가 강구되어야 한다. 현재 인력 중 업무 전담자를 지정하고 1~2년 기간 동안 업무를 지속할 수 있도록 보장하는 방안을 검토할 수 있다. 또한 부족한 근로감독 인력을 보완하기 위하여 최근 국회에서 논의하고 있는 '명예근로감독관' 제도 도입 또는 기존의 '명예고용평등감독관' 제도의 확대 강화를 검토할 수 있다. 이를 통해 근로감독관 인력 부족 문제를 효율적으로 보완할 수 있으며, 근로자 참여를 보장함으로써 사업장에서 더 직접적인 근로감독 효과를 기대할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 건강보험공단. 건강보험데이터 2006~2015년 자료.
- 고용노동부. 고용보험데이터 2006~2015년 자료.
- 김영숙, 김난주, 장윤선, 김효진. (2014). 일·가정양립지원정책의 효과성 분석. 국회예산정책처.
- 김일옥, 왕희정, 정구철, 최소영. (2011). 출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째 아 출산의 도에 미치는 영향. 한국인구학, 34(3), pp.139-155.
- 김진욱. (2008). 여성근로자의 육아휴직과 근로지속성에 관한 실증 연구. 사회복지정책, 33, pp.239-260.
- 김혜원. (2007). 제4차 남녀고용평등 기본계획안(2008~2012년)의 기본방향과 주요 과제. 노동리뷰, 33, pp.3-19.
- 방하남. (2012). 고용보험의 사각지대 개선방안. 보건복지포럼(2012. 3.). 한국보건사회연구원
- 이삼식, 유계숙, 윤홍식, 최효진. (2008). 저출산 대응 정책의 효과성 평가모형에 관한 연구. 한국보건사회연구원.
- 이삼식, 최효진, 서문희, 박세경, 윤홍식, 진미정. (2009). 2009년도 전국 결혼 및 출산 동향조사 심층분석. 저출산 원인과 정책방향. 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 이삼식, 최효진, 정혜은. (2010). 저출산정책 효과성 평가 연구. 한국보건사회연구원.
- 이수영. (2008). 한국에서 육아휴직제가 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향에 관한 연구: 육아휴직의 활용패턴과 고용연장효과를 중심으로. 이화여자대학교 대학원 박사학위 논문.
- 장지연, 윤자영, 신현구. (2013). 모성보호 사각지대 해소 및 고용효과 강화를 위한 모성보호제도 재설계방안 연구. 고용노동부·한국노동연구원.
- 정성호. (2012). 저출산 정책의 효과성에 관한 연구. 한국인구학, 35(1), pp.31-52.
- 조운영. (2006). 기혼 여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형. 한국개발연구원.
- 최인덕. (2013). 고용 및 산재보험 사각지대 해소방안. 복지 사각지대 현황과 해결방안. 한국재정학회·한국조세연구원 공동 정책세미나. 한국조세연구원.
- 통계청. (각 연도). 출생통계.
- 한국개발연구원. (2012a). 결혼·출산·육아 지원사업군 심층평가. 한국개발연구원.
- 한국개발연구원. (2012b). 정부재정사업심층평가지침. 한국개발연구원.
- 한국개발연구원. (2009). 산전후휴가/육아휴직 지원사업. 한국개발연구원.
- 한국기술교육대학교. (2009). 2009년 고용보험사업 심층평가(고용안정사업1). 노동부.
- 한국노동연구원, 한국직업능력개발원. (2007). 고용보험사업 심층평가. 노동부.
- 한국보건사회연구원. 2015년 출산력 및 가족보건복지실태조사 원자료.

홍석철, 정용관, 이정민, 김영일, 김정호, 신나리, 조부경 등. (2012). 결혼·출산·육아 지원사업군 심층평가. 한국개발연구원.

홍승아, 류연규, 김영미, 최숙희, 김현숙, 송다영. (2008). 일가족양립정책의 국제비교연구 및 한국의 정책과제. 한국여성정책연구원.

발표 4

결혼시장 측면에서 살펴본 연령계층별 결혼결정요인 분석

원종욱

한국보건사회연구원 선임연구위원

결혼시장 측면에서 살펴본 연령계층별 결혼 결정 요인 분석

원종욱 (한국보건사회연구원 선임연구위원)

1. 결혼과 출산율

우리나라의 합계출산율이 지속적으로 하락하고 있다는 것은 이미 잘 알려져 있는 사실이다. 출산율이 낮은 원인을 유배우 출산에 초점을 맞추는 것도 중요하지만 최근의 추세를 감안한다면 결혼에 더 많은 관심을 가져야 한다고 본다. 1994년 이후 혼인건수는 지속적으로 감소하고 있고 조혼인율 또한 1994년 8.7에서 2015년 5.9로 크게 감소하였다. 초혼연령도 1994년 남성 28.2세에서 2015년 32.6세로 4.4세 높아졌다. 여성의 초혼연령도 1994년 25.1세에서 2015년 30.0세로 거의 5세 높아진 것을 알 수 있다.

〈표 1〉 혼인율 및 혼인연령

		1994	2000	2005	2010	2015
조혼인율		8.7	7	6.5	6.5	5.9
초혼 연령	남성	28.2	29.3	30.9	31.8	32.6
	여성	25.1	26.5	27.7	28.9	30.0
혼인건수		393.1	332.1	314.3	326.1	302.8

자료: 통계청, 『인구동향조사 2016』

결혼을 한 사람들의 경우에도 출산연령이 높아지는 것을 알 수 있다. 1995년 첫째아 출산연령이 26.49세였으나 2015년에는 31.2세로 4.71세 높아졌고 둘째아 출산연령도 4.28세 높아졌다.

혼인율이 낮아진다는 것은 혼인연령이 높아진다는 현상과 함께 가임기간을 독신으로 지내는 여성이 늘어난다는 것을 의미할 수 있다. 그리고 초혼연령과 출산연령이 높아진다는 것은 자녀출산 특히 둘째 아 출산이 어려워지는 경우가 많이 발생할 수 있다고 볼 수 있다. 출산율의 저하를 출산을 기피하는 현상으로 이해하여 출산환경을 조성하는 정책을 중점적으로 추진하는 것도 중요하지만 배우자를 찾지 못하거나 찾는 데 소요되는 기간이 길어지는 것이 출산율에 미치

는 효과도 같이 고려가 되어야만 한다. 본 논문은 배우자를 찾는 의사결정과정을 경제학적 관점에서 분석하여 혼인율감소의 근본적인 원인을 정책적 개입이 가능한 영역과 개입이 불가능한 영역을 구분하는 것이 필요하다는 것을 보여주하고자 한다.

〈표 2〉 평균 출산 연령

	평균출산연령	첫째아	둘째아
2015	32.3	31.2	33.01
2010	31.26	30.10	32.01
2005	30.22	29.08	31.03
2000	29.02	27.68	29.67
1995	27.92	26.49	28.73

자료: 통계청, 『인구동향조사 2016』

II. 결혼의 경제학적 해석⁵⁾

경제학적 관점에서 결혼은 효용극대화로 설명된다. 서로 모르는 두 사람이 만나서 가정을 이루고 사는 과정을 각자의 교육에 대한 투자 그리고 투자의 한계효용을 극대화하기 위한 배우자 선택과정을 이론화하고 있다. 본 논문에서 이론적인 기술보다는 우리나라에서 나타나고 있는 늦은 결혼연령을 경제학적으로 설명하는 것이 가능하다는 것을 계량분석을 통해 설명하려고 한다.

경제학에서 결혼을 대표하는 이론은 Assortative mating(선택적 결혼)이다. 선택적 결혼을 경제학에서는 능력이 비슷한 남자와 여자가 결혼은 한다는 것으로 해석하고 있다. 여기서 능력은 두 가지를 의미하며 재무적 능력(monetary capability)은 다시 말해 돈을 얼마나 잘 버는 사람인가 이고 감정적 능력(emotional attractiveness)은 결혼을 통해 배우자를 심리적으로 만족시키는 능력을 의미한다. 결혼을 통해 두 사람은 재무적 이익을 공유하는 동시에 심리적인

5) 본 내용은 Martin Browning, Pierre-Andre Chiappori, Yoram Weiss 『Economic of the Family』, CAMBRIDGE University Press 2014 중 9장(Investment in Schooling and the Marriage Market)을 일부 요약한 것임.

만족 또한 서로에게 제공하게 된다. 이와 같은 결혼의 효용체계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u = qQ + \theta \quad 1)$$

q 는 사적재화의 소비를 의미하고 Q 는 부부가 공동으로 소비하는 공공재(public good)를 의미한다. 그리고 θ 는 결혼에 따른 심리적 효용을 의미한다. 우선 심리적인 효용에 대한 선호를 제외한 재무적 이익만을 고려한다면 결혼 전 미혼 남녀는 가능한 높은 수준의 재무적 능력을 제공할 수 있는 배우자 선택을 위해 결혼시장(Marriage market)에서 자신의 재무적 가치를 높일 수 있도록 노력을 할 것이다. 미혼기간에 재무적 가치를 올릴 수 있는 유일한 방법은 인적 자본(human capital)에 대한 투자 일 것이다. 물론 θ 의 가치를 높이기 위해 다른 노력을 할 수 있으나 본 논문의 분석에서는 고려하지 않았다.

1. 결혼의 조건

결혼과 관련한 많은 경제학 논문들이 생애주기를 교육투자기간과 경제활동기간 두 기간으로 구분하고 있다. 첫 번째 기간에서는 자신의 재무적 가치를 높이기 위해 자신들의 시간과 노력을 각종 교육에 투입하게 된다.

$$x^s = c^s + i^s \quad 2)$$

s 는 성별을 구분하는 첨자로 m 은 남성, f 는 여성을 의미한다. x 는 첫 번째 기간의 소득을 의미하며 c 는 첫 번째 기간 소비 그리고 i 는 인적자본투자를 의미한다. 우리나라에서는 자신의 소득으로 교육을 받기 보다는 부모로부터 지원을 받아 소비와 교육투자를 하는 것으로 이해하는 것이 타당할 것이다. 그리고 경제활동기간 자신의 소득(y)은 인적자본수준에 의해 결정된다.

$$y^s = \phi(i^s) \quad 3)$$

경제활동기간에 남녀는 배우자를 선택하고 결혼을 하게 된다. 결혼을 하게 되면 각자의 소득을 합친 부부합산소득으로 각자 개인적 소비와 부부공동의 소비를 하게 되며 부부의 생애효용

함수는 다음과 같이 표현된다.

$$U^s = C^s + q^s Q \quad 4)$$

이러한 효용함수를 이용하여 결혼기간 중 최적소비수준은 다음과 같이 계산된다.

$$q = Q = \frac{\phi(x^m - c^m) + \phi(x^f - c^f)}{2} \quad 5)$$

또한 최적의 교육투자는 $i^m = i^f$ 라는 조건이 도출된다.

미혼 남녀가 투입하는 최적의 인적자본 노력수준은 자신의 인적자본수준과 동등한 배우자수준이라는 결과가 도출된다. 이것이 시사하는 바는 결혼을 통해 생애효용함수가 최적이 되는 조건은 배우자의 인적자본수준과 자신의 인적자본수준이 동일할 경우라는 것이다. 즉 Assortative mating(선택적 결혼)이 결혼의 가장 합리적 선택이라는 것을 인적자본투자 등을 이용하여 설명하고 있다.

2. 선택적 결혼(합리적 선택)과 출산율

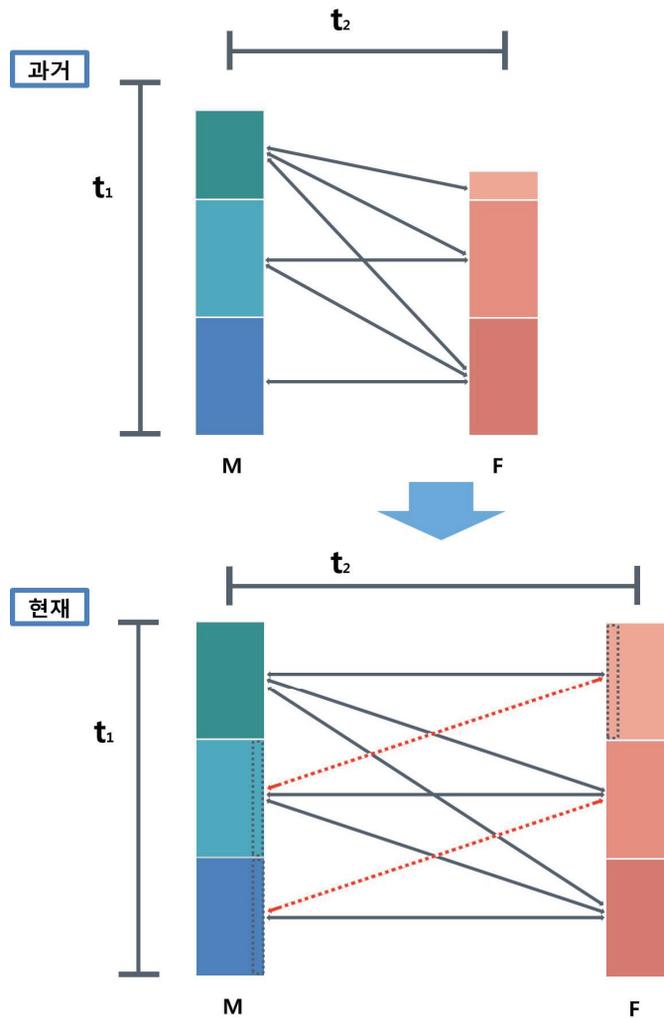
자신의 수준과 유사한 배우자를 만나는 것이 생애효용함수를 극대화한다는 것이기 때문에 미혼 남녀는 결혼시장에서 자신의 재무적 가치를 높이기 위해서 인적자본형성에 노력을 기울이게 된다. 우선 자신의 수준이 높아야 배우자를 동등한 수준으로 또는 그 이상으로 선택할 수 있는 전제가 되기 때문이다.

그럼 선택적 결혼이 출산율과는 어떤 관계가 있는 지에 대해서 본 논문은 인적자본투자기간이 길어지는 것과 자신의 인적자본수준에 상응하는 배우자를 찾는 기간이 길어지는 것 그리고 선택적 결혼에서 실패한 남녀가 결혼시장에서 배제되는 현상으로 설명하고자 한다.

t_1 이 길어지는 것은 결혼시장에서 자신의 가치를 높이는 것뿐만 아니라 높은 교육수준을 추구하는 것은 소득수준이 높아가면서 나타나는 당연한 결과로 볼 수 있을 것이다. 남성과 여성을 구분해서 보면 우리나라의 경제수준이 높아지면서 여성의 인적자본형성수준(t_1)의 경우 큰 변화가 일어난 것이 사실이다.

그림에서 나타나듯이 과거 여성의 인적자본형성수준(t_1^f) 이 평균적으로 낮았을 때는 남성과 여성 간 남성위주의 선택결혼이 가능했고 그 결과 결혼시장에서 이탈되는 남성과 여성의 비중이 높지 않았을 것이다.

[그림 1] 여성의 인적자본 향상과 선택 결혼



위 그림에서 나타나듯이 과거 여성의 인적자본형성수준(t_1^f) 이 평균적으로 낮았을 때는 남성과 여성 간 남성위주의 선택결혼이 가능했고 그 결과 결혼시장에서 이탈되는 남성과 여성의 비

중이 높지 않았을 것이다. 그러나 여성의 인적자본투자기간과 수준이 높아지면서 남성위주의 선택적 결혼시장에서 남성과 여성이 동시에 선택하는 형태로 변화하면서 선택적 결혼을 위한 탐색기간(t_2)이 길어지는 현상이 발생하고 동질적 집단과 결혼에 실패한 여성과 남성의 비중이 과거에 비해 증가했을 것으로 추정된다. 따라서 결혼이 출산율에 부정적인 영향을 주는 것은 인적자본형성기간이 길어지는 동시에 탐색기간이 길어져 첫출산 보다는 추가출산이 어려워지는 문제가 발생할 수 있으며 선택적 결혼에 실패한 남성과 여성의 비중이 증가한 결과로 해석할 수 있을 것이다.

따라서 과거에 비해 인적자본형성기간과 결혼을 위한 탐색과 매칭 기간의 합($t_1 + t_2$)이 상승한 것은 초혼연령을 올려 첫째 아 출산 보다는 추가출산을 어렵게 하는 요인이 될 수 있다. 또한 여성의 인적자본수준이 향상되었으나 남성과 달리 사회통념상 하향선택이 어려워 결혼시장에서 이탈하는 여성과 남성이 발생하게 되며 이로 인해 전체적인 출산율의 하락을 가져오게 된다.

III. 계량분석

1. 분석모형

계량분석의 목적은 미혼 남녀가 결혼을 결정하는 과정에서 가장 영향력이 높은 요인을 찾기 위해 미혼부터 결혼에 이르는 과정을 추적하는 사건사 모형(event history model)을 사용하였다. 결혼이라는 단일 사건을 추적하는 만큼 단일 사건사(single event model)이며 결혼시장 관점에서의 분석을 위해서 소득수준 그리고 직업안정성을 주요한 경로변수로 채택하였다.

소득은 축약방정식형태로 그리고 직업안정성은 잠재변수형태로 구성되어 구조방정식형태의 단일사건사분석이다. 노동패널을 이용하여 2000년부터 만 24세부터 28세 연령계층 734명의 남녀 미혼자를 2015년 까지 추적하여 결혼을 하는 사람이 560명, 2015년 까지 결혼을 하지 않는 사람이 174명이었다. 734명을 대상으로 한 분석은 아래 식 6)과 같다. 결혼이라는 사건이 발생할 확률 추정식과 미혼당시 직업안정성이 잠재변수로 구조화되어 있고 본인의 건강(health)과 가구생활만족도(famsatis)가 공변량으로 추가되었다. 결혼시장관점에서 소득(Y)은 자신의 가치를 나타내는 객관적인 지표이고 직업안정성(Job satisfaction)은 자신이 느끼는 심리적인 지표가 될 수 있다. 따라서 이들 두 가지 요인이 연령기간별로 수준이 달리 형

성되면서 결혼확률에 영향을 미치게 된다고 보았다. 또한 결혼이후의 경제적 상황이 결혼확률에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위해 부부합산소득(aggreinc), 결혼 이후 남성소득에서 여성배우자소득을 뺀 금액(incgap), 그리고 신혼집의 가치(hvalue)를 공변량으로 추가하였다. 물론 결혼을 하지 않은 사람들에 대한 정보는 결측치로 처리된다.

$$h^m(t) = \alpha_0 + \alpha_1(health) + \alpha_2(famsatis) + \alpha_3(Y) + \alpha_4(aggreinc) + \alpha_5(incgap) + \alpha_6(hvalue) + \lambda(latent\ variable) + \epsilon_m \quad 6)$$

$[h^m(t) : \text{discrete hazard of marriage at time } (t)]$

구조방정식형태이기 때문에 2개의 추정식이 별도로 결혼확률추정식에 축약되는 형태를 갖게 된다.

① 소득추정식

미혼 남녀의 소득(Y)은 교육수준(edu), 학별(ratingu), 종사장지위(job), 성별(sex), 에 의해 결정되는 것으로 추정하였다.

$$Y = \gamma_0 + \gamma_1(gender) + \gamma_2(ratingu) + \gamma_3(edu) + \gamma_4(job) \quad 7)$$

② 직업안정성(잠재변수)

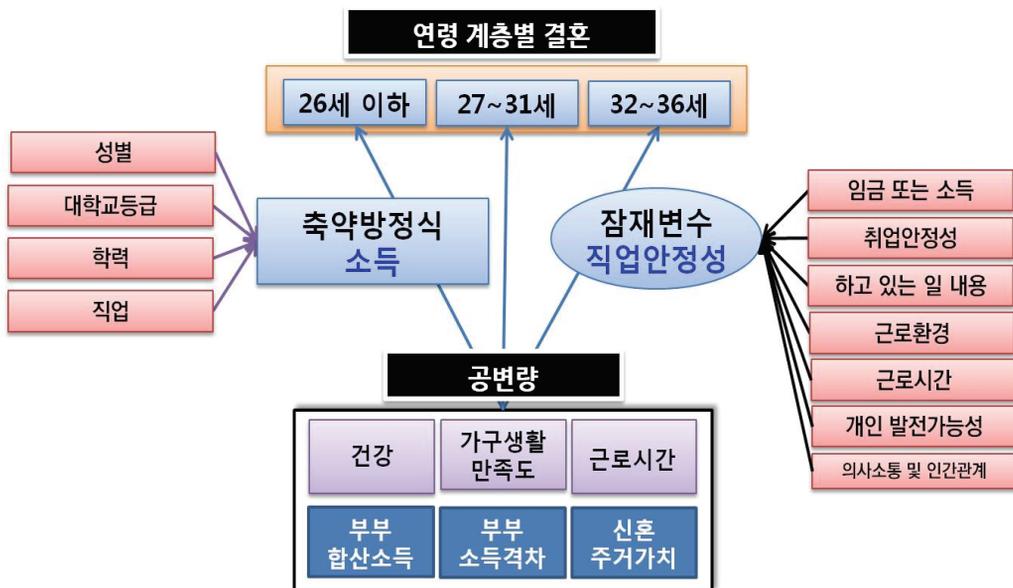
직업안정성은 잠재변수로 임금수준, 직업의 안정성, 직무내용, 직업환경, 근로시간, 개인발전가능성, 의사소통 등에 대한 만족도를 리커트 척도로 나타낸 것으로 직업안정성이 높은 사람은 이들 설문에 대해 높은 반응을 한다는 것을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 wage &= \lambda_1 jobstability + \epsilon_{\lambda 1} \\
 stability &= \lambda_2 jobstability + \epsilon_{\lambda 2} \\
 task &= \lambda_3 jobstability + \epsilon_{\lambda 3} \\
 workenvi &= \lambda_4 jobstability + \epsilon_{\lambda 4} \\
 worktime &= \lambda_5 jobstability + \epsilon_{\lambda 5} \\
 develop &= \lambda_6 jobstability + \epsilon_{\lambda 6} \\
 relation &= \lambda_7 jobstability + \epsilon_{\lambda 7}
 \end{aligned}$$

[latent variable : jobstability]

본 논문에서 사용된 구조방정식형태의 사건사 분석 모형을 그림으로 도식화하면 아래와 같다.

[그림 2] 결혼모형의 구조방정식 체계



주1: 부부합산소득, 부부소득격차, 신혼주거가치는 기혼자의 경우에만 해당됨.

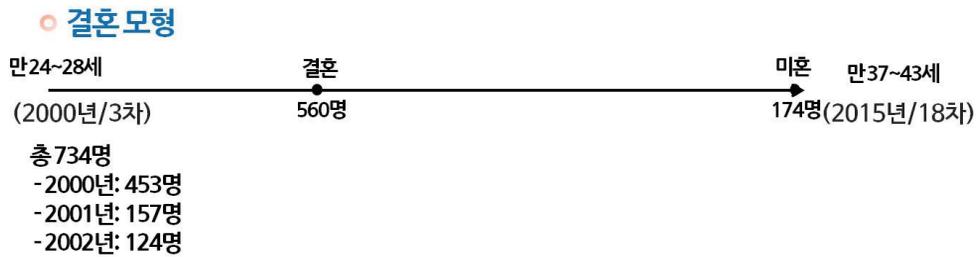
주2: 연령계층은 26세 이하, 27~31세, 32~36세로 구분하였음.

노동패널을 2000년부터 2015년 까지 추적하기 때문에 결혼이라는 사건이 발생하는 시점이 개인마다 크게 다를 수 있어 연령계층별 결혼확률을 추정하는 것이 보다 적절하다고 보아 연구자가 임의로 3개 연령계층으로 결혼시점을 분류하였다.

2. Data

분석에 사용된 데이터는 노동패널 3차(2000년), 4차(2001년), 5차(2002년)이며, 만 24~28세 미혼 남녀 734명을 2015년 까지 추적하여 결혼하는 사건을 분석한 것이다. 추적기간 중 결혼을 한 사람이 560명이며 174명은 2015년 까지 결혼이 관찰되지 않은 사람들이다.

[그림 3] 결혼모형의 데이터 구축



〈표 3〉 변수의 설명

구분1	구분2	변수명	내용			
경로변수	직업안정성 (잠재변수)	공통	임금 또는 소득	- 5점 척도의 리커트형 만족도 변수 역코딩		
			취업 안정성			
			하고있는일 내용			
			근로환경			
			근로시간			
			개인 발전가능성			
	평균소득 (축약방정식 증속변수)	공통	대학교등급	- 서연고(3), 서울(2), 이외(1), 미진학, 미재학(0)로 코딩 - 대학교명(서울대/연세대/고려대) 추출		
			학력	- 학력(학교)는 1. 고등학교 이하 2. 전문대 3. 대학교 이상으로 재코딩 - 학력(이수 여부)는 1. 중퇴 2. 재학중/수료/휴학중 3. 졸업으로 재코딩 - 재코딩 코드를 서로 곱한 변수임.		
			직업	신코드	재코드	직업 분류
				1	5	관리자
				2	5	전문가 및 관련 종사자
				3	3	사무 종사자
				4	2	서비스 종사자
				5	2	판매 종사자
				6	1	농림어업숙련 종사자
				7	2	기능원 및 관련기능 종사자
	8	2		장치,기계조작 및 조립 종사자		
9	1	단순노무 종사자				
A	1	기타				
-	1	무직				
성(gender)	- 남성(1), 여성(0)					
기타특징	결혼연령	- 기혼자 해당				
공변량	공통	현재건강상태	- 현재 건강상태 5개의 리커트형 척도변수 역코딩			
		가구생활만족도	- 5개의 리커트형 척도변수 역코딩 1. 가족의 수입 만족도, 3. 주거환경, 4. 가족관계의 합 (척도변수의 연속변수화)			
		소득	- 임금근로자/고용주, 자영업자 구분 - 월평균임금액수			
		근로시간(월)	- 임금근로자/비임금근로자(고용주, 자영업자) 구분 - 임금근로자의 경우 (주된일자리) 주당 평균 근로시간 (임금), 비임금근로자의 경우 (주된일자리) 주당 평균 근 무시간(비임금)을 각각 활용 - 합산된 시간×4(주)			
	기혼자 (결혼 후 2년)	부부합산소득	- 결혼 2년차 남편소득과 아내소득의 합 - 배우자를 추적하여 결혼 2년차의 개인소득의 합 산출			
		부부소득격차	- 결혼 2년차 남편소득에서 아내소득을 뺀 금액 - 배우자를 추적하여 결혼 2년차의 개인소득의 차 산출			
		신혼주거가치	- 결혼 2년차의 주거가치로 월세/전세의 경우 보증금, 자가의 경우 시가를 반영			

3. 분석결과

분석결과 연령계층별로 결혼확률에 미치는 요인이 다르게 나타났다. 우선 소득은 모든 연령 계층에서 음(-)이며 통계적으로 유의도가 높은 것으로 분석되었는데 이것이 의미하는 바는 모든 연령계층에서 결혼은 기회비용으로 인식된다는 것이다. 소득이 높을수록 결혼을 하지 않을 확률이 높아진다는 것으로 결혼시장관점에서 본다면 선택결혼(Assortative mating)을 하지 못하는 경우 결혼은 비용으로 작용할 수밖에 없을 것이다. 재무적인 관점 이외의 결혼에 따른 비효용이 효용보다 더 커서 이런 결정을 할 수도 있다는 가능성은 있다. 결혼에 대한 가치관 까지 측정할 수 없기 때문에 우선 선택적 결혼이 성사되지 못함에 따라 결혼시점이 늦어지고 만 37세 이상의 연령에도 독신으로 남게 되는 것으로 해석할 수도 있다고 본다. 결혼시장에서 소득이 객관적인 가치 또는 지표라고 한다면 직업안정성은 자신이 생각하는 심리적인 가치 또는 지표라고 보아 분석에 포함시켰다. 직업안정성이 유의한 연령계층은 26세 이하로 이 연령계층에서는 자신의 직업이 여러 가지 측면에서 안정적이라고 판단되는 경우 결혼을 할 확률이 높아진다는 것을 의미한다. 다른 연령계층에서 통계적으로 유의하지 않는 것은 소득효과가 압도적으로 작용한 것으로 추정된다.

〈표 4〉 계량분석 결과: 기혼자, 미혼자 모두

변수/estimates	26세 이하	27~31세	32~36세
직업안정성 (잠재변수)	0.881*	0.634	2.262
소득 (축약방정식종속변수)	-3.065***	-0.904***	-1.033**
현재건강상태	-0.104	-0.081	0.330
가구생활만족도	-0.113	0.033	-0.102
근로시간	-0.007**	0.000	-0.003
부부합산소득(기혼자만 해당)	0.113	0.105	0.115
부부소득격차(남자-여자:기혼자만 해당)	-0.466***	-0.116	-0.271
신혼주거가치(기혼자만 해당)	-0.528**	-0.219	0.256

주: 통계적 유의도는 * α :=0.1, ** α :=0.05, *** α :=0.01(이하 동일)

기혼자의 경우 부부소득격차는 선택결혼의 또 다른 지표가 될 수 있다고 판단하였다. 선택결혼 즉, 동등한 능력을 가진 집단끼리 결혼은 하였다면 남자소득에서 여자배우자소득을 뺀 부부 소득격차가 적을수록 결혼을 할 확률이 높아야만 한다. 26세 이하 집단에서는 이 변수가 음(-)

이며 통계적으로 유의미하여 선택결혼이 결혼확률을 높이는 것으로 나타났다. 그러나 다른 연령계층에서는 부호가 음(-)이지만 통계적으로 유의미하지 않아 선택결혼과 기타 매칭이 혼재된 것으로 해석된다. 부부합산소득 추정계수가 양(+)이지만 통계적으로 유의하지 않은 반면 개인소득 추정계수는 음(-)이면서 통계적으로 매우 유의미하여 결혼결정은 부부의 예상되는 합산소득 보다는 개인소득이 가장 영향력이 큰 변수인 것으로 분석된다. 또한 부부소득격차가 통계적으로 유의미하지 않은 상황에서 개인소득이 높을수록 결혼할 확률이 낮다는 것은 상대적으로 소득이 높은 집단에서 선택결혼이 이루어지지 않을 결과로 해석된다.

소득 및 잠재변수를 추정하는 추정식은 개별 변수들이 통계적으로 유의한 수준으로 적절하게 형성된 것으로 판단된다.

〈표 5〉 계량분석 결과: 기혼자, 미혼자 모두-잠재변수, 축약방정식

직업안정성 (잠재변수)	Estimates	소득(축약방정식 종속변수)	Estimates
직무만족-임금 또는 소득	1.000	성별	0.781***
직무만족-취업 안정성	1.190***	대학교 등급	0.082
직무만족-하고있는일 내용	1.446***	학력	0.072***
직무만족-근로환경	1.453**	직업	0.086***
직무만족-근로시간	1.372***		
직무만족-개인 발전가능성	1.343***		
직무만족-의사소통 및 인간관계	1.003***		

4. 미혼자의 통계적 특성

24세~28세 미혼 남녀 734명을 15년 추적한 결과 이들 중 23.7%인 174명이 결혼을 하지 않은 상태인 것으로 조사되었다. 본 논문의 분석목적 중 하나는 결혼시장관점에서 선택결혼에 실패한 집단이 어떤 경제·사회적 배경을 가진 사람들인지를 확인하는 것이다. 과거와 달리 여성들의 인적자본수준이 향상되어 여성들도 선택결혼을 주도적으로 참여하는 과정에서 사회관념상 하향선택이 어려운 문제로 인해 독신으로 남는 경우가 발생할 수 있다는 것을 도입부에서 전제해 바 있다. 미혼자의 성별을 살펴보면 남성이 압도적으로 많다는 것을 알 수 있다. 미혼자 174명의 70%인 121명이 남성이고 53명이 여성이다. 반면 26세 이하에 결혼을 한 사람들의 경우 여성이 65%인 78명이고 남성이 42명에 불과하다. 27세~31세와 32세~36세 연령계층은

남성이 각각 55%와 63%로 높은 것을 알 수 있다. 미혼자의 교육수준을 보면 여성평균이 6.29로 남성미혼자 5.72보다 높으며 이 수준은 모든 연령계층의 여성기혼자 보다 높다는 것을 알 수 있다. 반면 남성미혼자의 학력수준 5.72는 남성 27세 이상 기혼자들 보다 낮다는 것을 보여주고 있다. 일단 학력수준으로 본다면 여성 내에서 고학력이 미혼으로 남을 확률이 높고 남성의 경우에는 상대적으로 낮은 학력을 가진 사람들이 미혼이 될 가능성이 높다는 것을 의미한다. 이는 [그림 1]에서 도식화한 선택결혼의 집단간 매칭에서 전제한 것과 동일한 결과라고 보여진다. 참고적으로 대학교등급에서도 미혼자의 경우에는 역전이 되는 것을 알 수 있다. 기혼자의 경우, 남성이 학력이나 대학교 등급 면에서 수준이 높으나 미혼자의 경우에는 오히려 여성의 대학교 등급이 높아 학력과 동일한 결과를 보여주고 있다.

〈표 6〉 경로변수(잠재변수, 축약방정식 종속변수)의 연령계층별 성별 평균

구분1	구분2	변수명	26세 이하		27~31세		32~36세		미혼자		
			남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	
경로 변수	직업안정성 (잠재변수)	공통	임금 또는 소득	2.78	2.80	2.87	2.96	2.74	2.90	2.60	2.77
			취업 안정성	3.44	3.33	3.31	3.41	3.28	3.28	3.06	3.31
			하고있는일 내용	3.50	3.52	3.48	3.54	3.49	3.53	3.25	3.41
			근로환경	3.44	3.36	3.34	3.48	3.29	3.48	3.10	3.41
			근로시간	3.06	3.30	3.17	3.34	3.28	3.43	3.07	3.38
			개인 발전가능성	3.28	3.11	3.34	3.23	3.24	3.18	3.08	3.18
	평균소득 (축약방정식 종속변수)	공통	의사소통 및 인간관계	3.67	3.50	3.50	3.37	3.38	3.38	3.22	3.33
			대학교등급	0.24	0.40	0.71	0.63	0.63	0.47	0.48	0.60
			학력	4.60	5.41	6.42	6.25	6.64	6.09	5.72	6.29
				2.88	4.03	3.43	3.77	3.85	3.67	3.45	3.67
n			42	78	164	134	75	45	121	53	
기타특징		결혼연령	25.31	25.24	28.93	28.40	33.71	33.16	-	-	

소득수준을 살펴보면 미혼자의 소득이 기혼자들의 소득보다 높다는 것을 알 수 있다. 여성의 경우에도 소득이 없는 사람을 뺀 평균은 기혼 여성들의 소득보다 높아 상대적으로 소득수준이 높은 여성이 미혼으로 남을 확률이 높다는 것을 나타낸다. 남성의 경우에도 소득수준은 기혼자들에 비해 높은 것을 알 수 있다. 미혼 남성의 경우 학력수준은 높지 않으나 소득수준은 높은 사

람들이라는 것을 알 수 있고 여성미혼자는 여성들 중에서는 학력도 높고 소득수준도 높은 사람들일 것으로 추정된다.

〈표 7〉 공변량의 연령계층별 성별 평균

구분1	구분2	변수명	26세 이하		27~31세		32~36세		미혼자		
			남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	
공변량	공통	현재건강상태	3.76	3.78	3.94	3.84	3.92	3.93	3.75	3.62	
		가구생활만족도	9.45	9.51	9.76	9.69	9.53	10.04	9.14	9.46	
		소득 (만원)	명목	104.90	94.94	190.10	119.51	217.02	189.75	265.85 (248.20)	192.43 (217.61)
			실질	158.67	143.60	248.04	155.93	244.26	213.57	265.85 (248.20)	192.43 (217.61)
		근로시간(시간/월)	203.04	176.60	197.20	181.71	190.77	182.86	192.77	174.83	

주1: 미혼자 범주의 괄호는 임금근로자의 평균소득금액임.

주2: 미혼자 범주의 평균소득은 소득이 없다고 응답한 6명을 포함한 평균임.

주3: 실질소득은 연령계층별로 5년씩 1년에 3%물가상승율을 적용한 금액이며 미혼자기준으로 환산하여 32~36세 명목소득은 $(1.03)^5$ 를, 27~31세 명목소득은 $(1.03)^{10}$ 그리고 26세 이하 명목소득은 $(1.03)^{15}$ 가 각각 적용한 것임

5. 기혼자의 통계학적 특성

26세 이하 남성이 결혼을 하면 결혼 2년차 부부소득격차(남성-여성)는 106.42만원인데 반해, 27~31세 남성은 159.84만원, 그리고 32~36세 남성은 171.11만원으로 격차가 절대수준은 커지나 증가폭은 줄어드는 모습을 보이고 있다. 26세 이하 여성이 결혼을 하면 부부간 소득격차는 146.98만원인데 27세~31세 여성의 경우에는 180.57만원만원 그리고 32~36세 여성은 160.29만원으로 오히려 감소하는 것을 알 수 있다. 남성의 경우 절대적인 격차가 커지지만 여성의 경우에는 오히려 줄어드는 것을 알 수 있다. 이러한 통계가 의미하는 것은 남성은 나이가 들수록 하향적 선택결혼을 할 가능성이 커진다는 것이고 여성의 경우에는 동등한 수준의 선택결혼을 할 확률이 높다는 것을 의미할 수도 있다. 물론 표본의 수가 많지 않고 경상가격을 절대가격으로 환산하는 과정에서 오류가 발생할 수도 있지만 분명히 남성과 여성간 결혼연령계층별로 부부소득격차가 다른 모습을 보인다는 것을 분명한 사실이다.

〈표 8〉 기혼자(결혼 후 2년) 공변량의 연령계층별 성별 평균

구분1	구분2	변수명		26세 이하		27~31세		32~36세		미혼자	
				남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
공변량	기혼자 (결혼 후 2년)	부부 합산 소득 (만원)	명목	161.56	221.55	286.96	271.89	288.49	363.82	-	-
			실질	210.80	289.07	322.98	306.01	288.49	363.82	-	-
		부부 소득 격차 (만원)	명목	81.56	112.65	142.02	160.44	171.11	160.29	-	-
			실질	106.42	146.98	159.84	180.57	171.11	160.29	-	-
		신혼 주거 가치 (만원)	명목	4,340.5	6,173.6	9,088.1	9,016.6	12,404. 4	19,253. 5	-	-
			실질	5,663.4	8,055.2	10,228. 7	10,148. 3	-	-	-	-

주1: 소득 및 주거가치는 연령계층별로 5년씩 1년에 3%물가상승율을 적용한 금액이며 미혼자기준으로 환산하여 32~36세 명목소득과 주거가치는 (1.03)⁵를, 27~31세 명목소득과 주거가치는 (1.03)¹⁰을 그리고 26세 이하 명목소득과 주거가치는 (1.03)¹⁵가 각각 적용한 것임

IV. 결론 및 시사점

경제학 관점에서 결혼은 선택결혼이론에 따라 개인의 합리적 선택 과정을 효용차원에서 설명하고 있다. 과연 우리나라에서도 여성의 인적자본수준이 향상됨에 따라 동등한 수준의 남성을 찾는 데 실패하여 미혼으로 남는지를 살펴보았으며 결혼한 부부들의 소득격차를 통해 동등한 집단 간의 선택결혼이 이루어지고 있는지를 살펴보았다. 분석결과 모든 연령계층에서 소득이 음(-)의 부호로 통계적으로 유의한 수준이었다. 이는 소득수준이 높을수록 결혼을 하지 않는다는 것이며 이들은 결혼이 기회비용으로 작용한다는 것을 의미한다. 27~31세 그리고 32~36세 계층에서 부부소득격차 변수가 통계적으로 유의하지 않아 선택결혼을 판단할 수 있는 근거를 찾아볼 수 없었다. 남녀 간 선택결혼이 원만하게 이루어졌다면 개인소득에 대한 부호가 음(-)이 아니거나 통계적으로 유의하지 않았을 수도 있었을 것으로 추정된다. 37세 이상 미혼인 사람들의 소득수준은 남녀 모두 상대적으로 연령이 낮은 기혼자에 비해 소득수준이 높은 것으로 나타났다. 특히 여성의 경우에는 학력과 학벌수준이 미혼 남성에 비해 높으며 기혼 여성에 비해서도 높아 고학력이면서 고소득계층 여성이 선택결혼에 실패한 경우를 보여주고 있다. 결혼시장관점에서 본다면 개인들은 자신의 가치를 시장에서 높이기 위해서 인적자본에 대한 투

자를 많이 할 수밖에 없을 것이다. 그래야만 자신과 유사한 집단 또는 그 이상의 집단을 선택할 수 있는 선택권이 주어지기 때문이다.

앞서 설명한 바와 같이 결혼은 출산율에 미치는 파급효과가 매우 크다. 우리나라의 경우 유배우 출산율의 변화는 크지 않으나 유배우 비율이 크게 감소한 것이 출산율을 내리는 주요 원인으로 작용하였다는 것은 이상협(2016)외에도 많은 기존 논문에서 밝혀진 바 있다.

초혼연령을 낮추는 것은 인적자본투자기간(t_1) 줄이거나 남녀가 배우자를 찾는 기간(t_2)을 줄이는 것이다. 그리고 고학력·고소득 여성이 소득과 학력수준이 낮은 남성보다도 결혼을 할 수 있게 만들 수 있다면 유배우율을 상승시키는 결과를 가져올 것이다. 초혼연령을 낮추는 것 과 유배우율을 높이는 것은 어떻게 보면 개인의 합리적 선택으로 불가능해 보일수도 있다. 그러나 인적자본투자기간이 과연 실질적으로 도움이 된 기간인가를 살펴볼 필요는 있다. 불필요한 스펙 쌓기를 고용시장이 조장하고 있다면 이러한 거품을 뺄 수 있는 정책을 수립하는 것은 가능할 수도 있다고 본다. 채용과정에서 채용요건을 명확하게 하고 불필요한 스펙(휴학, 연수, 학위, 자격증, 언어능력)을 명시하고 오히려 채용에 불리한 요건으로 작용하게 한다면 일부 가능할 수도 있을 것이다. 과연 이러한 관행이 결혼에 어떠한 영향을 미치는 지에 대한 실험과 추적·관찰이 필요하다고 본다.

배우자를 찾는 기간을 줄이고 결혼시장에서 이탈하는 계층의 비중을 줄이는 것은 사회적 규범 또는 문화적 차원에서 접근이 필요할 것이다. 사회적 규범과 문화를 변화시키는 것은 단순한 홍보 차원을 넘어서 거의 백색음모(white conspiracy⁶⁾)수준으로 철저하게 기획되고 추진될 필요가 있다고 본다. 우리나라의 저출산 정책은 유배우자의 출산에 초점이 맞추어져 있으며 결혼과 저출산에 대한 임상적 연구는 상대적으로 적은 편이며 정책 또한 구체적이지 않다. 정책적으로 개입이 불가능해 보일 수도 있지만 다학제적 이면서 임상적 접근을 한다면 틈새적으로 정교한 정책수립이 가능할 수도 있다고 본다.

6) 대중에게 유해하지 않으면서 은밀하게 진행될 필요가 있다는 의미에서 저자가 합성한 용어임

[부록]

〈부표 1〉 경로변수(잠재변수, 축약방정식 종속변수)의 연령계층별 평균

구분1	구분2	변수명	26세 이하	27~31세	32~36세	미혼자	
경로 변수	직업안정성 (잠재변수)	공통	임금 또는 소득	2.79	2.91	2.80	2.65
			취업 안정성	3.35	3.35	3.28	3.12
			하고있는일 내용	3.51	3.50	3.50	3.28
			근로환경	3.38	3.40	3.36	3.19
			근로시간	3.24	3.25	3.33	3.19
			개인 발전가능성	3.15	3.29	3.21	3.08
	평균소득 (축약방정식 종속변수)	공통	의사소통 및 인간관계	3.54	3.44	3.38	3.20
			대학교등급	0.34	0.67	0.57	0.49
			학력	5.13	6.34	6.43	5.86
			직업	3.73	3.58	3.78	3.41
		성(gender)	0.35	0.55	0.63	0.70	
n			120	298	120	174	
기타특징		결혼연령	25.27	28.70	33.50	-	

〈부표 2〉 공변량의 연령계층별 평균

구분1	구분2	변수명	26세 이하	27~31세	32~36세	미혼자	
공변량	공통	현재건강상태	3.78	3.90	3.93	3.71	
		가구생활만족도	9.50	9.73	9.72	9.26	
		소득 (만원)	명목	97.50	158.20	206.80	241.10
			실질	147.48	206.42	232.76	241.10
		근로시간(시간/월)	181.90	190.40	188.00	187.50	

주 : 명목평균소득은 데이터 상에서 계산한 수치이고, 실질평균소득은 각 종속변수 범주(26세 이하/27~31세/32~36세) 및 미혼자 간 평균 연령 격차를 5년으로 두고 연평균 물가상승률 3%를 가정하여 미혼자 평균소득 대비 각 실질평균소득을 계산하였음(이하 해당 동일).

〈부표 3〉 기혼자(결혼 후 2년) 공변량의 연령계층별 평균

구분1	구분2	변수명	26세 이하	27~31세	32~36세	미혼자	
	기혼자 (결혼 후 2년)	부부 합산 소득 (만원)	명목	200.71	280.22	317.79	-
			실질	261.88	315.39	317.79	-
		부부 소득 격차 (만원)	명목	101.85	150.27	166.90	-
			실질	132.89	169.13	166.90	-
		신혼 주거 가치 (만원)	명목	5,562.61	9,055.95	15,057.66	-
			실질	7257.94	11,815.96	15,057.66	-

주 : 부부합산소득, 부부소득격차, 신혼주거가치는 각 종속변수 범주(26세 이하/27~31세/32~36세) 간 평균 연령 격차를 5년으로 두고 연평균 물가상승률 3%를 가정하여 32~36세 대비 각 실질가치를 계산하였음(이하 해당 동일).