

개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원정책의 효과와 시사점에 관한 연구

하솔잎

이아영·박소은·이상영·안수인·박금령

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국 보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	하슬윙	한국보건사회연구원 부연구위원
공동연구진	이아영	한국보건사회연구원 연구위원
	박소은	한국보건사회연구원 부연구위원
	이상영	前 한국보건사회연구원 선임연구위원
	안수인	한국보건사회연구원 전문연구위원
	박금령	토론토대학교 박사후연구원

연구보고서 2025-09

개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원정책의 효과와 시사점에 관한 연구

발행일 2025년 3월
발행인 신영석
발행처 한국보건사회연구원
주소 [30147] 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인쇄처 고려씨엔피

© 한국보건사회연구원 2025
ISBN 979-11-7252-088-5 [93510]
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2025.09>

발|간|사

우리 사회는 저출산·고령화, 양극화, 노동시장의 이중구조 등 구조적 문제에 직면해 있으며, 이에 대응하기 위한 사회보장정책의 역할과 중요성은 날로 커지고 있다. 특히 코로나19 팬데믹을 기점으로 다양한 현금지원 정책들이 급속히 확대되었으며, 이는 한편으로는 국민의 생활 안정을 도모하였지만, 다른 한편으로는 정책의 지속가능성과 효과성에 대한 면밀한 점검이 요구된다.

본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로, 개인의 행태 변화를 목적으로 하는 현금복지사업이 실제로 정책 목표를 달성하고 있는지 그 인과효과를 실증적으로 검토하였다. 연구 결과는, 단기 현금수당은 출산 같은 장기적 의사결정에 결정적인 영향을 주기 어렵기에, 그보다는 양육하기 좋은 사회로의 구조 개선을 위한 방향으로 재정 투자가 이루어져야 함을 시사한다. 또한, 아동수당이 가구 지출 패턴에 긍정적인 영향을 미친다는 점, 근로장려금의 핵심적인 정책효과는 미미하다는 점, 담뱃세와 같은 가격정책은 한계가 있다는 점이 확인됨에 따라 정책의 목표에 부합하는 정교한 설계와 함께, 정보 접근성 제고, 보완적 수단의 필요성 등 행동경제학적 접근의 활용 차원에서 일련의 시사점을 제시하고 있다.

지속 가능한 사회보장을 실현하기 위해서는 재정의 건전성과 정책의 효과성을 균형 있게 고려해야 할 것이다. 본 연구가 이러한 관점에서 향후 정책 설계와 제도 개선에 실질적인 기여를 할 수 있기를 기대한다. 아울러 본 연구의 진행 과정에서 유익한 조언을 해주신 중앙대학교 강창희 교수와 원내 김태완 선임연구위원께 특별히 감사를 표한다.

2025년 3월

한국보건사회연구원 원장

신 영 석

목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



요약	1
제1장 서론	5
제2장 현황 및 검토 배경	13
제1절 현금지원사업의 현황	15
제2절 현금지원사업 효과 검토의 이론적 배경	19
제3장 사업 효과 분석 (1) 출산 결정요인과 출산장려금의 영향	29
제1절 출산에 대한 의사결정 모형	31
제2절 분석 방법	38
제3절 분석 결과 및 시사점	43
제4장 사업 효과 분석 (2) 가구 소비지출에 대한 아동수당의 영향	55
제1절 아동수당과 행동 변화	57
제2절 아동수당의 가구 지출 재배분 효과 분석	64
제3절 분석 결과 및 시사점	69
제5장 사업 효과 분석 (3) 근로장려세제의 노동공급에 대한 영향	89
제1절 근로장려세제 쟁점 사항 및 선행연구	91
제2절 분석 방법	107
제3절 분석 결과 및 시사점	117

제6장 사업 효과 분석 (4) 담배 판매량에 대한 담뱃세 인상의 영향	139
제1절 담배가격과 담배 수요	141
제2절 담배 판매량에 대한 담배가격 인상의 효과 분석	152
제3절 분석 결과 및 시사점	158
 제7장 결론 및 시사점	 177
제1절 결과 요약	179
제2절 정책적 함의	183
 참고문헌	 187
 부록	 209
 Abstract	 231

표 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



〈표 1-1〉 개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원 정책 예시	11
〈표 2-1〉 선호되는 결과의 방향과 특성에 따른 행동 절차(behavioral procedures)의 분류 ..	20
〈표 3-1〉 기초통계	42
〈표 3-2〉 출산 여부 결정 요인 추정 결과	44
〈표 3-3〉 현재 자녀 수 결정 요인 추정 결과	46
〈표 3-4〉 총 자녀 수 결정 요인 추정 결과 - 자녀 수별(Model 1)	48
〈표 3-5〉 총 자녀 수 결정 요인 추정 결과 - 자녀 수별(Model 2)	49
〈표 4-1〉 아동수당 대상 확대	64
〈표 4-2〉 분석 시기 및 대상	66
〈표 4-3〉 분석에 사용한 세부지출 항목 설명	68
〈표 4-4〉 분석 대상 가계지출 분포	70
〈표 4-5〉 분석 대상 특성	71
〈표 4-6〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액	72
〈표 4-7〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): ln(항목별 지출금액)	73
〈표 4-8〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID) 강건성 (만 4~9세)	74
〈표 4-9〉 아동 나이에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액	77
〈표 4-10〉 소득수준에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액	79
〈표 4-11〉 자녀 수에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액	81
〈표 4-12〉 분석 결과 종합	84
〈표 5-1〉 근로장려금 신청 자격요건	92
〈표 5-2〉 근로장려세제 제도의 변화 (소득귀속연도 기준)	96
〈표 5-3〉 근로장려세제 노동공급 효과 관련 선행연구	103
〈표 5-4〉 분석 가구 유형 분류	109
〈표 5-5〉 근로·자녀장려금 수급 가구 현황	110
〈표 5-6〉 근로·자녀장려금 수급 가구의 유형	111
〈표 5-7〉 근로·자녀장려금 수급 가구의 자산총액 10분위별 분포	112
〈표 5-8〉 분석 대상 가구 중 근로·자녀장려금 수급 가구 현황	118

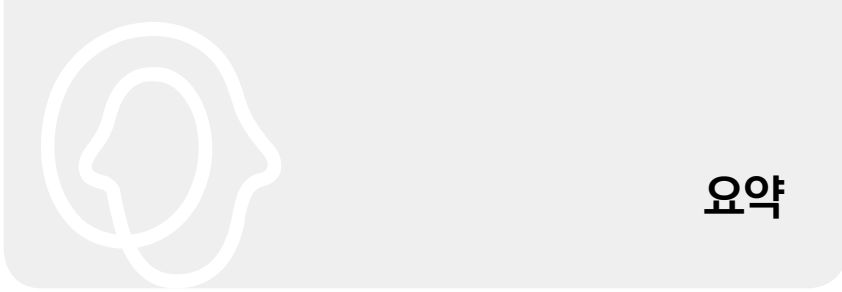
〈표 5-9〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급 가구 현황	119
〈표 5-10〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급액 현황	119
〈표 5-11〉 분석 대상 가구의 자산총액 분위별 근로·자녀장려금 수급 가구 현황	120
〈표 5-12〉 분석 대상 가구의 자산총액 분위별 근로·자녀장려금 수급액 현황	121
〈표 5-13〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급 여부별 가구주 및 배우자 특성	123
〈표 5-14〉 근로·자녀장려금의 정책 변화(t-1기)가 조사 시점(t기 3월) 근로 여부에 미친 영향	126
〈표 5-15〉 근로·자녀장려금의 정책 변화(t-1기)가 조사 시점(t기 3월) 가구 유형별 가구주의 근로 여부에 미친 영향	127
〈표 5-16〉 근로·자녀장려금의 정책 변화가 연간 근로·사업소득 유무에 미친 영향	128
〈표 5-17〉 근로·자녀장려금의 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 근로·사업소득 유무에 미친 영향	128
〈표 5-18〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 근로·사업소득에 미친 영향	129
〈표 5-19〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 근로·사업소득에 미친 영향	130
〈표 5-20〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 소득세에 미친 영향	131
〈표 5-21〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 소득세에 미친 영향	131
〈표 5-22〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 공적연금사회보험료에 미친 영향	132
〈표 5-23〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 공적연금사회보험료에 미친 영향	133
〈표 5-24〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 유배우자 가구의 근로·사업소득 유무 기준 맞벌이 여부에 미친 영향	134
〈표 5-25〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 유배우자 가구의 부부합산 근로·사업소득에 미친 영향	134
〈표 5-26〉 근로(자녀)장려금 정책 변화가 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향	137
〈표 5-27〉 근로·자녀장려금 시뮬레이션 기반 정책 변화가 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향	138



〈표 6-1〉 담배의 제세부담금 및 가격 변화	141
〈표 6-2〉 전자담배 유형별 과세 구조 및 연혁	142
〈표 6-3〉 연도별 전체 인구 및 체류 외국인	145
〈표 6-4〉 인구·사회·경제적 특성별 담뭍세에 따른 흡연율 변화에 대한 주요 연구 결과	147
〈표 6-5〉 연도별 국산 담배가격 추이(명목): 사례	149
〈표 6-6〉 VECM에 사용된 변수의 기술 통계	155
〈표 6-7〉 각 시계열 간 상관계수	157
〈표 6-8〉 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량(salespercapita)에 대한 단위근 검정 (추세 및 절편 포함) 결과	158
〈표 6-9〉 VAR 모형에서의 시차 결정	159
〈표 6-10〉 VECM에서의 요한슨 공적분 검정 결과: 검정통계량	160
〈표 6-11〉 VECM에서의 요한슨 공적분 검정 결과: 정보 기준	160
〈표 6-12〉 VECM 모형 추정 결과(1): 1차 차분 종속변수의 모형 적합도	161
〈표 6-13〉 VECM의 방정식 추정 결과(2)	162
〈표 6-14〉 공적분 방정식 추정 결과	163
〈표 6-15〉 회귀분석에 사용된 변수명	166
〈표 6-16〉 담배 판매량에 대한 회귀식 추정 결과	168
〈부표 1〉 가족 및 아동 대상 현금급여가 임신/출산에 미치는 영향(국외 문헌)	209
〈부표 2〉 출산장려금의 효과에 대한 국내 선행연구 결과	214
〈부표 3〉 담뭍세에 따른 흡연율 변화에 관한 국외 선행연구 결과	221
〈부표 4〉 담배의 가격탄력성에 대한 국내 선행연구 결과	224

그림 목차

[그림 1-1] 사회지출(SOCX)의 추이: 현금, 현물 지출의 비중	7
[그림 1-2] 현금지출의 영역별 비중 변화('2001~'2019)	8
[그림 2-1] 주요 현금지원 사업의 예산 규모, 추이	17
[그림 2-2] Theory of planned behavior	21
[그림 2-3] An Integrative Model of Behavior	22
[그림 3-1] 출생 순서별 지자체의 출산장려금(평균 금액) 추이	40
[그림 4-1] 아동수당 도입에 따른 소비지출 재배분과 인적 자본 형성의 관계	68
[그림 5-1] 근로장려금 지급 가능액 (2024년 소득귀속연도 기준)	93
[그림 5-2] 근로장려금이 노동공급(시간)에 미치는 영향	99
[그림 5-3] 최대 근로장려금 지급가능액(MaxEitc)	114
[그림 5-4] 최대 가능 근로·자녀장려금 지급액(MaxEitcCtc)	115
[그림 6-1] 우리나라의 담배 판매량 추이	143
[그림 6-2] 2014~2023년 월별 담배 판매량 변화 추이	143
[그림 6-3] 우리나라 성인(19세 이상)의 현재 흡연율 추이	144
[그림 6-4] 우리나라 청소년의 현재 흡연율 추이	145
[그림 6-5] 2014년 1월 대비(=100) 각 변수의 시계열 변화 추이	156
[그림 6-6] 충격반응함수 추정 결과	164
[그림 6-7] 예측오차분산분해(FEVD)	165
[그림 6-8] 가격에 따른 수요의 가격탄력성	170



요약

1. 연구의 배경 및 목적

우리나라는 1990년대 말 경제위기 이후 사회보장지출이 빠른 속도로 증가하고 있으며, 코로나19 팬데믹 사태를 계기로 현금지원사업은 더욱 빠르게 증가하였다. 우리나라의 현금복지사업은 과거 취약계층에 대한 생계 보장 중심에서 최근 들어 저출산·고령화라는 인구 위기에 대응하기 위한 보편수당 형태의 사업들이 증가하고 있다. 이에 재정 지속가능성 관점에서 그 효과에 대한 점검과 적정성에 대한 판단이 필요한 시점이다. 특별히 아동수당이나 출산장려금 같이 보편적 수당의 형태로 지급되는 사업의 경우 미시적 관점에서 공적 이전, 즉 가구에 대한 추가적 소득지원의 효과는 뚜렷하지만 해당 사업들이 당초 설정된 목적을 달성하고 있는지는 불분명하다.

이러한 배경에서 본 연구는 실증적으로 정책의 인과효과를 파악할 수 있는 이중차분 방식을 활용하여 지자체의 출산장려금이나 아동수당, 근로장려금 같은 현금 복지사업들이 과연 당초 설정된 목적을 달성하고 있는지 살펴보고자 하였다. 특별히 각 정책의 인과효과를 추정하기 위해 처치집단과 통제집단을 ‘사후적 처치 수혜’ 여부가 아닌, ‘사전적 처치 자격’을 기준으로 분류하여 분석을 시행하였다. 이를 통해 개인 및 가구의 의사결정, 혹은 행태 변화를 목적으로 하는 주요 현금지원사업의 효과를 분석하여 공통적 함의를 도출하고자 하였다.

2. 주요 연구 결과

먼저, 지자체 출산장려금의 출산율 제고 효과를 분석한 결과, 여성의 생산성은 출산·양육의 기회비용으로 작용하여 임금이 높거나 비교적 안

정적인 일자리를 가진 경우 출산에 부정적인 영향이 있었다. 특별히 자녀 양육 비용으로서 사교육비 지출의 증가 또한 출산에 부정적 영향을 미치는 요인이었고, 그 규모는 출산장려금이나 여성의 임신 전 임금수준의 계수보다 크게 추정되었다. 한편 출산장려금의 영향은 당해 자녀 수를 종속 변수로 한 분석에서 유의한 결과를 보였다. 그러나 무자녀 가구에 대해서는 유의한 영향을 보이지 않았으며 이미 자녀가 있는 가구에 대해서만 추가 출산에 기여할 수 있는 것으로 보인다.

두 번째로, 아동수당이 자녀 양육 가구의 소비 패턴에 미치는 영향을 분석한 결과, 아동수당 수급 가구는 소비 항목별로 재배분을 이루며, 전체적으로 교육비 지출은 감소한 반면, 자녀에게 직접 지출되는 의류비와 문화·여가비는 증가하는 경향이 확인되었다. 이는 코로나19 팬데믹 시기에 아동수당이 전통적인 교육비보다는 포괄적인 학습 경험과 정서적·인지적 발달을 위한 소비로 연결되었을 가능성을 시사한다. 한편, 저소득 가구의 경우에는 같은 시기 교육비와 식료품비 지출이 증가하였다. 이에 더하여 아동수당이 저축에도 긍정적 영향을 미쳐 자녀의 정서적·사회적 발달을 고려한 소비 증가뿐만 아니라 아동의 미래에 대한 투자에도 활용되는 것을 확인하였다.

세 번째로, 근로장려금의 저소득층에 대한 근로 유인 효과를 분석한 결과, 2016~2022년 기간에 근로장려금의 제도 확대는 배우자의 노동공급을 유의하게 증가시킨 것으로 나타난다. 그러나 가구주의 노동시장 참여에는 유의미한 영향이 관찰되지 않으며, 연간 근로·사업소득은 오히려 감소하는 것으로 나타난다. 또한 최대 가능 지급액으로 측정한 근로·자녀장려금 정책의 변화가 실제 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향을 추정한 결과, 부양자녀가 없는 유배우자 가구의 경우 수급액 변화의 약 22% 정도만이 가구의 노동공급 변화에 의한 것으로 추정되었다.

네 번째로, 건강 행태 변화를 유도하기 위한 담뱃세 인상의 효과를 시계열 분석을 통해 살펴본 결과, 담배실질가격지수의 충격은 약 4개월까지 담배 판매량에 영향을 미치다가 그 이후에는 영향이 사라짐을 알 수 있었다. 회귀분석을 통해 추정된 담배의 가격탄력성은 1 이하로 비탄력적이었으며, 이는 기존의 국내 연구들과 대체로 일치한다.

3. 결론 및 시사점

우선, 가구는 장기적인 생애 전체 관점에서 주요한 의사결정을 내린다는 것을 알 수 있다. 즉, 임신·출산과 같이 장기적 관점의 의사결정이 이루어지는 사안에 대해서는 단기의 무조건부 현금 지급으로 개인의 행태를 변화시키기 어렵다. 출산 결정에는 부부의 경제적 생산성뿐만 아니라(자녀의 ‘질’에 대한 투자 측면에서) 사교육비나 주거 여건 등의 영향이 더 중요한 만큼, 지자체의 출산 장려 정책은 단기의 현금수당보다는 신혼부부 주거 지원이나 청년 일자리 지원사업 등이 보다 효율적일 것으로 판단된다.

두 번째로, ‘아동(자녀)’을 명시적 대상으로 하는 현금사업으로서 아동수당은 정신적 회계(mental accounting)가 뚜렷이 작동하는 것으로 보인다. 우리나라 아동수당은 소액이지만 주기적이고 비교적 장기에 걸쳐 지급되어 자녀에 대한 안정적 지출을 계획하여 실행하기에 적합하다. 다만 저소득 가구의 경우 현금수당은 아동의 인적 자본에 대한 투자보다 가구의 필수적인 소비에 먼저 사용될 가능성이 높게 나타난다. 이러한 점을 고려할 때, 지자체의 출산장려금 예산이 양육 단계의 지원으로 점차 전환되는 추세에 있으므로 세대 간 계층 이동을 촉진하기 위해 저소득층에 대한 지원을 더욱 강화할 필요가 있다.

4 개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원정책의 효과와 시사점에 관한 연구

세 번째로, 근로장려금에 대해서는 사업 대상과 목적에 따른 효과 제고를 위한 정책 재설계가 필요하다. 정책의 효과가 다소 주변적(marginal)이고, 핵심 목표 달성에는 크게 기여하지 못하는 것으로 판단된다. 따라서 제도를 계속 확대하기 전에 면밀한 효과 점검을 통해 당초 사업의 목적(‘저소득층의 근로 장려’)에 맞게 근로연령층으로 대상을 한정(targeting)하고, 근로 유인을 강화하기 위해 구간 설계를 수정하고 장려금의 규모를 확대하는 등 사업의 방향성을 명확히 하여 지출의 효율성을 제고할 필요가 있다.

네 번째로, 행태 변화를 목적으로 하는 현금사업의 효과성을 제고하기 위해서는 사업의 메커니즘에 대한 이해 확산과 관련 정보를 적기에 공유하는 것이 필요하다. 특별히 근로장려금의 저소득층 노동공급에 대한 효과가 미미한 것이 사업 및 지급액에 대한 정보 공유가 적기에 이루어지지 않는 영향 때문인 것은 아닌지 점검이 필요하다.

다섯 번째로, 담뱃세의 정책 효과 분석을 통해 사회적으로 바람직하지 않은 행위를 억제하는 정책은 선호되는 행위를 장려하는 정책에 비해 더 큰 노력이 필요함을 알 수 있었다. 가격 조정은 물가 상승에도 부정적 영향이 있는바, 건강 행태 변화를 유도하기 위해 ‘노담 캠페인’과 같이 사회적 규범(social norm)을 활용하여 내재적 동기를 구축하는 방식이 더 효과적일 것으로 예상된다. 혹은 개인이 중독재에 대한 의존도를 낮추기 매우 어려운 점을 고려한 디폴트 옵션(예를 들어, 담배의 니코틴 함량 기준을 장기적으로 줄이는 방안) 등 다양한 정책 조합을 함께 활용할 필요가 있다.

주요 용어 : 출산장려금, 아동수당, 근로장려금, 담뱃세, 현금수당, 정책효과 평가

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



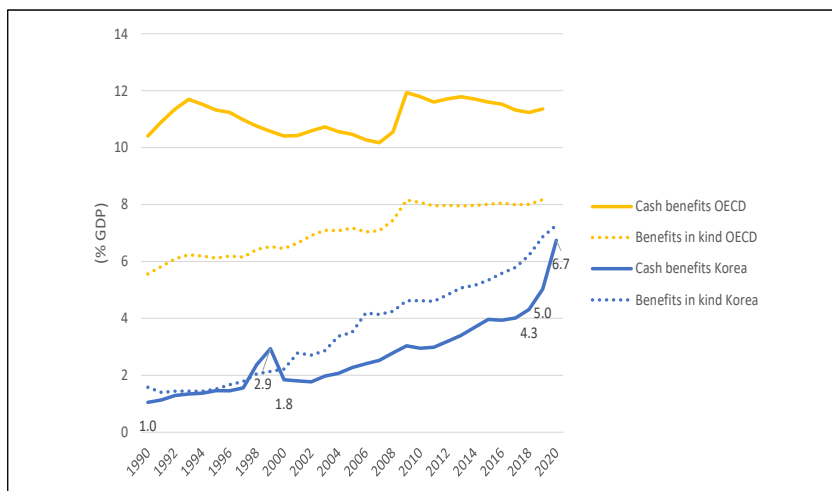
제 1 장

서론

제 1 장 서론

우리나라는 1990년대 말 경제위기 이후 사회보장지출이 빠른 속도로 증가하고 있으며, 2019년 말에 시작된 코로나19 팬데믹 사태를 계기로 현금지원사업이 더욱 빠르게 증가하였다. 사회보장지출의 전반적 규모는 OECD 평균에 비해 여전히 낮은 수준이지만, 현금지출의 경우 1990년부터 2019년까지 OECD 회원국들에서 연평균 0.3%씩 증가하였는데, 우리나라는 같은 기간 연평균 5.6%씩 증가하였다([그림 1-1] 참조).

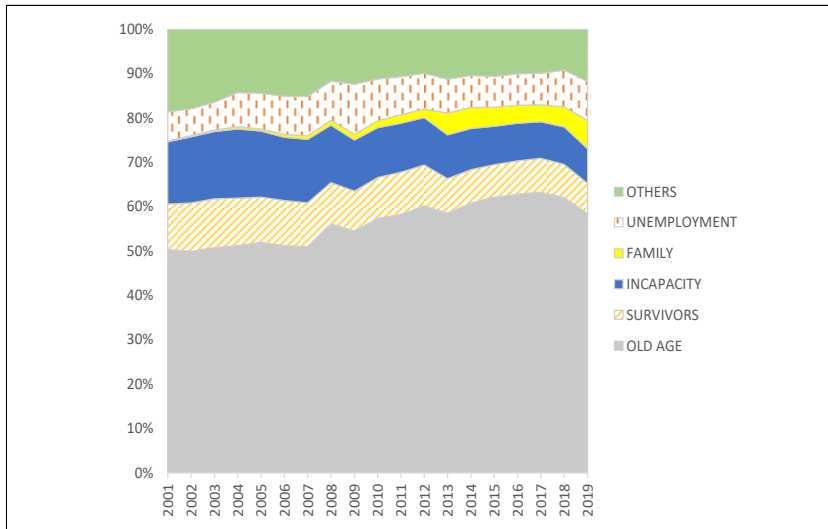
[그림 1-1] 사회지출(SOCX)의 추이: 현금, 현물 지출의 비중



출처: OECD Stat.(2024.3.4. 인출)

앞의 그림에서 알 수 있는 바와 같이 우리나라는 과거 IMF나 글로벌 금융위기 등 경제적 위기 시에는 현금지출이 급증하였다가 시간이 지나면 다시 이전의 수준으로 안정화되는 패턴을 보이지만, 최근에는 코로나 19 팬데믹 종료 이후에도 新사회적 위험과 새로운 취약계층 지원을 위한 지원사업들이 신설되고 기존의 보장이 강화되는 추세이다. 특별히 우리나라의 현금복지사업은, 과거에는 취약계층에 대한 생계 보장 중심이었는데, 최근 들어 저출산 대응 등 보편수당 형태의 사업들이 증가하고 있다. 다음 그림을 살펴보면, SOCX의 9대 영역 중 ‘기타’ 영역에 대한 현금지출의 비중이 점차 감소하고, ‘가족’ 영역의 지출 비중이 증대하는 것을 알 수 있다. 우리나라의 사회보장 지출 중 가족 영역에 대한 1인당 (현금사업)지출은 2000년 \$0.6에서 2019년에 \$134.2로 크게 증가하였다. 2020년 기준 가족 영역에 대한 현금지출은 GDP 대비 0.5% 수준이다.

[그림 1-2] 현금지출의 영역별 비중 변화(2001~2019)



출처: OECD Stat.(2024.3.4. 인출)

저출산·고령화라는 인구 위기에 대응하기 위해 중앙정부 및 각 지자체에서 현금지원사업이 주요한 정책 도구로 활용되고 있는 상황에서 그 규모는 무시할 수 없을 정도로 증가하고 있다. 이에 재정 지속가능성 관점에서 그 효과에 대한 점검과 적정성에 대한 판단이 필요한 시점이다. 특별히 아동수당이나 출산장려금과 같이 보편적 수당의 형태로 지급되는 사업의 경우 미시적 관점에서 공적 이전, 즉 가구에 대한 추가적 소득지원(monetary subsidy)의 효과는 뚜렷하지만, 해당 사업들이 당초에 설정한 목적을 달성하고 있는지는 불분명하다.¹⁾ 예를 들어, 출산장려금은 실제로 부부의 출산 의사를 바꾸어 출산율을 제고하는 효과를 보이는지, 아니면 기존의 출산 의사가 있던 가구의 출산 아동에 대한 물질적 지원의 목적으로 활용되고 있는지 알 수 없다. 아동(가족)수당의 경우 직접적 재정 지원으로 필수적인 소비를 지원하여, 아동 및 부모의 영양상태 개선 및 건강수준 향상에 도움이 될 수 있다. 그러나 당초 해당 제도는 아동 양육에 있어 “경제적·사회적 부담으로 인하여 출산을 포기하는 가정의 출산을 장려하는 것이 정책 목표”²⁾로 제안되었으며, 정부는 양육수당 및 출산지원금과 함께 아동수당을 저출산 위기 극복을 위한 방안으로 내세워온 것이 사실이다.³⁾ 그러나 아동수당이 이러한 당초의 목적에 따라 출산율 제고에 효과를 보이는지에 대해서는 의견이 분분하다.⁴⁾

기존의 현금지원사업의 효과성 평가 연구 결과들에 따르면, 당초 사업의 목적에 대한 지원금의 영향이 긍정적으로 나타나기는 하지만, 그 규모

-
- 1) YTN, “지난해 지자체 출산지원금 5천7백억 투입... 현금 지원 효과 있나?”, 2023.3.12; 서울경제, “‘단순 현금 살포로는 안 돼’... 저출산책 보고서의 시사점”, 2023.12.3; 세정일보, “연간 4.4조 근로장려금... ‘소득지원’ 아닌 ‘근로유인’에 초점 맞출 때”, 2023.9.8.
 - 2) 아동수당의 지급에 관한 법률안(박광온의원 대표발의, 의안번호 제2599호), 2016.10.7.
 - 3) 국민권익위원회, “국민권익위, ‘양육수당, 아동수당, 출산지원금’ 사각지대 해결” [보도자료]. 2022.12.28.
 - 4) 조선일보, “‘현금 지원 효과 커’ vs ‘밀 빠진 독 물 붓기’ 전문가 의견 갈려”, 2024.4.23.

가 다소 미미하거나 한정된 집단에 대해서만 효과가 관찰되기도 한다. 예를 들어, 지자체 출산지원금 사업의 경우에는 유배우 출산율에 긍정적 영향이 있지만 효과의 크기가 상대적으로 미약하거나, 지원금의 수준이 충분히 높을 경우에만 유의미한 효과가 관찰된다(이철희·이소영, 2022). 또한 저소득층의 근로 유인 제고를 위한 대표적 조세지출사업인 근로장려금의 경우에는 제도 설계상 근로소득이 '점증 구간'에 속하는 집단에서 노동공급의 증가 효과가 관찰되고, 그 이상의 구간에서는 소득효과로 인해 노동공급의 증가 효과가 불분명하다(송헌재, 2012; 고지현 외, 2023).

본 연구에서는 기본적 생계 보장 목적이 아닌 개인과 가구의 행태 변화를 유도하기 위한 현금지원사업들이 그 목적에 따른 효과를 나타내는지 검토하고 향후 정책 추진의 시사점을 도출하고자 한다. 이때 특별히 행동경제학 차원에서 정책의 효과가 수혜자(국민)의 심리적 편향(psychological biases)에 영향을 받을 수 있음을 고려한다. 심리적 편향은 전통적인 시장실패의 분류체계, 그 범주(taxonomy) 밖의 비효율을 초래할 수 있다. 따라서 심리적 차원에 대한 이해를 통해 시장실패를 해결하고 정부 재정 확충을 위한 정책 도구의 효율성을 제고할 수 있다(Madrian, 2014).

현재 가구나 개인의 행태 변화를 목적으로 하는 대표적인 현금지원사업은 출산장려금이나 아동수당과 같이 직접적인 현금 이전이 이루어지는 사업을 들 수 있는데, 이들 정책의 목표는 출산율을 제고하고 자녀 양육 비용을 지원하여 인적 자본에 대한 투자를 유도하는 것이다. 또한 직접적인 현금 이전이 아닌 조세지출 방식으로 지원되는 근로·자녀 장려금은 저소득층의 노동공급 증대를 주된 목적으로 한다. 반대로 부(negative)의 현금 이전으로서 담배소비세와 같은 죄악세(sin tax)는 건강 행태 변화를 목적으로 한다(〈표 1-1〉).

〈표 1-1〉 개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원 정책 예시

지원 방식 \ 목적		근로 장려	출산 장려	인적 자본 투자	건강 행태 변화
직접	현금 이전		출산지원금	아동수당	
간접	세제 혜택	근로장려금 (EITC)		자녀장려금 (CTC)	
	가격 규제				담배소비세, 주세

출처: 저자 작성

본 연구에서는 위의 주요 사업들에 대하여 그 설계요인이 어떠한 기제로 각자의 목적을 달성할 수 있는지 검토하고, 사업의 효과에 대한 기존 연구 결과들을 살펴본다. 이때 기존 연구들 중 가급적 준실험설계를 통해 인과관계를 추정한 연구들을 가려내어 그 결과를 파악해보고자 하고, 이를 참고하여 개인 및 가구의 의사결정에 대한 현금사업의 효과를 파악하기 위한 실증분석을 실시한다.

그리고 이러한 주요 사업의 사례 분석 결과를 종합하여 개인 및 가구의 행태 변화를 목적으로 하는 현금지원 정책 추진 시 고려사항을 제안하고자 한다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제2장

현황 및 검토 배경

제1절 현금지원사업의 현황

제2절 현금지원사업 효과 검토의 이론적 배경

제2장 현황 및 검토 배경

제1절 현금지원사업의 현황

1. 행태 변화를 목적으로 하는 현금지원사업의 등장

과거 현금지원사업은 취약계층에 대한 기본적 생계유지를 위한 목적의 정책들이 위주였는데, 사회보장의 지속적 확대에 따라 최근에는 아동수당이나 출산장려금 등 개인이나 가구의 행태 변화를 목적으로 하는 사업들이 전면에 등장하기 시작하였다. 이러한 현금지원사업은 사회서비스에 비해 수혜자 입장에서 효용을 극대화할 수 있다는 장점뿐 아니라 직접적이고 가시적인, 체감도가 높은 특징을 보여 정치적으로도 유인이 높다고 볼 수 있다. 예를 들어, Gromadzki et al.(2024)은 대규모 현금지원 프로그램의 도입이 폴란드의 집권 정당에 대한 지지에 미치는 영향을 추정하였고, 그 결과 1인당 100달러의 현금 이체 금액은 여당의 득표율을 약 2%p 증가시키는 것으로 나타났다. 같은 맥락에서 사회보장 프로그램, 특별히 실업 보호(노동시장 정책)에 대한 지출 감소는 확장정책을 지향하는 정당에 대한 지지를 자극할 수 있는데, 이러한 결과는 긴축 정책의 영향을 가장 많이 받은 경제적으로 취약한 계층에서 두드러지게 나타난다(Foster & Frieden, 2019).

반면 수혜자의 인적 자본에 대한 투자를 ‘조건’으로 하는 현금 이전 사업, 즉 교육이나 건강증진을 위한 노력 등을 조건으로 하는 경우, 그 효과는 비교적 먼 미래에 나타나기 때문에 그에 대한 사회적 선택은 정치적

동기로 시작되는 경우는 드물고 장기적 관점에서 경제 발전과 인적 자본 축적이라는 국가적 이해관계에 의해 결정될 수 있다(Dodlova et al., 2017).

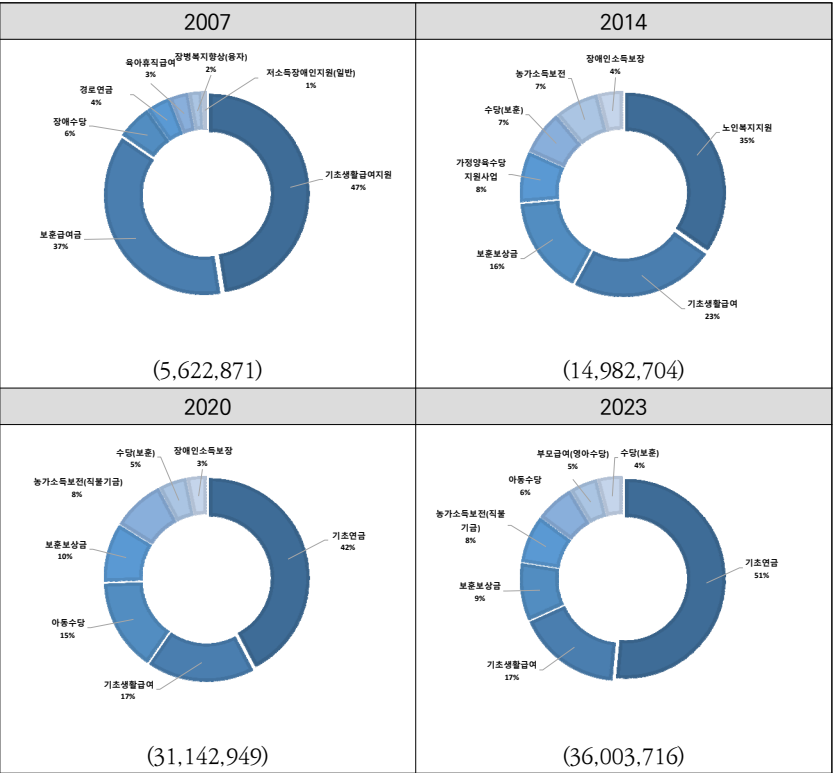
우리나라의 경우 최근의 현금지원사업 양태의 변화는, 2014년 기초연금 시행으로 ‘현금성’ 사업에 대한 선호와 정치적 이익을 확인한 것, 사회보장의 ‘보편성’ 차원에서는 2015년 무상급식 투표가 주된 계기가 되었다고 판단된다. 이후에는 각 지자체의 지역화폐 사업과 코로나19 시기 경기부양을 위한 전 국민 재난지원금 지원을 계기로 현금사업이 국민들에게 점차 익숙해지고 있고, 공적 재원의 활용 및 국가의 역할, 사회보장에 대한 인식의 변화에도 영향을 준 것으로 보인다. 코로나19 긴급재난지원금에 대해 긍정적인 견해를 가질수록 복지지출 확대, 기본소득 도입, 그와 관련한 증세에 전반적으로 더욱 긍정적인 태도를 보인다는 결과(남운민, 2021)와, 긴급재난지원금의 혜택을 경험한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 정부 정책에 대해 긍정적으로 평가한다는 점(최영준 외, 2021)이 이를 뒷받침한다. 또한 재난지원금 수혜 경험으로 인해 그 효과를 실감한 사람들의 경우 그렇지 않은 경우보다 국가 역할의 강화에 더 분명한 지지를 보인다는 것도 확인되었다(박선경, 신진욱, 2021; 하솔잎 외, 2022에서 재인용).

2. 주요 현금지원사업의 추이

2010년대 이전의 현금지원사업은 저소득층, 보훈 대상자 등 취약계층의 생계 보장 목적의 사업 위주였고, 2007년 기준 주요 현금지원사업들의 예산 규모는 약 5조 6,229억 원으로, 2023년 대비 6분의 1 수준이었다(다음 그림). 최근으로 오면서 아동수당, 부모급여 등 무조건부 현금사

업의 비중이 커지고 있다. 구체적으로 2014년 하반기에 기초연금이 도입되면서 해당 사업(노인복지지원)이 가장 큰 비중을 차지하게 되었고, 2013년 3월부터는 무상보육정책을 전면적으로 시행하여 양육수당이 소득수준과 관계없는 보편적 수당으로 확대되었다. 2014년 주요 현금지원 사업의 예산 규모는 2007년의 약 2.66배 수준으로 증가하였다.

[그림 2-1] 주요 현금지원사업의 예산 규모, 추이 (단위: %, 백만 원)



주: 팔호 안은 연도별 주요 사업의 세출예산액 합계
출처: 연도별 세출/지출 결산 현황(열린재정, <https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>, 24.7.19. 인출)을 기초로 저자 작성

그리고 2018년 11월, 소득 하위 90%, 만 6세 미만 아동에 대한 아동수당이 도입되었고, 2019년 4월부터는 소득 기준 없이 보편적 급여로 확대되었다. 또한 같은 해 9월부터는 만 7세 미만 대상으로, 2022년 4월부터는 만 8세 미만으로 대상이 점차 확대되면서 2020년 기준 아동수당은 주요 현금지원사업 중 예산 규모가 세 번째로 크다. 기초생활보장의 경우에는 2015년에 맞춤형 급여체제로 개편되면서 부양의무자 기준이 완화되었고, 2021년 10월에는 생계급여의 부양의무자 기준이 폐지되었다. 예산 규모는 2014년에 도입된 기초연금 다음으로 두 번째로 큰 사업에 해당한다. 2023년에는 부모급여가 도입되었고 예산 규모로는 당해 주요 현금지원사업 중 6번째로 큰 사업에 해당한다. 2023년 주요 현금지원사업의 전체 예산은 약 36조 3,700억 원으로 2007년 대비 약 5.76배 증가하였다.

제2절 현금지원사업 효과 검토의 이론적 배경

1. 조작적 조건 형성

2000년대에 행동경제학이 전면적으로 등장하기 이전에도 교육학, 심리학, 사회학, 공중보건학 차원에서 행동 수정의 원리에 대한 논의는 지속적으로 발전되어 왔다. 대표적으로 Skinner(1953)는 조작적 조건 형성(Operant Conditioning) 이론을 통해 행동 수정 이론에 크게 기여하였는데, 이는 고전적 조건 형성 이론과 달리 행동이 그 결과에 따라 강화되거나 약화된다는 원리로, 여기서 ‘결과’는 강화(reinforcement) 혹은 처벌(punishment)이 해당되고, 이때 강화 스케줄(reinforcement schedule)의 전략적 활용도 함께 제안하였다. 이를 통해 다음과 같이 바람직한(목표로 하는) 행동과 대상자의 선호 혹은 그 결과에 따른 개입 전략을 매트릭스로 구성할 수 있다(〈표 2-1〉). 여기서 (i) 선호되는 결과(‘Pleasant’)에 대한 긍정적 강화 전략(‘Positive reinforcement’)의 장점은 대상 집단이 더 쉽게 받아들일 수 있다는 점이고, (ii) 금지 전략(‘Restrict’)의 시행에는 일반적으로 강화 전략의 시행보다 더 많은 시간과 노력이 필요하며(예: 금연 사업), (iii) 긍정적인 강화 정책을 실행하는 주체 및 관련 절차는 개인의 자유를 위협할 가능성이 작고, (iv) 개입된 특정 상황 이외의 상황에서도 행동에 영향을 미칠 가능성이 더 높으며, (v) 특정 프로그램이 종료된 후에도 개인의 행동에 계속 영향을 미칠 가능성이 더 높다(Elder, 1987).

이러한 Skinner의 이론이 이후 실제 적용에 있어 성공적 모델로 평가받게 되면서 이것은 쓰레기 투기, 과도한 에너지 소비, 노동생산성 저하, 공중보건정책, 지역사회 문제와 같이 점차 더 큰 규모의 문제에 적용되기

시작하였다(Elder, 1987). 예를 들면, 안전벨트 사용을 증가를 통한 사고 예방, 교통안전법 준수, 화재로 인한 사망 예방과 같은 산업 보건 분야, 그리고 청소년 흡연 예방을 위한 교육, 대규모 금연 노력을 위한 복권 활용, 식당과 식료품점에서 건강한 음식 선택을 늘리기 위한 정책 수단, 기타 심장병 및 암 관련 행동 요인 교정 등 만성 질환 예방에도 활용되었다.

〈표 2-1〉 선호되는 결과의 방향과 특성에 따른 행동 절차(behavioral procedures)의 분류

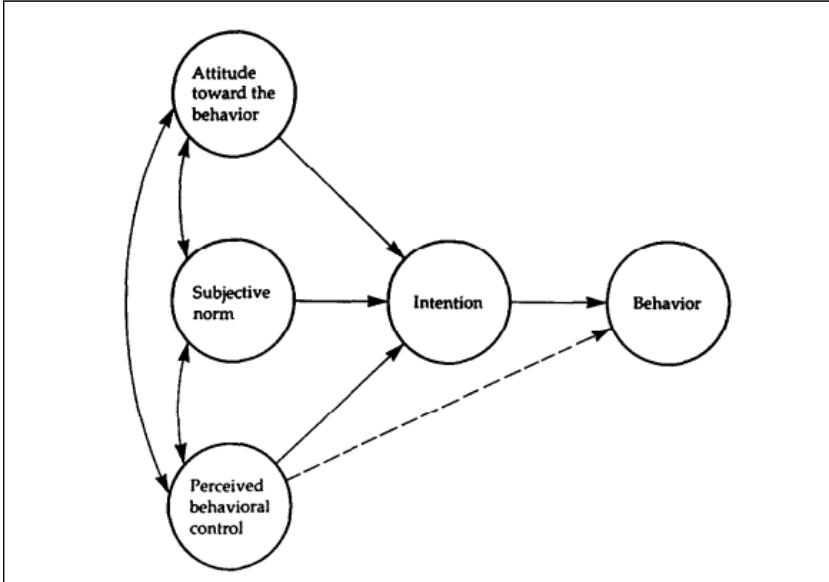
Nature of consequence	Desired outcome	
	Increase, Expand, Maintain, Develop	Decrease, Restrict
Pleasant	Positive reinforcement and barrier reduction	Differential reinforcement of other behaviors or low rates of behavior
Unpleasant	Negative reinforcement	Punishment, response cost, response prevention

출처: Elder, 1987, p.337, Table 1.

2. 계획된 행동 이론과 통합 행동 모형

한편, Ajzen & Fishbein(1980)은 개인의 행동이 주로 개인의 의도에 의해 결정된다고 보는 ‘합리적 행동 이론(Theory of Reasoned Action)’을 제시하였고, 여기서 개인의 의도는 ‘특정 행위에 대한 태도’와 ‘주관적 규범’에 의해 형성된다. 다만 이 이론은 개인이 자신의 의도를 행위를 통해 실현할 때 예상치 않은 장애물이나 자원의 부족 등에 직면하게 되는 문제가 반영되지 않았기에 활용도, 즉 예측 능력이 떨어진다는 비판을 받았고, Ajzen(1991)은 ‘행동 제약에 대한 인식’을 여기에 추가하여 ‘계획된 행동 이론(Theory of Planned Behavior)’을 발표하였다(박홍식, 2005, 다음 그림 참조).

[그림 2-2] Theory of planned behavior



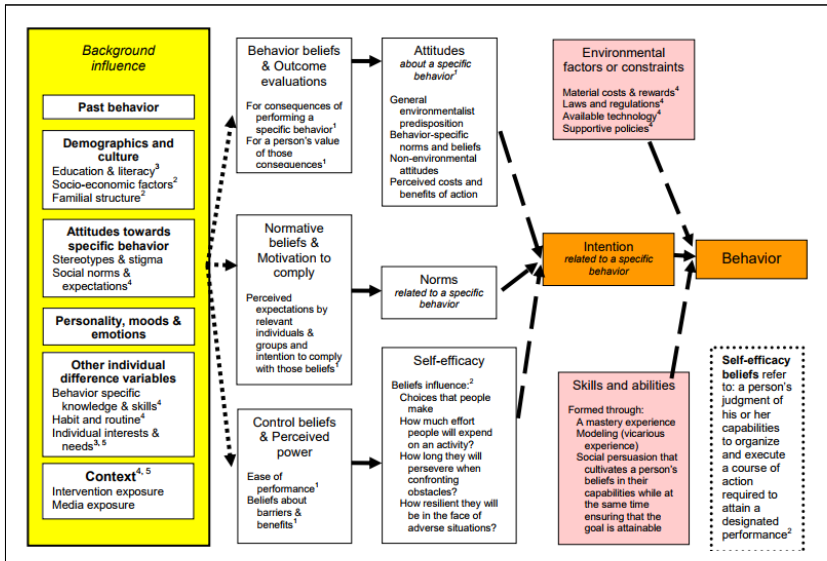
출처: Ajzen, 1991.

이후 Fishbein & Cappella(2006)는 계획된 행동 이론을 확장했는데, 행동 변화에 중요한 것으로 알려진 추가 정보를 통합하여 '통합 행동 모델(Integrative Model of Behavior)'을 제시하였다([그림 2-3]).

이 모델을 통해 저자들은 “특정 행동을 수행하려는 강한 의도(intention)가 있고, 행동을 수행하는 데 필요한 기술과 능력이 있으며, 행동 수행을 방해하는 환경적 또는 기타 제약이 없는 경우 어떤 행동이 발생할 가능성이 가장 높다”고 강조하였다. 즉, 통합 행동 모델에 따르면, 행동의 역동적인 특성을 고려하여, 개인의 과거 행동이나 문화, 성격, 감정, 특정 개념이나 아이디어를 접해본 경험과 같은 개인적 배경 요인이 개인의 행동에 대한 신념, 타인의 신념에 대한 신념, 행동 수행 능력에 대한 신념의 형성에 중요한 영향을 미친다. 이에 더하여 환경적 요인이나

개인의 기능(skills)·능력과 같은 요소들이 의도(intention)가 실제 행동(behavior)으로 전환되는 데 영향을 줄 수 있다.

[그림 2-3] An Integrative Model of Behavior



출처: Fishbein & Cappella, 2006; Changing Public Behavior National Facilitation Project, University of Wisconsin Extension, 2009.에서 재인용

3. 개입의 효과성 제고를 위한 조건

개인의 행동을 변화시키기 위한 개입에 있어 특정한 개입의 효과는 가변적이고, 그러한 변이를 설명하는 요인에 대해서는 완전히 이해하기 어려운 것이 사실이다. 효과와 변화의 원인 및 그 메커니즘에 대한 근거는 느린 속도로 축적되고 있고, 효과적이지 않은 기법은 계속 사용되는 반면, 효과적인 기법은 활용 가능성이 낮거나 쉽게 복제하기 어려우며 그 메커니즘이 제대로 이해되지 못하는 경향도 있다(Michie & Johnston,

2012).

이러한 상황에서 개입의 효과성 제고를 위해 강조되는 두 가지 사항은, 첫째, 보상이나 처벌의 기준이 되는 행동 ‘결과’의 명확성, 즉 관찰 가능성 또는 행동의 산물이나 효과가 직접적이어야 한다는 것이다(Elder, 1987; Michie & Johnston, 2012). 즉, 직접적이고 객관적으로 측정할 수 있는 인간 활동(예: 적절한 반응의 빈도나 비율, 반응의 지속 시간, 반응의 산물)은 행동 수정의 우선적 관심 대상이지만, 가상의 개념(예: ‘건강 관련’ 태도나 ‘가치’에 관한 해석적 진술)이나 상대적으로 주관적인 지표는 적절하지 않다고 볼 수 있다(Elder, 1987).

둘째, 과학적 실험과 마찬가지로 행동 수정(개입)은 결과로서 나타나는 개인의 어떠한 행동이 행동의 선행 또는 후행 환경 사건의 ‘함수’라는 가정을 기반으로 한다(Elder, 1987). 즉, 개입을 통한 실제 행동 변화에 있어 이론적 메커니즘을 연결하여 그 인과관계를 분명히 하는 것(Michie & Johnston, 2012)이 필요하다. Michie & Johnston(2012)은 이를 통해 개입의 효과를 결정하는 직접적 ‘활성 요소(active ingredients)’를 파악하고, 이를 활용해 개입을 복제할 수 있도록 하는 데 개념적, 방법론적 발전이 시급히 필요하다고 강조한 바 있다.

4. 행동경제학의 대두

고전 경제학의 프레임을 넘어 행동경제학의 기초를 닦은 Daniel Kahneman은 1979년 위험에 따른 의사결정을 설명하는 모델로서 기대 효용 이론을 비판하면서 기존 위험 회피 성향을 한계 가치(marginal value) 감소로 설명하고, 기준점(adaption level), 민감도 체감성(diminishing sensitivity), 손실 회피 등 인간의 인지적 특징들을 추가

하여 ‘전망 이론(Prospect theory)’이라는 대안을 제시하였다(Kahneman & Tversky, 1979). 이에 대해 간단히 설명하면, 불확실성 하에서, 즉 위험한 결과가 전망되는 중 이루어지는 선택은 기존 효용 이론의 기본 원칙과 일치하지 않을 수 있다. 예를 들어, 개인은 확률적으로 가능한(probable) 결과보다는 확실한(certain) 결과 쪽에 더 무게를 두는데, 이러한 “확실성 효과(certainty effect)”는 확실한 이득이 있는 선택에서는 위험 회피, 확실한 손실이 있는 선택에서는 위험 추구에 기여하게 된다. 또한, “고립 효과(isolation effect)”로 명명한 경향은 동일한 선택지가 다른 형태로 제시될 때 일관되지 않은 선호로 이어지게 되는 결과를 보이기도 한다. 이러한 내용들에 기반하여 Kahneman과 Tversky는 최종적 재산이 아닌 이익(gains)과 손실(losses)에 가치를 부여하고, 결과에 부여하는 가중치로서 결정 가중치(decision weights)를, 기존의 확률(probabilities)을 대체하는 대안적 선택 이론을 개발하였다. 결과적으로 가치 함수(value function)는 이익에 대해서는 오목하고 손실에 대해서는 볼록하며 일반적으로 이익보다 손실에 대해 더 가파르게 변화한다. 그리고 최근에는 이러한 행동경제학의 관점에서 이전의 경제적 이론에 의해 설명되지 않은 결과(현상)와 관련된 정책의 효과성과 영향이 재평가되고 있다.

한편, Behavioural Economics Team of the Australian Government(2019)에서는 현금지원사업을 추진할 때, 관련성이 높은 행동 개념(behavioral concepts), 심리적 편향 등을 다음과 같이 제시한 바 있다.⁵⁾ 첫 번째는 내재적 동기의 중요성을 들 수 있다. 내재적 동기는 습관 형성을 장려하는 강력한 방법으로, 처음에는 어려울 수 있는 행

5) 현금지원사업의 효과와 관련한 주요 행동 개념에 대한 이하 설명은 Behavioural Economics Team of the Australian Government(2019)에서 발췌하여 요약한 것임. 따라서 이하 설명 중 인용된 사항들은 위 문서의 참고문헌들을 재인용한 것임.

동을 지속할 수 있게 하는 장기적인 태도 변화와 습관 형성을 의미한다(Wolf et al., 2013). 벌금이나 위협과 같은 외재적 동기가 아닌 내재적 동기를 지원하는 접근 방식을 사용하면 대상자의 행동에 더 강력하고 지속적인 변화를 가져올 수 있다.

두 번째로는 내재적 동기를 구축하기 위한 한 가지 접근 방식으로, 자기효능감 이론을 들 수 있다. 즉, 목표를 달성하기 위해 시도하고 성취하는 행위가 미래의 목표 달성에 대한 동기를 향상시킬 수 있다고 보는 것이다(Bandura, 1982). 이와 관련하여 조건부 현금 이전 사업의 구조와 인센티브를 고려할 때, 큰 목표를 더 작고 빈번한 행동으로 세분화하는 것이 내재적 동기를 구축하는 데 더 효과적일 수 있다(Wolf et al., 2013). 즉, 크고 먼 목표보다는 작고 쉽게 달성할 수 있는 여러 개의 목표가 행동 변화를 장려하고 동기를 높이는 데 더 효과적일 수 있다. 같은 맥락에서, 대상자가 행동 변화를 ‘내면화’하기 위해 유능감, 자율성, 사회적 유대감을 느낄 수 있도록 조건을 설계한다면(Deci & Ryan, 2000), 이러한 내면화는 처음에는 외적 요인에 의해 시작되더라도 내재적으로 동기가 부여된 행동 변화로 이어질 수 있다.

세 번째로는 현재 편향을 들 수 있다. 이는 개인에게 있어 미래 할인율이 높아 (예를 들어 저소득층의 자산형성 사업에서) 장애가 되는 요소가 될 수 있는데, 이 경우 만기 전 해지(인출)가 불가한 조건을 두는 것이 현재 편향 극복에 도움이 될 수 있다.

다음으로는 정신적 회계(mental accounting) 개념이다. 월급을 통해 같은 금액을 벌었을 때보다 환급금과 같은 예상치 못한 ‘횡재’를 경험하면 더 많은 돈을 지출할 가능성이 더 높다는 것이다(Thaler, 1985). 예상치 못한 수입이 다른 정신적 계정(예: ‘재미’)에 ‘할당’되기 때문에 이 돈을 저축하거나 장기적인 이익이 있는 곳에 쓰기보다는 오늘 당장 소비하

거나 유혹적인 구매에 사용하려는 경향이 더 강해질 수 있다. 이와 관련해 모로코에서는 학령기 자녀를 둔 부모에게 현금지원사업을 시행하였는데, 이를 ‘교육’에 사용하도록 명시적으로 표시(labelled)하여 지급하였다. 이때 부모가 가계 예산의 다른 부분과는 별도의 ‘정신적 계좌’에 자금을 할당하는 데 도움이 되었을 수 있다. 또 Benhassine et al.(2013)에 따르면, 라벨링 프로그램(labeled cash transfer)을 적용한 집단의 출석률이 통제집단에 비해 7.4%p 더 높았다(=결석률 30% 감소).

사회적 규범(social norms) 또한 개인의 행태에 영향을 미치는 주요한 요인이다. 사회 규범은 ‘적절한’ 행동을 지시하며, 한 집단 내에 존재하는 행동 기대치 또는 규칙으로 정의된다(Cialdini & Trost, 1998). 이러한 신념은 다수가 어떻게 행동할지에 대한 강력한 가정을 알려주며, 따라서 집단에 따라 행동하는 개인의 행동을 유도한다. 사회 규범은 개인이 이를 준수하지 않을 경우 사회적 불이익(예: 배제)을 받거나 준수함으로써 사회적 이점(예: 인기와 존경)을 얻을 수 있기 때문에 강력한 힘을 발휘할 수 있다(Ostrom, 2000). 예를 들어, 과테말라의 경우 다음과 같이 사회적으로 규범화된 메시지가 담긴 편지로 소득세의 적시 납부를 늘리는 데 효과를 거둔 바 있다.

“저희 기록에 따르면 과테말라 국민의 64.5%가 2013년 소득세를 제 때 신고했습니다. 여러분은 아직 소득세를 신고하지 않은 소수의 과테말라인에 속합니다.”

즉, 단순히 개인과 집단을 비교하고 다수와의 편차를 지적하는 것만으로도 대상자에 대해 평균보다 48% 높은 비율로 세금을 납부하게 하는 효과를 거두었다(Kettle et al., 2016).

또한 빈곤, 혹은 가용한 자원의 희소성 상태는 개인의 인지적 대역폭에 영향을 미쳐 빈곤층의 유연한 의사결정을 더욱 어렵게 만들 수 있다(Mani et al., 2013). 일반적인 (조건부) 현금지원사업의 맥락에서 대상자(빈곤층)는 정보를 쉽게 이해하거나 어떤 행동을 하기 위해, 혹은 어떤 의사결정을 하는 데 책임을 질 수 있는 위치에 있지 않을 수 있기 때문에(Shah et al., 2015), 급여 수급을 위한 조건이 더 쉽고 유연하게 설계되어 있으면 해당 프로그램의 성과 달성 가능성이 높아질 수 있다(Shah et al., 2012). 예를 들어, 건강습관 개선을 조건으로 하는 사업에서, 진료나 검진 예약 시간을 특정 시점으로 한정하지 않고 몇 개의 시점에 이용 가능하도록 설계하는 방식이 이에 해당한다. 이때 대상자에게 제공되는 정보는 가능한 한 명확하고 실행 가능한 것이어야 하며, 수혜자가 주어진 정보를 이해하기 위해 노력해야 할수록 인지적 부담이 더 커질 수 있다. 의무적인 조건은 요구되는 행동을 수행하기 어렵게 만들 수 있기 때문에 해당 프로그램이 목적으로 하는 행위(조건)를 가능한 한 단순화하여 대상자가 해당 행위에 집중할 수 있도록 유도할 수 있다. 이외에도 현상 유지 편향, 손실 회피성, 앵커링 효과와 같은 심리적 편향이 특정한 자극이나 보상에 대한 개인의 행태에 영향을 미칠 수 있다.

Davis et al.(2015)에서 확인된 바에 따르면, 1960년부터 2012년까지 발표된 행동 수정 이론(behavior change theory)을 적용한 실증 연구들 중에서 가장 많이 인용된 이론은 범이론적 행동 변화 단계 모형(Transtheoretical/Stages of Change Model, Prochaska & DiClemente(1983)), 계획된 행동 이론(Theory of Planned Behaviour/Reasoned Action, Ajzen(1985)), 사회인지 이론(Social Cognitive Theory, Bandura (1986)), 정보-동기-행동기술 모델(Information-Motivation-Behavioural(IMB) Skills Model,

Fisher(1992)) 등이었다.

한편 행동경제학적 관점에서 실증분석을 통해 주요 사회보장 사업의 개선 방안을 도출한 연구인 Chetty(2015)는 행동경제학이 공공정책에 기여할 수 있는 세 가지 방법으로 (i) 새로운 정책 도구의 제공, (ii) 기존 정책의 효과에 대한 예측 개선, (iii) 사회보장예의 새로운 함의 창출을 제시할 수 있다고 보았다. 그리고 각각의 방식에 대해 실증분석을 수행하였는데, (i) 새로운 정책 도구의 제공에 있어서는 미국 연방 정부의 401(k) 및 IRA 계좌의 은퇴 저축 보조금 사업에 대해 수동적 선택의 행동 모델에 의해 동기를 부여하는, 일종의 자동 가입(default) 플랜과 같은 “넛지”(Thaler & Sunstein, 2008)를 제안하였다. (ii) 기존 정책의 영향 예측과 관련해서는 근로소득세 공제(EITC)가 가계의 노동 공급 결정에 미치는 영향 예측에 있어 지역별 신청자의 밀집도 차이가 제도에 대한 지역 간 정보(지식)의 차이를 유발한다는 아이디어를 활용하였다. 이러한 결과는 EITC에 대한 인식을 직접 조작할 수 없더라도 지역별·영역별 정보의 차이가 기존 인센티브의 효과를 설명하는 데 유용하다는 것을 보였다.

(iii) 사회보장예의 새로운 함의 창출에 대해서는, 저소득층의 거주지역 선택을 변화시키는 것을 목표로 하는 주택 바우처 사업을 대상으로 하였다. 저자는 아동에게 훨씬 더 나은 결과(outcomes)를 보장하면서도 주거비가 높지 않은 일부 지역이 있는데, 신고전학파 모델은 외부효과를 제외하고는 정부가 이에 개입할 이유가 없다고 하지만 행동주의 모델에서는 자녀의 삶의 수준을 개선할 수 있는 지역으로 이사하도록 가족을 독려하는 정책이 요구된다(더 적절함)고 하였다.



제3장

사업 효과 분석 (1) 출산 결정요인과 출산장려금의 영향

제1절 출산에 대한 의사결정 모형

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과 및 시사점

제3장

사업 효과 분석 (1) 출산 결정요인과 출산장려금의 영향

제1절 출산에 대한 의사결정 모형

1. 이론적 배경

자녀를 일종의 재화로 간주하여 그 수요를 결정하는 경제학적 프레임 워크로서 Gary Becker의 일련의 연구들에 따르면, 개인의 효용은 다음과 같이 자녀와 그 외 재화(Z)의 소비를 통해 결정된다. 자녀를 통한 효용은 그 양(n)뿐만 아니라 질(q)에 의해 영향을 받고, 부부는 일정한 예산 제약($p_c q n + \pi_z Z = I$)하에서 자녀의 수를 줄이면 그에 대한 지출을 늘려 질을 높일 수 있다(Becker, 1993).

$$U = U(n, q, Z)$$

이렇게 부부의 평생 효용을 극대화하는 모형에서 결정되는 자녀 수(n)는 개인의 소득뿐만 아니라 자녀의 수에 대한 비용과 질에 대한 비용, 기타 재화의 가격에 의해 영향을 받는다. 이때 일반적인 재화와 같이 자녀에 대한 수요에 있어서도 소득효과와 대체효과가 나타나는데, 예를 들어 소득이 일정한 상태에서 자녀 소비(출산)로 인한 비용이 늘어나거나 기타 재화의 가격이 상승할 경우에는 그 수요(n)가 줄어들 것이고, 소득이 증가하면 n 과 q , n 과 Z , q 와 Z 의 대체탄력성에 따라 자녀의 수가 결정될

것이다. 여기서 자녀 출산과 양육에 따르는 비용에는 시장 재화에 대한 지출이나 자녀에 대한 정부 지원금 등 금전적 항목뿐만 아니라 부모의 시간 가치 같은 암묵적 비용(기회비용)이 포함된다. 기존의 이론에 따르면, 도시지역이나 고소득 국가들에서 소득수준과 출산율이 반비례하는 데에는 여성의 경제활동 참여 증가로 인한 자녀 출산·양육 비용의 증가가 그 원인으로 꼽혔다. 그러나 Becker는 소득에 따른 자녀의 수(quantity)와 질(quality) 간의 관계가 자녀 양육 비용을 상승시킨 주요한 원인으로, 자녀 수에 대한 소득 탄력성에 비해 자녀의 질에 대한 소득 탄력성이 더 크기 때문이라고 설명한다(Becker, 1981).

본 연구의 목적은 실증분석을 통해 가구의 출산 결정에 출산장려금과 같은 공적 이전의 영향이 있었느냐, 다른 요인들과 비교하였을 때 그 영향력은 상대적으로 어떠한가를 파악하는 데 있다. 이를 위해서는 출산이 완료된 가구의 총 자녀 수 결정 요인을 분석하는 방법, 혼인 후 특정 순서의 자녀 출산 시까지 걸리는 기간을 종속변수로 하는 방법, 기간별 자녀 출산 여부를 종속변수로 하여 그에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 방법 등을 생각할 수 있다. 먼저 출산이 완료된 가구들을 대상으로 총 자녀 수를 종속변수로 하는 방식은 장기간의 추적 조사를 필요로 하는데, 현재 가용한 서베이(패널) 자료로는 충분한 관측치를 확보하기 어렵다는 현실적인 어려움이 있다.

두 번째로 혼인 후 출산 시까지 소요되는 기간이나 연간 출산 여부를 종속변수로 하는 방안을 생각해 볼 수 있다. 이와 관련하여 Happel et al.(1984)의 이론적 틀을 살펴보면, 부모의 효용은 다음 식과 같이 자녀 이외의 재화 소비를 통한 효용($U(c)$)과 자녀를 통한 효용($V(N)$)의 합으로 나타낼 수 있다. 소비를 통한 효용은 혼인 시점($t=0$) 이후 기간별 효용의 합계로 나타내며, 자녀를 통한 생애 총효용은 유효 자녀 수(N)에 의해

결정된다.

$$W = \int_0^L U\{c(t)\} dt + V(N)$$

부부는 혼인 시점에 여성의 연령과 혼인 기간에 출산할 총 자녀 수를 고려하여 첫째 자녀를 출산할 시기(T)를 결정한다. 이때 부부는 불임이나 유·사산 등의 위험에서 자유롭고 가족계획을 세워 이를 완벽하게 실현할 수 있다고 가정한다. 유효 자녀 수(N)는 자녀의 수와 질이 함께 고려되는데, 자녀의 질에 대한 비용의 시기별 지출 수준($\{e(0), e(\mu)\}$)은 미리 결정되어 있으면서 첫째 자녀 출산 시기(T)에 영향을 받지 않는다(predetermined).

한편, 가구의 수입은 부부 각자의 임금으로 구성된다. 남편의 일자리는 지속적으로 유지되고 임금은 시간에 따라 점증하는 반면, 아내의 임금은 출산, 양육 기간에 따라 변화가 있다고 가정한다. 따라서 기간별 가구의 예산제약은 남편의 임금($x(t)$)과 아내의 임금(y)의 합에서 자녀 양육 비용(e)이 제외되며, 이를 반영하였을 때 가구의 효용은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \max W(T) = & \int_0^T U\{x(t) + y\} dt + \int_T^{T+\tau} U\{x(t) - e(t - T)\} dt \\ & + \int_{T+\tau}^{T+\mu} U\{x(t) + y - e(t - T)\} dt + \int_{T+\mu}^L U\{x(t) + y\} dt \end{aligned}$$

즉, 혼인 시점($t=0$)부터 첫째 자녀 출산 시(T)까지는 부부 각자의 임금이 그대로 반영되고, 첫째 출산 이후부터 자녀 양육을 위해 다시 일자리에 복귀하기 전($T+\tau$)까지는 남편의 임금만을 소득으로 하고 자녀 양육

비용이 지출된다. 아내가 노동시장에 복귀하고 자녀 양육을 계속하는 동안($T+\mu$)에는 아내의 임금이 소득에 추가되고, 양육이 종료된 이후에는 부부의 임금이 모두 자신들을 위한 소비에 사용된다.

이와 같은 생애 소득-소비 프로파일에 따라 부부는 효용 극대화를 위해 소비 평활화 차원에서 첫째 자녀의 출산 시기를 결정할 것이다. (사실상 자본시장의 불완전성을 전제한다면 자녀 출산 시기를 최대한 늦추는 것이 최적의 선택이 된다.) 즉, 모형에 따르면, 첫째 자녀의 출산 시기는 다음 식과 같이 남편의 생애 임금과 아내의 기간별 임금 프로파일, 자녀 양육 비용과 모(母)의 일자리 복귀 시점 및 총 양육 기간의 함수로 나타낼 수 있으며, 부부는 가급적 기간별 소비 변동의 폭이 작아지도록 그 시기를 선택할 것이다.

$$T^* = f(x(t), y, e, \tau, \mu)$$

다시 말해, 혼인 후 자녀 출산 시기 결정에 있어서는 출산을 계획하는 당시 부부의 일자리와 임금 전망, (자녀의 질을 높이기 위해) 자녀가 장성할 때까지 예상되는 지출이 고려된다는 것이다. 본 연구에서는 이와 같은 이론적 배경을 기초로, 비교적 장기간 조사가 이루어진 한국노동패널을 활용하여 가임기 여성의 연간 출산 여부에 대해 임신 당시 부부의 생애 소득 전망(근로소득 및 자산)과 일자리 특성, 아동에 대한 공적 이전(출산 장려금), 자녀 양육 비용과 출생 순서, 기타 가구 특성을 통제했을 때, 각 조사 시점에 출산을 한 커플과 그렇지 않은 커플이 출산을 계획할 당시에 어떤 차이가 있었는지, 그리고 그 차이가 출산 여부에 영향을 미쳤는지 살펴보고자 한다.

2. 출산장려금의 효과에 대한 기존 연구 결과

본 연구에서 관심을 두고 있는 출산장려금의 영향에 대해 이론적으로는 출산장려금의 규모와 지원 기간에 따라 효과가 달라질 수 있는데, 예를 들어 규모가 그리 크지 않은 일시적 소득 충격은 출산 결정에 큰 영향을 주지 않을 것이라고 예상할 수 있다. 반면 비교적 장기간에 대해 양육비 지원 성격으로 출산장려금이 지급된다면 가구에서 당초 계획했던 출산할 자녀의 수를 증가시키거나 출산 시기를 앞당기는 효과를 가져올 수도 있을 것이다.

먼저, 국외의 연구들을 살펴보면(부표 1), 출산장려금의 도입은 출산율을 증가시키는 효과가 확인되었으나 그 효과는 시간이 지남에 따라 변화할 수 있으며, 장려금의 금액과 수급 조건에 따라 달라진다(González & Trommlerová, 2022; Boccuzzo et al., 2008). 특히, 출산장려금이 도입된 후 아동이 있는 가구에서 출산율이 증가하며, 장려금의 금액이 많아질수록 출산율의 증가 폭도 커지는 경향을 보였다(Milligan, 2005; Ang, 2015). 또한 장려금 도입 후 초기에는 출산율이 증가하다가 시간이 지남에 따라 효과가 감소하는 경우도 있었는데, 호주의 연구에서는 장려금 도입 후 1~2년 동안 출산율이 증가하지만, 4년째부터는 감소한다고 보고된 바 있다(Sinclair et al., 2012; Lain et al., 2009).

또한 Lain et al.(2009)에서는 해당 정책이 첫 출산보다는 두 번째, 세 번째 또는 그 이후 출산에 더 큰 영향을 미쳤다. 그리고 이렇게 효과가 나타나는 기간이 다른 것은 정책 변경 직후 출산율이 일시적으로 상승하는 현상이 특별히 취약계층에 국한되어 나타날 가능성이 높기 때문이라고 설명하기도 하였다. 결국 이러한 단기적인 출산율의 증가는 장기적인 총 출생아 수의 증가로 이어지지 않을 수 있다는 것을 의미하며(Tempo effect), 이는 부부가 궁극적으로 가지게 될 자녀 수는 동일하지만 장려금에

의해 단순히 출산 시점을 조정한다는 것이다.

한편 기존의 국내 실증 연구 결과들을 살펴보면(부표 2), 먼저, 출산장려금 정책 도입 초기와 장려금의 규모가 클 경우 그 효과가 비교적 뚜렷하게 나타났다. 이명석 외(2011)와 박창우·송헌재(2014)에서는 전국의 기초자치단체에 대해 각각 2005~2009년, 2010년의 출산장려금의 효과를 이중차분 분석으로 추정한 결과, 지자체의 합계출산율에 유의한 영향이 있었다. 이후 2000~2016년 충청지역의 28개 기초자치단체를 대상으로 한 연구(김우영·이정만, 2018)에서도 같은 결과를 보였다. 반면 김현숙(2021)은 전년도 출산율을 독립변수로 포함한 동적 패널 모형(GMM)을 추정하였는데, 분석 결과 출산율이 급격히 하락하기 시작한 2016년 이후로는 출산장려금이 유배우 출산율에 유의한 영향이 없었다. 그러나 이철희·이소영(2022)에 따르면, 장려금의 규모가 어느 정도 클 경우에는 그 효과가 최근에도 여전히 유의하였다. 즉, 출산장려금이 생애 소득 관점에서 의미 있는 규모일 때는 그 효과가 유의하게 나타난다고 볼 수 있다.

출산장려금의 효과가 지역별로 다른 결과를 보이기도 하는데, 예를 들어 서울시 25개 자치구를 대상으로 한 연구(석호원, 2011)에서는 장려금 도입이 차년도의 합계출산율과 출생아 수, 연령별 출산율에 아무런 영향이 없었다. 이러한 결과는 지원금의 규모의 차이에서 비롯된 결과이거나 거주지역에 따라 인식되는 자녀 양육 비용의 차이와 연관이 있을 것으로 생각된다. 예를 들어, 최혜진 외(2023)는 전국 지자체를 대상으로 2012~2022년의 기간에 장려금 규모가 큰 곳을 처치 지역으로, 작은 곳을 통제 지역으로 설정하여 합성통제기법을 사용하여 효과를 추정하였는데, 결과는 지원금 수준이 높거나 중소도시·농어촌 지역에서만 합계출산율 제고 효과가 단기에 높은 경향을 보였다. 또한 안정혜·유동우(2019)에서는 2010~2017년 7개 광역시·도의 기초자치단체를 대상으로 둘째 출산장려금의 효과를 분석하였는데, 출산장려금은 둘째 출생아 수와 양

(+)의 상관관계를 보이지만 보육 여건이나 일자리, 거주비용 등 미래 불확실성 요인을 고려하면 장려금의 추정계수가 더 이상 유의하지 않았다.

한편 이철희(2022)는 2002~2017년의 기간에 자녀 양육을 위한 현금 지원과 보육지원 정책의 영향이 소득계층별로 차이가 있었는지 분석하였다. 그 결과 관련 정책이 소득 중상위층(3~4분위 직장가입자 및 피부양자)의 출산에 상대적으로 강한 영향을 미쳤다고 보고하였다. 즉, 자녀 양육을 위한 소득 기반이 갖추어진 중상위계층은 정부의 출산 장려 정책에 더욱 쉽게 반응할 수 있을 것으로 예상된다(이철희, 2022).

또한 출산장려금의 효과는 출생 순위에 따라 다르게 나타날 수 있다. 박창우·송헌재(2014)에 따르면, 출산장려금이 첫째와 둘째 출생아 수 증가에는 유의한 영향이 있었지만 셋째 출생아 수에는 영향이 없었다. 이철희·이소영(2022)에서는 첫째 자녀 출산에 대한 영향이 가장 컸고, 출생 순위가 내려가면서 그 효과가 줄어들었다. 이는 아마도 우리나라에서 평균적으로 가구의 생애 소득 전망에 따른 생애(최적) 총 자녀 수가 많지 않은 상황이라면(예를 들어 2~3명), 그 한계를 초과하는 자녀 출산을 유도하기 위해서는 더 큰 규모의 소득 증가가 전제되어야 함을 시사한다.

〈부표 1〉, 〈부표 2〉는 출산장려금의 효과에 대한 주요 선행연구의 개요를 정리한 것이다. 국내 선행연구 결과들은 〈부표 2〉에 정리하였는데, 국내 연구들은 대부분 지역 단위에서 사업의 효과를 분석하였으며, 인구 이동의 영향이나 장려금 확대와 출산을 변화에 역 인과관계 가능성 등이 제기된 바도 있다. 본 연구는 가구 단위의 분석을 통해 출산을 결정할 때 정책 변수(출산장려금)의 효과가 어떠한지 살펴보고자 하며, 출산 결정이 임신 당시에 전망되는 생애 소득 프로파일에 의거한다는 점에 기초하여 그와 관련한 가구의 주요한 특성과 정책의 효과를 비교해보고자 한다.

제2절 분석 방법

본 연구에서는 가임기 유배우 여성의 출산 결정 요인을 분석하기 위해 한국노동패널 자료 3~25차 자료를 활용하였다. 종속변수는 15~49세의 가임기 유배우 여성의 연간 출산 여부 및 연간 자녀 수이며, 자녀 출산 시기와 출생 순서는 가구원의 출생연도를 이용해 파악하였다. 조사 기간 중 출산이 1회 이상 관측되면서 당시 가구 및 개인의 상태가 조사된 관측치를 분석에 포함하고, 무자녀 가구 또한 비교 대상으로 포함하였다. 추정치의 일관성을 위해서는 출산을 완료한 가구에 대해 각 출산 시기마다 가구 및 개인의 상태 변수의 영향을 추정하는 것이 이상적이다. 그러나 자녀가 있지만 출산이 완료된 후 조사에 참여하기 시작하여 출산 당시 상황을 파악할 수 없는 경우는 분석에서 제외하였고, 재혼 등 혼인상태에 변화가 있는 가구도 제외하였다. 또한 신혼부부 중 출산을 아직 시작하지 않은 가구도 분석에서 제외하였는데, 즉 조사에 참여한 기간이 혼인 후 2년 내로 현재는 무자녀 상태이지만 가까운 시일에 자녀를 출산할 가능성이 비교적 높은 가구는 제외하였다. 또한 극빈층의 경우 출산 결정 요인과 공적 이전에 대한 반응에 일반가구의 패턴과 차이가 있을 것으로 판단되어 맞춤형 급여 수급 가구는 분석에서 제외하였다.

이와 같은 관측치들을 대상으로 다음 식과 같이 연간 출산 여부 및 현재 자녀 수를 종속변수로, 임신 및 출산과 관련이 있는 가구 및 개인 특성을 설명변수로 하는 모형을 추정하였다.

$$y_{it} = \alpha + M\beta + F\gamma + H\delta + \eta D_{it} + \theta f(hinc_{it}, r_{it}) + \lambda_t + u_i + e_{it}$$

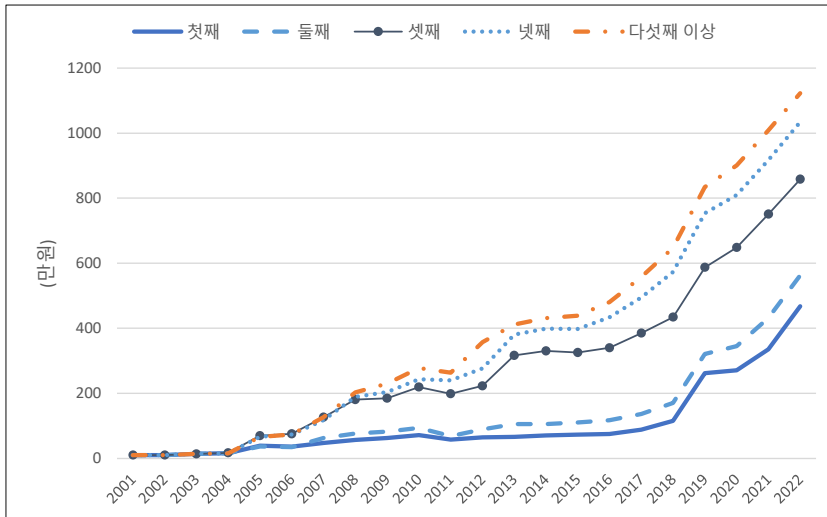
설명변수는 여성(F) 및 남성(M)의 연령, 교육수준과 임신 당시($t-1$) 근

로소득 수준, 종사상지위 같은 노동시장 관련 지표를 포함하였다. 여성의 임신 전 임금수준에 그의 생산성이 충분히 반영되어 있다면 이것이 생애 소득 전망의 대리변수가 될 수 있을 것이고, 교육수준 또한 개인의 생산성을 잘 나타낼 수 있는 변수라고 할 수 있다. 개인 데이터에서 임금은 작년 세후 총근로소득을 의미하는데, 분석 시에는 임신을 계획할 당시 소득의 영향이 파악되어야 하므로 한 해 전의 응답값을 활용하였다. 또한 임신 전 노동시장에서 지위는 향후 소득 전망을 결정하는 주요한 요인으로, '종사상지위'는 현재 주된 일자리에서 종사상지위와 비정규직의 고용안정성 문항을 활용해서 분류하였다. 분석에서 종사상지위는 미취업자, 취업자 중 고용 안정성이 보장되는 임금근로자와 고용주 및 자영자, 그리고 불안정 임금근로자(고용안정성이 보장되지 않는 임시, 일용직 및 무급가족종사자)로 구분하였고 분석에는 전년도 값을 활용하였다. 분석 시에는 부부의 교육수준, 임신 전 임금수준과 종사상지위 이 세 가지 변수를 교차 포함하여 그 영향을 비교해 보고자 한다.

H 는 임신 당시($t-1$) 가구 소득 대비 주거비 부담, 기존 자녀 수 같은 가구 특성에 대한 변수들의 벡터이고, 모형에는 시간(연도) 고정효과가 포함된다. 가구 소득 대비 주거비 부담은 배호중(2019)을 참고하여 산출하였고, 가구의 연간 경상소득 대비 '(연간 월세 부담+임대보증금의 10%)'의 비율을 의미한다. 자가를 보유한 가구의 주거비 부담은 0으로 간주하였고, 해당 변수가 자산 형성을 통한 가구의 생애 소비 평활화 차원에서, 혹은 거주 여건 보장이라는 차원에서 출산에 유의한 영향이 있는지 살펴 보고자 한다. 출산 시점(t)에 기대되는 지자체의 출산장려금(D)은 자녀의 출생 순서에 따라 달라질 수 있다. 구체적으로, 무자녀 가구의 경우에는 혼인 후 2년까지는 첫째 자녀 출산 시 받게 되는 금액을, 3년째부터는 둘째 자녀 출산 시 받게 되는 금액을, 5년째부터는 셋째 자녀 출산 시 받게

되는 금액을 의미한다.⁶⁾ 자녀가 있으면서 다음 출생을 기다리고 있는 가구 또한 그 출생 순서에 따라 기대되는 장려금의 금액을 입력하였다. 즉, 각 가구의 실제 출산장려금 수급 금액이 아닌, 출산장려금의 ‘처치 자격’을 기준으로 변수를 구성하여 정책의 인과 효과를 도출하고자 한다. 각 지자체의 출산장려금은 보건복지부에서 매년 발간하는 지자체 출산정책 사례집을 참고하였으며, 2001년부터 연도별로 광역 및 기초자치단체에서 출산 이후 현금으로 지급되는 축하금, 장려금, 육아양육지원금을 포함한다. 장려금은 지급 방식(일시 or 분할)에 관계없이 지원 기간을 고려하여 출생 순위별로 지급되는 총액을 활용하였다.

[그림 3-1] 출생 순서별 지자체의 출산장려금(평균 금액) 추이



6) 2020년 기준 초혼 신혼부부의 첫째 자녀 출생 소요 기간은 평균 16.7개월이고, 첫째와 둘째 자녀 사이의 출생 소요 기간은 평균 23.8개월임(통계청 보도자료(2024.12.10.); 행정자료를 활용한 2023년 신혼부부통계 결과, https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060600&bid=11815&act=view&list_no=434122)

연도별 출산장려금의 지급 추이를 살펴보면, 사업을 도입한 지역들에서 출생 순서별 지급 금액은 점차 증가하고 있고, 특별히 코로나19 팬데믹 시기에 첫째 자녀를 포함하여 장려금의 금액이 크게 증가하였음을 알 수 있다([그림 3-1]).

한편, 자녀를 양육하는 기간에 기대되는 1인당 사교육비 지출(f)은 기존 연구에서는 지역별 연도별 평균 비용 수준, 혹은 가격지수를 활용하기도 하는데, 본 연구에서는 노동패널에서 조사된 0세부터 고교생 이하 자녀에 대한 연간 사교육비 지출을 가구소득(경상소득, $hinc$), 거주지역(r), 조사 연도의 함수로 추정하여 근사하였다.

추정 방법은 주로 선형 확률효과 및 고정효과 모형을 기준으로 하였고, 자녀 수를 종속변수로 할 경우 패널 포아송 확률효과 모형을 추가로 활용하여 그 결과를 비교하고자 한다.⁷⁾

2000~2022년의 조사 기간에 대한 개별 변수들의 기초통계는 다음 표와 같다. 모든 가격 변수는 연도별 소비자물가지수를 반영하여 실질화한 후 로그 변환하여 분석에 활용하였다.

7) 고정효과 모형은 설명변수와 개인의 오차항 간의 내생성 문제에서 자유로워 인과적 관계를 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 현실적으로 임신·출산이라는 상태가 일반적인 조사 기간(年) 단위로 변화하지 않기 때문에 비선형 모형의 경우 무자녀 가구를 포함하여 조사된 기간 내에 출산 여부에 변화가 없는 가구들이 추정에서 제외되어 충분한 관측치 확보가 어렵다는 단점이 있다. 이와 관련해 Angrist & Pischke(2009)는 비선형 모형과 선형 모형이 한계효과 측정에 있어서 큰 차이를 보이지 않고, Riedl & Geishecker(2014)는 분석 목적이 절대적인 한계효과와 추정이라기보다 그 상대적 규모를 파악하는 데 있다면 선형 고정효과 모형도 비선형(로짓) 모형과 유사한 결론을 얻을 수 있고 효율적이며 계산이 용이한 방법이라고 설명한 바 있다. 또한 Timoneda(2021)는 이벤트가 희귀하게 나타나는 이항변수를 종속변수로 할 때, 선형 고정효과 모형을 통해 정확한 추정치를 산출할 수 있음을 밝히기도 하였다. 이에 본 연구에서는 선형모형을 기준으로 그 결과를 비교하고자 한다.

〈표 3-1〉 기초통계

Variable		Obs	Mean*	Std. dev.
연간 출산 여부		9,386	0.05	0.22
여성 연령(세)		9,386	38.49	6.06
여성 연간 총근로소득(만 원)		8,820	1,089.24	1,650.32
남성 연간 총근로소득(만 원)		7,348	4,256.64	3,411.62
가구 경상소득 대비 주거비 부담(%)		9,162	7.91	13.96
자녀 수(명)		9,386	1.76	1.03
지자체 출산장려금(만 원)		9,386	189.41	410.70
ln(1인당 사교육비 추정치)		9,386	5.71	0.38
조사 연도		9,386	2011.43	6.86
여성 교육수준	중학교 이하	389	4.15	
	고등학교	4,653	49.61	
	대학 이상	4,086	43.57	
	대학원(석사) 이상	251	2.68	
	계	9,379	100.00	
남성 교육수준	중학교 이하	458	6.00	
	고등학교	3,043	39.86	
	대학 이상	3,516	46.06	
	대학원(석사) 이상	617	8.08	
	계	7,634	100.00	
여성 종사상지위	불안정 임금근로자	1,250	13.54	
	안정 임금근로자·고용주·자영자	3,043	32.96	
	미취업자	4,940	53.5	
	계	9,233	100	
남성 종사상지위	불안정 임금근로자	596	8.01	
	안정 임금근로자·고용주·자영자	6,475	87.03	
	미취업자	369	4.96	
	계	7,440	100	

*교육수준과 종사상지위에 대해서는 전체 관측치 중 세부 카테고리별 관측치 수 비중(%)을 의미함.

제3절 분석 결과 및 시사점

1. 분석 결과

가임기 유배우 여성의 연간 출산 여부에 대한 결정 요인 추정 결과를 살펴보면(〈표 3-4〉), 고정효과 모형(컬럼 2, 4)을 기준으로 여성의 연령은 모형에 관계없이 연령이 높아질수록 당해 출산 확률이 높아지지만 제곱항의 계수는 음(-)으로 유의하여 여성의 생애(within)에서 연령이 출산 여부와 역 U자 관계가 있을 것으로 추정된다. 또한 부(父)의 학력이 높아질수록 출산 확률이 높아지는 반면, 모(母)의 학력은 영향이 없다. 다만 여성의 임신 전 임금수준이 높아질수록 출산 확률이 낮아져, 앞에서 이론적 배경에서 살펴본 바와 같이 출산의 기회비용이 클수록 출산 확률은 떨어질 것으로 예상할 수 있다. 출산장려금의 계수는 고정효과 모형에서 유의한 결과를 보인다.

한편 그룹 간(between) 정보와 그룹 내(within) 정보를 모두 활용하는 확률효과 모형(컬럼 1, 3)의 경우에는 여성 연령 계수의 부호가 음(-)으로 유의하고 제곱항은 계수의 크기가 0에 가깝거나 유의하지 않은 점이 고정효과 모형과 차이를 보인다. 또한 확률효과 모형에서는 주거비 부담이 출산 확률에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타난다.

〈표 3-2〉 출산 여부 결정 요인 추정 결과

	Model 1		Model 2	
	RE (1)	FE (2)	RE (3)	FE (4)
여성 연령	-0.021*** (0.008)	0.041*** (0.008)	-0.020*** (0.008)	0.042*** (0.008)
여성 연령 ²	0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
여성 학력	0.009 (0.006)	-0.001 (0.016)		
남성 학력	0.010* (0.006)	0.066* (0.036)		
(여) L2.ln(연간 임금)	-0.000 (0.001)	-0.002* (0.001)	0.005 (0.005)	0.002 (0.005)
(남) L2.ln(연간 임금)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.003)	-0.002 (0.003)
(여) L.안정 근로자			-0.007 (0.010)	-0.017* (0.010)
(여) L.미취업자			0.031 (0.034)	0.022 (0.037)
(남) L.안정 근로자			0.014 (0.009)	0.007 (0.010)
(남) L.미취업자			0.019 (0.030)	-0.004 (0.028)
ln(사교육비)	-0.013 (0.013)	-0.023 (0.016)	-0.006 (0.013)	-0.020 (0.017)
ln(출산장려금)	-0.000 (0.001)	0.003** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.003** (0.001)
L.주거비 부담	-0.043* (0.023)	-0.046 (0.031)	-0.041* (0.023)	-0.043 (0.031)
기존 자녀 수 1명	-0.293*** (0.027)	-0.524*** (0.040)	-0.293*** (0.027)	-0.527*** (0.040)
기존 자녀 수 2명	-0.416*** (0.029)	-0.907*** (0.049)	-0.414*** (0.029)	-0.906*** (0.049)
기존 자녀 수 3명	-0.521*** (0.030)	-1.145*** (0.053)	-0.521*** (0.030)	-1.139*** (0.052)
연도 터미	Y	Y	Y	Y
# Obs.	6,068	6,068	6,067	6,067
# HHD	563	563	563	563
Within R ²	0.336	0.394	0.335	0.393

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 클러스터 표준오차(Clustered standard errors)

다음으로는 종속변수를 당해의 가구 내 자녀 수로 하여 같은 모형을 추정하였다. 가구에서 당해에 출산이 있었을 경우 종속변수의 값이 1씩 늘어나는 구조로 이러한 특성을 고려한 패널 포아송 확률효과 모형과, 선형 확률효과 및 고정효과 모형을 함께 추정하여 결과를 비교하고자 한다.

다음 <표 3-5>를 살펴보면, 모의 연령은 모든 모형에서 추가 출산에 영향을 미치는 유의한 변수이면서 역 U자 형태를 보인다. 임신 전 모의 임금수준은 학력이 함께 통제된 Model 1의 경우에는 추정 방법에 관계없이 유의하며, 임금수준이 높을수록 추가 출산의 가능성이 낮아진다(컬럼 1~3). 여성의 임금수준과 관련이 높을 것으로 예상되는 종사상지위는 선형 모형에 한하여 유의한 영향이 관찰된다(컬럼 5, 6).

한편 지자체 출산장려금의 영향은 모형과 관계없이 일관되게 유의한 결과를 보인다. 또한 연간 출산 여부를 종속변수로 한 경우와 달리 사교육비는 선형모형에서 유의한 결과를 보이며, 출산장려금과 비교했을 때 계수의 크기가 약 6~7배 정도로 크다. 가구의 주거비 부담 수준 또한 선형모형에서 유의한 결과를 보인다.

46 개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원정책의 효과와 시사점에 관한 연구

〈표 3-3〉 현재 자녀 수 결정 요인 추정 결과

	Model 1			Model 2		
	Poisson (1)	RE (2)	FE (3)	Poisson (4)	RE (5)	FE (6)
여성 연령	0.108*** (0.033)	0.182*** (0.023)	0.220*** (0.025)	0.111*** (0.031)	0.182*** (0.024)	0.223*** (0.025)
여성 연령 ²	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
여성 학력	0.013 (0.026)	-0.021 (0.030)	-0.017 (0.040)			
남성 학력	0.037 (0.027)	0.107*** (0.037)	0.168** (0.080)			
(여) L2.ln (연간 임금)	-0.008*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	0.006 (0.012)	-0.003 (0.009)	-0.004 (0.009)
(남) L2.ln (연간 임금)	0.006 (0.004)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.010 (0.011)	0.001 (0.004)	-0.000 (0.004)
(여) L.안정 근로자				-0.021 (0.024)	-0.040** (0.018)	-0.042** (0.019)
(여) L.미취업자				0.083 (0.085)	0.028 (0.061)	0.021 (0.061)
(남) L.안정 근로자				0.015 (0.032)	0.012 (0.020)	0.011 (0.021)
(남) L.미취업자				0.049 (0.089)	-0.011 (0.039)	-0.018 (0.039)
ln(사교육비)	-0.034 (0.053)	-0.066** (0.033)	-0.068** (0.033)	-0.011 (0.059)	-0.059* (0.034)	-0.062* (0.034)
ln(출산장려금)	0.010** (0.005)	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.010** (0.004)	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)
L.주거비 부담	-0.159 (0.132)	-0.103* (0.058)	-0.099* (0.059)	-0.152 (0.127)	-0.099* (0.058)	-0.092 (0.059)
연도 더미	Y	Y	Y	Y	Y	Y
# Obs.	6,068	6,068	6,068	6,067	6,067	6,067
# HID	563	563	563	563	563	563
LR test of α	529.83***	-	-	531.27***	-	-
Within R ²	-	0.263	0.264	-	0.260	0.260

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 클러스터 표준오차(Clustered standard errors)

다음으로 총 자녀 수에 따라 그룹을 나누어 같은 모형을 추정해보았는데, 첫 번째 그룹은 자녀를 출산한 적이 없거나 1명만 있는 가구, 두 번째 그룹은 자녀가 1명 이상 있는 가구, 세 번째 그룹은 자녀가 3명 이상 있는 가구이다. 이번에는 그룹을 세분함에 따라 패널 조사에 참여하기 시작할 시기에 출산이 모두 완료되어 자녀 수를 파악할 수 없는 가구가 무자녀 가구로 포함되어 추정 결과가 왜곡될 수 있는 가능성을 예방하고자 여성의 연령을 45세 이하로 한정하여 분석하였다(〈표 3-6〉, 〈표 3-7〉).⁸⁾

분석 결과, 출산장려금은 자녀가 있는 가구들에서만 추가로 출산하려는 데 유의한 영향이 있었고, 무자녀 가구 혹은 자녀가 한 명만 있는 가구에 대해서는 유의한 영향을 보이지 않는다. 즉, 출산장려금은 무자녀 가구에서 첫째 출산을 유인하는 데에는 그 효과가 미미하며, 이미 자녀가 있는 가구에서는 여성의 생산성(임금수준)이 높아질수록 추가 출산의 가능성이 낮아지는 것으로 보인다. 또한 유자녀 가구의 경우 여성의 임금수준과 주거비 부담 변수가 여전히 음(-)으로 유의한 결과를 보인다.

8) 본 고에 자세한 결과를 보고하지 않았지만 여성의 연령 기준을 기존과 동일하게 50세 미만으로 하었을 때에도 분석 결과는 크게 다르지 않았다.

〈표 3-4〉 총 자녀 수 결정 요인 추정 결과 - 자녀 수별(Model 1)

	무자녀·1자녀 가구	유자녀 가구	3자녀 이상 가구
	Probit (1)	Poisson (2)	Poisson (3)
여성 연령	4.067 (2.908)	0.103** (0.044)	0.197*** (0.063)
여성 연령 ²	-0.054 (0.038)	-0.001*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
여성 학력	1.850 (1.438)	-0.002 (0.026)	0.040 (0.052)
남성 학력	-0.150 (1.005)	0.033 (0.021)	0.037 (0.041)
(여) L2.ln(연간 임금)	-0.179 (0.168)	-0.008*** (0.003)	-0.008 (0.007)
(남) L2.ln(연간 임금)	0.294 (0.264)	0.003 (0.003)	0.012 (0.007)
ln(사교육비)	0.105 (1.777)	0.002 (0.061)	0.093 (0.110)
ln(출산장려금)	-0.151 (0.201)	0.014*** (0.004)	0.011 (0.008)
L.주거비 부담	-4.931 (4.147)	-0.160* (0.092)	-0.217 (0.351)
연도 더미	Y	Y	Y
# Obs.	540	4,852	1,194
# HID	85	510	120
LR test of α	-	205.45***	109.21***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 클러스터 표준오차(Clustered standard errors)

〈표 3-5〉 총 자녀 수 결정 요인 추정 결과 - 자녀 수별(Model 2)

	무자녀·1자녀 가구	유자녀 가구	3자녀 이상 가구
	Probit (1)	Poisson (2)	Poisson (3)
여성 연령	3.819 (2.677)	0.105** (0.043)	0.198*** (0.060)
여성 연령 ²	-0.052 (0.036)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
(여) L2.ln(연간 임금)	0.118 (0.229)	0.009 (0.012)	0.025 (0.032)
(남) L2.ln(연간 임금)	2.486 (1.662)	0.008 (0.008)	0.007 (0.008)
(여) L.안정 근로자	-0.067 (1.220)	-0.007 (0.033)	0.063 (0.064)
(여) L.미취업자	1.319 (2.311)	0.115 (0.091)	0.275 (0.218)
(남) L.안정 근로자	-2.478 (1.593)	0.024 (0.040)	0.086 (0.080)
(남) L.미취업자	16.904 (11.963)	0.065 (0.084)	0.007 (0.109)
ln(사교육비)	-0.995 (1.889)	0.025 (0.063)	0.117 (0.116)
ln(출산장려금)	-0.027 (0.153)	0.014*** (0.004)	0.011 (0.008)
L.주거비 부담	-2.441 (2.836)	-0.157* (0.091)	-0.216 (0.328)
연도 더미	Y	Y	Y
# Obs.	540	4,851	1,194
# HID	85	510	120
LR test of α	-	206.28***	107.31***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 클러스터 표준오차(Clustered standard errors)

2. 시사점 및 한계

지금까지 살펴본 출산 결정 요인에 대한 이론적 배경과 실증분석 결과를 종합하면, 가구의 출산 결정은 단기적 상태가 아닌 장기의 예산 전망에 영향을 받는다고 볼 수 있다. 이러한 전망에는 소득뿐 아니라 지출도 함께 고려되며, 여성의 생산성은 출산·양육의 기회비용으로 작용한다는 점을 실증분석을 통해 확인할 수 있었다. 즉, 임금수준이 높거나 비교적 안정적인 일자리를 가진 여성의 경우 그렇지 않은 여성에 비해 연간 출산 확률이 더 낮고, 자녀 수의 증가에도 부정적 영향이 있었다.

또한 자녀 양육 비용으로서 사교육비 지출의 증가는 출산(자녀 수)에 부정적 영향을 미치는 요인이었고, 그 규모는 여성의 임신 전 임금수준이나 출산장려금의 계수보다 크게 추정되었다. 이와 관련하여 이주영·박재완(2015)에서는 저축률과 자녀 1인당 사교육비 지출액의 상승이 희망 자녀 수와 현실 자녀 수의 차이로 정의되는 ‘출산 격차’를 지속시키는 요인으로 확인되었고, 출산장려금 제도의 인지 효과는 고소득층으로 갈수록 약해져 격차 해소에 실질적 도움이 되지 못했다고 보고하면서, 과도한 자녀 사교육비 지출이나 노후 불안이 출산 의지 실현을 방해하는 매우 큰 장애 요인으로 확인되었다고 설명한 바 있다. 또한 차경욱(2005)은 출산 계획이 있는 가구보다 저출산을 결정한 가구(1인 자녀 가구 중 더 이상 출산계획이 없다고 응답한 가구)에서 자녀교육비 지출이 유의하게 많고, 해당 가구에서 교육비 지출에 대한 소득탄력성이 유의하게 높게 나타나, Becker가 설명한 자녀의 수와 자녀의 질적 수준 간의 트레이드 오프 현상이 확인되었다. 해당 연구에서는 자녀에 대한 보육교육비 지출의 출산 의향에 대한 인과적 영향을 분석하고자 했는데, 그 결과 출산에 대한 의사결정이 이루어지는 현재 시점의 보육교육비 지출은 출산 의향에 유의

한 영향이 없으나, 이 지출의 규모가 외생적으로 적정 수준으로 감소하면 추가 출산 의향이 없는 가구의 출산 의향이 유의하게 변화하는 것을 보였다. 또한 송헌재(2012)에서도 사교육비 지출이 추가 자녀 출산을 줄이는 작용을 하고 있음을 보였다.

한편 출산장려금은 자녀 양육 비용을 보전하는 역할을 담당한다고 볼 수 있으며, 이론적으로는 생애 소득-소비 전망을 변화시킬 수 있을 정도로 규모가 클 경우에는 그 영향이 가시적으로 나타날 것으로 예상된다. 지자체 단위의 출산장려금은 2000년대 초반부터 도입이 시작되어 시행 지역이 점차 확대되고, 최근에 올수록 일시금보다는 분할 지급 방식, 즉 양육비 지원 형식으로 자녀당 지급되는 총금액이 높아지는 추이를 보인다.

분석 결과, 출산장려금의 영향은 연간 출산 여부 및 당해 자녀 수를 종속변수로 한 분석에서 모두 유의한 결과를 보였다. 그러나 무자녀 가구에 대해서는 그 의사결정을 바꾸기 어려우며 이미 자녀가 있는 가구에 대해서만 추가 출산에 기여할 수 있는 것으로 보인다. 그리고 현재 자녀 수를 종속변수로 하는 모형에서 출산장려금의 탄력성은 사교육비 지출에 비해 1/7 정도로 작았다. 즉, 자녀 질의 향상을 위해 지출되는 사교육비나 주거 여건 등이 저출산 현상의 주요한 요인으로 지적되고 있는 만큼 출산장려금의 상대적 기여도는 낮을 것으로 보인다.

제1절에서 살펴본 이론적 틀에 따르면 출산 장려를 위해서는 1) 출산 장려금, 아동수당 등 직접 현금지원을 통해 양육 비용을 직접적으로 낮춰 주거나, 2) 부모가 임신을 계획하는 현재 시점에서 기대하는 자녀의 질에 대한 전망을 개선하는 방식을 생각할 수 있다. 그러나 실증분석 결과, 현금지원 정책은 비출산 가구의 의사결정을 변화시키는 데에는 한계가 있는 것으로 보인다. 그보다는 여성의 노동시장에서 생산성이 높을수록 출산 확률이 낮아지는 것으로 나타난 만큼, 일하는 여성들에 대해 일·가정

양립 정책을 지속적으로 강화하면서 자녀 출산·양육에 대한 사회적 규범 형성을 통한 내재적 동기 구축이 보다 효율적일 것으로 판단된다. 또한 심리적 요인으로서 본 고에서 자세히 다루지 않았지만, Becker의 생애 출산 자녀 수 결정 모형에는 자녀에 대한 사랑(altruism)이 포함된다. 자녀를 통한 기쁨과 같은 가치는 경험하지 않으면 일반적인 시장 재화의 소비를 통한 효용과 비교할 수 없기에 정책적 개입이 쉽지 않으나, 심리학적으로는 최근의 출산율 반등으로 출산을 선호(혹은 출산율이 높아지는)하는 사회적 분위기가 형성된다면 앞으로의 추세에도 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것이라는 의견도 있다.⁹⁾

자녀의 질, 혹은 자녀의 삶의 수준에 대한 전망의 개선과 관련해서는, 예컨대 자녀의 질이 사회 내에서 그가 보유한 자산의 상대적 수준을 의미하고, 부모들이 자녀에 대한 물질적 투자(사교육비)의 규모에 따라 자녀의 질의 순위가 결정된다고 인식한다면, 사교육 소비는 제로섬 게임이 될 수밖에 없다(최항석, 2014). 이와 같은 상황에서 사교육비를 강제로 감축 시키거나 부모(혹은 여성)에게 자녀의 질에 대한 기대에 일정한 한계를 두도록 하는 방법은 현실적이지 않고, 출산장려금은 단기적 처방으로서 ‘밑빠진 독에 물붓기’가 될 수도 있다. 즉, 이에 대해서는 교육, 노동시장에서 사회이동성을 강화하는 정책들의 효과가 관건이라고 할 수 있는데, 다만 교육, 노동, 복지 분야의 다양한 정책들을 단일한 조직에서 체계적으로 관리하거나 단기에 성과를 거두거나 그 성과를 측정하기조차 어렵다는 문제가 있다.

따라서 당장 개입이 용이한 방안으로서 현금 수당을 활용해야 한다면, 사회이동성 강화 차원에서 저소득층과 취약계층에 더 많은 투입이 이루어

9) 한국경제, “10월 출생아, 14년 만에 최대폭 증가…올해 출산율 반등 확실시”, 2024.12.26. <https://www.hankyung.com/article/2024122609081>

어지도록 하는 방안도 생각해 볼 수 있다. 안정된 일자리를 가진 부모는 고용보험을 통해 시간 비용을 육아휴직 급여로 보상받을 수 있고, 저소득층은 현금지원을 우선 필수적 소비를 충족하는 데 활용하고, 그 이후에야 자녀 양육과 교육비에 투입될 가능성이 높기 때문이다. 현재 자녀 양육 가구에 대한 현금지원은 부모급여, 가정양육수당, 아동수당, 자녀장려금 등을 들 수 있는데, 소득수준에 따라 차등적으로 지급받는 사업은 자녀장려금이 유일하다. 자녀장려금의 대상과 지급액이 2024년에 더욱 확대되기는 하였으나, 2023년 귀속 자녀장려금은 (5월 신청 기준) 가구당 평균 지급액이 106만 원¹⁰⁾이었고, 이는 월평균 약 8.8만 원 수준이다.

10) 대한민국 정책브리핑, 2024.10.30., “근로·자녀장려금, 12월 2일까지 신청 기회 놓치지 마세요”, <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148935677>



제4장

사업 효과 분석 (2) 가구 소비지출에 대한 아동수당의 영향

제1절 아동수당과 행동 변화

제2절 아동수당의 가구 지출 재배분 효과 분석

제3절 분석 결과 및 시사점

제4장 사업 효과 분석 (2) 가구 소비지출에 대한 아동수당의 영향

이 장에서는 아동수당이 가정 내 경제적 결정에 미치는 영향을 다루고자 한다. 이를 위해 제1절에서는 아동수당이 부모의 행동과 결정에 미치는 영향을 중심으로 기존 연구들을 상세히 검토한다. 특히, 경제적 인센티브가 어떻게 부모의 자원 배분과 아동에 대한 투자 행태를 변화시키는지에 대한 이론적 논의와 실증적 증거를 종합적으로 분석하여, 아동수당이 행동 변화를 유도하는 메커니즘을 살펴보고자 한다. 제2절에서는 아동수당이 가구 내에서 어떻게 재정적 자원을 재배분하는지, 그 효과를 실증분석한다. 아동수당 수령 후 가구의 소비 패턴 변화를 실증적 데이터를 통해 살펴보고, 이러한 분석을 통해 도출된 아동수당의 효과를 바탕으로 향후 아동수당 정책의 개선 방향(행동 변화 유도)을 제안하고자 한다.

제1절 아동수당과 행동 변화

유엔 아동권리협약에서는 아동의 생존과 발달을 위한 국가의 의무를 명시하고 있으며, 아동수당은 아동의 기본적인 생존과 건강한 발달을 위한 아동의 권리를 보장하기 위해 국가가 아동 양육 가구에 직접 지급하는 현금지원 제도이다. 아동 돌봄에는 시간과 노동력이 요구되며, 이로 인해 부모의 경제활동이 제한될 경우 가계 소득이 감소할 위험이 존재한다. 따라서 아동수당은 이러한 부담을 완화하고, 아동 성장 환경을 개선하며, 빈곤을 예방하는 역할을 수행한다. 아동수당법 제1조에서도 아동수당이

아동 양육에 따른 경제적 부담을 경감하고 건강한 성장 환경을 조성하는데 있음을 명확히 하고 있다.

아동수당이 가계경제에 미치는 영향을 분석하는 데 있어 소비지출 패턴의 변화는 중요한 측면이다. 소득은 개인이 가질 수 있는 기회와 같은 잠재적 개념이며, 빈곤 및 경제 상황을 측정하는 간접적 지표로 활용되지만, 소비지출은 가구 삶의 질을 보다 직접적으로 반영하는 지표라고 볼 수 있다(OECD, 2013; 이현주 외, 2016; 강지영·전용·안서연, 2020 재인용). 따라서 소액의 정기적인 현금 지급이 가계의 소비 구조에 미치는 영향을 분석하는 것은 정책 평가에서 중요한 과제가 된다. 소액의 안정적인 현금 급여를 장기간 지급하면 일시금으로 지급되는 지원보다 예측과 계획이 가능하며 지속성이 높아진다. 소비에 대한 영향을 분석한 연구로 이래혁·남재현(2020), 강지영·전용·안서연(2020)의 연구를 살펴볼 수 있다. 강지영·전용·안서연(2020)의 연구에 따르면, 아동수당은 가구의 지출 빈곤 및 앵겔지수에는 통계적으로 유의미한 변화를 유발하지 않았지만, 앵겔지수(교육비 지출 비중)는 유의미하게 증가하였다. 이는 아동수당이 교육비 지출을 통해 아동에게 직접적으로 투자되었음을 시사하며, 장기적으로 아동 발달에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 크다. 그러나 이 연구에서는 가구의 소비 세부 항목을 식료품비, 주거비, 교육비, 의료비, 교통비, 통신비, 기타 소비지출 등으로 구분하면서도 이것들이 자녀를 위한 지출인지 명확히 구분하기 어려운 한계가 있었다. 이래혁·남재현(2020)도 소비 비목별 영향을 분석한 결과, 아동수당이 특정 소비 항목에 차별적으로 영향을 미친다는 점을 밝혀냈지만, 유사한 한계를 가진다.

아동수당이 가계의 소비 패턴을 어떻게 변화시키는지에 관한 연구결과들은 국가별로 차이를 보인다. Jones et al.(2019)은 캐나다의 아동수당이 가계 소비에 미치는 영향을 분석한 결과, 일부 지원금은 자녀교육비로

직접 투자되었으며, 일부는 보육, 식료품, 교통, 여가 등 아동 관련 생활 여건을 개선하는 데 활용되었음을 확인하였다. 특히 저소득층 가구일수록 아동수당을 보다 다양한 소비 항목에 활용하는 경향이 강했다. 이러한 결과는 아동수당이 부모의 경제적 부담을 완화하는 동시에 가정 내 소비 구조를 변화시키는 역할을 할 수 있음을 시사한다. Sahn & Gerstle(2004)는 루마니아 가구조사 자료를 통해 아동수당(자산 조사 없이 0~18세 모든 아동 대상 현금 지급)이 소비에 미친 효과를 분석하였다. 아동수당 수급액 증가 시, 수급 가구는 아동의 식품 및 관련 물품을 위한 소비를 증가시키는 반면, 성인의 물품 소비는 낮춘다고 밝혔다. 즉, 수당을 받는 가구는 수당으로 인한 추가 소득을 아동을 위한 소비에 활용함에 따라 아동수당이 지속되어야 한다고 제언하였다. 캐나다의 ‘Canada Child Benefit(CCB)’ 연구에서는 CCB 지급 이후 저소득층 가구에서 식료품비와 교육비 지출이 증가하였으며, 비소득효과(Non-Labor Income Effect)가 관찰되었다(Baker et al., 2023). 또한, 니카라과의 현금지원정책 연구에 따르면, 부모들은 아동을 위한 현금지원을 주로 아동의 건강과 교육 관련 소비에 할당하는 경향이 강했다(Macours et al., 2012). 미국과 유럽에서도 비슷한 연구 결과가 보고되었으며, 부모들은 추가적인 소득을 아동의 복지 향상을 위한 필수 항목에 재배분하는 패턴을 보였다(Gornick & Meyers, 2003). 그러나 일부 연구에서는 아동수당이 반드시 긍정적인 소비 재배분 효과를 나타내는 것이 아니라는 점을 강조한다. 예를 들어, 일부 가구에서는 아동수당을 아동 복지보다는 단기적 소비(예: 비생산적 소비재)에 사용하는 경향이 관찰되었으며, 이러한 경향은 경제적 제약이 심한 저소득층 가구에서 더욱 두드러졌다(Blundell et al., 2016).

한편 아동수당이 부모의 노동시장 참여를 저해할 가능성도 제기되었다

(Dahl & Lochner, 2012). 아동수당이 여성의 노동공급에 미치는 영향의 논리는 다음과 같다. 근로를 통한 소득 이외의 소득이 증가하면 노동시장에 참여하고자 하는 동기가 줄어들 수 있다는 것이다(Borjas, 2005; González, 2013). 즉 소득효과로 인해 노동시장 참여를 줄일 가능성이 높으며, 특히 2차 소득자로서 기혼여성은 노동공급 결정에 민감하게 반응할 수 있다(Magda et al., 2018). 이는 기혼여성의 근로의욕을 저하시켜 노동공급을 줄이는 방식으로 나타난다. 기존 해외 문헌들의 경우 자녀에 대한 수당으로 인한 모(母)의 노동공급효과를 살펴본 연구들이 다수 있는데, 다만 우리나라처럼 낮은 급여 수준이 아닌 높은 수준의 현금 수당의 경우에 해당한다. González(2013)는 자녀를 위한 현금지원이 모의 노동공급을 낮추는 것을 입증하였는데, 이때 현금지원은 €2,500의 일회성 보조금으로, 당시 스페인 정규직 기준 월 최저 임금이 €570.60임을 유의할 필요가 있다.

한편, Milligan & Stabile(2009)은 아동수당으로 증가한 가구소득과 부모의 노동공급 변화로 인한 부모의 돌봄 시간은 장기적인 아동 발달에 중요한 역할을 할 수 있음을 입증하였다(Milligan and Stabile, 2009). 우리나라의 아동수당이 노동공급에 미치는 영향에 관한 연구로 진행된 남재현(2021)은 아동수당이 여성의 노동공급을 줄이는 방향으로 작용함을 입증하였다. 아동수당이 기혼여성의 노동시장 참여와 근로소득을 줄이며, 특히 영아가 있는 기혼여성의 노동공급 감소에 유의미한 영향을 미침을 확인하였다. 최근의 연구로 고강혁(2023)은 아동수당이 모친의 노동공급에 미치는 효과는 추정치가 강건하지 못하거나, 그 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않다고 밝히고 있다. 이는 우리나라 아동수당의 급여 수준이 상대적으로 낮아 노동시장 참여에 미치는 직접적 효과가 크지 않을 가능성을 시사한다. Shaefer et al.(2018)의 연구에서도 오히려 보편

적 아동수당은 근로소득이 증가하더라도 수당이 줄어들지 않기 때문에 근로 유인을 해치지 않는다고 주장한다. 명확한 점은 부모의 노동공급은 아동에 대한 돌봄 시간에 직접적 영향을 주며, 장기적으로 아동발달에 중요한 역할을 한다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 아동수당이 부모의 시간활용에 있어 가사 및 돌봄 외주화 요인을 소비지출에서 고려하고자 한다.

한편 미국의 아동 세금 공제(Child Tax Exemption) 및 아동 세액 공제(Child Tax Credit) 제도의 한계를 분석한 Shaefer et al.(2018)의 연구에서는 최저소득층이 혜택에서 배제되는 구조, 소득이 증가할수록 혜택이 늘어나는 역진성 문제, 연 1회 지급으로 인한 소득 불안정성 문제 등을 지적하며, 이러한 문제를 해결하기 위해 보편적 아동수당으로 전환하는 것이 필요하다고 제안하였다. 보편적 아동수당의 강점으로는 모든 가정(특히 취약계층)에게 안정적인 현금지원 제공, 근로소득 증가 여부와 무관하게 지급되어 노동시장 참여 유인을 저해하지 않는 점, 낙인 효과(stigmatization effect)를 감소시킬 수 있는 점 등이 강조되었다. 이는 아동을 위한 수당이 무조건적 현금지원이라는 측면에서 부모가 자녀에게 최선을 다하며, 자녀에게 좋은 것을 알고 있고, 그에 따라 수입을 사용하고 지출 및 저축 등에 재배분할 것이라는 가정에 기반한다. 따라서 부모의 행태 변화 관점에서 수당 효과를 살펴보는 접근이 필요하다. Gennetian et al.(2021)은 아동이 있는 가정의 현금지원사업과 관련하여 논리, 설계 및 성과에 있어 행동 과학(behavioral science)¹¹⁾ 분야의 행동 통찰을 결합하여 살펴봐야 한다고 강조하였다. 전통적인 경제학에서는 가계가 합리적인 소비 결정을 내린다고 가정하지만, 실제 소비 행태

11) economics, child development, cognitive psychology-behavioral economics and the psychology of poverty

는 다양한 인지적 편향과 행동적 요인에 의해 영향을 받는다.

Thaler(1999)는 멘탈 어카운팅(Mental Accounting) 개념을 통해 사람들이 동일한 소득이라도 출처에 따라 다르게 인식하며 특정 목적에 맞춰 소비하는 경향이 있다고 설명하였다. 아동수당 역시 이러한 효과로 인해 아동 관련 소비에 할당될 가능성이 높다. 또한, Baughman & Dickert-Conlin(2009)의 연구에서는 아동수당이 단기적 소비(Temptation goods)보다는 교육 및 저축에 대한 투자를 유도하는 효과가 있다고 분석하였으나, 일부 연구에서는 부모들이 즉각적인 소비 욕구를 충족하는 방향으로 아동수당을 사용할 가능성도 존재한다고 지적하였다(Aizer et al., 2016). Duflo & Banerjee(2011)의 연구에서도 부모들이 아동수당을 단기적인 소비재에 사용하거나, 부채 상환에 우선적으로 활용하는 경향이 있다고 지적하였다. 즉 아동수당이 반드시 장기적인 복지 향상으로 이어지지 않을 가능성을 시사한다. 이와 관련하여 Shafir & Mullainathan(2013)은 인지적 과부하(Cognitive load) 이론을 통해 가계의 재정적 스트레스와 정보 처리의 한계가 소비 결정을 저해할 수 있다고 설명하였다. 이는 부모의 경제적 제약과 정보 부족 등이 아동수당 활용 방식에 영향을 미칠 수 있음을 의미하는데, 만일 아동수당이 재정적 안정성을 제공한다면 계획적 소비 결정을 촉진할 수 있음을 시사한다.

한편 아동수당이 도입된 배경으로 저출산 현상을 빠뜨릴 수 없으며, 이에 아동수당은 육아부담을 줄이고 출산율을 높이기 위한 저출산 현상에 대한 대책으로 다루어지기도 한다. 이로 인해 아동수당 성과에 관한 논의도 출산 유도 및 출산율 제고 효과와 연관을 지으며, 그 효과에 대한 지적이 끊이지 않는 측면이 있다. 아동수당을 저연령 영유아를 돌보는 친권자 보조 관점, 즉 친권자에 대한 지원 측면으로 우선 인식하는 경향이 강하기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 본 사업의 직접적 효과는 출산 유도

및 출산율 제고가 아닌 아동에게 지급되는 수당이 아동의 성장 환경과 권리 및 복지 증진 등에 얼마만큼 효과를 보일지 평가하는 것이 우선시될 필요가 있다. 즉, 아동수당은 아동 복지를 위한 제도로 도입되었으며, 출산율 제고와의 연관성을 직접적으로 평가하는 것보다는 아동의 성장 환경과 복지 증진 효과를 우선적으로 고려할 필요가 있다. 출산율 증가는 현금지원뿐만 아니라, 보육 서비스, 육아휴직 정책, 교육비 지원 등 다양한 요인이 결합되어 나타나는 결과이므로, 보다 장기적이고 종합적인 관점에서 평가되어야 한다.

이에 본 장에서는 아동수당 도입의 효과로 가계의 지출 재배분에 미치는 영향을 살펴보고, 아동의 성장·발달에 대한 투자 증대, 즉 인적 자본에 대한 투자 측면에서의 효과적인 지출 재배분에 대해 논의하고자 한다.

제2절 아동수당의 가구 지출 재배분 효과 분석

아동수당은 2018년 11월부터 소득 하위 90%, 만 6세 미만 아동을 대상으로 도입되었고, 2019년 4월부터 소득 기준 없이 보편적 급여로 확대되었다. 같은 해 9월부터는 만 7세 미만 대상으로, 2022년 4월부터는 만 8세 미만으로 대상이 점차 확대되었다.

〈표 4-1〉 아동수당 대상 확대

연도	확대 내용
2018. 11.	소득 하위 90%의 만 6세 미만 아동 대상
2019. 4.	소득 기준 없이 보편적 급여로 확대
2019. 9.	대상 연령 만 7세 미만으로 확대
2022. 4.	대상 연령 만 8세 미만으로 확대

주: 아동수당 제도는 2018년 11월에 시행되었지만, 실제 지급은 대부분 2019년에 이뤄짐. 이에 따라, 2018년 전체를 제도 도입 이전으로 간주함. 또한 2019년은 소득 기준 및 대상 연령 확대가 시행된 기간으로, 이 시기를 분석에서 제외하여 분석함.

출처: 저자 작성

본 장에서 아동수당의 효과로 소비지출 관련 부모의 행태 변화를 분석하기 위해 도입 시기와 지원 대상 연령을 활용한 이중차분 분석을 활용한다.

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (Treat_{i,t} \times After_t) + \beta_2 Treat_{i,t} + \beta_3 After_t + \gamma X_{i,t} + \lambda_t + \epsilon_{i,t}$$

y 는 종속변수로서 소비지출, X 는 개인 및 가구의 인구사회학적 특성, $Treat$ 는 처치집단과 비교집단을 의미(아동수당 대상 가구=1, 아닌 경우=0의 더미 변수)한다. $After$ 는 아동수당 도입 시점, λ 는 시간에 따른 변화를 통제하기 위한 시간 더미이다. 통제변수(X)로는 가구소득(소득구간, 5분위, 10분위), 가구 경제활동 관련(가구주 취업 여부, 가구주 종사상지

위), 가구주 성별, 가구주 교육수준, 가구주 연령, 배우자 유무, 가구원 수 (연속), 거주지역(도시, 읍면)을 모형에 반영한다. 가구 소득구간 변수와 가구원 수 중 아동 수는 하위 집단 분석 시 활용한다.

분석은 아동의 연령을 배정변수(assignment variable)로 활용하여 유효성을 검증한다. 아동 연령은 개인의 주관적 판단이 개입될 여지가 없으며, 출생 연도를 기준으로 계산되므로 응답 오류 가능성이 낮다. 또한 특정 연령을 의도적으로 보고할 동기가 없기 때문에 배정변수의 임의 배정(random assignment) 가정이 성립한다. 아울러 정책 도입은 외생적 충격(exogenous shock)으로 작용하며, 연구 과정에서 추세(trend) 분석을 수행하여 그 영향을 검토한다. 배정변수인 연령을 기준으로 성과 변수와 사전 결정 변수(predetermined variables)의 트렌드를 점검하였으며, 연령 범위를 조정하여 강건성 검증도 함께 실시한다.

분석 자료는 통계청 가계동향조사, 가계금융복지조사 인가용 자료 2018~2021년을 활용한다. 주 분석 대상은 각 조사 연도 기준 만 12세 미만 자녀를 1인 이상 양육 중인 가구로 한다. 정책 시행 이전을 2018년, 시행 이후 시점을 2019~2021년으로 본다.¹²⁾ 처치집단은 만 0~만 6세 이하 자녀를 1인 이상 양육 중인 가구, 비교집단은 만 7~만 11세 이하 자

12) 가계동향조사와 가계금융복지조사는 2017년을 전후로 조사 방식과 표본 설계에 있어 큰 개편이 이루어졌으며, 이로 인해 시계열 연속성에 제약이 존재한다. 가계금융복지조사의 경우, 2017년 이후부터는 일부 항목에 행정자료가 보완되어 공표되기 시작했으며, 특히 2021년부터는 소득 항목 중 일부가 행정자료로 대체되면서 이전 연도의 자료와 직접 비교하기에는 한계가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 가계금융복지조사 자료 중 저축 항목만을 활용하고, 소득은 분위 구분을 통해 통제변수로 반영함으로써 2021년까지의 자료를 제한적으로 분석에 포함하였다. 가계동향조사 또한 2017~2018년을 기점으로 조사 대상과 방식, 표본 설계가 변경되었고, 연간 통계로의 개편이 이루어짐에 따라 지출 항목의 연도 간 비교에 주의가 필요하다. 특히, 지출 부문은 전용 표본을 별도로 도입하면서 이전 자료와의 연속성이 확보되지 않으며, 2018년 이후 수집된 지출금액 자료 역시 조사체계 변화의 영향을 받기 때문에 시계열 분석 시 그 차이를 충분히 고려할 필요가 있다. 이러한 점으로 인해 본 연구에서는 2018년을 아동수당 도입 이전의 유일한 비교 시점으로 설정하였으며, 이는 분석 시점에 있어 구조적인 제약으로 작용한다.

녀를 1인 이상 양육 중인 가구로 설정하며, 아동수당 수급 자녀와 미수급 자녀가 동시에 포함된 가구는 분석에서 제외한다. 이들을 포함할 경우 효과의 교란 요인이 될 수 있기 때문이다. 구체적인 분석 대상 및 시기는 아래 표와 같다.

〈표 4-2〉 분석 시기 및 대상

분석 시기	분석 대상	강건성 분석
(이전) 2018년 (이후) 2020~2021년 *정책 이행 기간 2019년 제외	(처치) 만 0~6세 (비교) 만 7~11세	(처치) 만 4~6세 (비교) 만 7~9세

출처: 저자 작성

이어서 가구의 소득수준, 자녀 수, 자녀의 나이 같은 요소에 따른 차별

구분		설명
가계금융복지조사	2012~2016	2012~2016년 조사자료 제공
	2017~2020	항목 중 소득, 비소비지출, 처분가능소득 관련 항목은 조사자료를 행정자료로 보완하여 작성한 결과
	2021년 이후	소득 중 '고용보험·산재보험 급여' 항목을 2021년부터 추가로 조사자료를 행정자료로 보완하여 작성한 결과
가계동향조사	~2016년	조사 대상: 농림어가 제외한 일반가구 표본 설계: 경제활동인구조사, 다목적 표본 포괄 범위: 비농림어가는 분기 및 연간 단위 조사 방법: 가계부 기입 방법(36개월 조사)
	2017~2018년 지출 부문(연간)	조사 대상: 농림어가 포함 일반가구 표본 설계: 전용표본 표본 규모: 월 1,000가구(1/12 순환) 연간 약 12,000가구 순환표본체계 포괄 범위: 지출 부문(농림어가 포함)은 연간 단위 조사 방법: 가계부 기입(1개월)과 면접조사(지난 1년간 지출) 방식 병행
	2019년~	조사 대상: 농림어가 포함 일반가구 표본 설계: 전용표본 표본 규모: 월 약 7,200가구 연동표본체계 포괄 범위: 지출 부문(농림어가 포함)은 분기 및 연간 단위 조사 방법: 지출 부문(6-6-6)은 가계부 기입방식

출처: 통계청, 2024, 가계금융복지조사 이용자 가이드북; 통계청, 2024, 가계동향조사 이용자 가이드북.

적 효과와 그 규모를 파악하기 위해 하위 집단 분석을 진행한다. 아동의 나이에 따른 아동수당 효과의 차이를 살펴보기 위해 아래와 같은 확장형 이중차분 분석(difference-in-differences with multiple treatments)을 수행한다.

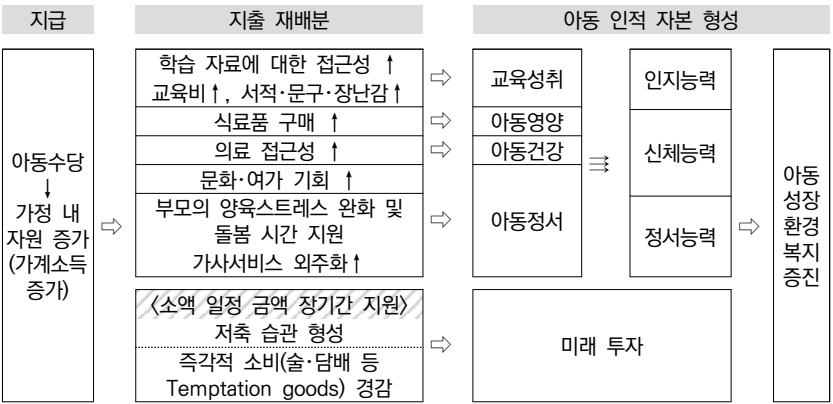
$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 After_t + \beta_2 Treat_{i,t}^{척척집단1} + \beta_3 (Treat_{i,t}^{척척집단1} \times After_t) + \beta_4 Treat_{i,t}^{척척집단2} + \beta_5 (Treat_{i,t}^{척척집단2} \times After_t) + \gamma X_{i,t} + \lambda_t + \epsilon_{i,t}$$

즉, 척척집단의 아동 나이에 따라 0~2세(영아), 3~6세(유아)로 추가 분석을 한다. 아동 수와 소득수준에 따른 효과 차이는 표본을 나누어 분석을 수행한다. 자녀 수 1명 vs. 2명, 그리고 소득수준에 따라 저소득층(5분위 구분에서 2분위 이하)과 중고소득층(3분위 이상)으로 구분하여 분석한다.

아동수당이 특정 지출 항목에 미치는 영향을 분석하기 위해, 아동 발달과 밀접한 관련이 있는 지출 세부 항목의 변화를 검토한다. 소비지출을 투자재(행동 결과가 미래에 나타나며 지속적인 투입이 필요한 항목)와 유혹재(즉시 보상을 제공하는 항목)로 나누어 각각의 변화를 살핀다. 분석을 위해, 종속변수는 실질 가치로 환산된 총소비지출액, 엥겔지수(낮은 생활 수준의 가구일수록 기본적인 생활 필수품에 대한 지출이 높고, 소득이 높아질수록 여가와 건강에 대한 지출이 증가하는 경향을 보여주는 지수), 그리고 세부 항목 지출액을 사용한다. 또한 각 지출액은 로그 변환하여 추가 분석한다. 지출 항목을 구분할 때, 교육비와 엥겔지수는 교육 관련 인적 자본, 식료품비와 엥겔지수는 영양 관련 인적 자본, 의료비는 건강 관련 인적 자본, 문화 및 여가, 가사 서비스는 정서적 측면, 그리고 저축 및 유혹재 감소는 미래 투자 관점에서의 지출 경향을 파악하려 한다. 아래 그림은 아동수당이 소비지출에 미치는 영향을 분석하고 그 경로가

어떻게 아이들의 인적 자본 형성에 영향을 줄 수 있는지에 대한 논리적 구조를 나타낸 그림이다. 또한 이를 위해 실제 살펴본 세부 지출 항목들에 대한 설명은 아래 표에 정리하였다.

[그림 4-1] 아동수당 도입에 따른 소비지출 재배분과 인적 자본 형성의 관계



출처: 저자 작성

〈표 4-3〉 분석에 사용한 세부지출 항목 설명

구분	항목	자녀 양육 직접 관련 항목
식료품비	식료품비 전체	곡물, 곡물가공품(두부), 육류, 신선 수산동물, 유제품 및 알, 과일, 채소, 해조
의류신발	의류신발 전체	아동용 외의, 아동용 내의, 아동화
교육비	교육비 전체	초등교육비(유치원, 초등학교), 학원보습, 학생 학원, 보충교육비 및 국내 교육연수비
오락문화	오락문화비 전체	장난감, 서적(중고생 교재비는 제외), 문구, 문화서비스
보건의료	보건의료 전체	외래의료서비스, 치과서비스 기타 의료서비스, 입원서비스 등 의료이용
가사서비스 (외주화)	식품 관련 서비스, 가사 도우미 급여	-
주류담배	주류 구입비, 담배 구입비	-
저축(자산)	적립 예치식 저축	-

출처: 신윤정·김지연(2010), 고제이 외(2022)에서 분석한 자녀 양육 비용 추계 시 자녀에 대한 직접 지출 항목을 고려하여 자녀 직접 항목 구성하여 저자 작성

제3절 분석 결과 및 시사점

1. 전체 분석 결과

〈표 4-4〉에서는 아동수당이 가계소비지출에 미친 영향을 분석하기 위해 처치집단(아동수당 대상 가구)과 비교집단(비대상 가구)의 소비 패턴을 비교한 기초통계 표이다. 아동수당 도입 이후, 일부 소비 항목에서 지출 증가가 관찰되었으나, 전반적으로 가계 소비가 감소하는 경향이 나타났다. 이러한 소비 감소는 2020년부터 본격적으로 영향을 미친 코로나 19 팬데믹의 영향을 반영한 것으로 보인다. 특히 문화여가, 교육, 의류신발 관련 지출이 전반적으로 감소하였는데, 이는 팬데믹 기간에 외부 활동이 제한되면서 자연스럽게 나타난 현상으로 볼 수 있다. 다만, 자녀 관련 문화 여가 지출은 비교적 덜 감소 혹은 증가하는 경향을 보인다. 이는 가정 내에서 활용할 수 있는 교육 및 오락 관련 소비가 유지되었기 때문으로 추정된다. 한편 2018년 가계동향조사와 이후 자료의 조사 방식 등의 개편으로 인한 시계열 직접 비교에 있어서는 유의할 필요가 있다.

〈표 4-5〉에서는 처치집단과 비교집단이 주요 사회경제적 특성에서 차이를 보이는지 확인하였다. 가구주 성별, 연령, 교육수준, 소득수준, 경제활동 상태 등 다양한 변수들을 고려한 결과, 두 집단 간 구조적 차이가 크지 않아 아동수당의 효과를 분석하는 데 있어 비교집단을 적절한 대조군으로 설정할 수 있음을 확인했다.

〈표 4-4〉 분석 대상 가계지출 분포

구분	처치집단		통제집단	
	시행 전 (2018)	시행 후 (2020~2021)	시행 전 (2018)	시행 후 (2020~2021)
가계 총소비지출	3,444,875	3,374,407	3,816,044	3,692,877
식료품	전체	465,491	516,642	472,901
	자녀	246,158	267,662	244,365
의류 신발	전체	222,987	192,902	241,676
	자녀	101,588	70,444	101,038
교육	전체	272,788	265,056	637,880
	자녀	258,763	247,639	592,983
문화 여가	전체	269,253	225,422	316,456
	자녀	119,733	132,390	108,101
	서적·문구	37,606	39,826	48,834
보건 의료	전체	219,696	250,234	200,171
	자녀	128,712	133,797	122,617
가사서비스	29,930	43,210	3,541	22,178
술담배	38,132	43,454	35,366	44,970
관측치	3,411		2,279	
적립 예치식 저축 (만 원)	6,133	6,635	8,185	8,648
관측치	5,086		4,575	

주: 1) 모든 금액변수(저축 제외)는 연도별 물가 상승(2020년=100)을 고려한 실질금액으로 변환함.

2) 저축은 가계금융복지조사 자료 활용, 소비지출은 가계동향조사 자료를 활용한 값

3) 처치집단은 0~6세, 비교집단은 7~11세

4) 2019년은 정책 이행 기간으로 분석에서 제외함.

5) 가계동향조사와 가계금융복지조사에서 제공하는 공식 가중치를 적용하여 분석하였음. 가계동향조사는 2017~2018년(지출 부문)부터 전용 표본 설계 도입, 조사 방법 및 조사 대상 변경, 연간 통계로의 개편 등의 변화가 있었음. 따라서 2018년과 이후 자료의 지출금액의 시계열 직접 비교에 있어서는 유의할 필요가 있음.

출처: 통계청, 가계동향조사 연간데이터 2018~2021년(2019년 제외); 통계청, 가계금융복지조사 연간데이터 2018~2021년(2019년 제외).

〈표 4-5〉 분석 대상 특성

구분		가계동향조사		가계금융복지조사	
		처치집단	비교집단	처치집단	비교집단
가구주 성별	여성	9.05	15.33	3.57	6.91
	남성	90.95	84.67	96.43	93.09
가구주 연령		38.26	43.82	37.42	43.76
가구주 교육수준	중학교 이하	1.28	1.85	1.26	2.19
	고졸, 전문대 졸	39.13	46.26	40.40	49.25
	4년제 대학 이상	59.59	51.89	58.34	48.55
가구소득	1분위	2.22	2.78	3.51	3.4
	2분위	9.26	10.02	13.95	12.51
	3분위	26.18	19.89	29.67	22.85
	4분위	34.33	31.74	31.19	30.26
	5분위	28.01	35.57	21.68	30.99
가구주 경제활동 상태	상용직	71.16	65.66	75.28	67.16
	임시일용직	6.42	7.80	4.44	6.37
	자영업자	16.49	20.63	16.05	21.21
	기타(미취업 포함)	5.93	5.91	4.22	5.26
배우자 유무	있음	96.93	91.35	98.38	93.27
	없음	3.07	8.65	1.62	6.73
가구원 수		3.75	3.80	3.77	4.02
자녀 수(12세 미만 자녀 수)		1.56	1.30	1.59	1.45
지역	읍면	17.06	16.52	36.52	36.82
	도시	82.94	83.48	63.48	63.18

주: 가계동향조사와 가계금융복지조사에서 제공하는 공식 가중치를 적용하여 분석하였음.

출처: 통계청, 가계동향조사 연간데이터 2018~2021년(2019년 제외); 통계청, 가계금융복지조사 연간데이터 2018~2021년(2019년 제외).

아동수당이 가계의 소비지출에 미친 영향을 분석한 결과, 아동수당 도입 이후에 아동수당을 받은 가구에서 자녀에 대한 직접적인 의류비 지출과 문화·여가비 지출이 유의미하게 증가했다. 반면 식료품 지출은 유의미하게 감소하였다. 항목별 소비액의 로그 변환 값을 분석한 결과는 식료품, 교육비 감소와 의류비, 문화·여가비 증가 경향을 확인할 수 있다.

〈표 4-6〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액

종속변수:	가계총소비지출		ln(가계총소비지출)		엔젤지수	엔젤지수	ln(저축)
처치그룹×시행 후	4,931		0.00		-0.00	0.00	0.07
	(97,305)		(0.021)		(0.004)	(0.005)	(0.053)
N	5,644		5,644		5,644	5,644	9,654
Adj R-sq	0.214		0.319		0.135	0.285	0.244

종속변수 (세부 항목):	식료품		의류		교육	
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀
처치그룹×시행 후	-25,441**	-12,524*	6,364	15,740***	20,894	7,409
	(11,595)	(7,530)	(11,478)	(4,758)	(21,444)	(20,460)
N	5,644	5,644	5,644	5,036	5,644	5,644
Adj R-sq	0.198	0.149	0.092	0.098	0.334	0.324

종속변수 (세부 항목):	문화여가(서적·문구 포함)		보건의료		가사서비스	술담배
	전체	자녀	전체	자녀		
처치그룹×시행 후	47,463***	13,329**	-10,721	-14,651	-11,327	-2,279
	(12,878)	(6,496)	(16,825)	(14,885)	(10,948)	(3,247)
N	5,644	5,644	5,644	5,644	5,644	5,644
Adj R-sq	0.121	0.056	0.034	0.016	0.043	0.044

주: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구소득, 경제활동상태, 배우자 여부, 가구원 수, 도시, 연도
출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

〈표 4-7〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): ln(항목별 지출금액)

종속변수 (세부 항목):	ln(식료품)		ln(의류)		ln(교육)	
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀
처치그룹×시행 후	-0.05* (0.024)	-0.04 (0.031)	-0.01 (0.057)	0.17** (0.067)	-0.14** (0.063)	-0.20*** (0.064)
N	5,643	5,641	5,451	4,689	4,637	4,549
Adj R-sq	0.199	0.153	0.104	0.083	0.289	0.276
종속변수 (세부 항목):	ln(문화여가(서적·문구 포함))		ln(보건의료)		ln(가사서비스)	ln(술담배)
	전체	자녀	전체	자녀		
처치그룹×시행 후	0.12** (0.050)	0.10** (0.049)	-0.05 (0.063)	-0.08 (0.093)	-0.92 (0.711)	-0.07 (0.097)
N	5,644	5,639	5,524	5,142	442	4,587
Adj R-sq	0.152	0.105	0.084	0.036	0.292	0.041

주: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구소득, 경제활동상태, 배우자 여부, 가구원 수, 도시, 연도
출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

분석 대상의 연령 범위를 만 4~9세로 좁혀 강건성 분석을 수행한 결과, 전체 소비지출은 소폭 증가했으나 유의미한 변화는 없다. 엔젤지수는 유의미하게 감소하는 것으로 나타났다. 세부 항목별 변화를 살펴보면, 문화·여가비가 증가함을 확인할 수 있다. 특히 문화·여가비의 경우 아동수당 지급 전에 비해 이후 비교집단에 비해 처치집단에서 자녀에 대한 직접적인 지출과 서적·문구에 대한 지출 모두 유의미하게 증가하였다. 반면 가사서비스비는 감소한 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 아동수당이 코로나19 팬데믹의 영향으로 줄어든 사교육 활동이 비교집단에 비해 처치집단에서 서적과 문구 구매(비대면 학습 환경을 위한)로 옮겨가는 것에 기여했을 가능성을 보여준다. 또한, 부모의 노동시장 참여와 가사노동의 배분 방식에도 영향을 미쳤을 것으로 추정된다.

〈표 4-8〉 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID) 강건성(만 4~9세)

종속변수:	가계총소비지출	ln(가계총소비지출)	엔젤지수	엔젤지수	ln(저축)
처치그룹×시행 후	162,288 (127,504)	0.04 (0.027)	-0.01* (0.005)	-0.01 (0.007)	0.09 (0.079)
N	2,833	2,833	2,833	2,833	4,565
Adj R-sq	0.247	0.367	0.173	0.180	0.253

종속변수 (세부 항목):	식료품		의류		교육	
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀
지출금액	-18,091 (15,842)	-741 (10,222)	16,865 (16,870)	6,295 (6,711)	-14,507 (32,123)	-19,441 (30,893)
N	2,833	2,833	2,833	2,544	2,833	2,833
Adj R-sq	0.207	0.170	0.091	0.112	0.291	0.276
ln(지출금액)	-0.03 (0.033)	-0.00 (0.043)	0.08 (0.079)	0.11 (0.091)	-0.12 (0.075)	-0.14* (0.075)
N	2,833	2,831	2,737	2,367	2,658	2,645
Adj R-sq	0.221	0.191	0.111	0.090	0.263	0.249

종속변수 (세부 항목):	문화여가(서적·문구 포함)			보건의료		가사서비스		술담배
	전체	자녀	서적문구	전체	자녀	가사서비스	술담배	
지출금액	60,636*** (18,458)	21,799*** (8,235)	11,490** (5,291)	21,447 (24,107)	-2,216 (21,924)	-22,422* (12,077)	-2,727 (4,491)	
N	2,833	2,833	2,833	2,833	2,833	2,833	2,833	
Adj R-sq	0.150	0.064	0.054	0.032	0.015	0.047	0.043	
ln(지출금액)	0.13** (0.067)	0.07 (0.064)	0.07 (0.107)	0.16* (0.092)	0.09 (0.130)	-1.17 (0.872)	-0.20 (0.141)	
N	2,833	2,833	2,608	2,765	2,571	199	2,328	
Adj R-sq	0.199	0.124	0.109	0.093	0.036	0.380	0.045	

주: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구소득, 경제활동상태, 배우자 여부, 가구원 수, 도시, 연도
출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

아동수당은 부모에게 예측 가능한 추가 소득을 제공하며, 이는 소비지출을 증가시키는 방향으로 작용할 수 있다. 특히 부모는 아동수당을 ‘자녀를 위한 소득’으로 심리적으로 분류하고, 이를 통해 아동 관련 소비를 적극적으로 증가시켰을 가능성이 있다(mental accounting 효과). 실제

분석 결과에서 아동수당 도입 후의 가계 소비 구조에 변화가 나타났으며, 총소비의 증가보다는 소비 항목 간 재배분 현상이 관찰되었다. 특히 식료품 같은 필수 소비에서 문화·여가, 자녀 의류 지출 등 자녀를 위한 직접적인 선택적 소비로 지출 전환을 촉진한 것으로 확인된다. 이로써 아동수당이 일반 소득과 구분되어 특정 소비 항목, 특히 자녀를 위한 직접 의류비, 문화·여가비에 집중적으로 사용되었음을 알 수 있다. 문화·여가비의 증가는 전통적인 교육비에 투자하기보다 정서적·창의적 발달을 위한 소비에 아동수당이 기여한 것으로 추측된다. 특히 문화·여가 항목 내에서 서적·문구의 지출이 유의미하게 증가한 점은 부모들이 아동의 정서적·인지적 발달을 위한 투자를 지속하고 있음을 의미한다. 이는 전통적인 사교육 비용(예: 학원비 등)과는 다른 형태의 인적 자본 투자로 볼 수 있다. 또한 본 연구의 분석 기간인 코로나19 팬데믹의 영향을 고려하면, 위축된 사교육 활동이 문화·여가비의 서적·문구비로 일부 재배분되었을 가능성이 있으며, 이러한 지출에 아동수당이 기여했을 것으로 추측 가능하다. 이는 아동수당이 자녀의 학습 및 정서적 발달을 위한 환경을 조성하는 방향으로 소비를 조정했음을 시사한다. 자녀에 대한 의류비 지출은 ‘아동 관련 직접 소비’ 증가로 이어진 것으로 보이며, 부모들이 아동수당을 활용하여 자녀의 기본적인 생활환경을 개선하려는 경향을 반영하는 결과로 볼 수 있다. 한편 가사서비스비 감소 현상은 아동수당 지급이 부모의 노동시장 참여 및 가사 노동의 배분 방식에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 팬데믹 이후 원격 근무 및 재택 시간의 증가로 가사서비스에 대한 지출이 감소했을 가능성을 배제할 수 없다. 다만, 이러한 현상은 연령 범위를 좁힌 분석에서만 유의한 결과를 보였음에 유의할 필요가 있다.

2. 하위 집단 분석 결과

아동 연령에 따른 하위 집단 분석 결과, 첫 번째로, 아동수당이 그룹별로 소비 패턴에 차별적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(〈표 4-9〉). 0~2세의 영아를 둔 가구에서는 식료품비가 감소하는 반면, 자녀에게 직접 지출되는 의류비와 문화·여가비는 증가하였다. 이는 부모들이 아동수당을 활용하여 영아의 생필품 구매보다는 정서적·생활환경 개선을 위한 소비로 재배분하였음을 시사한다. 3~6세 자녀를 양육하는 가구에서도 의류비 및 문화·여가비의 증가가 확인되었으며, 특히 이들 연령대에서는 서적·문구비도 유의미하게 증가함에 따라, 학령 전 아동의 학습과 정서적 발달을 고려하여 소비 패턴이 변화한 것으로 볼 수 있다. 가사서비스 지출이 감소한 점은 부모들이 직접적 돌봄 역할을 수행하는 경향이 증가했음을 시사한다. 이는 전술하였듯 팬데믹이 부모의 노동시장 참여 및 가사 노동의 배분 방식에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

〈표 4-9〉 아동 나이에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액

종속변수:	가계총소비지출	ln(가계총소비지출)	엔젤지수	엔젤지수	ln(저축)
0~2세	-38,994 (117,493)	-0.03 (0.025)	-0.00 (0.004)	-0.00 (0.006)	0.07 (0.069)
3~6세	29,931.5 (112,143.9)	0.02 (0.024)	-0.00 (0.004)	0.00 (0.006)	0.05 (0.061)
N	5,644	5,644	5,644	5,644	9,654
Adj R-sq	0.215	0.320	0.143	0.335	0.245

종속변수 (세부 항목):	식료품		의류		교육	
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀
0~2세	-37,069*** (13,971)	-18,530** (9,006)	-11,800 (13,851)	16,397*** (5,658)	-12,107 (25,238)	-24,951 (23,994)
3~6세	-10,923 (13,336)	-798 (8,597)	19,777 (13,221)	14,280*** (5,456)	17,744 (24,089)	3,199 (22,902)
N	5,644	5,644	5,644	5,036	5,644	5,644
Adj R-sq	0.201	0.165	0.094	0.099	0.367	0.363

종속변수 (세부 항목):	문화여가(서적·문구 포함)			보건의료		가사서비스	술담배
	전체	자녀	사적문구	전체	자녀		
0~2세	37,381** (15,515)	6,493 (7,841)	-601 (5,099)	-13,993 (20,267)	-10,789 (17,973)	9,778 (13,187)	-3,187 (3,921)
3~6세	50,289*** (14,809)	18,213** (7,484)	8,125* (4,867)	-189 (19,345)	-15,947 (17,155)	-24,678** (12,587)	-1,699 (3,743)
N	5,644	5,644	5,644	5,644	5,644	5,644	5,644
Adj R-sq	0.125	0.057	0.048	0.039	0.016	0.048	0.044

주: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구소득, 경제활동상태, 배우자 여부, 가구원 수, 도시, 연도
출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

두 번째로, 아동수당이 소득수준에 따라 가계의 소비 패턴에 차별적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(〈표 4-10〉). 저소득 가구에서는 엔겔지수가 증가하고 교육비가 증가했는데, 이는 저소득층에서 아동수당이 기초적인 생활 안정성을 높이는 역할을 하고 있음을 시사한다. 즉, 아동수당이 추가적인 가계 소득원으로 작용하면서 식료품비와 교육비 지출을 증가시키는 방향으로 활용되었으며, 이는 Gennetial et al.(2021)의 연구에서 언급된 바와 같이, 저소득 가구일수록 현금지원이 아동의 기본적인 복지와 직접적으로 연결되는 소비 항목으로 배분될 가능성이 크다는 점과 일맥상통한다. 반면, 중고소득 가구에서는 의류비 및 문화·여가비 증가가 두드러지게 나타났으며, 특히 적립예치식 저축이 유의미하게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이는 경제적으로 여유가 있는 가구에서는 아동수당이 필수 소비보다는 자녀의 생활 수준 향상 및 정서·문화적 경험 확대, 그리고 미래를 위한 직접적인 투자를 위한 소비로 활용되었음을 의미한다. 이러한 차이는 멘탈 어카운팅 이론(Thaler, 1999)을 통해 해석할 수 있다. 저소득 가구는 아동수당을 기본 생계 비용의 보완으로 인식하여 필수재 소비(식료품)와 투자재(교육)로 지출하는 반면, 중고소득 가구는 이를 여유 자금으로 간주하여 문화·여가 활동과 의류, 그리고 저축 등 선택적 소비와 미래 투자에 배분하는 경향을 보였을 가능성이 크다. 이러한 결과는 아동수당 정책이 가구의 경제적 여건에 따라 다른 방식으로 활용되고 있음을 시사한다.

〈표 4-10〉 소득수준에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액

종속변수:	가계총소비지출	ln(가계총소비지출)	엔젤지수	앵겔지수	ln(저축)		
저소득	31,486 (180,526)	0.04 (0.063)	-0.00 (0.013)	0.03** (0.014)	0.14 (0.163)		
N	666	666	666	666	1,605		
Adj R-sq	0.138	0.178	0.197	0.251	0.145		
중고소득	75,393 (114,706)	0.02 (0.024)	-0.01 (0.004)	0.00 (0.005)	0.13** (0.057)		
N	4,978	4,978	4,978	4,978	8,049		
Adj R-sq	0.061	0.089	0.067	0.282	0.106		
종속변수 (세부 항목):	식료품		의류		교육		
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀	
저소득	-7,061 (29,966)	9,411 (19,083)	-480 (25,229)	1,017 (10,405)	107,887*** (41,425)	93,771** (37,398)	
N	666	666	666	585	666	666	
Adj R-sq	0.186	0.183	0.056	0.161	0.223	0.236	
중고소득	-21,741* (12,760)	-11,242 (8,275)	13,695 (12,908)	18,836*** (5,255)	23,272 (24,475)	7,930 (23,368)	
N	4,978	4,978	4,978	4,451	4,978	4,978	
Adj R-sq	0.143	0.107	0.028	0.071	0.279	0.271	
종속변수 (세부 항목):	문화여가(서적·문구 포함)			보건의료		가사서비스	술담배
	전체	자녀	서적문구	전체	자녀		
저소득	37,445 (27,189)	12,409 (13,252)	7,351 (6,548)	-10,041 (33,626)	-13,646 (29,023)	-1,469 (6,489)	-6,381 (8,790)
N	666	666	666	666	666	666	666
Adj R-sq	0.062	0.061	0.030	0.049	0.041	0.023	0.112
중고소득	57,817*** (14,583)	15,674** (7,218)	6,071 (4,747)	-9,505 (18,633)	-14,642 (16,466)	-9,525 (12,546)	-2,115 (3,496)
N	4,978	4,978	4,978	4,978	4,978	4,978	4,978
Adj R-sq	0.046	0.025	0.026	0.016	0.009	0.016	0.036

주: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 경제활동상태, 배우자 여부, 가구원 수, 도시, 연도

출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

세 번째로, 자녀 수에 따른 분석 결과를 살펴보면(〈표 4-11〉), 자녀가 1명인 가구에서는 엔젤지수(전체 소비지출에서 차지하는 교육비 비중)와 식료품비가 낮아진 반면, 자녀를 위한 의류비, 교육비, 문화·여가비, 적립예치식 저축 관련 항목에서 지출 증가가 확인되었다. 이는 부모들이 아동수당을 활용하여 자녀 1명에게 집중적으로 투자하는 경향을 반영하며, 특히 정서적·사회적 발달을 고려한 소비 증가와 미래에 대한 투자를 위한 행동 변화가 나타난 것으로 해석할 수 있다. 전체 소비지출에서 차지하는 교육비 비중(엔젤지수)은 낮아졌으나, 교육비 자체는 여전히 증가했으며, 이는 가계가 다른 소비 항목에 더 많이 지출함을 의미한다. 즉, 자녀 1명을 둔 가구는 아동수당을 다양한 소비 분야에 걸쳐 분산 투자하고 있는 것으로 추정할 수 있다. 자녀가 2명 이상인 다자녀 가구에서도 의류비와 문화·여가비의 증가가 확인되었다. 특히, 다자녀 가구에서는 술·담배 소비가 감소하는 특징이 확인되었으며, 이는 부모들이 비필수재의 소비를 줄이고 가계지출을 자녀 중심으로 재조정했음을 의미한다. 인지적 과부화(cognitive load) 이론(Shafir & Mullainathan, 2013)에 따르면, 다자녀 가구는 제한된 자원 내에서 최적의 지출 결정을 내려야 하므로 필수 소비 항목에 대한 우선순위가 높아지고, 비필수 소비 항목에 대한 지출은 줄이는 방식으로 소비 패턴을 조정했을 가능성이 크다. 이러한 결과는 아동수당이 가구의 자녀 수에 따라 소비 방식이 다르게 작용됨을 알 수 있다. 양육 중인 자녀가 1명인 가구에서는 그에 대한 집중 투자 경향이, 다자녀 가구에서는 전체 가계 재정 상황을 고려한 전략적 소비가 이루어지고 있음을 시사한다.

〈표 4-11〉 자녀 수에 따른 아동수당이 소비에 미치는 효과(DID): 항목별 지출금액

종속변수:	가계총소비지출	ln(가계총소비지출)	엔젤지수	엔젤지수	ln(저축)
1명	89,249 (133,449)	0.02 (0.028)	-0.01** (0.005)	0.01 (0.007)	0.13* (0.076)
N	3,060	3,060	3,060	3,060	4,693
Adj R-sq	0.210	0.324	0.116	0.344	0.291
2명 이상	-135,184 (158,316)	-0.03 (0.035)	-0.01 (0.006)	0.00 (0.008)	0.04 (0.075)
N	2,584	2,584	2,584	2,584	4,961
Adj R-sq	0.200	0.277	0.144	0.185	0.200

종속변수 (세부 항목):	식료품		의류		교육	
	전체	자녀	전체	자녀	전체	자녀
1명	-42,465*** (14,940)	-27,816*** (9,619)	16,954 (14,515)	12,985** (5,564)	48,881* (28,467)	33,098 (26,937)
N	3,060	3,060	3,060	2,699	3,060	3,060
Adj R-sq	0.170	0.126	0.104	0.105	0.354	0.349
2명 이상	-28,235 (21,009)	-4,423 (13,699)	-9,522 (20,298)	19,560** (8,695)	-1,704 (37,383)	-208 (35,535)
N	2,584	2,584	2,584	2,337	2,584	2,584
Adj R-sq	0.122	0.092	0.081	0.081	0.248	0.250

종속변수 (세부 항목):	문화여가(서적·문구 포함)			보건의료		가사서비스	술담배
	전체	자녀	서적문구	전체	자녀		
1명	43,396*** (16,670)	18,875** (8,630)	9,388 (5,801)	-12,356 (21,178)	-9,773 (18,797)	-8,849 (11,518)	2,979 (4,211)
N	3,060	3,060	3,060	3,060	3,060	3,060	3,060
Adj R-sq	0.121	0.050	0.045	0.043	0.020	0.041	0.050
2명 이상	72,732*** (22,142)	14,491 (10,838)	1,625 (6,747)	-4,951 (30,021)	-16,785 (26,455)	-16,084 (22,094)	-13,397** (5,552)
N	2,584	2,584	2,584	2,584	2,584	2,584	2,584
Adj R-sq	0.129	0.066	0.059	0.017	0.008	0.048	0.052

주: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1; 연도 및 통제변수는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구소득, 경제활동상태, 배우자 여부, 도시, 연도
출처: 통계청 가계동향조사자료, 가계금융복지조사를 활용하여 연구진 분석.

3. 시사점 및 한계

분석 결과를 종합하면, 아동수당이 가계의 소비 패턴에 미치는 영향은 소비 항목별, 가구 특성별로 다른 양상을 보였다. 아동수당 수급 가구는 소비 항목별로 재배분을 하고 있으며, 전체적으로 교육비 지출은 감소한 반면, 자녀에게 직접 지출되는 의류비와 문화·여가비는 증가하는 경향이 확인되었다. 특히 문화·여가비 내에서도 서적·문구의 구매 같은 학습 관련 소비도 증가하였다. 이는 아동수당이 전통적인 교육비보다는 포괄적인 학습 경험과 정서적·인지적 발달을 위한 소비로 연결될 가능성이 있음을 시사한다. 또한, 저소득 가구의 경우 교육비와 식료품비 지출이 증가하는 경향이 나타나, 아동수당이 기본적인 생활 안정성과 자녀에 대한 직접적인 교육 투자를 높이는 역할을 했음을 보여준다. 다자녀 가구에서는 술·담배 소비가 감소하는 현상이 확인되어, 부모들이 비필수 소비를 줄이고, 자녀 중심의 소비 패턴을 강화하며, 전체 가계 재정 상황을 고려한 전략적 소비가 이루어지고 있음을 확인할 수 있다.

특히, 본 연구는 아동수당이 소비 패턴뿐만 아니라 미래 투자 관점에서의 가계 저축 행태에도 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 아동수당 도입 이후 중고소득 가구와 자녀 1명을 둔 수급 가구에서 적립예치식 저축이 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 즉, 부모들이 아동수당을 활용하여 자녀의 정서적·사회적 발달을 고려한 소비를 늘리는 것뿐만 아니라 미래에 대한 투자를 위한 행동도 하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 이는 일정한 금액이 정기적으로 지급되는 아동수당이 해당 가구에서 장기적인 재정 계획을 수립하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

한편 코로나19 팬데믹이라는 외부 요인을 고려할 때, 비대면 학습 환경이 조성되면서 전통적인 사교육비 지출이 감소하고, 문화·여가비 중에

서도 서적·문구비 지출이 증가하는 경향이 두드러졌을 가능성이 크며, 이에 아동수당이 기여했을 가능성이 있다. 이는 아동수당이 가구 내 소비 구조를 조정하는 역할을 하며, 아동의 성장 환경을 개선하는 방향으로 활용되었음을 보여준다. 또한 중·고소득 가구에서는 아동수당이 선택적 소비 항목의 증가로 이어진 반면, 저소득 가구에서는 필수 소비와 직접적인 교육 투자 항목에 대한 지출 증가가 나타나, 아동수당의 효과가 가구의 경제적 여건에 따라 다르게 작용했음을 확인할 수 있다.

본 고에 제시하지 않았으나, 아동수당의 도입 초기 효과를 평가하고 코로나19로 인한 외부 충격을 배제하기 위해 2018~2019년 자료를 활용한 추가 분석 또한 수행하였다. 분석 결과에 따르면, 총소비지출 및 저축액에는 통계적으로 유의미한 변화가 없었지만, 소비 항목 간 재배분 현상은 일부 나타났다. 자녀 관련 직접 의류비 지출은 유의미하게 증가한 반면, 교육비 지출과 엔젤지수(식료품 비중)는 감소하는 결과가 도출되었다. 이는 아동수당 도입 직후 부모가 자녀의 생활 기반 비용에 우선적으로 반응하고, 교육 소비에는 비교적 신중하게 접근했을 가능성이 있다. 또한 정책 초기에는 제도에 대한 신뢰 형성과 활용 방식이 정착되기 전인 과도기였기 때문에, 가구별로 소비 조정이 아직 본격적으로 이뤄지지 않았던 시점일 수 있다. 특히 교육비 감소는 국가의 유아교육 및 보육 서비스의 지속적인 양적·질적 확대가 가구의 사교육 지출 감소에 영향을 미쳤을 가능성도 함께 고려해야 한다. 즉, 분석 대상 연령대가 공공 보육·교육 서비스를 더 많이 이용하게 되면서 사적 교육 지출의 필요성이 줄어들었을 수 있으며, 이러한 공공 서비스 보완 효과가 교육비 지출 감소로 나타났을 가능성이 존재한다. 이는 본 연구의 연령 기준 설정에 따른 한계점과 연결된다.

정부는 공공 어린이집 확충, 누리과정 지원금 인상, 초등 저학년 대상

돌봄교실 확대 등 보육 및 교육 분야의 공적 지원을 지속적으로 강화해오고 있으며, 이러한 변화는 연령대별로 교육비 지출 구조에 뚜렷한 차이를 초래할 가능성이 크다. 따라서 이러한 공공 지원 확대의 영향을 충분히 반영하기 위해서는 아동수당 도입 이전의 추세를 장기간에 걸쳐 고려하는 것이 바람직하다. 그러나 본 연구에서 활용한 가계동향조사 및 가계금융복지조사 자료는 2017년 이전 조사 방식 개편으로 인해 시계열의 연속성이 확보되지 않아, 2018년 단일 연도만을 정책 시행 이전 시점으로 설정할 수밖에 없었다. 이러한 제약은 분석의 구조적 한계로 작용하며, 비록 이중차분 모형을 통해 정책 외적 요인을 통제하였더라도, 정부의 보육 및 교육 공공 서비스의 지속적인 확장으로 인한 연령 간 지출 구조 차이를 모형에서 충분히 반영하는 데 한계가 있다. 따라서 교육비 감소에 대한 분석 결과는 과대 평가되었을 가능성에 유의할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 저소득층에서는 아동수당 도입 이후에 비교집단에 비해 처치집단에서 교육비 지출이 유의미하게 증가하였음에 주목할 필요가 있다.

〈표 4-12〉 분석 결과 종합

구분	교육			문화여가 (서적·문구 포함)		식료품			의류신발		가사 서비스	술 담배	저축
	전체	자녀	엔젤	전체	자녀	전체	자녀	엔젤	전체	자녀			
전체		-		+	+					+			
자녀 연령													
영아	-	-		+		-		-		+		-	
유아				+	+				+	+	-		
소득수준													
저	+	+						+					
중고				+	+				+	+			+
자녀 수													
1명				+	+					+			+
2명+				+	+					+		-	

행동경제학적 관점에서, 아동수당이 부모들의 소비 행태에 영향을 미치는 주요 메커니즘 중 하나는 멘탈 어카운팅(Mental accounting)(Thaler, 1999)이다. 부모들은 아동수당을 ‘자녀를 위한 소득’으로 심리적으로 분류하여, 일반 소득과는 다른 방식으로 소비한다. 본 연구에서도 이러한 효과가 확인되었다. 아동수당이 주로 자녀 의류비와 문화·여가비(자녀 직접 문화·여가비, 서적·문구비)의 증가로 이어진 점은 부모들이 이를 아동 중심 소비에 집중적으로 활용했음을 시사한다. 또한, 인지적 과부하 관점에서 보면, 다자녀 가구는 제한된 자원 내에서 최적의 소비 결정을 내려야 하는 상황에서 필수 소비에 대한 우선순위를 높이고, 비필수 소비(술·담배 등)를 줄이는 경향을 보였다. 이는 아동수당이 가계의 재정적 안정성을 제공하여 보다 계획적인 소비 결정을 촉진할 수 있음을 의미한다.

본 연구 결과를 바탕으로, 현금지원과 관련해 지출 경감이라는 기존의 역할을 유지하면서도, 부모들의 소비 및 투자 행태를 보다 긍정적인 방향으로 유도할 수 있는 행동경제학적 개입(nudging)과 행태 변화 유도(intervention)를 강화하는 방식을 고려해 볼 수 있다. 단순한 현금지원이 아니라, 부모들의 소비 및 자녀의 투자 행동을 보다 바람직한 방향으로 유도할 수 있는 정책 설계에 대한 고민이 가능하다. 소비 구조를 변화시키기 위한 프레이밍과 라벨링 기법을 활용하여, 아동수당이 보다 생산적인 방향으로 사용될 수 있도록 설계할 수 있다.

본 연구 결과에서 확인된 바와 같이, 부모들은 아동수당을 일반 소득과 구분하여 자녀에게 직접적인 혜택을 줄 수 있는 소비(자녀 의류비, 문화·여가비)에 우선적으로 활용하는 경향이 있다. 이는 멘탈 어카운팅 효과로 설명될 수 있으며, 이러한 특성을 정책적으로 활용할 수 있다. 예를 들어, 아동수당을 단순 현금지원이 아니라 ‘자녀 성장 지원금’ 또는 ‘미래 준비

금' 같은 특정 목적이 강조된 형태로 지급할 경우, 부모들이 해당 수당을 교육 및 장기적인 투자 항목에 더 적극적으로 사용할 가능성이 높아진다. 또한 명칭에 목적을 부여하는 라벨링 효과를 활용해 아동수당의 명칭을 특정 목적이 강조된 형태로 변경하는 방안도 고려할 수 있다. 해외의 사례에서 확인된 바와 같이, 목적별 계좌(purpose-bound accounts)나 디폴트 옵션(default option)을 활용하여 부모들이 자녀를 위한 소비 결정을 보다 체계적으로 내릴 수 있도록 설계할 수도 있다.

또한 저축 및 장기 소비 행동을 촉진하는 커밋먼트(commitment) 장치를 도입하여, 아동수당이 보다 지속적이고 미래지향적인 소비로 연결될 수 있도록 정책적 개입에 대한 고민을 해볼 수 있다. 아동수당에 적금형 저축 상품이나 보육·건강 서비스 연계 인센티브를 결합해 제공할 경우, 부모들이 보다 체계적인 장기 소비 계획을 수립하도록 돕고, 자녀의 성장과 발달에도 긍정적인 영향을 줄 수 있다. 이는 궁극적으로 아동의 미래 인적 자본 형성에 기여할 수 있다. 또한 단기적 소비로 아동수당이 소진되는 것을 방지하기 위해, 부모들에게 연간 소비 계획을 세울 수 있도록 소비 설계 가이드 또는 장기적인 재정 계획을 지원(재정 교육 제공 등)하는 방식도 고려할 수 있다. 이를 통해 부모들이 아동수당을 아동을 위해 보다 계획적으로 사용하도록 유도할 수 있다. 다만, 적립예치식 저축 관련 분석 결과에서 보듯이 중·고소득 및 자녀 1명 가구 외에도 저소득 가구, 다자녀 가구가 더 적극적으로 미래를 위한 투자에 활용할 수 있도록 지원하는 것이 필요하다. 그러나 저소득 가구 혹은 다자녀 가구에서의 부모들은 현재의 재정적 압박으로 인해 교육 혹은 저축과 같은 미래 투자 관점에서의 소비보다는 즉각적인 생활비 해결을 우선시하는 경향이 강해질 수 있다. 이는 손실 회피(loss aversion) 성향으로 인해, 불확실한 미래의 이익보다 현재의 손실을 피하는 것이 더 중요하게 느껴질 수 있기

때문이다. 이런 측면에서 저소득 가구나 다자녀 가구를 위한 추가 지원 방안을 우선적으로 고려해 볼 수 있다.

무조건적 현금지원(unconditional cash transfers)이 예측 가능하고 안정적이며 장기적인 소득을 보장할 경우, 부모들의 인지적 부담을 줄이고, 가계의 경제적 안정성을 높일 가능성이 높다. 이를 통해 부모들은 더 세심한 양육을 실천할 여유를 확보할 수 있다. 따라서 부모들의 행태 변화 유도를 위한 정책적 접근에 대한 고민은 단순히 현금을 지급하는 것에 그치지 않고, 부모가 보다 장기적인 재정안정성을 확보하면서도 아동의 복지와 미래 투자에 적극적으로 활용할 수 있도록 유도하는 데 기여할 것이다.



제5장

사업 효과 분석 (3) 근로장려세제의 노동공급에 대한 영향

제1절 근로장려세제 쟁점 사항 및 선행연구

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과 및 시사점

제 5 장

사업 효과 분석 (3) 근로장려세제의 노동공급에 대한 영향

제1절 근로장려세제 쟁점 사항 및 선행연구

1. 근로장려세제 제도 개관 및 쟁점 사항

가. 제도 개관

조세특례제한법 제100조의 2에 따르면, 근로장려세제는 저소득자의 근로를 장려하고 소득을 지원하기 위해 도입되었으며, 조세체계를 통한 세금 환급 형태로 운영되는 ‘환급형’ 세액 공제 제도이다. 동 제도는 2008년부터 시행되었으나, 근로장려금 지급액이 과세 연도의 총급여액 등에 따라 결정되기에, 근로장려금의 첫 신청과 지급은 2009년에 이루어 졌다.

근로장려세제가 도입된 이후 최근까지 근로장려금의 신청 자격요건은 지속적으로 확대되어 왔으나, 기본적으로는 일을 통해 벌어들인 소득 (earned income)이 있는 경우에만 신청할 수 있다. 2025년을 기준으로 신청 자격요건을 간략히 살펴보면, 근로장려금을 신청하려는 가구는 근로소득, 사업소득(전문직 제외), 또는 종교인소득이 있어야 하며, 이와 함께 ① 총소득요건과 ② 재산요건을 충족하여야 한다.

〈표 5-1〉은 2025년 기준 자격요건을 정리한 것으로, 총소득요건은 가구 유형별로 기준이 다를 수 있다. 가구 유형에서 단독가구는 배우자, 부양자녀, 70세 이상 직계존속이 모두 없는 가구이며, 홑벌이 가구는

배우자(총급여액 등이 3백만 원 미만)나 18세 미만 부양자녀 또는 70세 이상 직계존속(각각 연금소득 금액이 1백만 원 이하)이 있는 가구, 맞벌이 가구는 신청인과 배우자 각각의 총급여액 등이 3백만 원 이상인 가구로 정의하고 있다.¹³⁾ 다음으로 재산요건을 보면, 근로장려금의 신청·수급을 위해서는 재산합계액이 2억 4천만 원 미만이어야 하며, 부채액은 차감하지 않고 있다.¹⁴⁾

〈표 5-1〉 근로장려금 신청 자격요건

요건	내용
총소득 요건	■ 2024년(소득귀속연도 기준) 부부합산 연간 총소득이 가구원 구성에 따라 정한 아래 총소득 기준 금액 미만일 것 - 단독가구 2,200만 원, 홑벌이 가구 3,200만 원, 맞벌이 가구 4,400만 원 ※ 총소득이란? : 근로소득(총급여액), 사업소득(총수입금액 × 업종별 조정률), 종교인소득(총수입금액), 기타소득(총수입금액 - 필요경비), 이자 · 배당 · 연금소득(총수입금액)을 합한 금액
재산요건	■ 2024년 6월 1일 현재, 가구원¹⁾ 모두가 소유하고 있는 주택·토지·건물·예금 등 재산합계액이 2.4억 원²⁾ 미만 ■ 주택·토지·건축물(시가표준액), 승용자동차(시가표준액, 영업용 제외), 전세금³⁾, 금융자산·유가증권, 회원권, 부동산을 취득할 수 있는 권리 1) 1세대(가구)의 범위 - 2024.12.31. 현재 거주자와 다음의 ①, ②, ③에 해당하는 자가 구성하는 세대. ① 배우자 ② 거주자 또는 그 배우자와 동일한 주소 또는 거소에 거주하는 직계존비속 ③ 부양자녀 2) 재산가액에서 부채는 차감하지 않음 3) 주택은 간주 전세금(기준 시가×55%)과 실제 전세금 중 작은 금액, 상가는 실제 전세금으로만 평가. 신청자와 그 배우자의 직계존비속(그 배우자 포함)으로부터 임차한 주택은 실제 전세금과의 비교 없이 간주 전세금(주택가액의 100%)으로만 평가

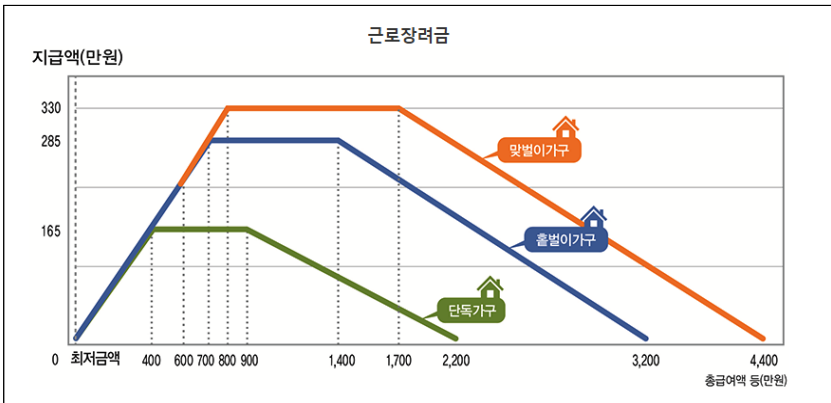
출처: 국세청 홈페이지,
<https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2452&cntntsId=7783>

13) '총급여액 등'은 근로소득(총급여액), 사업소득(총수입금액×업종별 조정률), 종교인소득(총수입금액)을 합산한 금액으로 정의됨.
14) 재산합계액이 2억 4천만 원 미만이나 1억 7천만 원 이상인 경우에는 산정된 근로장려금의 50%만 지급하고 있음.

한편, 총소득요건과 재산요건을 모두 충족할지라도, 과세 연도(2024년) 12월 말 기준 대한민국 국적 보유자가 아니거나(대한민국 국적 보유자와 혼인한 경우나 대한민국 국적의 부양자녀가 있는 경우는 가능), 2024년 중 다른 거주자의 부양자녀이거나, 거주자(배우자 포함)가 전문직 사업을 영위하고 있는 경우, 2024년 12월 말 기준 계속 근로하는 상용근로자의 월평균 근로소득이 500만 원 이상인 자(배우자 포함)는 근로장려금을 신청할 수 없다.

근로장려금 신청 자격요건에서는 총소득을 고려하는 반면, 근로장려금 지급액을 산정할 때는 근로소득, 사업소득, 종교인소득을 합산한 ‘총급여액 등’만을 고려하며, ‘총급여액 등’의 금액에 따라 지급액이 증가하는 점증 구간, 지급액이 최대 금액으로 고정되는 평탄 구간, 지급액이 감소하는 점감 구간이 있다([그림 5-1] 참조).

[그림 5-1] 근로장려금 지급 가능액(2024년 소득귀속연도 기준)



출처: 국세청 홈페이지,

<https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2450&cntntsId=7781>

다음 <표 5-2>는 소득귀속연도를 기준으로 하여 근로장려세제의 변화

내용을 최근 시점까지 정리한 것으로, 전반적으로 제도의 대상 범위 및 장려금 지급액 수준이 계속 확대되었음을 볼 수 있다. 우선, 대상 범위를 보면 초기에는 소득 파악의 어려움으로 인해 근로소득자만을 대상으로 하였으나, 다양한 고용 형태의 저소득자를 포괄하기 위해 사업소득자 등을 포괄하는 방향으로 변화하였다.

다음으로 총소득요건과 가구요건을 함께 살펴보면, 제도 초기에는 미국의 EITC 제도를 표방하여 배우자나 부양자녀가 있는 가구만을 대상으로 하였고, 부양자녀 수에 따라 근로장려금 지급액이 차등적으로 결정되는 구조를 반영하여 총소득요건도 부양자녀 수에 따라 다르게 적용되었다. 2013년부터는 맞벌이 가구로의 근로 유인을 제고하기 위해 부양자녀 수 대신 가구 유형별로 근로장려금을 산정하였으며, 이에 따라 총소득요건과 가구요건도 변화하였다. 또한, 배우자나 부양자녀 등이 없는 단독가구도 연령 제한과 함께 대상 범위로 포함하기 시작하였는데, 만 60세 이하의 고령층을 시작으로 점차 연령 제한이 완화되어 2018년에는 단독가구에 대한 연령 제한 요건이 폐지되었다.

주택요건의 경우, 제도 도입 초기 세대주 및 세대원이 모두 무주택자이거나 시가 5천만 원 이하의 주택 한 채 소유로 규정하였으나, 이후 소유 주택 1채에 대한 가격 요건은 계속 완화되었고, 주택요건과 재산요건이 중복적이라는 의견에 따라 결과적으로 2016년(소득귀속연도 기준)에 주택요건은 폐지되었다. 현재는 재산합계액에 기반한 재산요건만 적용하고 있으며, 재산합계액은 가구원 모두가 소유하고 있는 주택·토지·건축물, (비영업용) 자동차, 전세보증금, 금융자산, 회원권 등을 합산하여 산출한다.

한편, 근로장려금의 산정 방식이 ‘부양자녀 수’에서 ‘가구 유형’으로 변화하면서, 자녀장려세제가 추가 도입되어 2015년부터 시행되었다. 조세특례제한법 제100조의 27에 따르면, 자녀장려세제의 정책 목표는 저소

독자의 자녀양육비를 지원하기 위한 것으로, 저소득자의 근로 장려를 목표로 하고 있지 않다. 다만, 자녀장려금 신청 자격요건의 대부분이 근로 장려금의 자격요건을 준용하여 사용하고 있다. 소득귀속연도 2024년을 기준으로 볼 때, 근로소득, 사업소득 또는 종교인소득이 있는 가구에서 부양자녀 요건(18세 미만)과 총소득요건, 재산요건을 충족할 때 자녀장려금을 신청할 수 있다. 재산요건은 근로장려금과 동일하며, 총소득요건은 2022년(소득귀속연도 기준)까지는 4천만 원 미만이었으나, 최근에는 7천만 원 미만으로 크게 상향되었다. 또한, 자녀장려금 최대 지급액도 제도 초기에 부양자녀 1인당 50만 원에서 현재 100만 원으로 인상되었다.¹⁵⁾ 현재 자녀장려금의 경우, 근로장려금이 신청 시 18세 미만의 부양자녀가 있는 경우 자동으로 신청되므로, 부양자녀가 있는 가구는 자격요건 충족 시 근로장려금과 자녀장려금을 모두 받게 된다.

〈표 5-2〉를 살펴보면 근로장려금의 산정 방식을 가구 유형(단독, 홀별이, 맞벌이)으로 변경한 후 가장 큰 제도 확대가 이루어진 시점은 2018년(소득귀속연도 기준)임을 알 수 있다. 2018년에 세법 개정으로 근로장려금 최대 지급액이 증가하였고(특히, 단독가구), 모든 가구 유형에서 점증구간의 점증률이 상승하였지만 점증 구간의 범위는 감소하였다. 반면, 평탄 및 점감 구간은 확대되었는데(특히, 점감 구간), 이러한 변화는 근로장려금의 ‘소득지원’ 목표에 더 중점을 둔 개편으로 평가된다. 평탄 구간의 확대는 최대 지급액을 받는 가구의 비중을 증가시킬 수 있으며, 점감 구간의 확대는 기존에 혜택을 받지 못했던 새로운 가구를 대상으로 포괄하여 더욱 넓은 범위의 저소득 가구에게 소득지원 역할을 하게 됨을 의미하기 때문이다(권성오 외, 2021, p.43).

15) 자녀장려금은 평탄 구간에서 시작하여 지급액이 점감하는 구조를 갖는데, 총급여액 등이 상한 기준에 다다르더라도 부양자녀 1명당 지급되는 금액이 최소 50만 원이 되도록 점감률이 산정되어 있음.

	2008~2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
재산 요건	소규모 주택 포함 재산합계액 1억 원 미만				재산합계액 1억 4천만 원 미만 (단, 1억 원 이상은 50% 감액 지급)				2억 원 미만 (1.4억 원 이상 50% 감액 지급)				2억 원 4천만 원 미만 (1.7억 원 이상 50% 감액 지급)		
최대 지급액	120만 원	자녀 수에 따라 70(0명)~200만 원(3명 이상)	가구 유형별												
			단독가구: 70만 원 홀벌이 가구: 170만 원 맞벌이 가구: 210만 원			: 77만 원 : 185만 원 : 230만 원			: 85만 원 : 200만 원 : 250만 원			: 150만 원 : 260만 원 : 300만 원			: 165만 원 : 285만 원 : 330만 원
기타	3개월 이상 생계, 주거, 교육급여 수급자 제외	신청연도 3월에 생계, 주거급여 수급자 제외	기초생활수급자 제외 요건 폐지												
			근로장려금으로 국제 채납액 총량 조항 신설												근로소득자 반기 지급 신청 가능해진

출처: 연도별 조세특례제한법 '제10조의 2 근로 장려를 위한 조세특례' 내용을 토대로 저자 작성.

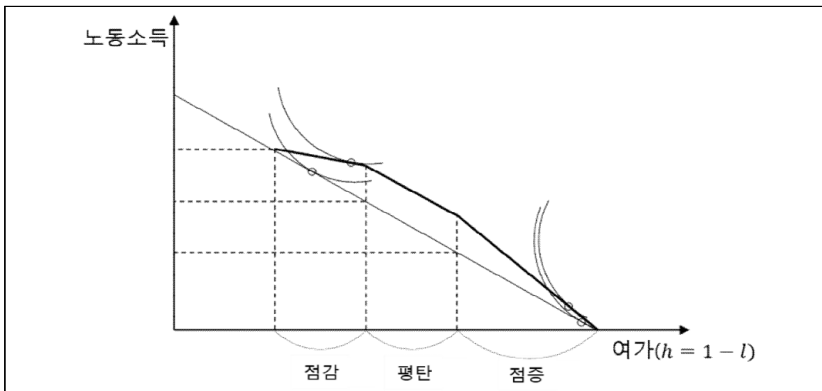
나. 근로장려세제 관련 쟁점 사항

저소득자의 ‘근로 장려’와 ‘소득지원’을 정책 목표로 내세우고 있는 근로장려세제의 도입은 기존에 기초생활보장제도와 사회보험으로 이원화되어 있었던 우리나라 사회안전망이 내포한 문제점을 완화하고자 하는 시도였음을 유추할 수 있다. 기초생활보장제도의 경우, 수급자의 도덕적 해이, 수급 기간 장기화 등의 복지 의존도 증가 이슈가 제기되었으며, 사회보험의 경우 보험료를 납부한 기여자만 혜택을 받음에 따라 발생하는 사각지대 문제가 존재하였다. 즉, 사회보험의 사각지대에 있는 불안정한 일자리에서 근로하는 저소득자는 실업 등의 사회적 위험 발생 시 쉽게 빈곤층으로 이행할 수 있다. 이와 같은 배경에서, 근로장려세제는 기존의 사회안전망에서 소외되었던 차상위계층(근로빈곤층)에 대한 소득지원 역할과 함께, 근로 능력이 있는 기초생활보장급여 수급자의 근로의욕 제고를 통해 탈빈곤을 도모하고자 하는 장기적 목표가 투영된 제도라 볼 수 있다(조선주 외, 2008, p.52).

법 조항에서는 근로장려세제의 목표 중 ‘근로 장려’와 ‘소득지원’ 중 어디에 더 중점을 두고 있는지 명확히 하고 있지 않으나, 관련 선행연구에 기반할 때 2018년 세법 개정 이전까지는 상대적으로 ‘근로 장려’에 보다 초점을 둔 것으로 판단된다. 최현수·이서현(2010, p.92)에 따르면, 근로장려세제 도입에 관한 최초 논의 단계에서는 ‘소득지원’ 효과를 강조하여 ‘근로소득지원세제’로 명칭하였으나, 이후 입법·설계 단계에서 지금의 명칭으로 변경하여 ‘근로활동 유인’ 성격을 강조하였다. 또한, 기획재정부(보도자료, 2013.9.9.)에 따르면, 소득귀속연도 기준 2013년에 근로장려금 산정 방식을 가구 유형으로 변경한 것은 가구 내 2차 소득자의 근로활동을 유인하기 위함이라고 설명되어 있다.

이러한 논의를 반영하듯, 제도 도입 이후 최근까지도 근로장려세제에 관한 연구는 주로 노동공급 효과에 초점이 맞추어져 있다. 앞에서 살펴보았듯이, 우리나라의 근로장려금은 점증, 평탄, 점감 구간으로 구성되어 있는데, 이론적으로 노동공급 증가가 나타날 수 있는 곳은 점증 구간뿐이다. 소득이 증가하면서 근로장려금도 증가하는 점증 구간에서는 노동공급을 증가시키는(여가 감소) 대체효과(substitution effect)와 노동공급을 감소시키는(여가 증가) 소득효과(income effect)가 함께 나타나면서 그 크기에 따라 노동공급(시간)이 증가할 수도, 감소할 수도 있다. 평탄 구간의 경우 소득효과만 나타나며, 점감 구간에서는 대체효과와 소득효과가 모두 노동공급을 감소시키는 방향으로 나타나게 되어 소득이 증가함에 따라 노동공급을 줄이게 된다.

[그림 5-2] 근로장려금이 노동공급(시간)에 미치는 영향



출처: 홍우형, 2021, p.81, <그림 1>.

근로장려금의 산정이 가구 유형에 따라 차등화되는 방식으로 변화한 후 가장 큰 제도 개편은 2018년(소득귀속연도 기준)에 이루어졌는데, 자격요건의 완화와 최대 지급액 증가 등 대체로 ‘소득지원’에 중점을 둔 변

화로 평가되고 있다. 최대 지급액이 크게 증가하면서 모든 가구 유형에서 점증 구간의 임금률(점증률)이 상승하였는데, 이는 노동공급에 정(+)의 영향을 미치는 대체효과를 강화할 것으로 예상할 수 있다. 다만, 점증 구간의 길이 감소는 이러한 근로 유인이 작용할 수 있는 가구의 비중이 감소할 수 있음을 의미하므로, 개편 전과 비교하면 노동공급에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 반면, 노동공급에 부(-)의 영향을 미치는 소득효과만 나타나는 평탄 구간의 확대는 근로장려금의 ‘소득지원’ 역할을 강화하고자 한 것으로 이해되며, 대체효과와 소득효과가 모두 노동공급을 감소시키는 방향으로 나타나는 점감 구간의 확대 또한 노동공급에 대한 부정적 영향을 감수하더라도 더 많은 저소득 가구를 제도의 대상 범위로 포괄하고자 하였음을 보여준다.

한편, 정책 목표에 대한 직접적인 논의 이외에도 근로장려세제 대상 집단에 대한 논의도 쟁점 사항 중 하나로 제기되고 있는데, 이것은 특히 단독가구를 대상으로 포함하고 있는 점과 관련이 있다. 김재진(2019)에서 제시한, 근로장려금을 수급하는 대표적인 가구는 2009년 40대 부부가구에서 2018년에는 50세 단독가구로 변화하여, 근로장려금 대상 집단에 대한 정책적 판단이 요구됨을 보여준다. 이는 2018년 개편 이후에도 지속되고 있는 현상으로, 귀속연도 2023년 기준 수급 가구(4,100,599가구) 중 단독가구는 2,865,740가구로 약 70%를 차지하고, 근로장려금 총 지급액(약 4조 5,636억 원) 중 단독가구에 지급된 금액은 약 2조 6,990억 원으로 약 51%를 차지한다. 또한 연령별로 보면 30세 미만 가구가 1,177,601가구, 60세 이상이 1,927,901가구로 전체 수급 가구의 약 76%를 차지한다.¹⁶⁾ 이영욱(2018)에서는 근로 능력이 있는 가구원이 근

16) 2024년 국세통계,

https://tasis.nts.go.kr/websquare/websquare.html?w2xPath=/ui/ep/e/a/UTWEP_EAA02.xml&sttPblYr=2024&sttsMtaInfrId=20240103N01202440253

로활동을 통해 소득을 창출하도록 하는 것이 기초생활보장급여 수급 가구의 자립을 지원하는 중요한 경로일 수 있다고 언급하면서도, 공공일자리사업 참여가 탈수급·탈빈곤에 부정적 영향을 미침을 제시하였다. 이는 근로장려금 수급에 있어서도 노인일자리 등 정부의 직접 일자리 사업에 참여하여 자격요건을 충족하는 경우, 근로를 통해 빈곤을 벗어나게 하려는 근로장려세제의 정책 목표를 고려하면 지원 대상으로 적절한가에 대한 논의의 여지를 남긴다. 정책 대상 집단에 대한 논의는 근로장려세제가 ‘근로 장려’라는 목표를 가지고 있음에도 자격요건에 노동시장 특성이 직접적으로 반영되지 않고 있음에 따라 발생하는 측면도 있다. 이에 윤희숙(2016)에서는 간헐적, 시간제 근로 등 노동시장과의 결합이 상대적으로 약한 저임금(저소득) 근로자 가구, 유자녀 저소득 가구가 집중적인 대상이 될 필요가 있다고 제시하기도 하였다.

정리하면, 근로장려세제는 저소득자에 대한 ‘근로 장려’와 ‘소득지원’을 목표로 하고 있으나, 어느 부분에 더 중점을 두어야 하는가에 대해서 사회적으로 합의된 방향이 없으며, 이에 따라 정책 대상 집단의 적절성에 대한 논의도 지속적으로 제기되고 있다. 다만, 한 가지 분명한 것은 제도의 방향에 대한 지속적인 논의를 위해서는 정책을 통해 개인(또는 가구)의 행태에 영향을 미치고자 한 바가 실질적으로 나타나고 있는지에 대해 계속해서 검토가 필요하다는 점이다. 근로장려세제의 경우, 기본적으로 일을 하여 번 소득이 있어야 신청할 수 있음을 고려할 때, 개인(또는 가구)에 대한 일차적인 영향은 노동공급 행태 변화로 나타나게 되며, 이는 가구의 시장소득 변화로 이어질 수 있다. 그리고 자격요건이 충족되어 근로장려금을 받게 되면, 이차적으로 가구 내 (가처분) 소득의 변화가 나타날 수 있게 되며, 이는 지출 행태 등의 변화로 이어질 수 있다. 이외에도 근로장려금이 점증, 평탄, 점감 구간으로 구성됨에 따라, 개인(또는 가구)

의 납세 행태에도 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 근로장려세제가 영향을 미칠 수 있는 다양한 행태 변화 중 노동공급과 관련한 선행연구를 간략히 살펴본 후, 2018년 세법 개정 이후 시점에 중점을 두고 노동공급에 미치는 영향을 분석해보고자 한다.

2. 근로장려세제 관련 선행연구

근로장려세제가 도입된 이후, 근로장려금의 효과에 관한 연구는 정책 목표로 명시하고 있는 노동공급과 소득지원을 중심으로 이루어져 왔는데, 그중에서도 노동공급에 대한 영향을 살펴본 연구가 더 많은 편이다. 앞에서 언급하였듯이, 근로장려세제가 유도하고자 하는 개인의 행태 변화는 일차적으로 노동공급과 연관되어 있는데, 노동공급은 노동시장 참여(외연적 확대, extensive margin) 또는 근로시간 변화 등을 통한 노동공급 변화(내연적 확대, intensive margin)로 구분되며, 이러한 노동공급 변화는 근로·사업소득의 변화로 이어져 나타나게 된다. 이에 따라, 노동공급 효과에 관한 선행연구들은 활용한 자료에 따라, 노동공급 행태를 나타내는 변수로 경제활동 참여 여부, 주간 평균 근로시간, 근로소득 등을 사용하여 실증분석을 수행하였다.

다음 <표 5-3>은 학술지에 게재된 논문을 중심으로 근로장려세제 노동공급에 관한 선행연구를 정리한 것으로, 대체로 2018년 세법 개정 이전 시점을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있다. 2018년 세법 개정 전에 이루어진 근로장려금의 노동공급 효과에 관한 선행연구들은 분석 기간, 사용 자료, 처치군과 대조군 정의 방법(정책변수 적용 방법) 등에 따라 다소 혼재된 결과를 보이지만, 대체로 점증 구간에서는 외연적 노동공급 확대 효과가 있는 것으로 보고하고 있다.

〈표 5-3〉 근로장려세제 노동공급 효과 관련 선행연구

저자	자료	분석 기간	분석 방법	정책변수	종속변수
박능후(2011)	복지패널	2008~2009	OLS	EITC 인식 여부	가구근로소득(+) 가구총근로일수(+)
송헌재(2012)	재정패널	2008~2009	DID	수혜 요건 (부양자녀)	노동공급: 점증(+), 평탄 및 점감(-)
박능후, 임금빈(2014)	복지패널	2010~2011	다중회귀 분석	EITC 인식 여부	임시일용직 대상 근로소득(+), 근로일수(No)
송헌재, 방홍기(2014)	재정패널	2008~2011	DID 고정효과	수급 여부 (자녀 요건)	부부가구/한부모가구 노동시장 참여: 점증(+)
염경윤, 전병욱(2014)	재정패널	2008~2011	OLS	지급 여부 지급액 등	전체 가구: No 가구 범위 한정: 근로시간(+), 근로월수(+)
유민이, 임다희, 조민호(2014)	복지패널	2006~2010	OLS, logit	근로장려 금 최대 금액	EITC 소득 기준 150% 이하 소득 가구 대상 취업 여부: 기혼자만(+)
정의룡(2014)	복지패널	2007~2010	PSM-DID	수급 여부	가구원: 근로소득(+), 취업 여부(No), 근로일수(No) 가구주/배우자: No
기재량, 김진희, 김재호(2015)	복지패널	2009~2011	패널회귀 분석	수급 여부	근로소득(-), 근로시간(No), 시간당 임금(-)
이대웅, 권기현, 문상호(2015)	복지패널	2008, 2012	PSM-DID DDD	수급 여부	경제활동참여(+), 근로시간/근로소득(No)
박종선, 황덕순(2016)	복지패널	2008~2012	PSM-DID	수급 여부	노동시장 참여 여부, 연간 근로일수, 연간 근로시간 대체로 No
홍민철, 문상호, 이명석(2016)	노동패널 복지패널 재정패널	2007, 2011 2007, 2011 2008, 2011	PSM-DID	수급 여부	활용 자료별 노동공급 효과(경제활동참여, 주당 근로시간) 혼재됨
김건태, 김윤영(2017)	복지패널	2012~2013	OLS, PSM	인지 여부 수급 여부	수급 여부-근로시간(-)
박지혜, 이정민(2018)	복지패널 가금복	2005~2016 2012~2017	Pooled OLS	자격요건 변수	노동시장 참여 여부 및 근로소득에 대해

104 개인의 행태 변화 유도를 위한 현금지원정책의 효과와 시사점에 관한 연구

저자	자료	분석 기간	분석 방법	정책변수	종속변수
	노동패널 재정패널	2004~2015 2009~2015			혼재된 결과
신우리, 송헌재(2018a)	재정패널	2009~2015	DID 고정효과	수급 여부	대체로 점증 구간 노동시장 참여(+)
신우리, 송헌재(2018b)	복지패널	2006~2011	DID 고정효과	수급 여부	점증 구간 노동시장 참여(+), 부부가구: 평탄/점감(-)
노혜진, 이지은(2020)	복지패널	2016, 2018	PSM-DID	수급 여부	배우자 여성의 경제활동참여(+), 근로소득(No)
홍우형(2021)	재정패널	2011~2015	DID 고정효과	산정 방식 변화	부소득자의 노동참여 여부/주평균 근로시간(+), 주소득자(No)
고지현(2022)	아동패널	2009~2019	DID, 패널회귀	자격요건, 최대 지급액(근 로+자녀장 려금)	2012년 근로장려금 확대 효과: 아동+여성 노동공급(No) 2014~2019년 확대 효과: 아동 +여성 주중 근로 여부(+), 주중 근로시간(+)
박지원(2022)	복지패널	2014~2017	표본 선택 모형	수급 여부	연간 근로일수(+), 주당 근로시간(+), 하지만 미취업자의 취업에 의한 효과 상당 부분, 수급 이전 근로자의 노동공급 변화 미미
이정우, 홍우형, 김두언(2022)	재정패널	2011~2017	DID	단독가구 연령 조건	단독가구 경제활동참가 여부, 근로시간에 제한적 +효과
고지현(2023)	재정패널	2010~2020	회귀분석	수급자격 요건	50세 이상 단독가구 경제활동 여부(소득활동 유무, 총급여액 유무, 근로소득 유무, 사업소득 유무)에 대한 영향 대체로 No
권성오(2023)	국세청 미시자료	2015~2019	집군분석	-	단절점 기준 납세 행태의 집군 나타나지 않음

저자	자료	분석 기간	분석 방법	정책변수	종속변수
김건태, 김윤영(2023)	복지패널	2005~2016	패널회귀 분석	수급액	임시일용직가구 연간 근로일수(+)
김주현, 조영민(2023)	노동패널	2018~2019	PSM-DID	수급 여부	경제활동참여(-), 근로시간(+) 및 가구 총소득(-)
신상화, 김문정(2023)	재정패널	2016~2019 (차수별, 변수별로 자료 연도 상이)	DID	신규 수급 여부+재산 요건	상용직/무배우자 가구 근로소득(+), 주요 일자리 근로시간(No)

주: 학술지에 게재된 논문 위주로 정리한 내용임.

한편, 2018년 세법 개정 이후 시점을 대상으로 한 선행연구에서도 노동공급 효과는 분석 방법, 연구자료 등에 따라 혼재된 결과를 보여준다. <표 5-3>에 제시된 학술지 이외 발간된 연구보고서를 간략히 살펴보면, 김문정 외(2020)에서는 자체 설문조사를 실시하여 세법 개정의 효과를 분석하였는데, 단독가구에서만 경제활동참여 확률 및 주된 일자리에서 근로시간의 증가가 나타나고, 그 외 가구의 가구주 및 배우자에게서는 유의한 노동공급 효과가 나타나지 않았다고 하였다. 동 연구에서는 EITC에 대한 인지 여부에 따른 추가적 분석을 실시하였는데, 제도를 더 인지하고 있다 하여도 노동공급 행태 변화가 통계적으로 유의미하게 나타나지는 않았다. 또한, 권성오 외(2021)에서는 재정패널을 이용하여 2018년 세법 개정에 따른 노동공급 효과를 분석하였는데, 처치군을 수급 여부로 정의할 경우 평탄 및 점감 구간에서 가구 내 경제활동 참가자 수의 증가가 나타나나, 처치군을 자격요건 충족 여부로 정의하게 되면, 유의미한 효과가 관찰되지 않았다. 진성진 외(2022)에서도 자격요건 충족 여부 변수를 구성하여 합성통제집단 이중차분법을 적용하여 노동공급 효과를 분석하였는데, 복지패널을 이용한 결과 노동시장 참여(extensive margin)와 노동시간 변화(intensive margin) 모두에서 통계적으로 유의한 결과가 나

타나지 않았다. 특히, 연령 제한 요건 폐지로 20대의 단독가구는 근로장려금 확대가 아닌 도입의 영향을 받았음에도, 노동시장 참여 증가 효과가 관찰되지 않았다. 반면, 고지현 외(2023)에서는 2017~2021년 국세청 미시자료를 활용하여 근로장려금 수급 경험이 외연적·내연적 노동공급(충급여액 유무, 충급여액) 확대에 유의한 영향을 미쳤음을 보였다. 또한, 2018년 세법 개정으로 신규 수급 대상이 된 30세 미만 단독가구를 대상으로 한 분석에서도 외연적·내연적 노동공급 증가가 관찰되었다고 제시하였다.

제2절 분석 방법

본 연구에서는 근로장려세제가 근로·사업소득에 기반하여 개인의 노동공급 행태에 영향을 미치고자 한 제도임을 고려하여 이에 관한 분석을 실시하고자 하며, 소득귀속연도 기준 2018년 세법 개정에 초점을 두고 정책 변화에 따른 영향을 분석하고자 한다. 앞의 선행연구 분석에서 살펴 보았듯이, 근로장려금의 노동공급에 관한 연구에서는 주로 패널자료를 활용하고 있으나, 본 연구에서는 가계금융복지조사 자료를 사용하고자 하며, 이에 직접적인 노동공급 관련 변수(예: 근로시간 등)보다는 노동공급 행태 변화를 반영하는 간접적인 변수(근로·사업소득액, 소득세, 공적연금사회보험료 등)를 활용하고자 한다.

1. 분석 자료 및 분석 대상

본 분석에서는 조사 연도 기준 2017~2023년 가계금융복지조사 미시 자료를 활용하였다. 동 자료는 개별 조사 연도의 횡단면 자료로서, 전국 약 20,000가구를 대상으로 가구 구성(가구주 및 가구원), 자산(실물자산, 금융자산, 금융자산 운용, 부동산 운용), 부채(금융부채, 부채 상환능력), 소득, 가계지출(경상이전지출, 주요 지출) 등을 조사하고 있다. 특히, 2017년 이후부터 조사항목 중 소득, 지출 등에 속하는 여러 변수를 국세청(과세자료), 보건복지부(사회보장시스템 현금급여 자료), 각 연금공단 등(급여 및 기여금 자료)에서 제공하는 행정자료로 보완하면서, 조사 자료가 갖는 단점을 완화하였다.

최근까지 근로장려금에 관한 선행연구에서 재정패널 및 한국복지패널이 가장 많이 활용되어 왔으나, 이들 패널자료는 상대적으로 조사 표본

규모가 작다 보니 근로장려금 수급 가구의 표본 수도 한정적이라는 단점을 갖고 있다. 이외에 국세청 근로장려금 미시자료의 경우, 패널자료에 비해 많은 표본을 확보하여 분석할 수 있고, 근로장려금 신고 가구 단위에서의 총급여액 등에 관해 정확한 정보를 담고 있다는 장점이 있으나, 개인 및 가구 단위의 특성 변수(예: 개인별 교육수준, 총 가구원 수 등)를 고려하지 못하는 단점이 있다.

가계금융복지조사의 경우 패널자료보다는 많은 표본을 확보할 수 있으며, 앞에서 언급하였듯이 행정자료와 연계하여 소득, 지출 등의 정보를 제공하고 있어 조사자료에 비해 정확도가 높다는 장점이 있다. 또한, 가구원의 특성을 고려할 수 있는 변수(혼인상태, 교육수준, 가구원 수 등)를 일부 활용할 수 있어, 국세청 자료 대비 장점이 있다. 다만, 횡단면 자료가 누적된 형태이기에, 패널자료에서처럼 측정되지 않는 개인의 특성을 고려할 수 없으며, 미시자료에서 근로장려금과 자녀장려금이 분리되지 않고 합산되어 제공되며 가구주에 매칭되어 있기에 실제 지급받은 가구원을 파악할 수 없다는 단점이 있다.

본 연구에서는 가계금융복지조사 자료가 지닌 특성을 고려하여, 가구원에 대한 조사 정보를 바탕으로 근로(자녀)장려금을 신청할 수 있는 가구 유형을 정의하여 분석을 실시하고자 한다. 가구 유형 분류는 혼인과 출산이 상대적으로 단시간에 이루어지지 않는다는 가정하에, 배우자 유무, 18세 미만 부양자녀 유무, 70세 이상 직계존속 유무 등을 기준으로 현행 근로장려금 가구 유형을 참조하여 다음과 같이 다섯 가지 유형으로 분류하였다. 다만, 근로장려금 자격요건에서 가구원의 재산합계액 산출시 형제·자매는 제외하기 때문에, 조사 대상 가구의 가구원에 형제, 자매, 기타 가구원이 포함된 가구는 분석 대상에서 제외하였다.

〈표 5-4〉 분석 가구 유형 분류

가구 유형			내용
단독가구			■ 1인 가구 ■ 가구 내 18세 미만 (손)자녀 없이, 가구주+성인자녀로만 구성된 가구 * 가구주와 성인자녀가 각각 단독가구로 근로장려금을 신청할 수 있는 가구
가족 가구	배우자N	부양자녀N	■ 배우자 없이, 70세 이상 부모만 있는 가구 * 가구 내 18세 이상 자녀가 있는 가구도 포함됨
		부양자녀Y	■ 배우자 없이, 부양(손)자녀가 있는 가구 * 18세 미만 부양(손)자녀가 1명이라도 있으면 여기에 포함됨 * 가구주의 부모가 함께 살고 있는 가구도 포함
	배우자Y	부양자녀N	■ 배우자가 있으며, 18세 미만 부양자녀가 없는 가구 * 가구 내 18세 이상 자녀 또는 부모와 함께 살고 있는 가구도 포함
		부양자녀Y	■ 배우자가 있으며, 부양(손)자녀가 있는 가구 * 18세 미만 부양(손)자녀가 1명이라도 있으면 여기에 포함됨 * 부모와 함께 살고 있는 가구도 포함됨

출처: 저자 작성

〈표 5-5〉는 근로·자녀장려금 수급 연도 기준, 가계금융복지조사 자료에서의 수급 가구 분포를 나타낸다. 소득귀속연도 기준 2018년 세법 개정은 2019년부터 적용되어 지급되었기에, 해당 시점을 전후로 조사 가구 중 수급 가구 비중이 상당히 증가하였음을 볼 수 있다. 2019년 이후 수급 가구 비중은 소폭 감소하는데, 이는 코로나19의 영향일 수 있다.

〈표 5-5〉 근로·자녀장려금 수급 가구 현황

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
비수급	가구 수	16,457	16,348	16,043	14,166	14,442	14,435	14,586
	비중	89.0	87.9	87.4	79.2	80.5	81.1	81.9
수급	가구 수	2,040	2,256	2,363	3,898	3,745	3,519	3,508
	비중	11.0	12.1	12.6	20.8	19.5	18.9	18.2
전체	가구 수	18,497	18,640	18,406	18,064	18,187	17,954	18,094
	비중	100	100	100	100	100	100	100

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 미시 원자료를 이용하여 저자 작성

〈표 5-6〉은 〈표 5-4〉에 따라 구분한 가구 유형별로 근로·자녀장려금 수급 가구의 분포를 보여준다. 수급 가구 중 단독가구로 분류된 가구의 비중이 지속적으로 증가하고 있음을 볼 수 있으며, 배우자가 없는 가구 유형은 상대적으로 적은 비중을 차지한다. 단독가구 다음으로 큰 비중을 차지하는 가구 유형은 부양자녀가 없는 유배우자 가구로, 해마다 증가하는 추이를 보인다. 근로·자녀장려금 수급 가구 중 18세 미만의 부양자녀가 1명이라도 있는 유배우자 가구 비중은 지속적으로 감소하였음을 볼 수 있다. ‘기타’는 5가지 가구 유형 분류에 속하지 않는 가구로, 예를 들면 가구주와 기혼자녀, 손자녀가 함께 살고 있어, 가구주와 기혼자녀가 각각 세금 신고를 할 것으로 예상되나, 재산 규모는 가구 단위로만 조사되어 이들 가구를 세금 신고 단위로 분류하기 어려운 경우 등을 포함한다.

후술하겠지만, 본 연구에서는 근로(자녀)장려금의 정책 변화를 반영하는 변수로, 5가지 가구 유형별, 부양자녀 수별, 연도별 최대 지급가능액을 활용하고자 한다. 미국과 달리, 한국의 경우 근로장려금의 노동공급 효과가 나타나는 대상 집단이 명확히 구별되지 않기에, 근로(자녀)장려금의 혜택을 받을 가능성이 있는 ‘저소득 가구’ 범위를 한정할 필요가 있다. 다만, 본 연구에서는 정책 변화가 노동공급 행태에 미치는 영향을 분석하고자

하며, 근로·사업소득은 노동공급 변화를 반영하게 되고, 노동공급 변화는 상대적으로 단시간에도 이루어질 수 있는 의사결정임을 고려하여, 자산 규모를 기준으로 분석 대상을 한정하고자 한다. 이는 가구의 자산 규모가 단시간에 조정되기 어렵다고 가정하였음을 의미한다. <표 5-7>은 근로·자녀장려금 수급 가구의 자산총액 10분위별 분포를 나타낸다. 수급 가구는 상대적으로 2분위 및 3분위의 분포가 높게 나타나면서 전반적으로는 5분위 이하에 상당수 분포하고 있음을 볼 수 있다. 이에 따라, 분석 대상은 가구 자산이 5분위 이하인 가구의 가구주 및 배우자이며, 가구 유형이 <표 5-4>의 5가지 중 하나로 분류되지 않는 가구는 제외한다.

<표 5-6> 근로·자녀장려금 수급 가구의 유형

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
단독 가구	가구 수	429	568	689	1,316	1,365	1,408	1,480
	비중	18.1	21.5	25.7	31.5	32.1	36.4	39.2
배우자N 부양자녀N	가구 수	37	35	46	86	80	89	93
	비중	1.7	1.5	1.7	2.1	2.2	2.6	3.0
배우자N 부양자녀Y	가구 수	181	190	189	184	187	170	158
	비중	9.3	9.1	8.8	4.9	5.4	5.3	4.7
배우자Y 부양자녀N	가구 수	565	590	647	1,443	1,395	1,249	1,229
	비중	25.6	23.4	25.1	36.3	37.1	34.2	33.4
배우자Y 부양자녀Y	가구 수	727	792	691	679	562	469	403
	비중	40.4	41.0	33.6	20.0	17.8	16.3	13.7
기타	가구 수	101	81	101	190	156	134	145
	비중	4.8	3.6	4.9	5.2	5.4	5.1	6.1
전체	가구 수	2,040	2,256	2,363	3,898	3,745	3,519	3,508
	비중	100	100	100	100	100	100	100

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 미시 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-7〉 근로·자녀장려금 수급 가구의 자산총액 10분위별 분포

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
1분위	가구 수	373	407	439	624	663	658	655
	비중	18.3	17.3	17.9	16.2	16.8	18.1	17.9
2분위	가구 수	460	481	493	759	735	675	709
	비중	23.8	22.4	22.4	20.9	20.4	19.5	21.1
3분위	가구 수	406	682	481	774	744	682	714
	비중	21.2	21.5	20.4	20.3	19.7	18.6	20.0
4분위	가구 수	335	372	400	618	576	526	541
	비중	17.0	17.3	18.4	16.7	16.0	16.0	16.3
5분위	가구 수	194	223	228	406	394	389	364
	비중	10.2	10.3	10.0	11.2	11.7	12.3	12.2
6분위 이상	가구 수	171	210	221	527	477	455	380
	비중	8.8	9.7	9.8	14.2	13.3	13.4	11.3
전체	가구 수	1,939	2,175	2,262	3,708	3,589	3,385	3,363
	비중	100	100	100	100	100	100	100

주: 기타로 분류된 가구 유형은 제외함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 미시 원자료를 이용하여 저자 작성

2. 분석 방법

본 장에서는 Bastian and Jones(2021)에서 사용한 분석 방법을 활용하여 근로(자녀)장려세제 확대가 노동공급 행태에 미친 영향을 분석하고자 한다. Bastian and Jones(2021)는 미국의 EITC 제도 변화가 근로 연령대 여성의 노동공급에 미친 영향을 분석하였는데, 이는 그간 미국의 EITC 관련 실증분석에서 주된 수혜 대상이 싱글맘이라는 연구가 누적되어 온 것에 기반한다. 동 연구에서는 소득이나 실제 EITC 수급 자격 여부와는 독립적으로 EITC 정책 변화를 나타낼 수 있는 단일 변수로 “최대 가능한 지급액(maximum possible EITC benefits available to each household)” 변수를 활용하였다. 해당 연구에서 노동공급과 관련한 중

속변수로는 연간 근로 주수(annual weeks worked), 주간 근로시간, 연간 소득(annual earnings) 등을 사용하여 Pooled OLS 방법을 활용하였는데, 이는 최대 가능 EITC 지급액이 노동공급 변화를 통한 경로 이외에는 종속변수와 관련되어 있지 않는다고 가정하였음을 의미한다. 미국의 경우, 근로장려금(EITC) 제도 자체도 부양자녀 수에 따라 지급액이 다르며, 연방정부의 지급액에 더하여 주정부 단위에서도 자체적으로 운영하는 근로장려세제가 있다. 이에 따라 동 연구에서는 연도, 주(state), 부양자녀 수에 따라 “최대 가능 지급액” 변수를 구성하였다.

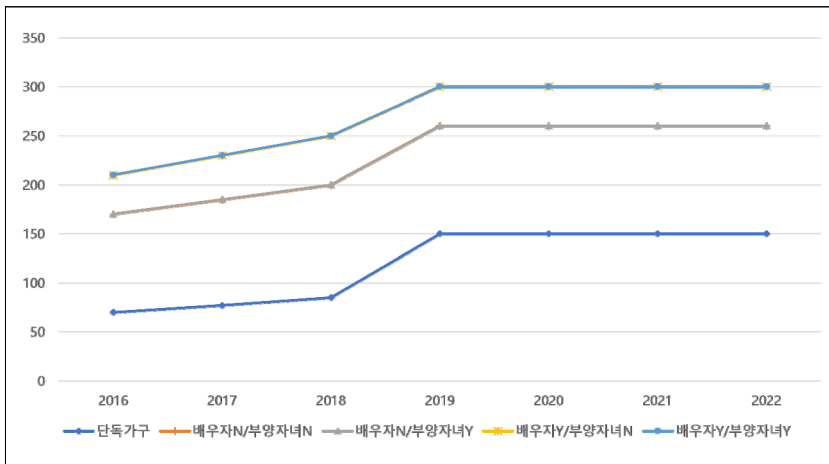
최근 국내에서는 송헌재·전병힐(2023)에서 이와 유사한 방식으로 최대 가능 지급액 변수를 정의하여 분석하였다. 우리나라의 경우, 별이 형태(홀별이, 맞별이 등)에 따라 최대 가능 지급액이 다르게 산정되고 있어, 홀별이 가구에서 맞별이 가구로의 전환은 가구 내 가구원의 노동공급 행태 변화로 나타날 수 있다. 이에 따라, 배우자가 있는 부부가구의 경우, 최대 가능 지급액은 맞별이 가구에 대한 최대 지급액(평탄 구간에서의 지급액)을 적용하였다.

본 연구에서는 선행연구에 기반하여 최대 가능 지급액 변수를 구성되, 앞에서 분류한 5가지 가구 유형, 연도, 부양자녀 수에 따라 최대 지급 가능액 변수를 구성하였다. 그리고 가계금융복지조사 자료가 자녀장려금 수급액을 합산하여 함께 제공함을 고려하여, 근로장려금만을 고려한 최대 가능 지급액(MaxEitc) 변수와 근로장려금과 자녀장려금을 함께 고려한 최대 가능 지급액(MaxEitcCtc) 변수를 각각 구성하였다. 여기서 최대 가능 지급액은 가구 유형 및 부양자녀 수에 따라 근로·자녀장려금의 평탄 구간에서 지급되는 금액을 적용하였으며, 소득조사 시점 초에 발표된 근로·자녀장려금 제도의 내용을 매칭하였다.

[그림 5-3]은 가구 유형별로 최대 가능한 근로장려금 지급액을 나타낸

것으로, 2019년(2018년 세법 개정 적용)에서 최대 지급액이 확대되었음을 볼 수 있다. 우리나라의 근로장려금은 현재 부양자녀 수에 따라 차등 적용되지 않기 때문에, 배우자 및 부양자녀가 모두 없는 가구와 배우자 없이 부양자녀만 있는 가구에 적용되는 근로장려금 최대 지급액이 동일하며, 이는 배우자가 있는 가구에서도 동일하다.

[그림 5-3] 최대 근로장려금 지급가능액(MaxEitc)

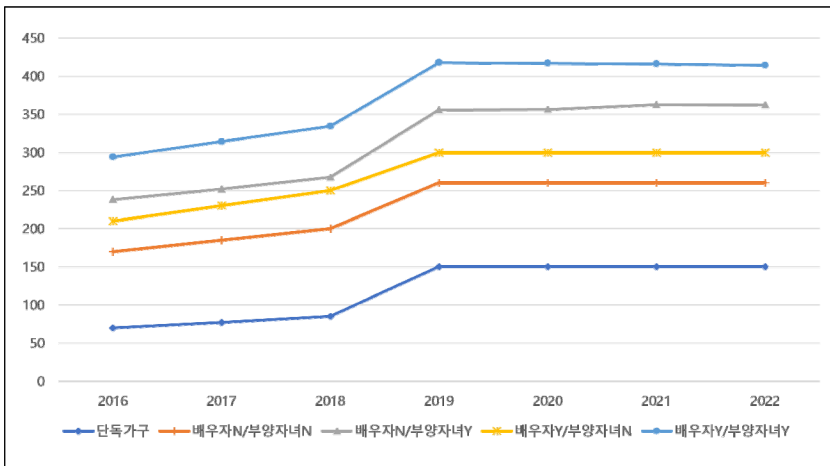


출처: 연도별 조세특례제한법 '제10조의 2 근로 장려를 위한 조세특례' 내용을 토대로 저자 작성.

[그림 5-4]는 자녀장려금을 함께 고려한 최대 가능 지급액 변화를 보여준다. 부양자녀 1인당 지급되는 우리나라 자녀장려금의 구조상 부양자녀가 늘어나면 자녀장려금 액수만큼 그래프가 상향 조정된다. [그림 5-4]는 가계금융복지조사 자료에서 부양자녀가 3인 이하인 가구를 대상으로 해당 가구의 가중치를 적용하여 최대 가능 지급액의 평균값을 나타낸 것으로, 부양자녀가 있는 경우의 최대 지급액이 가장 높게 나타나고, 그 다음으로 부양자녀 없이 배우자가 있는 가구(=맞벌이 가구에 대한 근로장려금 최대 지급액 적용)의 최대 지급액이 높게 나타난다. 자녀장려금을

함께 고려한 경우에도 2019년부터 최대 지급액이 상향 조정되었음을 볼 수 있으며, 단독가구에 대한 지급액 변화가 가장 큰 것을 알 수 있다.

[그림 5-4] 최대 가능 근로·자녀장려금 지급액(MaxEitcCtc)



주: 부양자녀가 있는 가구의 경우, 가계금융복지조사 자료의 가구가중치를 적용하여 산출한 평균 값임.

출처: 연도별 조세특례제한법 '제10절의 2 근로 장려를 위한 조세특례' 내용을 토대로 저자 작성.

이와 같이 구성된 정책 변화 변수를 활용하여, 본 장에서는 다음과 같은 회귀식을 Pooled OLS 방법으로 추정하고자 한다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 [MaxEitc_{h(i),t} \text{ or } MaxEitcCtc_{h(i),t}] + \alpha_2 X_{it} + \gamma_s + \eta_t + \epsilon_{ist}$$

여기서 X_{it} 는 가구주 또는 배우자의 특성을 나타내는 변수로, 연령, 연령
제공, 성별, 교육수준(고졸 이하=0, 대졸 이상=1), 혼인 유무(미혼, 사별,
이혼=0, 기혼=1), 가구 내 18세 미만 부양(손)자녀 수(0~3명), 가구 내 6
세 미만 자녀 유무(있는 경우=1), 가구의 총 가구원 수, 가구의 실물자산

규모(로그취합) 등을 포괄한다. γ_s 는 6개 권역을 나타내는 지역 더미변수이며, η_t 는 연도 더미변수이다. 행정자료가 반영된 가계금융복지조사는 2017년부터 2023년까지 가용하며, 조사 시 소득 및 재산 등은 전년도를 기준으로 응답하게 되어 있기에 소득 및 재산 기준으로는 2016~2022년 자료를 활용하는 것이라 볼 수 있다. 이때, 연도별 더미 변수를 고려하기는 하였으나 화폐단위의 값은 소비자물가지수(2020=100)를 적용하여 실질값으로 변환하여 사용하였다.

제3절 분석 결과 및 시사점

본 절의 분석 대상 표본은 가구 단위 자산총액이 5분위 이하인 가구 중 본 연구에서 구분한 5가지 가구 유형에 해당하며, 부양자녀가 최대 3인 이하인 가구의 가구주와 배우자이다. 앞에서 언급하였듯이, 가계금융복지조사에서 ‘가구’는 함께 살며 생계를 같이 하는 가구원을 모두 포괄하기 때문에, 세금 신고가 이루어지는 가구 단위와는 상이하다. 그리고 동자료에서 근로·자녀장려금 수급액은 가구 단위(가구주에 맵핑)로만 제공되므로, 실제 어떤 가구원이 신청하여 받았는지 확인할 수 없기에, <표 5-4>의 5가지 유형에 포함되지 않는 가구(예: 2대에 걸쳐 함께 사는 집 등)는 분석 대상에서 제외하였다. 또한, 노동공급 행태 변화는 가구주 및 배우자의 근로·사업소득에 영향을 미치기 때문에 자산 규모 변수를 활용하여 근로(자녀)장려금의 수혜 가능 가구 범위를 한정하였다. 마지막으로, 18세 미만 부양자녀가 3인을 초과하는 경우에는 자녀장려금을 포함한 정책변수 값을 크게 증가시키기에 분석 대상에서 제외하였다.

1. 기초통계

<표 5-8>에서 <표 5-12>는 본 절에서 다루는 분석 대상 가구의 근로·자녀장려금 수급 현황을 연도별로 정리하여 나타낸 것이다. <표 5-8>은 연도별 수급 가구 분포를 보여주는데, 전체 가구를 대상으로 하였던 <표 5-5>와 비교 시 수급 가구 비중이 상대적으로 더 높게 나타나지만, 2019년을 기점으로 수급 가구 비중이 증가한 추이는 동일하게 나타난다.

<표 5-9>는 각 가구 유형에 해당하는 가구 수와, 이 중 근로·자녀장려금을 수급한 가구 비중을 보여준다. 대체로 2019년 이후 수급 가구 비중

이 증가하였는데, 이는 부양자녀가 없는 가구 유형에서 더 두드러지게 나타났다. 특히, 배우자가 없는 가구 유형의 경우, 상대적으로 표본 수는 적으나 해당 유형의 가구 중 근로·자녀장려금을 수급하는 가구 비중은 다른 가구 유형에 비해 높게 나타났다. <표 5-10>은 분석 대상 가구 유형별로 근로·자녀장려금을 수급받은 가구의 수급액 평균과 중간값을 산출한 것으로, 2020년의 소비자물가지수를 기준으로 실질값으로 환산하여 제시하였다. 평균 실질 수급액은 모든 가구 유형에서 2019년을 전후로 상당히 증가하였음을 볼 수 있는데, 이는 2018년 세법 개정으로 근로장려금과 자녀장려금이 모두 확대됨에 따른 결과로 보인다. 근로·자녀장려금을 합산한 금액임을 반영하듯, 부양자녀가 있는 가구 유형의 평균 수급액이 더 높게 나타남을 볼 수 있으며, 배우자 없이 부양자녀가 있는 가구 유형에서 평균 수급액이 가장 높게 나타난다. 다만, 대체로 2019년 이후 평균 수급액 추이도 다소 감소하는 경향을 보인다.

<표 5-8> 분석 대상 가구 중 근로·자녀장려금 수급 가구 현황

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
비수급	가구 수	7,694	7,697	7,533	6,272	6,607	6,677	6,616
	비중	80.3	78.5	77.8	65.3	67.6	68.6	69.0
수급	가구 수	1,768	1,965	2,041	3,181	3,112	2,930	2,983
	비중	19.7	21.5	22.2	34.7	32.4	31.4	31.0
전체	가구 수	9,462	9,662	9,574	9,453	9,719	9,607	9,599
	비중	100	100	100	100	100	100	100

주: 가구 가중치값을 적용하여 산출함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-9〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급 가구 현황

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
단독 가구	가구 수	4,003	4,204	4,396	4,453	4,809	5,001	5,207
	수급 가구 비중	10.2	12.9	15.3	29.1	26.8	27.0	26.6
배우자N 부양자녀N	가구 수	198	190	184	180	187	178	204
	수급 가구 비중	16.6	17.8	25.2	44.6	40.8	47.0	45.2
배우자N 부양자녀Y	가구 수	389	373	336	313	294	272	249
	수급 가구 비중	46.6	50.7	55.2	56.9	58.7	57.7	59.6
배우자Y 부양자녀N	가구 수	3,015	3,083	3,042	3,044	3,048	2,942	2,826
	수급 가구 비중	17.5	17.1	19.0	38.1	37.5	34.8	35.4
배우자Y 부양자녀Y	가구 수	1,857	1,812	1,616	1,463	1,381	1,214	1,113
	수급 가구 비중	34.3	38.0	35.1	37.5	31.8	31.5	30.4

주: 가구 가중치값을 적용하여 산출함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-10〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급액 현황

(단위: 만 원)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
단독 가구	평균	53.5	54.8	57.2	107.4	97.2	93.8	85.8
	중간값	43.8	43.0	44.4	101.5	94.0	86.8	83.5
배우자N 부양자녀N	평균	50.9	61.0	88.0	177.0	109.2	123.1	117.0
	중간값	27.1	61.4	69.6	146.8	94.0	121.0	106.8
배우자N 부양자녀Y	평균	132.8	123.8	113.4	245.1	208.1	201.3	195.4
	중간값	125.3	102.4	92.8	234.3	206.0	188.3	188.5
배우자Y 부양자녀N	평균	92.5	95.9	90.4	143.2	133.8	130.1	118.1
	중간값	84.6	86.0	82.8	130.7	120.0	123.9	104.9
배우자Y 부양자녀Y	평균	117.6	103.4	99.9	198.1	181.0	174.4	153.5
	중간값	90.8	72.7	65.6	172.9	151.0	136.6	118.8

주: 가구 가중치값을 적용하여 산출함.

연도별 명목 금액을 소비자물가지수(2020=100)를 활용하여 실질금액으로 전환한 값임.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-11〉과 〈표 5-12〉는 가구 단위 자산총액 분위별로 근로·자녀장려금 수급 가구의 현황과 수급 가구의 평균 실질 수급액 추이를 보여준다. 2분위 및 3분위에서 상대적으로 수급 가구 비중이 높게 나타나며, 평균 실질 수급액 추이는 자산이 많을수록 감소하는 경향을 보이지만, 자산 규모별 수급액 차이는 〈표 5-10〉의 가구 유형별 차이보다는 작게 나타난다.

〈표 5-11〉 분석 대상 가구의 자산총액 분위별 근로·자녀장려금 수급 가구 현황

(단위: 가구, %)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
1분위	가구 수	2,047	2,072	2,028	1,985	2,133	2,093	2,149
	수급 가구 비중	19.9	20.8	22.1	32.8	32.0	33.3	31.2
2분위	가구 수	1,867	1,886	1,889	1,873	1,923	1,905	1,887
	수급 가구 비중	26.0	27.5	28.2	42.7	39.1	36.1	37.5
3분위	가구 수	1,850	1,947	1,940	1,913	1,996	1,965	1,909
	수급 가구 비중	23.2	26.0	25.6	41.7	37.9	34.9	35.7
4분위	가구 수	1,911	1,911	1,933	1,888	1,884	1,850	1,881
	수급 가구 비중	18.4	20.9	22.6	34.0	30.7	29.8	29.0
5분위	가구 수	1,787	1,846	1,784	1,794	1,783	1,794	1,773
	수급 가구 비중	11.1	12.5	12.5	22.7	22.4	22.9	21.5

주: 가구 가중치값을 적용하여 산출함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-12〉 분석 대상 가구의 자산총액 분위별 근로·자녀장려금 수급액 현황

(단위: 만 원)

수급 연도		2016년	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년	2022년
1분위	평균	108.4	92.5	93.0	156.6	136.0	130.7	114.4
	중간값	75.2	70.7	69.6	140.8	118.0	112.2	104.9
2분위	평균	102.4	95.7	91.7	145.2	149.7	136.6	121.7
	중간값	73.1	75.8	70.6	135.7	128.0	122.0	103.0
3분위	평균	98.8	94.4	87.9	153.0	134.3	130.0	112.6
	중간값	73.1	70.7	63.6	132.7	115.0	114.1	99.3
4분위	평균	88.4	88.1	82.6	139.1	121.5	116.9	111.8
	중간값	69.9	59.4	53.5	124.7	101.0	98.5	97.5
5분위	평균	83.1	76.3	61.9	121.8	109.1	108.1	95.7
	중간값	64.7	48.1	38.4	93.5	90.0	97.6	82.6

주: 가구 가중치값을 적용하여 산출함

연도별 명목 금액을 소비자물가지수(2020=100)를 활용하여 실질금액으로 전환한 값임.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

다음으로 〈표 5-13〉은 소득조사 시점 기준 2016~2022년 기간에 근로·자녀장려금을 수급받은 적이 있는 가구와 그렇지 않은 가구를 구분하여, 가구 유형별로 가구주 및 배우자의 인적 특성과 노동시장 참여 특성 등을 보여준다. 단독가구와 배우자가 없는 가구의 경우 가구주만 분석 대상에 포함되었기에 이들 가구 유형은 가구주의 특성이, 배우자가 있는 가구는 가구주와 배우자 특성이 함께 반영되어 있음을 유의해야 한다.

우선, 가구주가 여성인 비율을 보면, 단독가구, 배우자 없이 부양자녀 있는 가구에서 여성 가구주의 비율이 높게 나타나며, 배우자가 있는 가구의 경우 여성 가구주 비율이 매우 낮게 나타난다. 이러한 경향은 근로·자녀장려금 수급 가구와 비수급 가구 모두 유사하나, 수급 가구에서 여성 가구주 비율이 다소 높게 나타난다. 가구주와 배우자의 평균 연령을 보면, 단독가구와 부양자녀 없이 배우자가 있는 가구의 평균 연령이 60대 초반으로 높게 나타나며, 부양자녀가 있는 가구의 가구주 및 배우자의 평

균 연령은 40대로 나타난다. 이러한 특성은 근로·자녀장려금 수급 여부에 상관없이 유사하게 나타난다. 대졸 이상인 가구주 및 배우자 비율로 교육수준을 살펴보면, 상대적으로 가구주 및 배우자의 평균 연령이 높게 나타났던 단독가구와 부양자녀 없는 유배우자 가구에서 대졸 이상 비율이 낮게 나타남을 볼 수 있다. 그리고 상대적으로 평균 연령대가 젊게 나타났던 부양자녀가 있는 유배우자 가구에서 대졸 이상 비중이 높게 나타난다. 근로·자녀장려금 수급 여부별로 보면, 상대적으로 수급 가구에서 최종학력이 낮게 나타남을 볼 수 있다.

다음으로 가구주 및 배우자의 근로 특성 변수는 조사 시점 기준 종사상 지위 항목을 이용하여 살펴보았다. 상용직, 임시·일용직, 자영업 등(고용주가 있는 자영업자, 고용주가 없는 자영업자, 무급가족종사자 등)에 해당하는 경우, 노동시장에 참여하고 있는 것으로 구분하였다. 우선, 노동시장 참여 비중을 보면, 단독가구 유형 중 $t-1$ 년에 근로·자녀장려금을 수급받았고 t 년도 3월 말 기준 근로활동을 한 가구주 비중은 73.4%로 나타난다. 대체로 근로·자녀장려금 수급 가구에서 근로활동을 한 가구주 및 배우자 비중이 높게 나타남을 볼 수 있다. 종사상지위를 상용직, 임시·일용직, 자영업의 3가지로 구분하여 보면, 부양자녀가 있는 무배우자 가구를 제외하고는 근로·자녀장려금 수급 가구에서 상용직 비율이 낮게 나타난다. 그리고, 상대적으로 대졸 이상 비율이 높게 나타났던 가구 유형에서 가구주 및 배우자의 상용직 비율이 높게 나타남을 볼 수 있다. 임시·일용직의 경우, 상용직 비율과는 달리 근로·자녀장려금 수급 가구에서 해당 비율이 높게 나타나며, 이는 부양자녀가 있는 무배우자 가구를 제외한 모든 가구 유형에서 관찰된다. 그리고 유배우자 가구의 경우, 가구주 기준 임시·일용직 비율(<표 5-13>에서 괄호 안의 값)보다 가구주와 배우자를 함께 고려할 때 해당 비율이 높아지는 경향을 보여 배우자의 임시·일용직

비율이 높음을 유추할 수 있다.

가구 유형별, 근로·자녀장려금 수급 여부별 연간 근로 및 사업소득 평균값을 보면,¹⁷⁾ 상대적으로 평균 연령대가 높게 나타났던 단독가구와 부양자녀 없는 유배우자 가구의 연간 소득이 낮게 나타남을 볼 수 있다. 그리고 대체로 근로·자녀장려금 수급 가구의 연간 근로·사업소득이 평균적으로 더 낮게 나타남을 볼 수 있다.

마지막으로, 총 가구원 수를 살펴보면, 단독가구는 1인 가구 이외에도 단독가구로 세금 신고 가능성이 있는 가구를 포함하였기에, 평균적으로 1.1~1.4명으로 나타나며, 부양자녀가 있는 유배우자 가구에서 평균 가구원 수가 3.9명으로 가장 많게 나타난다. 평균 총 가구원 수는 근로·자녀장려금 수급 여부에 따라서는 큰 차이를 보이지는 않는다.

〈표 5-13〉 분석 대상 가구 유형별 근로·자녀장려금 수급 여부별 가구주 및 배우자 특성

(단위: %, 세, 만 원, 명)

가구 유형		단독가구	배우자N		배우자Y	
			부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
가구주 여성 비율	비수급	63.9	24.2	68.1	7.9	4.4
	수급	67.6	22.5	74.1	11.2	5.0
가구주/배우자 연령 평균	비수급	60.6	49.9	47.9	61.7	40.6
	수급	60.2	50.7	44.2	62.0	41.1
가구주/배우자 대출 이상 비율	비수급	19.9	30.4	21.8	16.3	53.6
	수급	15.4	22.2	28.7	11.9	40.0
가구주/배우자 노동시장 참여 비율	비수급	52.0	74.6	65.3	56.5 (67.7)	74.4 (96.0)
	수급	73.4	84.2	88.3	62.9 (75.7)	70.7 (94.6)

17) 해당 값은 연간 근로·사업소득이 0인 가구주 및 배우자도 포함하여 산출한 값임을 유념하기 바람.

가구 유형		단독가구	배우자N		배우자Y	
			부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
가구주/배우자 상용직 비율	비수급	46.1	46.2	36.8	36.8 (39.7)	65.5 (72.0)
	수급	29.0	39.2	53.5	27.2 (28.8)	51.7 (59.0)
가구주/배우자 임시일용직 비율	비수급	29.7	23.9	39.9	25.7 (23.0)	14.9 (9.2)
	수급	51.2	39.0	29.5	40.6 (36.1)	26.1 (18.5)
가구주/배우자 자영업 등 비율	비수급	24.2	29.8	23.3	37.5 (37.3)	19.6 (18.8)
	수급	19.8	21.8	17.0	32.1 (35.1)	22.2 (22.5)
가구주/배우자 근로·사업소득 평균(실질값)	비수급	1,346.7	2,138.5	1,846.4	1,362.7	2,779.4
	수급	1,157.6	2,025.3	1,867.7	1,150.5	1,746.8
총 가구원 수 평균	비수급	1.1	2.2	2.8	2.5	3.9
	수급	1.4	2.3	2.8	2.7	3.9

주: 1) 괄호 안의 값은 가구주 대상 산출값임.

2) 근로·사업소득은 0을 포함한 평균값이며, 소비자물가지수(2020=100)를 활용하여 실질금액으로 전환한 값임.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

2. 회귀분석 결과

2016~2022년 기간에 근로(자녀)장려금의 정책 변화가 가구주 및 배우자의 노동공급 행태에 어떠한 영향을 미쳤는지 앞에서 설명한 모형의 추정 결과를 제시하고자 한다. 정책 변화를 나타내는 변수는 가구 유형별, 부양자녀 수별, 연도별 근로장려금의 최대 가능 지급액(MaxEitc)과 근로+자녀장려금의 최대지급가능액(MaxEitcCtc)을 활용하였다. 근로·사업소득 유무 또는 근로·사업소득 금액 등으로 측정한 노동공급 행태에 대한 영향 분석에서는 근로장려금 변수(MaxEitc)만 활용하여도 가능하나, 근로장려금 수급액을 종속변수로 사용하고자 할 경우, 근로장려금과 자녀장

려금의 합산 금액만 제공하는 가계금융복지조사 자료의 한계로 인해 분석이 불가하다. 이에 정책변수를 두 가지로 구성하여 분석을 실시하였다.

노동공급 행태를 나타내는 변수로는 조사 시점에서의 근로 여부, 소득 기준 시점에서의 근로·사업소득 유무 및 금액을 일차적으로 활용하였다. 이외에도 노동공급 행태 변화에 따른 근로·사업소득 변화는 개인이 연간 납부하는 소득세, 공적연금사회보험료 수준에도 영향을 미칠 수 있기에 이에 대한 분석도 추가적으로 실시하였다.

분석 모형에서 통제변수로 포함된 가구주 및 배우자의 인적 특성 변수는 연령, 연령제곱, 교육수준 더미(대졸 이상=1), 혼인 여부 더미(기혼=1)가 있으며, 가구 단위 특성 변수로는 가구 내 18세 미만 부양(손)자녀 수(0~3명), 가구 내 6세 미만 자녀 유무(있는 경우=1), 총 가구원 수, 가구의 로그 실물자산 규모를 포함하였다. 이외에 지역 및 연도 더미변수를 추가하였으며, 통제변수에 대한 추정 결과값은 따로 제시하지 않았다.

한편, 가구주와 배우자의 노동공급 행태 변화가 다를 수 있음을 고려하여 가구주 및 배우자를 구분한 분석을 먼저 실시하였는데, 가계금융복지조사 미시자료에서는 가구원 가중치를 제공하지 않기에, 이때는 가중치를 적용하지 않고 회귀분석을 실시하였다. 이후 추가로 본 연구에서 구분한 가구 유형별로 가구주의 노동공급 행태 변화가 다르게 나타나는지 분석할 때에는 가구주만을 대상으로 하기에, 가구 단위로 제공된 가중치를 적용하여 분석하였다.

우선, <표 5-14>에서 근로·자녀장려금의 정책 변화가 조사 시점의 근로 여부에 미친 영향을 살펴보면, 활용한 정책변수와 분석 대상(가구주 또는 배우자)에 따라 차이가 나타난다. 근로장려금 최대 지급액이 1만 원 증가할 때, 대체로 가구주의 근로 확률은 유의미하게 변하지 않으며, 배우자의 경우 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 다만, 근로·자녀장

려금 최대 지급액 변수를 사용할 경우, 분석 대상 기간에 가구주 및 배우자의 근로 확률이 모두 감소하거나 통계적 유의성이 낮게 나타난다. <표 5-15>는 다섯 가지 가구 유형별로 근로·자녀장려금의 정책 변화가 조사 시점의 근로 확률에 미친 영향을 분석한 결과를 보여주는데, 부양자녀가 없는 가구는 근로장려금 최대 지급액과 근로·자녀장려금 최대 지급액이 동일하기에 동일한 추정 결과가 나타남을 볼 수 있다. 근로장려금 최대 지급액의 증가는 단독가구와 부양자녀가 없는 유배우자 가구에서 가구주의 근로 확률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타난다. <표 5-14>와 <표 5-15>의 결과를 종합하면, 부양자녀가 있는 가구에서는 근로·자녀장려금의 확대가 가구주나 배우자의 노동시장 참여를 감소시키거나 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 부양자녀가 있는 경우 본 분석 모형에서 고려되지 못한 다른 요인들이 노동공급 행태에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

<표 5-14> 근로·자녀장려금의 정책 변화(t-1기)가 조사 시점(t기 3월) 근로 여부에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하		자산총액 3분위 이하	
	가구주	배우자	가구주	배우자
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	-0.0001* (0.0001)	0.0013*** (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	0.0008*** (0.0003)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-0.0002*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0004)	-0.0002* (0.0001)	-0.0011* (0.0006)
가구주 or 배우자 인적 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	48,030	28,076	23,712	11,022

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-15〉 근로·자녀장려금의 정책 변화($t-1$ 기)가 조사 시점(t 기 3월) 가구 유형별
가구의 근로 여부에 미친 영향

	단독가구	배우자N		배우자Y	
		부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.0013*** (0.00002)	0.0011 (0.0008)	0.0006 (0.0006)	0.0005*** (0.0002)	0.0000 (0.0001)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	0.0013*** (0.00002)	0.0011 (0.0008)	-0.0013 (0.0025)	0.0005*** (0.0002)	-0.0004 (0.0004)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	17,628	1,033	1,293	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함. 자산총액 5분위 이하 가구 모두를 대상으로 분석함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-16〉과 〈표 5-17〉은 근로·자녀장려금의 정책 변화가 동일 시점에서 연간 벌어들인 근로·사업소득 유무에 영향을 미쳤는지 살펴본 것으로, 연간 근로·사업소득이 0보다 큰 경우 근로활동을 한 것으로 간주하였다. 이는 t 년도 상반기에 근로·자녀장려금 신청 안내가 공표되었을 때, 이를 토대로 그해 노동공급 행태를 변화시켜 연간 근로·사업소득이 발생하였는지를 분석한 것이라 볼 수 있으며, 제도 자체에 대해서는 인지를 하고 있다는 가정을 기반으로 한다. 〈표 5-16〉과 〈표 5-17〉의 결과를 보면, 추정 계수값의 크기는 다소 차이가 있으나, 근로장려금 또는 근로·자녀장려금 최대 지급액 변화가 근로·사업소득 유무로 측정한 근로 확률에 미치는 영향은 앞에서 조사 시점의 근로 여부에 대한 분석과 질적으로 유사하게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 즉, 근로장려금 최대 지급액 증가는 가구주에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않으나, 배우자의 근로 확률에는 긍정적 영향을 미친 것으로 나타난다. 다만, 근로·자녀장려금 최대 지급액 변수를 사용하는 경우, 배우자에 대한 영향도 통계적 유의성

을 잃거나 근로장려금 변수와 반대로 근로 확률을 감소시키는 것으로 나타난다. 또한, <표 5-17>의 가구 유형별 분석에서도 근로(자녀)장려금 확대가 단독가구와 부양자녀가 없는 유배우자 가구의 가구주 근로 확률에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타나고 있다.

<표 5-16> 근로·자녀장려금의 정책 변화가 연간 근로·사업소득 유무에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하		자산총액 3분위 이하	
	가구주	배우자	가구주	배우자
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.0001 (0.0001)	0.0016*** (0.0002)	0.0001 (0.0001)	0.0011*** (0.0003)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-0.0000 (0.0001)	-0.0009** (0.0004)	-0.0000 (0.0001)	-0.0004 (0.0006)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	48,030	28,076	23,712	11,022

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

<표 5-17> 근로·자녀장려금의 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 근로·사업소득 유무에 미친 영향

	단독가구	배우자N		배우자Y	
		부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.0013*** (0.0002)	0.0005 (0.0005)	0.0005 (0.000)	0.0003** (0.0002)	0.0000 (0.0001)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	0.0013*** (0.0002)	0.0005 (0.0005)	-0.0025 (0.0016)	0.0003** (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	17,628	1,033	1,293	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함. 자산총액 5분위 이하 가구 모두를 대상으로 분석함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

다음으로 <표 5-18>과 <표 5-19>는 근로·자녀장려금의 정책 변화가 연간 근로·사업소득 금액에 영향을 미쳤는지 분석한 것으로, 가구주의 경우 최대 지급액의 확대가 연간 근로·사업소득을 감소시킨 것으로 나타난다. 즉, 근로(자녀)장려금 최대 지급액 1만 원 증가는 연간 근로·사업소득을 약 5~6만 원 감소시킨 것으로 나타난다. 배우자의 경우, 근로장려금 최대 지급액의 변화는 연간 근로·사업소득에 긍정적 영향을 미쳤으나, 근로·자녀장려금 최대 지급액의 변화는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. <표 5-19>의 가구 유형별 분석을 보면, 근로장려금 최대 지급액의 확대는 모든 가구 유형에서 가구주의 연간 근로·사업소득을 증가시키는 것으로 나타나나, 자녀장려금 최대 지급액을 함께 고려할 경우 부양자녀가 있는 가구에서 유의한 영향이 관찰되지 않는다.

<표 5-18> 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 근로·사업소득에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하		자산총액 3분위 이하	
	가구주	배우자	가구주	배우자
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	-6.0335*** (0.3468)	4.8900*** (0.4663)	-4.2126*** (0.3989)	3.7450*** (0.6875)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-5.2617*** (0.3373)	0.3119 (1.0966)	-3.7573*** (0.3900)	-0.5959 (1.5822)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	48,030	28,076	23,712	11,022

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-19〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 근로·사업소득에 미친 영향

	단독가구	배우자N		배우자Y	
		부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	5.5705*** (0.7264)	12.8784*** (3.6371)	5.8648** (2.6454)	3.7178*** (0.9660)	9.7599*** (1.8742)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	5.5705*** (0.7264)	12.8784*** (3.6371)	-9.5566 (9.6222)	3.7178*** (0.9660)	-1.1116 (4.1155)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	17,628	1,033	1,293	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함. 자산총액 5분위 이하 가구 모두를 대상으로 분석함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

노동공급의 외연적, 내연적 변화는 근로·사업소득의 변화를 통해 가구주 또는 배우자 개인이 납부하는 연간 소득세 및 공적연금사회보험료(국민연금, 건강보험, 고용보험 등) 수준에도 영향을 줄 수 있다. 〈표 5-20〉과 〈표 5-21〉은 연간 납부한 소득세에 대한 분석 결과를, 〈표 5-22〉와 〈표 5-23〉은 연간 납부한 공적연금사회보험료에 대한 분석 결과를 보여준다. 앞에서 근로(자녀)장려금의 최대 지급액 확대가 가구주의 연간 근로·사업소득에 부(-)의 영향을 미친 결과와 유사하게, 가구주가 납부하는 연간 소득세 및 공적연금사회보험료도 분석 대상 기간에 감소한 것으로 나타난다(〈표 5-20〉 및 〈표 5-22〉 참조). 가구 유형을 구분하여 볼 경우, 단독가구를 제외하고는 가구주가 부담하는 연간 소득세에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타나는 반면(〈표 5-21〉 참조), 연간 공적사회보험료는 부양자녀가 없는 가구 유형의 가구주에는 대체로 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타난다(〈표 5-23〉 참조). 소득세의 경우, 다양한 공제제도가 있기 때문에 근로·사업소득 변화에 따른 변화 방향을 예

상하기 상대적으로 어려우나, 공적연금사회보험료의 경우, 개인이 버는 월 보수액을 기반으로 산정되기에 연간 납부하는 공적연금사회보험료의 증가는 노동공급 확대를 어느 정도 간접적으로 반영할 것으로 예상된다.

〈표 5-20〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 소득세에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하		자산총액 3분위 이하	
	가구주	배우자	가구주	배우자
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	-0.3152*** (0.0318)	0.0961** (0.0445)	-0.1619*** (0.0311)	-0.0003 (0.0697)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-0.2513*** (0.0303)	0.1634 (0.1350)	-0.1440*** (0.0296)	0.0577 0.9766***
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	48,030	28,076	23,712	11,022

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-21〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 소득세에 미친 영향

	단독가구	배우자N		배우자Y	
		부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.2105*** (0.0802)	0.4190* (0.2517)	-0.0494 (0.2177)	0.0971 (0.0948)	1.1340*** (0.3923)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	0.2105*** (0.0802)	0.4190* (0.2517)	0.2452 (0.5717)	0.0971 (0.0948)	-0.4533 (0.4807)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	17,628	1,033	1,293	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함. 자산총액 5분위 이하 가구 모두를 대상으로 분석함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-22〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 연간 공적연금사회보험료에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하		자산총액 3분위 이하	
	가구주	배우자	가구주	배우자
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	-0.5151*** (0.0308)	0.5644*** (0.0408)	-0.3431*** (0.0370)	0.3597*** (0.0553)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-0.4275*** (0.0300)	-0.0353 (0.0981)	-0.3023*** (0.0357)	-0.2065 (0.1334)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	48,030	28,076	23,712	11,022

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

상대적으로 일관되게 근로(자녀)장려금의 긍정적 노동공급 영향이 관찰되는 단독가구 가구주를 살펴보면, 근로장려금 최대 지급액 1만 원 증가는 분석 대상 기간에 평균적으로 단독가구 가구주의 연간 근로·사업소득을 약 5.6만 원 증가시켰으며, 연간 납부 소득세는 약 2천 원, 연간 납부 공적연금사회보험료는 약 6천 원 증가시킨 것으로 나타난다. 다만 앞에서 살펴보았듯이, 단독가구 유형의 가구주 평균 연령은 약 60세로 고령층을 대표하고 있어, 이들의 노동시장 참여가 정부의 일자리 사업이 아닌 실질적 노동시장에서 어느 정도 이루어지고 있는지 등에 관한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

〈표 5-23〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 가구 유형별 가구주의 연간 공적연금사회보험료에 미친 영향

	단독가구	배우자N		배우자Y	
		부양자녀N	부양자녀Y	부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.6000*** (0.0621)	0.9267*** (0.2859)	0.5232** (0.2190)	0.5686*** (0.0784)	1.1448*** (0.1438)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	0.6000*** (0.0621)	0.9267*** (0.2859)	-0.2059 (0.8441)	0.5686*** (0.0784)	0.0070 (0.3454)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	17,628	1,033	1,293	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함. 자산총액 5분위 이하 가구 모두를 대상으로 분석함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

한편, 〈표 5-24〉와 〈표 5-25〉는 배우자가 있는 가구 유형만을 대상으로 가구주 및 배우자 각각의 연간 근로·사업소득이 모두 0보다 큰 경우를 맞벌이로 정의하였을 때, 근로·자녀장려금 최대 지급액 변화가 맞벌이 여부에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 〈표 5-24〉를 보면, 근로장려금 최대 지급액 증가는 맞벌이 확률을 높이는 것으로 나타나지만, 근로·자녀장려금 최대 지급액 변화는 대상 가구에는 유의한 영향이 없었다. 〈표 5-25〉에서 가구주 및 배우자의 합산 근로·사업소득액에 대한 분석 결과를 보면, 대체로 근로(자녀)장려금의 최대 지급액 증가가 부부 가구의 소득에 정(+)의 영향을 미쳤음을 볼 수 있다.

〈표 5-24〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 유배우자 가구의 근로·사업소득 유무 기준 및 별이 여부에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하 가구주	자산총액 3분위 이하 가구주	자산총액 5분위 이하	
			부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	0.0014*** (0.0002)	0.0008** (0.0003)	0.0013*** (0.0002)	0.0016*** (0.0003)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	-0.0003 (0.0004)	0.0002 (0.0007)	0.0013*** (0.0002)	-0.0011 (0.0009)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	28,076	11,022	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-25〉 근로·자녀장려금 정책 변화가 유배우자 가구의 부부합산 근로·사업소득에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하 가구주	자산총액 3분위 이하 가구주	자산총액 5분위 이하	
			부양자녀N	부양자녀Y
근로장려금 최대 지급액(MaxEitc)	12.0584*** (1.0900)	11.2610*** (1.4978)	9.0663*** (1.1805)	16.2457*** (2.1640)
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	6.0275*** (2.1102)	5.6786* (3.1035)	9.0663*** (1.1805)	0.5369 (4.8411)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	28,076	11,022	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함.
출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

이상의 결과를 요약하면, 2016~2022년 기간에 근로장려금의 확대(최대 지급액 증가)로 배우자의 노동시장 참여에 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타나며, 배우자의 연간 근로·사업소득도 통계적으로 유의하게 증가시킨 것으로 나타난다. 그러나 가구주의 노동시장 참여에는 유의미한 영향이 관찰되지 않으며, 연간 근로·사업소득은 오히려 감소한 것으로 나타난다. 다섯 가지 가구 유형을 구분하여 유형별 가구주를 대상으로 한 분석에서는 부양자녀가 없는 유배우자 가구와 단독가구에서만 가구주의 노동공급(근로 여부)이 유의하게 확대된 것으로 나타나나, 연간 근로·사업소득은 모든 가구 유형에서 정(+)의 영향이 관찰되었다.

다만, 가계금융복지조사의 근로·자녀장려금 변수의 특성을 고려하여, 근로장려금과 자녀장려금을 합산하여 최대 지급액 변수를 구성하여 분석한 결과는 근로장려금 최대 지급액에서 나타난 결과와 일관되지 않게 나타난다. 즉 근로·자녀장려금 최대 지급액 변수를 적용하였을 때는 가구주나 배우자의 노동공급 형태에 유의한 영향을 미치지 않거나, 배우자의 노동공급 또한 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 자녀장려금의 산정 구조가 평탄 구간에서 시작하는 등 이론적으로도 근로 유인을 제공하지 않는다는 점, 또는 18세 미만의 부양자녀가 있는 가구의 경우 자료의 한계로 분석 모형에서 고려되지 못한 다른 요인이 노동공급 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 점 등이 혼합된 결과일 수 있다. 그러나 현재 자녀장려금이 근로장려금의 자격요건을 상당 부분 준용하여 운영되고 있음을 고려할 때, 자녀장려금의 양육비 부담 완화를 정책 목표로 하면서 현행처럼 운영하는 것이 적절한가에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

마지막으로, 앞에서 실증분석한 결과를 토대로, 상대적으로 노동공급 형태 변화가 일관되게 나타나는 단독가구와 부양자녀 없는 유배우자 가구를 대상으로, 정책 변화에 따른 근로(자녀)장려금 수급 변화 중 어느 정

도가 제도적 변화에 의한 것이고, 어느 정도가 노동공급 행태 변화에 의해 나타난 것인지 비교해보고자 한다. 이를 위해, Bastian and Jones(2021)에서 사용한 방법을 활용하여, 노동공급 행태 변화 없이 근로(자녀)장려금 제도 변화에 의한 근로(자녀)장려금 시뮬레이션 금액을 산출하였다. 즉, 조사 시점 기준 2017년 자료(2016년 귀속 소득)의 가구 자료를 이용하여, 근로·사업소득을 포함한 가구의 특성(부양자녀 수, 총 가구원 수, 교육수준 등)이 그대로 유지된다는 가정하에, 근로·자녀장려금 정책 변화를 반영한 근로·자녀장려금 예상액을 가구 단위로 산출한다. 2016년 A 가구의 가구 특성이 그대로 유지되고 노동공급 행태도 변화시키지 않는다면, 2017년 A 가구의 근로·사업소득은 물가 상승분만큼만 변한다고 보고, 해당 소득을 이용하여 2017년 기준 수급 가능액을 산출하는 것이다. 이렇게 산출된 가구 단위 예상 지급액을 가구 유형, 부양자녀 수, 거주권역별로 평균함으로써 정책 변화를 반영하는 변수로 활용하게 된다. 이렇게 산출된 2017년 기준 수급 가능액을 실제 2017년에 받은 근로·자녀장려금에 대해 회귀분석을 실시함으로써, 제도적 변화에 의해 야기된 평균적인 근로·자녀장려금 수급액 변화를 추정하게 된다. <표 5-27>의 추정 결과가 이에 해당한다.

반면, <표 5-26>의 결과는 노동공급 행태 변화가 허용된 상황에서 정책 변화 시 근로·자녀장려금의 평균적 수급이 어떻게 변화하였는지를 보여준다. 가계금융복지조사 자료의 특성상 근로·자녀장려금 수급액을 종속변수로 사용하였으나, <표 5-26>과 <표 5-27>의 가구 유형별 분석에서 단독가구와 부양자녀가 없는 유배우자 가구는 자녀장려금의 대상이 아니기에, 실질적으로는 근로장려금 수급액에 대한 영향으로 해석할 수 있다. 또한, <표 5-26>과 <표 5-27>은 근로·자녀장려금 제도 확대에 따른 수혜 가능 집단의 평균적인 근로·자녀장려금 지급액 변화를 살펴보고

자 하였기에, 자료상에서 근로·자녀장려금을 받지 않은 경우(금액이 0원)도 포함하여 분석하였다.

분석 결과를 보면, 부양자녀가 없는 유배우자 가구의 경우, 근로(자녀)장려금 최대 지급액의 1만 원 증가는 평균적인 장려금 수급액을 약 4,262원 증가시키는 것으로 나타나며, 이중 3,320원(〈표 5-27〉의 추정 계수값)은 제도 확대에 의한 부분이며, 나머지 942원이 노동공급 행태 변화에 의한 것임을 보여준다. 단독가구의 경우, 제도 확대(1만 원 증가)에 의한 평균적인 근로장려금 수급액 변화가 약 4,933원으로 나타나, 개인의 행태 변화를 허용한 〈표 5-26〉의 결과에서는 평균적으로 약 3,086원 수급액이 증가하는 것으로 나타나, 오히려 제도 확대에 의한 변화보다 작게 나타나고 있다. 이는 앞의 노동공급 행태에 대한 분석 결과 고려 시, 단독가구의 근로·사업소득이 증가하여 수급액이 감소하는 방향으로 행태 변화가 이루어졌거나, 2017년 이후 조사된 단독가구 유형의 근로·사업소득 분포가 변화하였음(예: 수급액이 감소하는 평탄 구간의 가구 비중 증가 등)에 따른 것일 수 있다.

〈표 5-26〉 근로(자녀)장려금 정책 변화가 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하 가구주	자산총액 3분위 이하 가구주	자산총액 5분위 이하 가구주	
			단독가구	배우자Y 부양자녀N
근로·자녀장려금 최대 지급액(MaxEitcCtc)	0.2684*** (0.0238)	0.3004*** (0.0366)	0.3086*** (0.0191)	0.4262*** (0.0296)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	28,076	11,022	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-27〉 근로·자녀장려금 시뮬레이션 기반 정책 변화가 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향

	자산총액 5분위 이하 가구주	자산총액 3분위 이하 가구주	자산총액 5분위 이하 가구주	
			단독가구	배우자Y 부양자녀N
근로·자녀장려금 시뮬레이션 지급액	0.3518*** (0.0166)	0.3134*** (0.0305)	0.4933*** (0.0456)	0.3320*** (0.0214)
가구주 or 배우자 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
가구 특성	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes	Yes
표본 수	28,076	11,022	18,553	9,523

주: 가구 가중치값을 적용함.

출처: 가계금융복지조사 2017~2023년 원자료를 이용하여 저자 작성.

본 장에서는 조사 시점 기준 2017~2023년 가계금융복지조사 미시자료를 활용하여 근로·자녀장려금 제도의 변화가 가구주 및 배우자의 노동공급 행태에 미친 영향을 분석해보고자 하였다. 다만, 2018년 세법 개정이 적용되는 기간(2019~2023년)은 코로나19의 영향과 그 이후의 경기침체 현황 등이 지속되고 있음에도, 분석 모형에서 이를 명확히 분리할 수 없었던 한계를 지닌다. 또한, 시뮬레이션을 통해 평균적인 근로·자녀장려금 수급액 변화 중 행태 변화에 의한 부분을 유추해보고자 시도하였으나 분석 대상 기간이 짧고, 횡단면 자료의 특성상 매년 조사되는 표본의 구성이 조금씩 다를 수 있기에, 추후 더 정교한 방식을 활용한 연구가 필요할 것으로 판단된다.



제6장

사업 효과 분석 (4) 담배 판매량에 대한 담뱃세 인상의 영향

제1절 담배가격과 담배 수요

제2절 담배 판매량에 대한 담배가격 인상의 효과 분석

제3절 분석 결과 및 시사점

제6장 사업 효과 분석 (4) 담배 판매량에 대한 담뱃세 인상의 영향

제1절 담배가격과 담배 수요

1. 담배가격 변화와 판매량 추이

흡연은 질병과 사망 등 다양한 건강 결과에 영향을 미치는바, 많은 국가에서는 흡연을 경감을 위한 다양한 중재 개입을 시행하고 있다. 특별히 담배가격 인상(담뱃세 부과)은 가격을 통제하여 개인의 건강 행위를 변화시키는 간접적 중재 개입이라고 할 수 있다.

우리나라는 1996년 담배소비세, 지방교육세, 폐기물 부담금을 시작으로, 1997년에는 4원의 국민건강증진 부담금이 부과되었으며, 이후 각종 제세부담금이 단발성으로 신설되거나 인상되어 왔다.

〈표 6-1〉 담배의 제세부담금 및 가격 변화

(단위: 원)

연도	1996	1997	1999	2001	20021	20022	2005	2008	2015
담배소비세	460	460	460	510	510	510	641	641	1,007
지방교육세	184	184	184	255	255	255	320.5	320.5	443
부가가치세			100	118.2	118.2	136.4	227.27	227.27	409
국민건강 증진기금		2	2	2	2	150	354	354	841
개별소비세									594
폐기물 부담금	4	4	4	4	4	4	7	7	24.4
연초 생산 안정화기금						10	10	15	5
판매가격	1,000	1,100	1,100	1,300	1,300	1,500	2,500	2,500	4,500

출처: 정다운, 권재현, 2020.12, p.22, 재인용.

〈표 6-2〉 전자담배 유형별 과세 구조 및 연혁

(단위: 원)

	유형	2011.1	2011.12	2015.1	2017.1	2017.5
니코틴 용액 (ml당)	담배소비세	400	400	628	628	628
	지방교육세	200	200	276	276	276
	건강증진부담금		221	525	525	525
	개별소비세			370	370	370
	폐기물부담금	7	7	24.4	24.4	24.4
	소계	607	828	1,823.4	1,823.4	1,823.4
연초 고형물 (g당)	담배소비세				88	88
	지방교육세				38.7	38.7
	건강증진부담금					73
	개별소비세					21
	폐기물부담금					
	소계				126.7	220.7

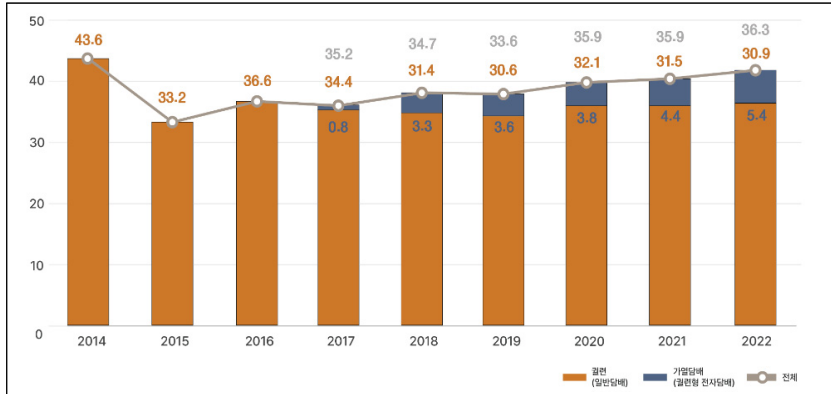
출처: 정다운, 권재현, 2020.12, p.22, 재인용.

담배 판매량은 판매가격이 급등한 2015년에 전년 대비 급격히 감소하였으나, 시간이 지남에 따라 판매량이 다시 증가하였다(그림 6-1)). 전자담배는 2017년 6월부터 판매되기 시작하였는데 최근 들어 껴련형 일반담배는 판매량이 정체 상태를 보이는 반면, 전자담배는 점차 증가하고 있다.

월별 담배 판매량 추세를 보면(그림 6-2)), 2015년 1월 담배값 인상에 따라 판매량이 크게 감소하였다. 담배값이 인상되기 직전인 2014년 말경에 담배 판매량이 다른 시기에 비해 상대적으로 높은 것은 담배가격 인상 예고에 따른 사전적인 사재기 현상 때문으로 보인다. 또한 매년 1월 경에는 판매량이 감소하였다가 증가하는 패턴을 보이고 있다.

[그림 6-1] 우리나라의 담배 판매량 추이

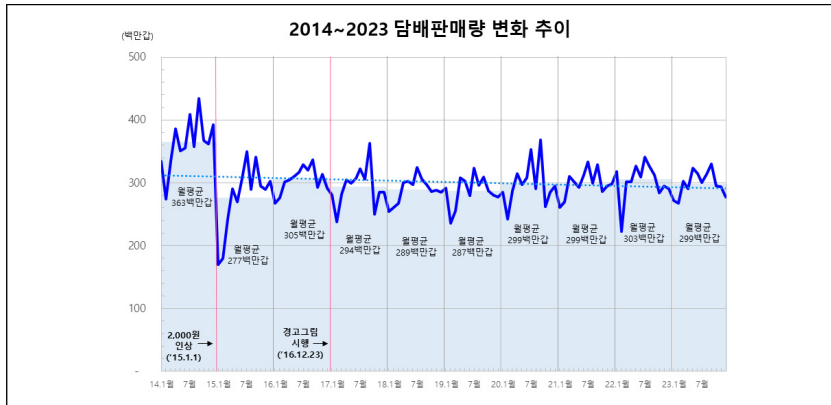
(단위: 억 갑)



주: 가열담배(필련형 전자담배): 히츠[PM], 네오스틱[BAT코리아], 핏·믹스[KT&G]
 출처: “2022년 담배 시장 동향”, 기획재정부, 2023.1.31, [보도자료];
 보건복지부 금연길라잡이 사이트, 2024.6.19. 인출,
https://www.nosmokeguide.go.kr/lay2/bbs/S1T33C44/H/65/view.do?article_seq=819447&tag_name=&cpge=1&rows=10&condition=&keyword=&cat=&rn=4

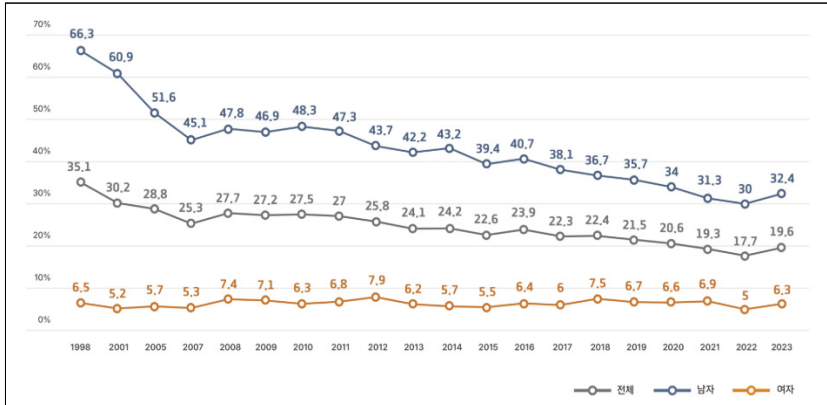
[그림 6-2] 2014~2023년 월별 담배 판매량 변화 추이

(단위: 백만 갑)



출처: “2023년 담배시장 동향”, 기획재정부 [보도자료], 2024.1.31, p.1.

[그림 6-3] 우리나라 성인(19세 이상)의 현재 흡연율 추이



주: 1) 평생 일반담배(궐련) 5갑(100개비) 이상 피웠고 현재 담배를 피우는 분율. 2005년 추계인
 구로 연령표준화(단, 1998년은 만 20세 이상)
 2) 2019년부터 기존 '담배'를 '일반담배(궐련)'로 용어 변경
 출처: 각 연도 국민건강영양조사(보건복지부, 질병관리청);
 보건복지부 금연길라잡이 사이트, 2024.6.19. 인출.
https://www.nosmokeguide.go.kr/lay2/bbs/S1T33C44/H/65/view.do?mode=view&article_seq=117&tag_name=&cpage=1&rows=10&condition=&keyword=&cat=&rn

이렇게 담배 판매량은 증가하는 반면에 19세 이상 성인의 현재 흡연율은 [그림 6-3]과 같이 감소하는 추세를 보이고 있다. 담배 판매량 및 흡연율 변화 추세의 차이는 흡연자 1인당 흡연량의 증가에 기인하는 것일 수도 있으나 근거는 명확지 않고, 실질적으로 다음과 같은 요인에 영향을 받은 것을 생각해 볼 수 있다. 먼저, 흡연율 산출을 위한 국민건강영양조사 대상자는 19세 이상 내국인으로, 2023년에 약 250만 명의 국내 체류 외국인의 흡연율은 제외되어 있다. 국내 체류 외국인은 흡연율 지표 산정에서는 제외되어 있지만 담배 판매량에는 포함되기 때문이다.

또한 여성 흡연율은 약 5~7% 수준을 유지하고 있는데, 남성 흡연율을 감소시키는 사회·경제적 요인들이 왜 여성에게는 작용하지 않는지에 대한 보다 분명한 근거가 없는 한 여성 흡연율 통계의 신뢰성에 의문이 제

기될 수밖에 없다. 이는 흡연율과 판매량의 변화 추세 간에 격차를 만들어 내는 요인 중의 하나로 고려될 수 있으며, 국민건강영양조사 대상에서 제외되는 청소년 흡연도 판매량과의 격차를 만들어 내는 요인으로 볼 수 있다.

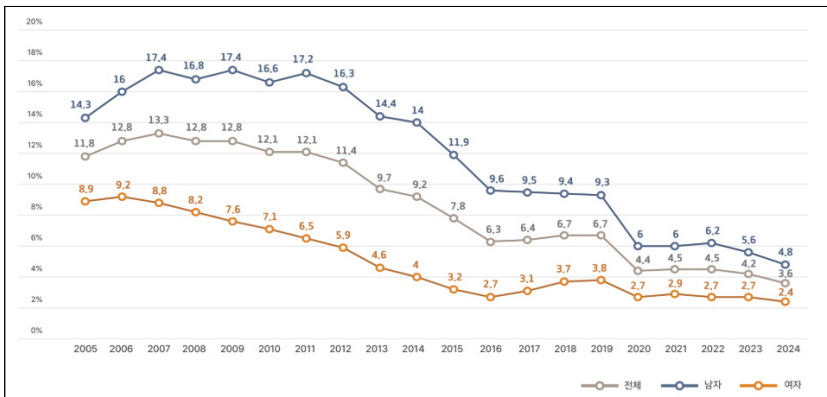
〈표 6-3〉 연도별 전체 인구 및 체류 외국인

(단위: 명)

구분	2020	2021	2022	2023	2024
전체 인구	51,829,023	51,638,809	51,439,038	51,325,329	51,217,221
체류 외국인	2,036,075	1,956,781	2,245,912	2,507,584	2,650,783

출처: 법무부 출입국통계, <https://www.moj.go.kr/moj/2412/subview.do>, 2024.6.19. 인출

[그림 6-4] 우리나라 청소년의 현재 흡연율 추이



주: 1) 현재 흡연율은 최근 30일 동안 1일 이상 일반담배(궐련)를 흡연한 사람의 분율을 의미함.

2) 2019년에 설문 문항 변경으로 연도별 결과 비교 시 주의

출처: 각 연도 청소년건강행태조사 (질병관리청);

보건복지부 금연길라잡이 사이트, 2024.6.19. 인출,

https://www.nosmokeguide.go.kr/lay2/bbs/S1T33C44/H/65/view.do?mode=view&article_seq=118&tag_name=&cpage=1&rows=10&condition=&keyword=&cat=&rn

2. 담배 수요의 가격탄력성에 대한 기존의 연구 결과

담배 판매량에 대한 담배가격의 영향을 분석하기에 앞서, 국외에서 수행된 담뱃세(또는 담배가격) 인상이 흡연율에 미치는 영향에 대한 기존의 연구 결과를 검토하였다. 검토 범위는 2000년 이후 출판된 학술 논문(Peer-reviewed article)으로 단행본, 학위 논문, 학회 발표문 등은 제외하였다.

국외 연구, 특별히 미국이나 영국, 호주 등 고소득 국가에서는 담뱃세 변화가 흡연율에 미치는 영향이 대부분 긍정적으로 나타난다(부표 3, Cohen et al., 2023; Le & Jaffri, 2022; Ma et al., 2013; Mader et al., 2016; Sharbaugh et al., 2018; Yu et al., 2019, Wakefield et al., 2014; Wilkinson et al., 2019, Beard et al, 2022). 다만, 담배가격 변화의 영향이 인구집단별로 상이할 수 있는데, 검토한 총 14건의 연구 중 8건의 연구에서 담뱃세 인상/인하에 따른 흡연율 변화를 세부 집단별로 살펴보았다(표 6-4)). 먼저, 성별로 살펴본 3건의 연구 중에서 2건에서는 남성의 흡연율이 더 크게 감소하였고(Hong et al., 2024; Le & Jaffri, 2022), 1건에서 여성의 흡연율이 더 크게 감소하였다(Cohen et al., 2023). 연령별로 살펴보면, 2000년 이후 기간을 대상으로 하는 연구에서는 고령층보다는 저연령층(Le & Jaffri, 2022; Ma et al., 2013; Sharbaugh et al., 2018)에서 담뱃세 인상에 더 크게 반응한다.

교육수준별로는 일관된 방향성을 확인하기 어려웠고(Ringel & Evans, 2001; Hong et al., 2024), 소득수준별로도 4건의 연구 중 담뱃세 인상에 따른 흡연율 감소가 고소득층에서 크게 확인된 연구가 2건(Le & Jaffri, 2022; Sharbaugh et al., 2018), 저소득층에서 크게 확인된 연구가 2건(Hong et al., 2024; Wilkinson et al., 2019)이었다.

마지막으로 인종별로 살펴본 연구에서도 역시 일관된 차이를 보이지는 않는다(Cohen et al., 2023; Ringel & Evans, 2001; Le & Jaffri, 2022; Sharbaugh et al., 2018).

〈표 6-4〉 인구·사회·경제적 특성별 담뱃세에 따른 흡연율 변화에 대한 주요 연구 결과

저자 및 연도	국가/지역 및 기간	담뱃세/담배가격 인상으로 흡연율 감소가 크게 나타나는 세부 집단					
		성별	연령	교육 수준	소득 수준	인종	기타
Cohen et al. (2023)	미국 (2005~2016)	여성				백인	
Hong et al. (2024)	한국 (2005~2022)	남성		저학력 (부모)	낮은 경제 수준		스트레스/ 자살 위험군
Le & Jaffri (2022)	미국 (2000~2019)	남성	젊은 연령층		고소득층	흑인/ 히스패닉	
Ma et al. (2013)	미국 펜실베이니아 (1998~2000)		젊은 연령층				
Ringel & Evans (2001)	미국 (1985~1995)		높은 연령층	고학력		백인	
Sharbaugh et al. (2018)	미국 (2001~2015)		낮은 연령층		고소득층	히스패닉	
Waller et al. (2003)	캐나다 (1997~2001)		연령이 높은 청소년				
Wilkinson et al. (2019)	호주 (2001~2017)				저소득층		

2000년 이후 국내에서 담배의 가격탄력성에 대한 선행연구 결과는 〈부표 4〉와 같은데, 국외 연구 결과와는 달리 흡연율뿐만 아니라 담배 판매량이나 소비지출, 소비량을 종속변수로 한 연구들에서 대부분 탄력성 추정치가 1 이하로 비탄력적인 것으로 나타났다(정다운, 권재현, 2020).

또한 우리나라의 경우에는 대부분 연구에서 소득수준이 낮을수록 탄력성의 절대값이 더 작은 결과를 보이는데(강영준 외, 2013; 김영직 외, 2017), 다만 청소년의 경우에는 담배가격 인상에 대한 흡연을 변화(감소)가 여성보다는 남성, 부모의 교육수준이 낮을수록, 소득수준이 낮을수록 더 크게 나타나기도 한다(Hong et al., 2024).

담배가격 인상에 따른 담배 수요의 변화를 실증분석함에 있어서 핵심적인 변수는 담배 수요량과 담배가격이며, 이 중 담배 수요량과 관련하여서는 어떤 지표를 사용하여야 할 것인가의 문제가 있다. 선행연구에서는 담배 판매량, 소비량(소비지출액), 반출량 및 흡연량 등을 담배 수요량 지표로 사용하였다. 이 중 가장 바람직한 지표는 담배 소비량이지만 판매량이나 반출량 중에서 어느 정도의 양이 실제 소비되는지는 별도로 추정하지 않는 한 자료가 가용하지 않다.

반출량은 담배회사에서 반출되는 양으로, 여기에는 면세담배로 반출되는 양이 포함되어 있다. 또한, 일부 면세담배가 시중에서 소비되기도 하지만 이에 대해서는 자료가 가용하지 않다.

또한 담배 수요를 나타내는 지표로서 흡연율을 활용할 수 있으나, 전술한 바와 같이 판매량과 흡연율 변화가 다소 다른 방향성을 보이고 있으므로, 본 연구에서는 거시적 차원의 시계열 분석을 위해 서베이를 통해 자가보고되는 흡연율보다는 공식적으로 집계되는 국내 담배 판매량을 종속 변수로 활용하기로 한다.

담배가격에 대해서는 연구마다 다양한 자료를 활용하고 있다. 강영준 외(2013)는 KT&G 연도별 사업보고서의 연간 매출액과 매출단가 정보를 활용하여 아래 표와 같이 1989~2012년 기간 중 연도별 평균 담배 소매가격을 산출하였다. 산출된 담배 소매가격을 보면, 담배 관련 제세부담금을 인상한 연도를 제외하고는 담배 소매가격이 연도별로 매우 적은 차

이를 보인다. 이 연도별 가격 차이가 약 1~2억 갑에 해당하는 연도별 매출량의 차이를 설명할 수 있을 정도인지는 불분명하다.

정다운, 권재현(2020)은 재정패널에서 실제 구입한 담배가격을 이용하였는데, 분석 대상에 포함된 흡연자 286케이스 중에서 11차 연도를 기준으로 대부분이 갑당 4,500원인 담배를 구입하였으며, 2,700원(1케이스), 4,000원(44케이스), 41,000원(38케이스), 43,000원(13케이스), 4,800원(13케이스), 5,000원(14케이스), 7,000원(2케이스) 등으로 4,500원으로부터의 변이가 크지 않았다. 한편 이러한 담배 종류별 가격의 변이가 종속변수인 담배 수요량의 변이를 설명하기에 적정한지에 대한 검토가 필요하다고 판단된다. 즉, 갑당 담배가격의 차이가 인과적으로 담배 수요량에 영향을 미친다기보다는 개인이 선호하는 담배의 종류를 결정함에 따르는 부수적인 조건으로 해석될 수도 있다는 것이다. 니코틴, 타르 함량, 기타 기호 요인 등에 따라 담배를 선택할 경우, 그때의 담배가격은 담배를 적게 수요하거나 많이 수요하는 요인으로 작용한다고 보기는 어렵다는 것이다.

〈표 6-5〉 연도별 국산 담배가격 추이(명목): 사례

연도	매출량 (백만 갑)	매출액 (십억 원)	공급가격 (원/갑)	세금 및 부담금 (부가세 제외, 원/갑)	판매마진 및 부가세 (원/갑)	시장 가격 (원/갑)
1989	4,396	2,158	491	360	49	540
1990	4,576	2,363	516	360	52	568
1991	4,692	2,528	539	360	54	593
1992	4,818	2,663	553	360	55	608
1993	4,956	2,824	570	360	57	627
1994	4,415	3,033	687	480	69	788
1995	4,412	3,161	716	480	72	788
1996	4,717	3,757	796	644	80	876

연도	매출량 (백만 갑)	매출액 (십억 원)	공급가격 (원/갑)	세금 및 부담금 (부가세 제외, 원/갑)	판매마진 및 부가세 (원/갑)	시장 가격 (원/갑)
1997	4,636	4,108	886	648	89	975
1998	5,067	4,647	917	650	92	1,009
1999	4,473	4,180	935	650	207	1,141
2000	4,754	4,587	965	650	213	1,178
2001	4,171	4,595	1,102	771	243	1,345
2002	3,624	4,667	1,288	929	285	1,573
2003	3,719	5,159	1,387	929	307	1,693
2004	4,115	2,285	555	929	328	1,812
2005	3,004	1,790	596	1,338	427	2,361
2006	3,129	1,853	592	1,338	427	2,357
2007	3,179	1,963	618	1,323	429	2,369
2008	3,136	2,063	642	1,323	434	2,399
2009	2,953	1,919	650	1,323	436	2,409
2010	2,646	1,757	664	1,323	439	2,409
2011	2,658	1,792	674	1,323	441	2,439
2012	2,766	1,896	685	1,323	444	2,452

주: 2004년 이후 매출액은 담배소비세 등을 제외한 순 매출 규모임. 2003년까지 단위 공급 가격은 부가가치세를 제외한 세금 및 부담금 포함.

출처: 강영준·고제이·조남운, 2013, p.11.

본 연구에서는 담배가격 지표로 실질담배가격지수를 사용하였다. 담배가격이 판매량에 미치는 영향을 분석하는 것이 가능하기 위해서는 월별로 담배가격의 변이(variation)가 존재해야 한다. 그리고 이러한 담배가격의 변이는 명목가격의 변화, 물가 상승에 따른 실질가격 하락, 다양한 가격대 담배의 소비 비중 변화 등 세 가지 요인에 의해 발생한다. 첫째는 정부의 제세부담금 인상이나 기업에 의한 명목가격의 인상이다. 둘째는 다양한 가격대 담배의 소비 비중의 변화이다. 현재 4,500원인 20개비 1갑 쥘런형 담배 이외에도 2,700원, 4,000원, 4,100원, 4,300원, 4,800원, 5,000원, 7,000원 등 다양한 가격대의 담배가 존재하고 있다. 그러나

현실적으로는 4,500원대 담배 소비가 대부분을 차지함에 따라 이로 인한 가격의 변이는 크지 않은 것으로 판단된다. 이는 KOSIS의 담배가격지수에서도 확인할 수 있는데, 2020년 가격을 100으로 하였으나, 2015년부터 최근에 이르기까지 100으로 고정되어 있다. 실질담배가격지수의 변이를 발생시키는 마지막 소스는 물가 변화이며, 2015년 명목 담배가격 인상 이후의 기간에 실질담배가격지수의 변화는 주로 이 요인에 의한 변화이다. 이를 감안하면, 실질담배가격지수는 정부나 담배회사가 결정하는 외생변수라기보다 내생변수로 고려할 필요가 있으며, 분석에 있어 VECM을 적용할 필요가 있다고 판단된다.

담배가격을 단발성으로 인상하면 담배 판매량에 미치는 영향이 어느 정도 지속될 것인지는 장기적 측면의 소득효과(income effect)와 단기적 충격반응(impulse response)으로 구분해 볼 수 있다. 소득효과로서는, 담배가격 인상 후 시간이 경과함에 따라 실질 국민소득과 가계소득이 증가하여 담배의 실질가격과 상대가격이 하락하는 효과가 발생하게 된다. 또한, 담배 판매량에 대한 담배가격 인상의 충격이 조정 과정을 거쳐 소멸되는 현상이 발생하게 되는데, 이에 대해서는 뒤의 VECM 모형을 통해 추정하고자 한다. 또한 우리나라는 WHO FCTC에 따라 담배가격 인상뿐만 아니라 금연구역 설치, 담배갑 경고 그림 삽입 등 다양한 비가격 규제를 시행해 왔다. 이에 따라 실현된 담배 판매량 감소에는 이러한 요인들의 효과가 복합적으로 반영되어 있음을 고려할 필요가 있다.

제2절 담배 판매량에 대한 담배가격 인상의 효과 분석

1. 분석 방법

담배가격의 변화가 담배 판매량에 미치는 영향은 크게 두 가지 방법으로 추정했다. 첫 번째로는 시계열 분석, 즉 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 통해 담배 판매량, 담배가격, 가계소득을 내생변수로 간주하여 모형을 추정하고 이를 바탕으로 충격반응함수(Impact Response Function), 예측오차분산분해(Prediction Error Variance Decomposition)를 시행하였다. 분석 기간은 2014년 1월부터 2019년 12월까지이며, 분석 단위는 월별 자료를 이용하였다.

VECM은 내생변수 시계열들이 공통 추세를 공유하는 공적분(cointegration) 관계를 가지고, 단기적으로 장기 균형 관계를 벗어나는 부분을 단기적으로 조정하는 모형이다. 담배 판매량, 담배가격, 실질소득이 공적분 관계를 가지며 장기적인 균형 관계를 가진다고 가정한 모형이다.

VECM 추정을 위한 기본 방정식은 다음과 같다.

$$(1) \quad \Delta Y_t = \gamma + \tau T + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \nu + \rho T) + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

여기서 Y_t 는 담배 판매량, 담배가격, 가계소득의 벡터, T 는 시간(month)이다.

$Z_{t-1} \equiv \beta' Y_{t-1} + \nu + \rho T$ 라고 하면, 식 (1)은

$$(2) \quad \Delta Y_t = \gamma + \tau T + \alpha Z_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \text{ 이 된다.}$$

여기서 αZ_{t-1} 은 오차수정항(error correction term)으로, 장기적인 인과 효과(long-run causal effect)를 나타낸다. α 가 부(-)의 값을 가지면 장기적인 인과관계가 존재하고 α 의 절대값이 클수록 조정 속도가 빠르다. 나머지 $\gamma + \tau T + \Gamma \Delta Y_{t-1}$ 은 단기적인 인과효과를 나타낸다.

두 번째로, 담배의 가격탄력성을 추정하기 위해 회귀분석을 실시하였다. 담배 판매량을 종속변수로 하고 설명변수로 실질담배가격지수, 실질가계소득, 전자담배 시판, 정부의 담배규제 정책 등을 포함하였다. 종속변수와 설명변수에 로그를 취한 다음의 모형을 통해 탄력성을 추정하였다.

$$(3) \quad \log(Y_t) = \alpha + \beta \log(P_t) + \gamma X_t + \epsilon_t$$

여기서 Y_t 는 담배 판매량, P_t 는 담배가격, X_t 는 가계소득, 전자담배 출시 여부, 정부의 담배규제 정책 등 각종 변수의 벡터이다. 소득수준과 담배 소비의 관계에 있어서는 고소득층의 경우 상대적으로 흡연율이 낮다는 점을 고려하면 소득이 증가할 때 담배 소비가 증가할 것이라는 보장은 없다. 본 연구에서는 둘 간의 관계를 살펴보기 위해 설명변수로 가계소득을 포함하여 분석해 보았다.

한편, 시계열 간에 공적분이 있을 경우 차분하지 않고 수준 변수를 사용할 수 있는데, 본 연구에서는 공적분이 존재하는 것으로 나타나 수준 변수를 사용하였으며, 로그를 취하여 사용하였다. 종속변수와 담배가격에 로그를 취할 경우 그 계수는 탄력성을 나타내기 때문에 계산상의 장점도 있지만 비정상(non-stationary) 시계열을 정상 시계열로 전환시키는 데도 기여한다.

2. 변수 및 자료

먼저 VECM 분석에 포함된 변수는 15세 이상 인구 1인당 월별 담배 판매량, 실질담배가격지수, 실질가계소득이다. 전체적으로 2014년 1월부터 2023년 12월까지의 월별 담배 판매량, 담배의 실질가격지수, 실질가계소득을 사용하였다. 월별 담배 판매량 자료는 기획재정부가 매년 발표하는 담배시장동향 자료를 이용하였으며, 실질담배가격지수와 실질가계소득은 통계청(KOSIS) 자료를 이용하였다.

담배 판매량은 흡연 가능한 인구 규모에 영향을 받는다. 이를 고려하여 월별 담배 판매량을 15세 이상 인구로 나누어 1인당 평균 판매량으로 환산하였다. 15세 이상 인구수는 통계청(KOSIS) 중위추계 인구를 사용하였다. 담배 판매량 자료는 월별 자료이므로 인구수를 적용함에 있어 월별로 해당 연도의 15세 이상 인구수를 동일하게 적용하였다.

한편, 전자담배는 2017년 6월부터 시판되었는데, 분석을 위해 전자담배를 껴련형 담배와 같은 갑 단위로 환산하였다. 히츠(PM), 네오스틱(BAT코리아), 핏·믹스(KT&G) 등 껴련형 전자담배는 그대로 갑으로 환산하였으며, CSV 전자담배의 경우 줄(줄랩스코리아), 시드(KT&G) 1pod를 1갑으로 산정하였다. 연초 고형물 전자담배인 네오(BAT코리아)는 3pod를 1갑, 메비우스 포 플룸테크(JTI코리아)는 5캡슐을 1갑으로 산정하였다. 액상형 전자담배인 뷰즈800(BAT코리아)는 0.25개를 1갑으로 산정하였다.

담배가격은 전술한 바와 같이 실질담배가격지수를 사용하였다. 실질담배가격지수는 KOSIS에서 월별 담배가격지수(2020=100)를 구하여 이를 전체 소비자물가지수(2020=100)로 나누어 산출하였다.

실질가계소득은 가계동향조사의 월평균 가구소득 명목 자료를 월평균

가구원 수로 나누어 1인당 기준으로 산출한 후 소비자물가지수 (2020=100)를 적용하여 실질화하였다. 시계열 자료 구성 시 조사 부문 및 분류체계의 개편 사항을 반영하여, 2014년부터 2016년까지는 신분류 월별 자료, 2017년부터 2019년까지는 소득 부문 월별 자료, 2020년부터 2023년까지는 전체 가구(1인 이상) 대상 월별 소득자료를 각각 활용하였다.

3. 기초통계

분석에 활용된 변수들의 기초통계를 살펴보면, 15세 인구 1인당 월평균 담배 판매량은 약 6.72갑, 2020년 대비 월별 실질담배가격지수는 0.96, 월평균 1인당 실질가계소득은 약 1.77백만 원이다.

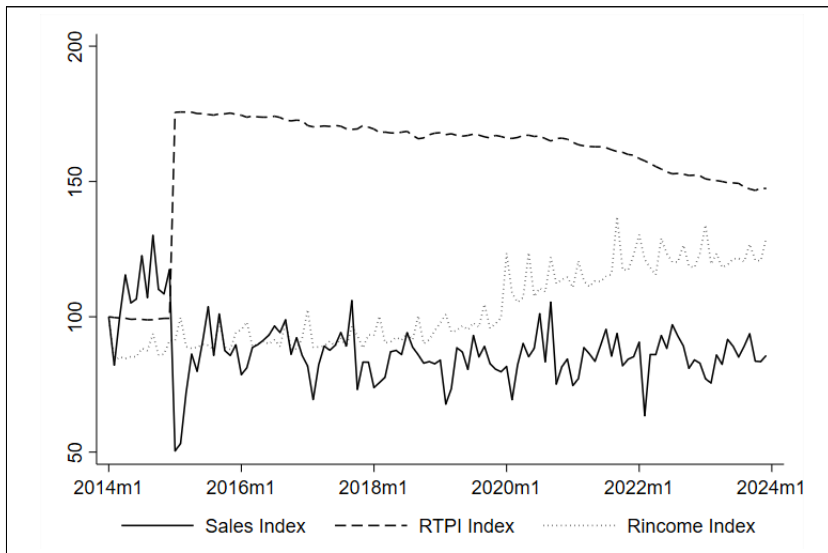
〈표 6-6〉 VECM에 사용된 변수의 기술 통계

변수명	설명	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값
salespercapita	15세 인구 1인당 월별 담배 판매량	120	6.716	0.891	3.869	9.981
RTPI	2020년 대비 실질담배가격지수	120	0.954	0.128	0.595	1.057
Rincomeperm	1인당 월평균 실질가계소득 (2020년 불변가격)	120	1,768,572	245,141	1,437,381	2,354,814

각 변수들의 스케일(scale)을 조정하여 하나의 그래프에 표시하기 위해 각 변수값을 2014년 1월의 값을 100으로 하여 상대적 비율로 나타내면 다음 [그림 6-5]와 같다. 분석 대상 기간 중 15세 인구 1인당 월평균 담배 판매량 추이를 보면 1인당으로 환산하지 않았을 때의 패턴과 크게 다르지 않다. 담배가격이 2,000원 인상된 2015년 1월에 담배 판매량이

크게 감소하였으며, 매년 1월에 담배 판매량이 감소하는 패턴을 볼 수 있다. 아울러 시간이 지날수록 분산이 감소하는 경향이 있다. 2014년 말경에 판매량이 증가하였는데, 이는 전술한 바와 같이 담배가격 인상 발표에 따른 사재기 현상 때문인 것으로 판단된다.

[그림 6-5] 2014년 1월 대비(=100) 각 변수의 시계열 변화 추이



실질담배가격지수는 2015년 1월을 기점으로 크게 증가한 후 점차 감소하는 추세를 보이고 있다. 2015년 7월경 이후의 실질담배가격지수의 점진적 하락은 소비자물가지수 상승에 의한 실질가격의 하락 때문인 것으로 보인다. 실질가계소득은 2017년까지 증감을 반복하다가 2018년부터 전반적으로 증가하는 추세를 보인다.

각 계열 간의 상관계수를 보면(〈표 6-7〉) 15세 인구 1인당 담배 판매량과 실질담배가격지수 간의 상관계수는 -0.582 로 부(-)의 관계를 보였

다. 여기에는 2015년 1월 실질담배가격지수의 급등에 따라 담배 판매량이 급락한 것이 큰 영향을 미친 것으로 판단된다. 반면, 실질가계소득은 1인당 담배 판매량과 실질담배가격지수와 낮은 상관계수를 보인다.

〈표 6-7〉 각 시계열 간 상관계수

	salespercapita	RTPI	Rincomeperm
salespercapita	1	-	-
RTPI	-0.582	1	-
Rincomeperm	-0.172	0.036	1

제3절 분석 결과 및 시사점

1. VECM 추정 결과

가. 단위근(unit root) 검정

모형 추정에 앞서 각 변수에 대한 부가된 디키-풀러 검정(ADF test)과 DF-GLS 검정을 실시하였다. ADF 검정에 의하면, 검정통계량이 1% 신뢰구간 임계치보다 작아 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.

앞에서 언급한 바와 같이 그래프상으로 담배 판매량이 매년 1월에 감소하는 패턴을 반복하고 시간이 지날수록 분산이 감소하는 모습을 보였으나 단위근이 존재하지 않는다는 검정 결과에 따라 계절조정 등의 추가적인 조정을 실시하지 않더라도 문제는 없을 것으로 판단된다.

〈표 6-8〉 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량(salespercapita)에 대한 단위근 검정
(추세 및 절편 포함) 결과

	검정 통계량	유의수준 1%	유의수준 5%	유의수준 10%
ADF 검정	-5.611***	-4.035	-3.448	-3.148
DF-GLS 검정	-4.933***	-3.556	-3.004	-2.713

주: 1) ADF 검정은 4개의 시차항 포함하여 단위근 검정 수행하였음.

2) DF-GLS 검정통계량은 SIC 기준으로 선택된 최적 시차(1차 시차)에서 계산된 값임.

3) *, **, ***은 각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨.

DF-GLS 검정에 의하면, 검정통계량이 1% 신뢰구간 임계치보다 작아 귀무가설을 기각하였다. 따라서, 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량은 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 확인하였다.

나. VAR 모형의 시차 결정

1인당 담배 판매량, 실질담배가격지수, 실질가계소득의 내생변수와 외생변수인 상수로 구성되는 벡터자기회귀(VAR) 모형에서 LR, FPE, AIC, HQIC, SBIC를 이용하여 시차를 결정하고자 하였다.

모든 기준(LR, AIC, HQIC, FPE, SBIC)에서 최적 시차로 4차(lag=4)가 권장되었다. VECM에서는 VAR 모형에서보다 시차를 1만큼 줄여야 한다. 이에 따라 본 장에서는 VAR의 시차는 4, VECM의 시차는 3으로 결정하였다.

〈표 6-9〉 VAR 모형에서의 시차 결정

시차 (Lag)	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-	360,000,000	28.211	28.240	28.282
1	455.680	8,200,000	24.438	24.553	24.722
2	44.765	6,500,000	24.207	24.409	24.705
3	28.482	6,000,000	24.117	24.406	24.829
4	62.587*	4,100,000*	23.732*	24.108*	24.658*

*최적 lag

다. VECM의 요한슨 공적분(cointegration) 검정

VECM에서 공적분 검정을 하기 위해서는 다양한 모형을 시도해 보아야 한다. 앞의 식 (1)과 같은 VECM의 기본 방정식에서 γ , τ , α , ν , ρ 등에 대한 제약조건을 부여한 여러 모형을 추정하고, 각 모형의 Trace 및 Maximum eigenvalue 검정통계량과 정보량 기준(SBIC, HQIC, AIC 등)을 종합하여 요한슨 공적분을 검정하였다.

본 장의 분석에서는 VAR 모형에서 선택된 최적 시차 4(VECM에서는

3)를 유지하여 여러 모형을 비교하였으나, 결과에 큰 차이는 없었다. 여기서는 $\tau=\rho=0$ 인 모형의 결과를 제시하였다. 검정 결과에 의하면, Trace 통계량(41.28)과 Maximum eigenvalue 통계량(27.52) 모두 유의수준 5%에서 $r=1$ 을 지지하였으며, SBIC와 HQIC 정보량 기준도 단일 공적분 관계 존재를 보여주었다. 따라서 본 장에서는 공적분 랭크를 1로 설정하고, VECM의 시차를 3차($p-1$)로 하여 분석을 진행한다.

〈표 6-10〉 VECM에서의 요한슨 공적분 검정 결과: 검정통계량

rank(공적분)	Trace 검정통계량	유의수준 5%
0	41.285	29.680
1	13.761*	15.410
2	0.014	3.760
rank(공적분)	Maximum Eigenvalue 검정통계량	유의수준 5%
0	27.523	20.970
1	13.748*	14.070
2	0.014	3.760

*5% 유의수준에서 공적분 랭크 $r=1$ 을 지지

〈표 6-11〉 VECM에서의 요한슨 공적분 검정 결과: 정보 기준

rank(공적분)	SBIC	HQIC	AIC
0	24.222	23.933	-
1	24.613*	24.119	23.782
2	24.617	24.081*	23.715
3	24.658	24.108	23.732

*해당 정보량 기준에서 최소값(최적 공적분 랭크)

VECM을 추정함에 있어서는 공적분 rank를 1, VAR 시차(p)를 4, VECM 시차($p-1$)를 3, $\tau=\rho=0$ 인 모형을 선택하였다. 모형의 적합도를 살펴보면, SBIC 값은 $r=1$ (24.613)을 권장하고, HQIC 값은 $r=2$ (24.081), 그리고 $r=2$ 에서 AIC 값이 가장 낮게(23.715) 나타났다. 따라서 Trace 검

정과 Maximum eigenvalue 검정 및 SBIC 값을 우선 기준으로 삼아 공적분 rank를 $r=1$ 로 최종 채택하였다.

라. 추정 결과

VECM 모형의 추정 결과를 살펴보면, 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량 차분변수($D_salespercapita$), 실질담배가격지수 차분변수(D_RTPI), 실질가계소득 차분변수($D_Rincomeperm$)를 종속변수로 하는 세 개의 모형 중에서 실질담배가격지수를 종속변수로 하는 모형은 설명력(결정계수=0.016)이 매우 낮고 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.988$).

〈표 6-12〉 VECM 모형 추정 결과(1): 1차 차분 종속변수의 모형 적합도

종속변수	추정된 계수	RMSE	결정계수(R^2)	카이제곱(χ^2)	P-값
$D_salespercapita$	8	0.690	0.464	94.182	0.000
D_RTPI	8	0.044	0.016	1.744	0.988
$D_Rincomeperm$	8	97386.3	0.377	65.872	0.000

담배 판매량($D_salespercapita$)을 종속변수로 하는 모형은 적응계수 α 값이 -0.530으로서 부(-)의 값으로 추정되었으며, 0과 -1을 벗어나는 값으로 추정되었다. 과거 1개월 전(L1D)과 2개월 전(L2D)의 인구 1인당 담배 판매량이 현재의 담배 판매량 변화에 각각 -0.314($p=0.010$), -0.111($p=0.247$)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 L1D(1개월 전)의 담배 판매량 변화가 현재 변화에 가장 큰 영향을 주었으며 계수는 -0.314($p=0.010$)로 통계적으로 유의하였다. 이는 소비 패턴이 일정한 시차를 두고 현재 소비에도 영향을 미친다는 점을 시사한다.

또한 실질담배가격지수의 1개월 전 값(L1D)이 -5.870($p=0.001$)의 유

의한 음(-)의 영향을 미쳤다. 이는 담배가격이 소비량에 일정한 시차를 두고 영향을 줄 가능성이 있다는 것을 나타낸다.

실질가계소득의 경우, 1개월 전 값은 영향이 있으나 계수의 규모가 크지 않고, 2개월 전 값의 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량은 단기적으로 실질가계소득보다는 과거의 담배 판매량과 실질담배지수의 영향을 더 많이 받는 것으로 보인다.

〈표 6-13〉 VECM의 방정식 추정 결과(2)

종속변수: D_salespercapita	Coef.	S.E.	z	p
ce1 (공적분 관계1)	-0.530	0.137	-3.870	0.000
salespercapita				
L1D.	-0.314	0.122	-2.570	0.010
L2D.	-0.111	0.096	-1.160	0.247
RTPI				
L1D.	-5.870	1.838	-3.190	0.001
L2D.	0.057	1.880	0.030	0.976
rincomeperm				
L1D.	0.000	0.000	-3.320	0.001
L2D.	0.000	0.000	-1.600	0.109
_cons	0.736	0.196	3.760	0.000
종속변수: D_RTPI	Coef.	S.E.	z	p
ce1 (공적분 관계1)	-0.004	0.009	-0.430	0.665
종속변수: D_rincomeperm	Coef.	S.E.	z	p
ce1 (공적분 관계1)	7864.264	19327.570	0.410	0.684

공적분 방정식은 다음과 같이 추정되었다. 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량과 실질담배가격지수는 음(-)의 관계를 보였으며 통계적으로 유의하였다. 15세 이상 인구 1인당 담배 판매량과 실질가계소득도 음(-)의 관계이나 그 계수는 통계적으로 유의하지만 계수의 크기는 0에 가까웠다.

$$salespercapita = -4.826 \times RTPI + 12.315$$

〈표 6-14〉 공적분 방정식 추정 결과

공적분 방정식	카이제곱 값 (χ^2)	유의확률 (P-value)
ce1	61.182	0.000

참고로 추정된 VECM에 대해 잔차의 시계열 자기상관, 정규성, 모형의 안정성 등에 대한 진단을 실시해 보았는데, 잔차의 시계열 자기상관은 Lagrange Multiplier(LM) 검정, 정규성 검정은 Jarque-Bera 검정을 실시하였다.

검정 결과에 의하면, 잔차의 자기상관과 정규성이 만족스럽지 못한 결과를 보였다. 잔차의 계열상관이 없다는 귀무가설과 잔차가 정규분포를 한다는 귀무가설 또한 모두 기각되어 잔차가 자기상관이 있고 정규분포를 따르지 않는다. 다만 고유값 안정성 조건(Eigenvalue stability Condition) 검정 결과 eigenvalue 값들이 unit circle의 범위 내에 들어와 장기적으로는 모형이 안정적임을 확인할 수 있으며, 외부 충격이 시간의 경과에 따라 소멸함을 의미한다. 즉, 장기균형 분석을 위한 안정성은 확보되었다고 볼 수 있다.

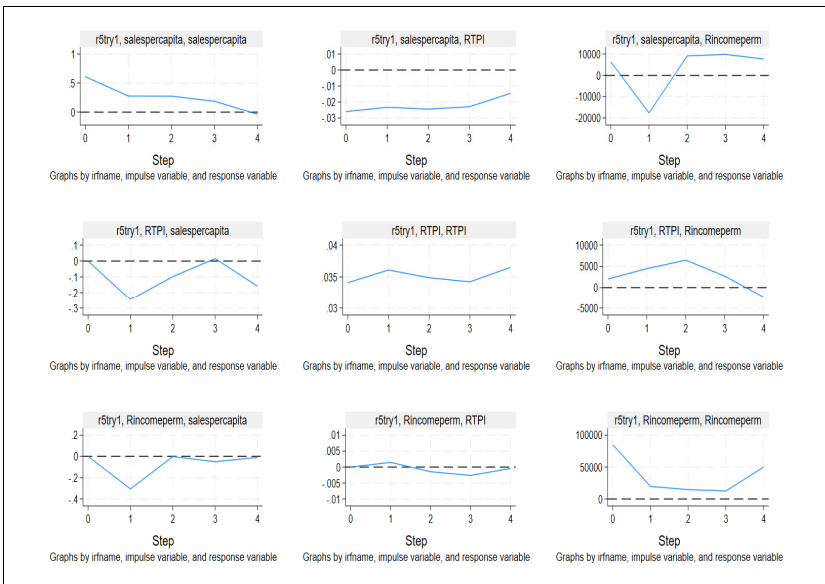
잔차의 자기상관 및 비정규성 진단 결과, 모형 적합성에는 한계가 있어 단기 동태 분석에서는 시차항의 시차를 추가하거나 누락된 외생 변수를 보완하는 등 모형 개선이 필요함을 시사한다. 그럼에도 불구하고 본 분석의 주요 초점인 장기 균형관계 및 충격반응 분석은 안정성 확보를 전제 조건으로 수행되는 것이므로, 충격반응함수(impulse response function) 분석 결과는 신뢰할 수 있다.

추정된 모형의 충격반응함수를 살펴보면, 실질담배가격지수의 충격은

약 4개월까지 1인당 담배 판매량에 영향을 미치다가 그 이후 영향이 사라지는 것으로 나타났다([그림 6-6]).

담배 판매량 자체 충격은 즉시 크게 반응한 뒤 한두 달간 점차 약해지다가 네 달쯤 지나면 거의 원래 수준으로 돌아온다. 이는 사재기로 인해 초래되는 현상으로 풀이된다. 담배가격 충격 역시 첫 달에 판매량을 크게 떨어뜨린 뒤 두세 달 동안 일시적으로 반등했다가 네 달째에는 다시 하락세로 돌아서며 잔여 효과가 사라진다. 실질가계소득 충격은 즉각적인 반응은 크지 않지만 첫 달에만 판매량을 낮추고 이내 안정되며, 네 달째에는 거의 영향이 없어지는 양상이다. 전반적으로 네 달 안에 외부 충격이 점차 소멸하여 판매량이 원래 경로로 회복되는 특성을 보인다.

[그림 6-6] 충격반응함수 추정 결과

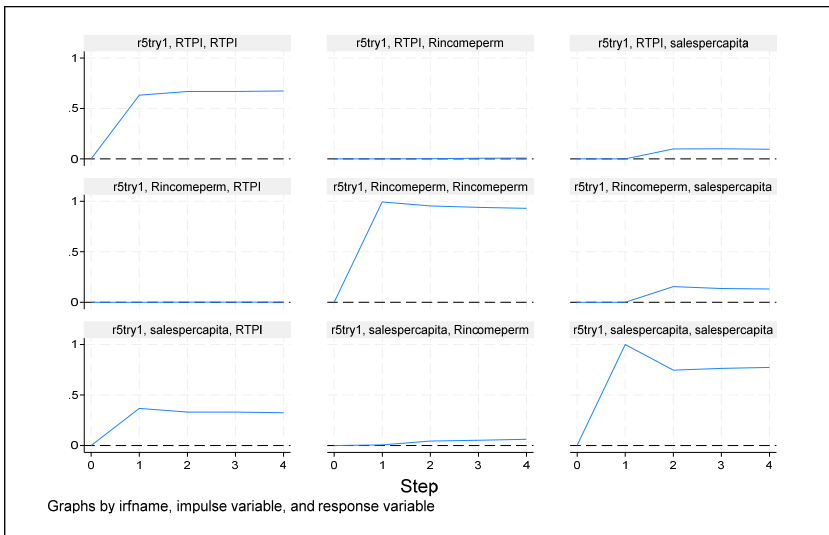


실질담배가격지수에 충격이 가해질 때 담배 판매량이 감소와 증가를

일부 반복하는 것은 사재기로 인해 초래되는 현상으로 풀이된다. 즉, 가격 인상 초기에 판매량이 급속히 감소했다가 일정한 시간 후 사재기했던 담배를 소진하고 나서 다시 담배 판매량이 증가하는 패턴으로 풀이된다.

예측오차분산분해(prediction error variance decomposition) 결과를 살펴보면(그림 6-7), 담배 판매량의 변화는 주로 자신의 충격에 의해 설명됨을 보여준다. 다만, 실질담배가격지수의 예측오차분산은 인구 1인당 담배 판매량의 충격에 의해 일정 부분 설명되는 것으로 나타나는 데, 이에 대해서는 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

[그림 6-7] 예측오차분산분해(FEVD)



2. 담배의 가격탄력성 추정 결과

앞의 요한슨 검정에서 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 원시계열을 차분하지 않고 수준변수를 사용하여도 가성회귀의 문제는 없을 것으로 판단되며, 본 분석에서는 수준변수에 로그를 취해 다음 세 개의 모형을 추정하였다.

Model 1 :

$$\log(\text{salespercapita}_t) = \alpha + \beta \log(RTPI_t) + \gamma \log(Rincomeperm_t) + \delta \text{edum}_t + \rho \text{warndum}_t + \epsilon_t$$

Model 2 :

$$\log(\text{salespercapita}_t) = \alpha + \beta \log(RTPI_t) + \gamma \log(Rincomeperm_t) + \theta [\log(RTPI_t) * \text{edum}_t] + \delta \text{edum}_t + \rho \text{warndum}_t + \epsilon_t$$

Model 3 :

$$\log(\text{salespercapita}_t) = \alpha + \beta \log(RTPI_t) + \gamma \log(Rincomeperm_t) + \theta [\log(RTPI_t) * \text{edum}_t] + \zeta [\log(RTPI_t) * \text{warndum}_t] + \delta \text{edum}_t + \rho \text{warndum}_t + \epsilon_t$$

〈표 6-15〉 회귀분석에 사용된 변수명

변수명	내용
logsalespercapita	15세 인구 1인당 월별 담배 판매량의 로그값
logRTPI	2020년 대비 실질담배가격지수의 로그값
logRincomeperm	1인당 월별 실질가계소득(2020년 불변 가격)의 로그값
logRTPIedum	(logRTPI _{it}) × edum _t
logRTPIwardum	(logRTPI _{it}) × warndum _t
edum	전자담배 판매 여부 더미(2017년 6월 이전 0, 이후 1)
warndum	경고 그림 삽입 여부(2017년 1월 이전 0, 이후 1)

모형 1에서는 실질담배가격지수, 실질가계소득에 전자담배 시판 여부, 담배갑 경고 그림 삽입 여부, 전자담배 판매 더미, 경고 그림 삽입 더미를 독립변수로 포함하였으며, 모형 2에서는 여기에 추가하여 전자담배 판매 이후 가격탄력성에 변화가 있는지를 살펴보기 위해 가격변수와 전자담배 더미의 교차항($\log(RTPIt) * edumt$)을 독립변수에 포함하였다.

모형 3에서는 모형2에 추가하여 경고 그림 삽입 이후 가격탄력성에 변화가 있는지를 보기 위해 가격변수와 경고 그림 더미의 교차항($\log(RTPIt) * warndumt$)을 독립변수에 포함하였다.

모형 1의 추정 결과를 보면(〈표 6-16〉), 담배의 가격탄력성은 -0.422로 추정되었으며 통계적으로 유의하였다. 소득탄력성도 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데, 담배 판매량과 부(-)의 관계를 보였다. 전자담배 판매 더미, 경고 그림 삽입 더미는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

모형 2를 추정한 결과를 보면, 담배 수요의 가격탄력성은 -0.439로 모형 1과 유사한 수준이었다. 반면, 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 전자담배 판매 더미, 경고 그림 삽입 더미는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 전자담배 판매 이후 담배가격 탄력성 변화도 유의하지 않은 것으로 나타났다.

모형 3에서도 담배 수요의 가격탄력성은 -0.438로 모형 1, 2와 거의 유사한 수준으로 추정되었다. 반면, 소득탄력성은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 전자담배 판매 더미, 경고 그림 삽입 더미, 전자담배 판매 이후 담배의 가격탄력성, 경고 그림 삽입 이후 담배의 가격탄력성 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 6-16〉 담배 판매량에 대한 회귀식 추정 결과

	모형 1	모형 2	모형 3
logRTPI	-0.422*** (-6.077)	-0.439*** (-6.081)	-0.438*** (-6.061)
logRincomeperm	-0.053*** (-0.525)	0.046 (0.302)	0.027 (0.179)
logRTPIedum		0.376 (0.877)	-49.552 (-0.934)
logRTPIwardum			49.889 (0.941)
edum	0.010 (0.425)	0.007 (0.295)	0.554 (0.95)
warndumt	-0.021 (-0.852)	-0.020 (-0.834)	-0.566 (-0.975)
_cons	1.151 (1.843)	0.539 (0.576)	0.653 (0.691)
N	120	120	120
조정결정계수(Adj. R ²)	0.283	0.282	0.281
F통계량	12.740	10.320	8.74
Durbin-Watson 통계량	1.390	1.350	1.345
RMSE	0.049	0.049	0.049

주: 1) 괄호 안은 t값임.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

3. 우리나라의 담배가격 정책에 대한 시사점

담배 판매량에 대한 VECM의 충격반응 분석 결과에 따르면, 담배가격의 충격은 약 4개월에 걸쳐 영향을 미치는 것으로 나타났다. 물론 이것은 담배가격에 일시적인 충격이 가해질 때 담배 판매량이 조정 과정을 거쳐 장기적인 공적분 관계로 근접해간다는 것을 의미하며, 담배 판매량에 대한 가격 충격의 누적 효과가 사라진다는 의미는 아니다. 가격 인상 충격이 담배 판매량에 미치는 영향이 시간이 경과할수록 점점 증가하거나 또는 증가와 감소를 반복하지 않는다는 것을 의미한다.

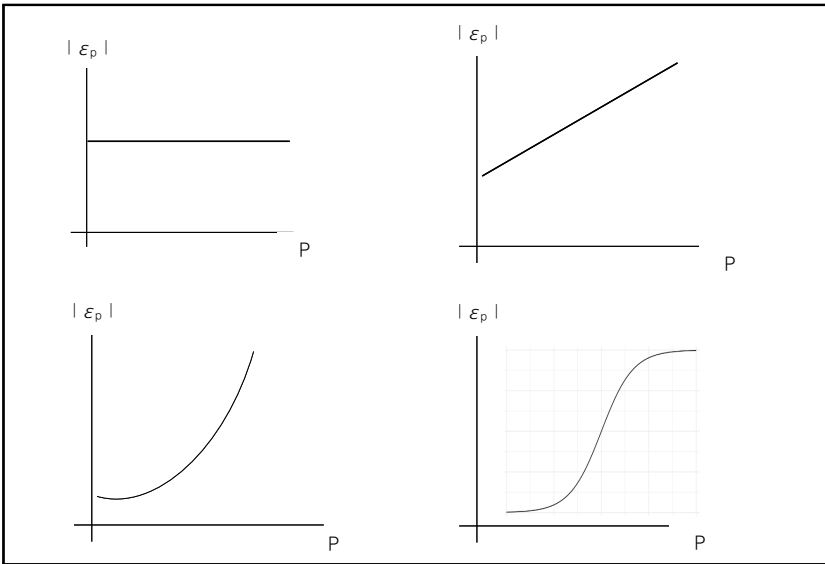
이와 같은 담배가격의 일시적 인상은 그 누적적인 효과는 남더라도 단기적인 영향은 일정한 기간이 경과하고 나면 사라진다고 볼 때, 담배가격 인상을 단행할 시점 인근에서의 사재기 등 부작용을 감수하고서라도 단발성 가격 인상 충격을 반복하는 것이 바람직한지는 의문이다.

한편, 담배 수요의 가격탄력성은 약 $-0.42 \sim -0.44$ 로 비탄력적으로 추정되었다. 또한 최근 전자담배 판매량이 증가하고 있으나 이것이 전체적인 담배 판매량의 증가를 촉발하는 요인은 아닌 것으로 판단된다. 이는 전자담배의 판매가 쉼련형 담배 판매와 대체적인 효과를 가지는 것으로 해석될 수 있다. 경고 그림 삽입도 마찬가지로 더미변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 경고 그림이 처음 도입되었을 때는 효과가 발생할 수 있으나 시간이 지나면서 그림에 익숙해짐에 따라 담배 판매량에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 해석될 수 있다.

한편, 담배 수요의 가격탄력성은 모든 가격대에 걸쳐 동일할 수 있고 달라질 수도 있다. 본 연구에서 추정된 담배 수요의 가격 탄력도는 현재와 같은 가격대를 전제로 한 것이며, 다른 가격대에서의 가격 탄력도는 본 연구에서 추정된 수치와 달라질 수 있다. 낮은 가격대에서는 가격탄력

성이 낮지만 일정한 가격대로 증가하면 가격탄력성이 크게 증가하고, 높은 가격대에서는 가격탄력성이 적게 증가할 수도 있다.

[그림 6-8] 가격에 따른 수요의 가격탄력성



그러나 담배의 가격대에 따라 담배 수요의 가격탄력성이 어떤 패턴을 가지는지에 대해서는 명확한 근거가 없다. 담배가격이 상대적으로 낮은 우리나라와 담배가격이 높은 타 국가에서의 가격탄력성에 대한 선행연구 결과를 보더라도 가격대가 높은 국가들에서 가격탄력성이 높다는 결과는 발견되지 않는다. 담배가격이 높은 국가들의 경우, 높은 담배가격으로 인해 흡연 인구가 충분히 감소한 상태이기 때문에 추가적인 가격 인상이 더 이상의 흡연 인구 및 담배 판매량 감소를 가져올 여지가 없을 수 있다. 즉, 담배 판매량의 감소에만 일차적인 정책 목표를 둔다고 가정하면, 현재 수준의 가격대에서의 가격탄력성만을 고려하기보다는 이러한 가격대별 가

격탄력성까지를 고려하여야 할 것이다. 이와 관련하여 강영준 외(2013)에 따르면, 선진국의 경우 담배수요의 가격탄력성이 약 $-0.3 \sim -0.5$ 수준이며, 국내 연구에서는 모형에 따라 $-1.58 \sim -0.06$ 으로 추정된다. 즉, 담배 가격의 수준에 따라 담배수요함수와 가격탄력성에 차이가 존재한다고 할 수는 없다. 그러나 이러한 결과만으로는 앞에서 언급된 바와 같이 담배가격 수준에 따라 담배 수요함수와 가격탄력성이 차이를 보일 가능성을 부정할 수는 없다. 담배가격 수준에 따라 담배 수요함수와 가격탄력성이 차이를 보일 가능성을 고려하여 담배가격이 낮은 국가와 높은 국가들을 통합적으로 고려한 분석이 필요하다. 이 과정에서 담배 수요와 관련한 각 국가의 사회적 배경을 적절하게 통제하여야 할 것이다.

담배가격 및 수요와 관련한 지금까지의 논의사항을 바탕으로 향후 담배가격에 대한 정책 방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 담배 수요 감소에 일차적인 정책 목표를 둔다고 전제하면, 담배가격을 가격탄력성이 높은 가격대 구간에 근접하거나 초과하는 수준으로 인상하는 것이 바람직하다. 물론 담배가격 인상은 소비자 물가에 영향을 미칠 수 있기 때문에 담배가격 인상 여부, 그리고 가격을 인상한다면 어느 정도 수준으로 인상할 것인지는 정책적 선택에 달려 있다고 할 수 있다. 특히 담배 수요곡선이 원점에 대해 오목한(concave) 형태를 가지면서 가격탄력성이 크게 증가하는 변곡점이 존재한다면, 이러한 변곡점 근처로 가격 인상 폭을 설정할 필요가 있다. 그러나 흡연을 감소 추세선의 절편이나 기울기의 실질적인 하락을 유도하려 한다면, 특정 시점에서의 가격 인상 충격이 단기간에 소멸되었던 과거의 경험을 고려하여 가격 인상 충격이 장기적으로 유지될 수 있는 방안이 마련되어야 할 것이다.

둘째, 담배가격을 물가에 연동하여 자동적으로 인상되도록 하는 방안을 검토할 필요가 있다. 이는 오래전부터 제기되어 오던 방안으로서, 단

발성 가격 인상은 시간의 경과와 함께 필연적으로 소득수준에 대비한 담배의 상대가격과 실질가격이 하락하는 결과를 초래한다. 이러한 실질가격 하락 방지를 위한 방안으로 담배가격 인상을 소비자물가 상승률 등과 연동하는 방안을 검토할 필요가 있으며, 이렇게 할 경우 담배가격 인상으로 인한 물가 상승 자극을 억제하는 효과도 얻을 수 있을 것이다. 다만, 현재의 담배가격을 먼저 일정한 수준으로 인상한 후 그 가격을 기준으로 물가를 연동하는 방안을 고려할 수도 있을 것이다.

셋째, 고소득층의 흡연율이 저소득층에 비해 상대적으로 낮다는 점을 고려하면 담배가격 인상은 담배 관련 제세부담금의 역진성을 증가시킬 수 있다는 점을 고려해야 한다. 그러나 다른 한편으로 그 역진성이 국민 전체적인 관점에서 금연 유도 또는 흡연 예방에 대해 긍정적인 효과를 발생시킬 수도 있다. 담배가격 인상의 영향이 모든 계층에 걸쳐 균등하게 작용하는 것이 아니라 가격 인상으로 인한 경제적 부담이 상대적으로 크고 흡연율도 높은 계층에 차별적으로 작용하는 것은 금연 정책의 목표만을 고려한다면 반드시 부정적이지만은 않다.

넷째, 전자담배의 수요 증가에 대한 고려가 필요하다. 공동주택에서의 흡연으로 인한 문제 등 전자담배 수요를 증대시키는 생활환경상의 요인이 증가하면서 전자담배 판매량이 급속히 증가하고 있다. 이러한 상황에 대처하여 담배가격을 인상할 경우, 수요 증가가 현저한 유형의 담배에 대해 가격을 더 큰 폭으로 인상하는 것은 당연한 것일지도 모른다. 다만, 여러 유형의 담배 간 대체 관계를 고려하면 어느 한 유형의 담배에 대해 상대적으로 큰 폭으로 가격을 인상할 경우 다른 유형의 담배로 수요가 이전되는 효과를 고려하여야 할 것이다.

다섯째, 가격 인상의 충격을 내재화시키기 위해서는 타 흡연 규제와 정책 조합(policy mix)이 필요하다. 즉, 흡연에는 다양한 사회·경제적 요인

이 관련되어 있으며, 이러한 요인들 간 상호작용이 흡연 여부 및 흡연량 등에 커다란 영향을 미치게 된다. 비록 담배가격을 물가와 연동하여 실질 가격을 유지한다고 하더라도 소득증대 및 소비지출의 증가에 따른 가계 지출 구조상의 담배 소비지출 비중이 감소함에 따라 담배 수요가 증가할 수 있다. 이러한 요인까지 감안하여 담배가격을 인상할 경우 생활물가 상승을 자극할 가능성이 있기 때문에 가격적 수단에만 의존하기보다는 담배에 대한 최초의 접근을 어렵게 하거나 용이하게 하는 사회적 요인을 찾아내고 이들 간의 상호 작용에 대한 분석을 통해 타 흡연규제 제도 강화 등을 통합적으로 추진할 필요가 있다.

여섯째, 흡연율뿐만 아니라 담배 판매량도 고려한 제도설계와 집행이 필요하다. 흡연율 통계는 설문조사를 기초로 하기 때문에 과소 추정되는 경향이 있다. 흡연 행태를 사실 그대로 응답하지 않는 경우가 있으며, 매일 또는 일정 기간의 흡연량이 일정치 않을 경우 응답오차도 발생할 수 있다. 특히 현재 흡연율이 감소하고 있지만 이것이 금연 정책 강화의 필요성을 희석시키는 자료로 해석되어서는 안 될 것으로 판단된다. 전자담배를 포함한 담배 판매량이 증가하고 있는 현시점에서는 더욱 그렇다. 한편, 전체 인구 중에서 과거 흡연율이 높던 시기 때부터 흡연을 해오던 계층(중고령층)의 상대적 비율이 증가하면서 국민 전체의 흡연율이 이들의 흡연율에 의해 받는 영향이 커지고, 이들 계층의 흡연율에 획기적인 변화가 없는 한 전체적인 흡연율의 추세도 큰 변화를 보이기 어려워지게 된다.

이와 함께, 담배 판매량을 고려한다면 또 다른 정책적 시사점을 얻을 수 있다. 중고령층이 선호하는 담배는 일반담배이고, 전자담배의 주된 소비층을 젊은 연령층으로 가정하면, 이러한 연령계층별 담배 선호와 담배 소비 패턴은 최근의 담배 판매량 변동추세를 잘 설명해주고 있다. 즉, 중

고령층의 일반 담배 소비량은 인구증가 요인에 의해 조금씩 증가하는 패턴을 보이고, 젊은 계층을 중심으로 한 전자담배 판매량도 급속한 증가 추세를 보인다는 것이다. 이를 고려하면, 일반담배 및 전자담배에 대한 소비 성향의 차이 등을 고려하여 담배 종류별로 가격의 차이를 확대하는 방안을 고려할 필요가 있다.

일곱째, 흡연율은 낮을수록 바람직하다는 측면에서 흡연율을 최대한 감소시키기 위한 정책이 지속되어야 할 것이지만, 한편으로는 흡연율을 언제, 어느 정도로까지 저하시킬지에 대한 장·단기 정책 목표의 설정이 필요하다. 이것을 바탕으로 물가 상승 등 담배가격 인상으로 인한 파급효과와의 트레이드 오프(trade-off) 관계를 고려한 의사결정이 가능해질 것이다.

마지막으로, 집단별 담배 수요함수의 추정이 필요하다. 담배가격 인상을 통해 흡연행태 변화를 유도하는 궁극적인 목적은 국가 전체적인 측면에서의 흡연 인구 및 흡연율의 감소와 흡연량의 감소이다. 정책적인 관점에서 볼 때 가격정책은 비흡연자는 계속 비흡연자로 남아 있게 하고, 흡연자를 금연하도록 하거나 흡연량을 줄이도록 하는 것이 목표이다. 금연 구역 설정, 담배 경고 그림 삽입 등 많은 비가격 규제는 흡연자 집단을 대상으로 하는 것이나, 가격정책은 비흡연자와 흡연자 모두에게 영향을 미치기 위한 수단이다. 즉, 담배가격 인상은 비흡연자가 여전히 비흡연 상태를 유지하도록 하는 데 있어서 영향을 미친다는 점을 전제로 하고 있다.

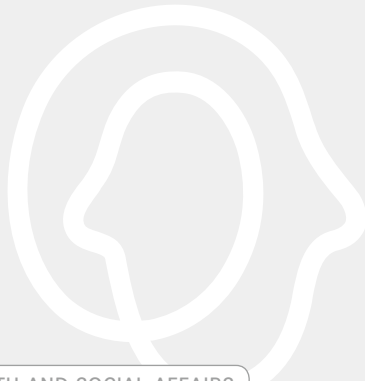
이런 점을 고려하면 가격정책을 뒷받침하기 위한 근거 개발은 흡연자 뿐만 아니라 비흡연자를 포괄하여 이루어져야 할 것이다. 현재 흡연자, 비흡연자, 중단자 등 집단별로 담배 수요함수와 가격탄력성이 구조적으로 차이가 있다고 보는 것이 타당하며, 집단별로 현재 흡연 여부 및 흡연량에 영향을 미치는 요인에 차이가 클 것으로 판단된다. 예를 들어, 비흡

연자 집단의 경우 잠재적으로 언제든지 흡연자가 될 가능성이 있지만, 그렇다고 해서 가격만 저렴하면(affordable) 언제든지 흡연자가 되는 것은 아니며, 미시적 수준에서 흡연에 대한 최초의 접근을 어렵게 하거나 용이하게 하는 타 요인이 중요한 변수로 고려되어야 한다. 이러한 분석을 위해서는 집단별 시계열 자료가 필요하며, 이를 위해서는 패널자료가 사용될 수 있을 것이나 비흡연자에 대한 담배가격을 부여하는 방법에 대한 검토가 필요하다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제7장

결론 및 시사점

제1절 결과 요약
제2절 정책적 함의

제 7 장 결론 및 시사점

제1절 결과 요약

현금복지사업은 과거에는 주로 취약계층에 대한 기본적 생계유지를 위한 목적의 사업 위주였지만, 최근에는 아동수당이나 출산장려금 등 개인이나 가구의 행태 변화를 목적으로 하는 사업들이 전면에 등장하기 시작하였다. 이러한 (무조건부의) 현금지원사업은 사회서비스에 비해 수혜자 입장에서 효용을 극대화할 수 있다는 장점뿐만 아니라 직접적이고 가시적인, 체감도가 높은 특징을 보여, 정치적으로도 유인이 높다고 볼 수 있다. 반면 수혜자의 인적 자본에 대한 투자를 ‘조건’으로 하는 현금 이전 사업, 예를 들어 교육이나 건강증진 행태 등을 조건으로 하는 경우, 그 효과는 비교적 먼 미래에 나타나기 때문에 그에 대한 사회적 선택은 정치적 동기로 시작되는 경우는 드물고 장기적 관점에서 경제 발전과 인적 자본 축적이라는 국가적 이해관계에 의해 결정될 수 있다(Dodlova et al., 2017).

우리나라의 경우 최근의 현금복지사업의 변화는, 2014년 기초연금 시행으로 ‘현금성’ 사업에 대한 선호와 정치적 이익이 확인되면서, 그리고 사회보장의 ‘보편성’ 차원에서 2015년 무상급식에 관한 투표가 주된 계기가 되었다고 판단된다. 이후에는 각 지자체의 지역화폐 사업과 코로나19 시기 경기부양을 위한 전 국민 재난지원금 지원을 계기로 현금사업이 국민들에게 점차 익숙해지고 있고, 이는 공적 재원의 활용 및 국가의 역할, 사회보장에 대한 인식의 변화에도 영향을 주었다고 할 수 있다.

이러한 배경에서 본 연구는 실증적으로 정책의 인과효과를 파악할 수 있는 이중차분 방식을 활용하여 지자체의 출산장려금이나 아동수당, 근로장려금 같은 현금 복지사업들이 과연 당초에 설정된 목적을 달성하고 있는지 살펴보고자 하였다. 그리고 개인 및 가구의 의사결정, 혹은 행태 변화를 목적으로 하는 주요 현금지원사업의 효과 분석을 통한 공통적 함의를 도출하고자 하였다.

먼저, 지자체 출산장려금의 출산을 제고 효과를 분석한 결과, 가구의 출산 결정은 단기적 상태가 아닌 장기의 예산 전망에 의해 결정된다는 점을 확인하였다. 즉, 여성의 생산성은 출산·양육의 기회비용으로 작용하여 임금이 높거나 비교적 안정적인 일자리를 가진 여성의 경우는 그렇지 않은 경우보다 연간 출산 확률이 더 낮고, 자녀 수의 증가에도 부정적 영향이 있었다. 특별히 자녀 양육 비용으로서 사교육비 지출의 증가는 출산에 부정적 영향을 미치는 요인이었고, 그 규모는 출산장려금이나 여성의 임신 전 임금수준의 계수보다 크게 추정되었다. 한편 출산장려금은 자녀 양육비용을 보전하는 역할을 담당한다고 볼 수 있으며, 이론적으로는 생애 소득-소비 전망을 변화시킬 수 있을 정도로 규모가 클 경우에 그 영향이 가시적으로 나타날 것으로 예상된다. 우리나라 지자체의 출산장려금은 2000년대 초반부터 도입이 시작되어 시행 지역이 점차 확대되고, 최근으로 올수록 일시금보다는 분할 지급 방식, 즉 양육비 지원 형식으로 자녀당 지급되는 총금액이 높아지는 추이를 보인다. 분석 결과, 출산장려금의 영향은 당해 자녀 수를 종속변수로 한 분석에서 유의한 결과를 보였다. 그러나 무자녀 가구에 대해서는 그 의사결정을 바꾸기 어려우며 이미 자녀가 있는 가구에 대해서만 추가 출산에 기여할 수 있는 것으로 보인다. 즉, 자녀 질의 향상을 위해 지출되는 사교육비나 주거 여건 등이 저출산 현상의 주요한 요인 중 하나로 지적되고 있는 만큼 출산을 제고에 출산장

려금의 상대적 기여도는 낮은 것으로 보인다.

두 번째로, 아동수당이 자녀 양육 가구의 소비 패턴에 미치는 영향을 분석한 결과, 아동수당 수급 가구는 소비 항목별로 재배분을 이루며, 전체적으로 교육비 지출은 감소한 반면, 자녀에게 직접 지출되는 의류비와 문화·여가비는 증가하는 경향이 확인되었다. 이는 코로나19 팬데믹 시기에 아동수당이 전통적인 교육비보다는 포괄적인 학습 경험과 정서적·인지적 발달을 위한 소비로 연결되었을 가능성을 시사한다. 또한, 저소득 가구의 경우 교육비와 식료품비 지출이 증가하는 경향이 나타나, 아동수당이 기본적인 생활 안정성과 자녀에 대한 교육 투자를 높이는 역할을 했음을 보여준다. 다자녀 가구에서는 술·담배 소비가 감소하는 현상이 확인되어, 부모들이 비필수 소비를 줄이고 자녀 중심의 소비 패턴을 강화하며 전체 가계 재정 상황을 고려한 전략적 소비가 이루어지고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 아동수당이 저축에도 긍정적 영향을 미쳐 자녀의 정서적·사회적 발달을 고려한 소비 증가뿐만 아니라 아동의 미래에 대한 투자에도 활용되는 것을 확인하였다.

세 번째로, 근로장려금의 저소득층에 대한 근로 유인 효과를 분석한 결과, 2016~2022년 기간에 근로장려금의 확대(최대 지급액 증가)는 배우자의 노동시장 참여에 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타나며, 배우자의 연간 근로·사업소득도 통계적으로 유의하게 증가시킨 것으로 나타난다. 그러나 가구주의 노동시장 참여에는 유의미한 영향이 관찰되지 않으며, 연간 근로·사업소득은 오히려 감소하는 것으로 나타난다. 또한 최대 가능 지급액으로 측정한 근로·자녀장려금 정책 변화가 실제 근로·자녀장려금 수급액에 미친 영향을 추정한 결과, (부양자녀가 없는 유배우자 가구의 경우) 수급액 변화의 약 22% 정도만이 가구의 노동공급 변화에 의한 것으로 추정되었다.

네 번째로, 건강 행태 변화를 유도하기 위한 담뱃세 인상의 효과는 첫째, VECM 추정 결과, 담배가격이 소비량에 일정한 시차를 두고 영향을 줄 가능성이 있다. 그러나 그간 담배가격(담뱃세) 변동이 크지 않았던 만큼 잔차의 자기상관과 정규성 검정 결과 모형의 적합성이 떨어진다는 점을 고려할 필요가 있다. 한편 충격반응함수 추정 결과, 담배실질가격지수의 충격은 약 4개월까지 담배 판매량에 영향을 미치다가 그 이후 영향이 사라짐을 알 수 있었다. 둘째, 회귀분석을 통해 추정된 담배의 가격탄력성은 1 이하로 비탄력적이었으며, 이는 기존의 국내 연구들과 대체로 일치한다. 한편 담배 수요와 소득수준은 부(-)의 유의한 관계를 보였다.

제2절 정책적 함의

이상의 결과를 종합해보면, 우선, 가구는 장기적인 생애 전체 관점에서 주요한 의사결정을 내린다는 것을 알 수 있다. 즉, 임신·출산과 같이 장기적 관점의 의사결정이 이루어지는 사안에 대해서는 단기의 무조건부 현금 지급으로 개인의 행태를 변화시키기는 어렵다고 볼 수 있다. 아동 양육 가구에 대한 현금 지급 사업의 효과 관련 선행연구들에서도 수당 사업들이 해당 가구의 식품 빈곤 문제를 해결하는 데에는 효과가 뚜렷하지만, 가구의 지출 수준이나 영역을 결정하는 문제를 넘어선 출산 결정과 같은 이슈에 대해서는 효과가 불확실하였다. 본 연구의 실증분석 결과에서도 출산장려금은 이미 자녀를 낳기로 결정한 가구에 대해서만 주로 그 효과가 나타나는 것으로 보이고, 출산 결정에는 여성의 임금수준이나 사교육비, 주거비 부담 같은 요인들의 기여도가 더 크게 나타난다. 즉, 출산 결정에는 부부의 경제적 생산성뿐 아니라 (자녀의 ‘질’에 대한 투자 측면에서) 사교육비나 주거 여건 등의 영향이 더 중요한 만큼, 지자체의 출산 장려 정책은 단기의 현금수당보다는 신혼부부 주거 지원이나 청년 일자리 지원사업 등이 보다 효율적일 것으로 판단된다. 2024년 기준 전체 지자체의 출산지원금 예산 규모는 약 2,590억 원이고, 이 금액은 전체 출산지원정책 예산 중 20.3%를 차지한다(보건복지부, 2024). 다만 중앙 단위에서 부모급여가 도입되어 지자체의 출산장려금 사업들이 조정되면서 관련 출산장려금 예산 규모가 전년(2023년 4,382억 원) 대비 감소하고 육아 단계의 지원 예산의 비중이 점차 증가한 것은 지출의 효율성 차원에서 긍정적인 변화라고 볼 수 있다.

두 번째로, ‘아동(자녀)’을 명시적 대상으로 하는 현금사업은 정신적 회계(mental accounting)가 뚜렷이 작동하는 것으로 보인다. 아동수당은

소액이지만 주기적이고 비교적 장기에 걸쳐 지급되어 자녀에 대한 안정적인 지출을 계획하여 실행하기에 적합하다. 이는 해당 사업에서 프레이밍, 라벨링 기법 등 부모들의 소비 및 투자 행태를 보다 긍정적인 방향으로 유도할 수 있는 행동경제학적 개입(nudging)과 행태 변화 유도(intervention)의 효과가 클 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 부모인 수급자(beneficiaries)를 단순히 지원을 받아야 할 대상으로 보는 시각이 아니라, 정부(사업 주체)와 함께 공동의 목표를 위해서 협력하는 주체(agents)로 바라보는 시각(Scarlato & Agostino, 2016)으로, 장기적 관점에서 아동의 미래에 대한 투자 차원의 소비·저축 행동을 촉진하는 추가적 장치들을 생각해 볼 수 있다. 그리고 이러한 소비 패턴의 변화에 있어 아동수당의 효과가 자녀장려세제(CTC)와 차이가 나타난다면 아동 양육 가구 지원사업의 방식(지급 주기, 방식 등)에 대한 의의를 추가로 도출할 수 있을 것이다. 또한 저소득 가구의 경우, 현금수당은 아동의 인적 자본에 대한 투자보다 가구의 필수적인 소비에 먼저 사용될 가능성이 높게 나타난다. 이러한 점을 고려할 때, 지자체의 출산장려금 예산이 양육 단계의 지원으로 점차 전환되는 추세에 있으므로 세대 간 계층 이동을 촉진하기 위해 저소득층에 대한 지원을 더욱 강화할 필요가 있다. 즉, 중앙과 지방 단위에서 모두 출산 장려 목적의 현금수당 사업은 확대하는 것을 신중히 하고, 해당 재원은 아동에 대한 직접 투자 효과가 높은 아동수당의 연령 확대나 저소득층 지원 강화에 활용할 수 있을 것이다.

세 번째로, 근로장려금에 대해서는 사업 대상과 목적에 따른 효과 제고를 위한 정책 재설계가 필요하다고 판단된다. 선행연구에 따르면, 대체로 우리나라의 근로장려금은 외연적 노동공급(extensive margin)을 확대하는 효과가 있고, 내연적 노동공급(intensive margin) 증대 효과에 대해서는 일관적이지 않았다. 본 연구의 분석 결과에서는 근로장려금 최대

지급액의 확대가 가구주보다는 배우자의 노동공급 확대에 대해 유의한 효과를 보인다. 특별히 단독가구에 대해서는 노동공급과 관련한 모든 종속변수에 대해 유의한 정(+)의 영향을 보이는데, 자녀장려금 최대 지급액을 함께 고려할 경우 부양자녀가 있는 가구에서 유의한 영향이 관찰되지 않았다. 이러한 결과가 자녀가 있는 가구에서 실제로 노동공급 증가의 한계가 있는 것인지, 혹은 근로·자녀장려세제의 구간별 설계에 따른 전략적 선택에 의한 것일지, 혹은 자녀로 인한 수당이 노동공급 감소 효과를 일으키는 것인지는 판단하기 어렵다. 다만 정책의 효과가 다소 주변적(marginal)이고, 핵심 목표 달성에는 크게 기여하지 못하는 것으로 판단된다. 따라서 제도를 계속 확대하기 전에 면밀한 효과 점검을 통해 사업의 목적(‘저소득층의 근로 장려’)에 맞게 근로연령층으로 대상을 한정(targeting)하고, 근로 유인을 강화하기 위해 구간 설계를 수정하고 장려금의 규모를 확대하는 등 사업의 방향성을 명확히 하여 지출의 효율성을 제고할 필요가 있다.

네 번째로, 행태 변화를 목적으로 하는 현금사업의 효과성을 제고하기 위해서는 사업의 메커니즘에 대한 이해 확산과 관련 정보를 적기에 공유하는 것이 필요하다. 특별히 근로장려금의 저소득층 노동공급에 대한 효과가 미미한 것이 사업 및 지급액에 대한 정보 공유가 적기에 이루어지지 않는 영향 때문인 것은 아닌지 점검이 필요하다.¹⁸⁾ 참고로 Chetty(2015)는 노동공급에 대한 EITC의 영향을 행동경제학적 관점에서 접근하여 분석하여, 정책에 대한 정보의 차이가 그 반응(노동공급 변화)의 차이에 유의한 영향이 있음을 밝힌 바 있다.

다섯 번째로, 담뱃세의 정책 효과 분석을 통해 사회적으로 바람직하지

18) 조세일보, “신청 방법 몰라서..” 미신청 근로장려금 6년간 1.5조, https://m.joseilbo.com/news/view.htm?newsid=523938#_eniple 2024.8.21.

않은 행위를 억제하는 정책은 선호되는 행위를 장려하는 정책에 비해 더 큰 노력이 필요함을 알 수 있었다. 담배 판매량은 담배가격에 비탄력적인 것으로 보이며, 가격 충격은 비교적 단기에만 유지되는 것으로 추정된다. 중독 재화로서 경고 그림 등 외재적 동기 유발을 위한 수단의 효과는 일시적인 것으로 보이며 가격 조정은 물가 상승에도 부정적 영향이 있는 바, 건강 행태의 변화를 유도하기 위해 ‘노담 캠페인’과 같이 사회적 규범 (social norm)을 활용하여 내재적 동기를 구축하는 방식이 더 효과적일 것으로 예상된다. 혹은 개인이 중독재에 대한 의존도를 낮추기 매우 어려운 점을 고려한 디폴트 옵션(예를 들어, 담배의 니코틴 함량 기준을 장기적으로 줄이는 방안¹⁹⁾) 등 다양한 정책 조합을 함께 활용할 필요가 있다.

19) YTN 사이언스, 뉴질랜드 ‘초강력’ 금연법 제정...2009년 이후 출생자에 담배 판매 금지, <https://science.ytn.co.kr/program/view.php?mcd=0082&key=202212141638459348>, 2022.12.14.



[1장, 2장]

고지현, 전병목, 신상화. (2023). 2023 조세특례 임의심층평가(1) 근로장려금.

기획재정부·한국조세재정연구원.

국민권익위원회. (2022.12.28.), 국민권익위, ‘양육수당, 아동수당, 출산지원금’

사각지대 해결 [보도자료].

기획재정부 재정관리국. 세출/지출 결산 현황(2007~2023) [데이터 세트]. 열린

재정. <https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>

김평정. (2023. 3. 12.). 지난해 지자체 출산지원금 5천7백억 투입... 현금 지원

효과 있나?. YTN.

https://www.ytn.co.kr/_ln/0103_202303121817368736

남윤민. (2021). 코로나19 긴급재난지원금과 복지정치: 복지, 증세, 그리고 기본

소득에 대한 태도를 중심으로. 사회과학연구, 47(2), 177-204.

박선경, 신진옥. (2021). 코로나19와 국가역할 확대에 대한 국민 인식: 이념성

향, 재난피해, 정부대응, 재난지원금의 영향. 한국과 국제정치, 37(1),

153-189.

박홍식. (2005). 내부고발 의도의 설명과 예측: 계획된 행동이론을 중심으로. 한

국행정연구, 14(2)(2005 여름호), 233-257.

송헌재. (2012). 노동패널 자료를 이용한 우리나라 가구의 출산결정요인 분석.

응용경제, 14(3), 51-78.

심우일. (2023. 12. 3.). “단순 현금 살포로는 안 돼”... 저출산쫓 보고서의 시사

점. 서울경제. <https://www.sedaily.com/NewsView/29YCU8LFPP>

아동수당의 지급에 관한 법률안(박광온의원 대표발의, 의안번호 제2599호),

2016.10.7.

안준용 (2024. 4. 23.). “현금 지원 효과 커” vs “밑 빠진 독 물 붓기” 전문가 의

견 갈려. 조선일보.

<https://www.chosun.com/national/welfare-medical/2024/04/23>

/MSH6CEUX4RAXXNMD7LYAKZAUPM/

유일지. (2023. 9. 8.). 연간 4.4조 근로장려금... ‘소득지원’ 아닌 ‘근로유인’에 초점 맞출 때. 세정일보.

<https://www.sejungilbo.com/news/articleView.html?idxno=44362>

이철희, 이소영. (2022). 현금지원이 유배우 출산율에 미치는 효과: 강원도 육아 기본수당 지급 사례로부터의 증거. *경제학연구*, 70(2), 61-93.

최영준, 최정은, 김민정. (2021). 코로나19에 대한 한국 복지국가의 대응: 더 작은 복지국가로 이동?. *한국사회복지학회 학술대회 자료집*, 732-755.

하솔잎, 최혜진, 박소은, 고제이, 이진이, 최환용, 윤선우. (2022). 중앙 지방 간 유사 사회보장사업의 효과성 평가. *한국보건사회연구원*.

Ajzen, I. (1985). From Intentions to Actions: A Theory of Planned Behavior. In: Kuhl, J., Beckmann, J. (eds), *Action Control*. SSSP Springer Series in Social Psychology. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-69746-3_2

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211, [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)

Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs.

Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American psychologist*, 37(2), 122-147.

Bandura, A. (1986). *Social Foundations of Thought and Action: A Social Cognitive Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.

Behavioural Economics Team of the Australian Government. (2019). *Applying behavioural insights to a cash transfer program*. <https://behaviouraleconomics.pmc.gov.au/sites/default/files/pr>

- objects/applying-behavioural-insights-cash-transfer-program-a_0.pdf
- Benhassine, N., Devoto, F., Duflo, E., Dupas, P., & Pouliquen, V. (2013). Turning a shove into a nudge? A “labelled cash transfer” for education. National Bureau of Economic Research.
- Changing Public Behavior National Facilitation Project. (2009). Behavior Change Theories and Techniques. University of Wisconsin-Madison.
- Chetty, R. (2015). Behavioral Economics and Public Policy: A Pragmatic Perspective. *American Economic Review*, 105 (5), 1–33.
- Cialdini, R., & Trost, M. (1998). Social influence: Social norms, conformity and compliance.
- Davis, R., Campbell, R., Hildon, Z., Hobbs, L., & Michie, S. (2015). Theories of behaviour and behaviour change across the social and behavioural sciences: a scoping review. *Health Psychol Rev.*, 9(3), 323–44. doi: 10.1080/17437199.2014.941722
- Deci, E., & Ryan, R. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological inquiry*, 11(4), 227–268.
- Dodlova M., Giolbas A., & Lay J. (2017). Social transfers and conditionalities under different regime types. *European Journal of Political Economy*, 50, 141–156, <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.10.001>
- Elder, J. (1987). Applications of behavior modification to health promotion in the developing world. *Social Science & Medicine*, 24(4), 335–349. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(87\)90152-3](https://doi.org/10.1016/0277-9536(87)90152-3)
- Fishbein, M., & Cappella, J. N. (2006). The Role of Theory in

- Developing Effective Health Communications. *Journal of Communication*, 56, S1-17.
- Fisher, J., & Fisher, W. (1992). Changing AIDS-risk behaviour. *Psychological bulletin*, 111, 455-74. 10.1037/0033-2909.111.3. 455.
- Foster, C., & Frieden, J. (2019). Compensation, Austerity, and Populism: Social Spending and Voting in 17 Western European Countries. Center for European Studies. Harvard University.
- Gromadzki, J., Sałach, K., & Brzeziński, M. (2024). When populists deliver on their promises: the electoral effects of a large cash transfer programme in Poland, *Economica*. London School of Economics and Political Science, 91(361), 320-345.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Kettle, S., Hernandez, M., Ruda, S., & Sanderson, M. A. (2016). Behavioral interventions in tax compliance: evidence from Guatemala.
- Madrian. (2014). Applying Insights from Behavioral Economics to Policy Design, *Annual Review of Economics*. Annual Reviews 6(1):663-688.
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Poverty impedes cognitive function. *Science*, 341, 976-980.
- Michie, S., & Johnston, M. (2012). Theories and techniques of behaviour change: Developing a cumulative science of behaviour change [Editorial]. *Health Psychology Review*, 6(1), 1-6. <https://doi.org/10.1080/17437199.2012.654964>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. Social

- Expenditure – Detailed data(1990–2020) [Data Set]. OECD.Stat
(https://stats-1.oecd.org/index.aspx?DatasetCode=SOCX_DET)
- Ostrom, E. (2000). Collective action and the evolution of social norms. *Journal of economic perspectives*, 14, 137–158.
- Prochaska, J., & DiClemente, C. (1983). Stages and processes of self-change of smoking: toward an integrative model of change. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51(3), 390–5. doi: 10.1037//0022-006x.51.3.390
- Shah, A. K., Mullainathan, S., & Shafir, E. (2012). Some consequences of having too little. *Science*, 338, 682–685.
- Shah, A. K., Shafir, E., & Mullainathan, S. (2015). Scarcity frames value. *Psychological Science*, 26, 402–412.
- Skinner, B. (1953). *Science and human behavior*. Macmillan.
- Thaler, R. (1985). Mental accounting and consumer choice. *Marketing science*, 4, 199–214.
- Thaler, R., & Sunstein, C. (2008). *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. Yale University Press.
- Wolf, S., Aber, J., & Morris, P. (2013). Drawing on psychological theory to understand and improve antipoverty policies: The case of conditional cash transfers. *Psychology, Public Policy, and Law*, 19(1), 3–14.

[3장]

- 국세청. (2024.10.30.). 근로·자녀장려금, 12월 2일까지 신청 기회 놓치지 마세요 [보도자료]. 대한민국 정책브리핑.
<https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148935677>
- 김민곤, 천지은. (2016). 저출산 정책으로써 출산장려금의 정책 효과성 연구: 서

- 을 25개 자치구들을 중심으로. 국가정책연구, 30(2), 163-190.
- 김우영, 이정만. (2018). 출산장려금의 출산율 제고 효과: 충청지역을 대상으로. 노동정책연구, 18(2), 61-98.
- 김준일. (2021). 장기거주자의 출산율과 출산장려금: 국민건강보험빅데이터를 이용한 연구. Journal of The Korean Data Analysis Society, 23(3), 1273-1284.
- 김현숙. (2021). 중앙과 지방정부 출산율 제고 정책 효과성 분석: 유배우 출산율을 중심으로. 여성경제연구, 18(2), 23-47.
- 박창우, 송헌재. (2014). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정. 응용경제, 16(1), 5-34.
- 박흥식. (2005). 내부고발 의도의 설명과 예측: 계획된 행동이론을 중심으로. 한국행정연구, 14(2), 233-257.
- 배호중. (2019). 주거비 부담이 출산에 미치는 영향: 2000년 이후 혼인가구를 중심으로. 사회복지연구, 50(1), 35-70.
- 보건복지부. (2004). 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2008). 2008 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2011). 2011년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2012). 2010년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2014). 2012년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2014). 2013년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2015). 2014년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2016). 2007년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2016). 2009년도 지방자치단체 인구정책 사례집.
- 보건복지부. (2016). 2015년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2017). 2016년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2018). 2017년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2020). 2018년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2020). 2019년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.

- 보건복지부. (2020). 2020년도 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2022). 2021년도 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2023). 2022년도 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 보건복지부. (2024). 2023년도 지방자치단체 출산지원정책 사례집.
- 석호원. (2011). 출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로. 지방행정연구, 25(2), 143-180.
- 송헌재. (2012). 노동패널 자료를 이용한 우리나라 가구의 출산결정요인 분석. 응용경제, 14(3), 51-78.
- 안정혜, 유동우. (2019). 미래 불확실성과 출산에 대한 관계 분석: 둘째 출산장려금을 중심으로. 지방정부연구, 23(3), 159-182.
- 이광식. (2024. 12. 26.). 10월 출생아, 14년 만에 최대폭 증가...올해 출산을 반등 확실히. 한국경제.
<https://www.hankyung.com/article/2024122609081>
- 이명석, 김근세, 김대진. (2011). 한국 지방자치단체의 출산장려금정책 효과분석. 한국행정연구, 21(3), 149-174.
- 이병호, 박민근. (2017). 다자녀 출산의 결정요인 연구: 출산장려금 정책의 효과를 중심으로. 보건사회연구, 37(3), 318-342.
- 이유진, 김상현, 김나영. (2020). 출산장려금 지급수준과 출산율의 관계에 관한 실증분석. 한국행정학보, 54(4), 173-197.
- 이주영, 박재완. (2015). 한국의 출산격차 영향요인 실증분석 - 희망자녀수와 현실자녀수의 차이를 중심으로. 한국정책학회보, 24(4), 1-32.
- 이철희, 이소영. (2022). 현금지원이 유배우 출산율에 미치는 효과: 강원도 육아기본수당 지급 사례로부터의 증거. 경제학연구, 70(2), 61-93.
- 이철희. (2018). 한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000년~2016년 출산율 변화요인 분해. 경제학연구, 66(3), 5-42.
- 이철희. (2022). 저출산 대응정책 효과의 이질성 분석: 현금지원 및 보육지원 정책의 소득분위별 효과. 한국경제포럼, 15(3), 53-85.
- 장인수, 손호성. (2021). 경기 양평군 첫째 자녀 출산지원금 효과 분석과 정책적

- 함의. GRI연구논총, 23(3), 95-118.
- 주예진, 이철희. (2024). 현금성 출산 지원정책의 한계 효과 평가. 한국경제연구, 42(3), 35-70.
- 차경욱(2005). 출산 가계와 출산계획 있는 가계의 경제구조 비교 분석. 한국가정관리학회지, 23(2).
- 최향석. (2014). 사교육의 문제점 및 경감 대책 분석에 관한 연구. 미래교육연구, 4(3), 1-14.
- 최혜진, 고경표, 정다은, 안승재, 김가희. (2023). 중앙 지방 간 유사 사회보장사업의 효과성 평가 - 지방자치단체 수당을 중심으로. 한국보건사회연구원.
- 통계청. (2024. 12. 10.), 행정자료를 활용한 2023년 신혼부부통계 결과 [보도자료].
https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060600&bid=11815&act=view&list_no=434122
- 한국노동연구원, 한국노동패널 자료 3~25차 자료 [데이터 세트].
- Ang, X. (2015). The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply: Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues*, 36(2), 263-288.
- Angrist, J., & Pischke, J-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, 1ed., Princeton University Press.
- Becker, G. (1993). *A treatise on the family*. Harvard university press, Cambridge.
- Boccuzzo, G., Caltabiano, M., Zuanna, G. D., & Loghi, M. (2008). The impact of the bonus at birth on reproductive behaviour in a lowest-low fertility context: Friuli-Venezia Giulia (Italy), 1989-2005. *Vienna Yearbook of Population Research*, 6, 125-147. <http://www.jstor.org/stable/23025498>

- Chuard, C., & Chuard-Keller, P. (2021). Baby bonus in Switzerland: Effects on fertility, newborn health, and birth-scheduling. *Health Economics*, 30(9), 2092–2123.
- Cohen, A., Dehejia, R., & Romanov, D. (2013). Financial Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 1–20.
- Drago, R., Sawyer, K., Shreffler, K. M., Warren, D., & Wooden, M. (2011). Did Australia's Baby Bonus Increase Fertility Intentions and Births?. *Population Research and Policy Review*, 30(3), 381–397.
- Einarsdóttir, K., Langridge, A., Hammond, G., Gunnell, A., Haggard, F., & Stanley, F. (2012). The Australian Baby Bonus Maternity Payment and Birth Characteristics in Western Australia. *PLoS ONE*, 7(11), e48885.
- Ermisch, J. (1988). Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain. *The Journal of Human Resources*, 23(4), 563.
- González, L., & Trommlerová, S. (2022). Cash transfers before pregnancy and infant health. *Journal of Health Economics*, 83, 102622.
- González, L., & Trommlerová, S. (2023). Cash Transfers and Fertility: How the Introduction and Cancellation of a Child Benefit Affected Births and Abortions. *Journal of Human Resources*, 58(3), 783–818.
- Happel, S., Hill, J., & Low, S. (1984). An economic analysis of the timing of childbirth. *Population studies*, 38(2), 299–311.
- Kim, W. (2023). Baby Bonus, Fertility, and Missing Women. *SSRN Electronic Journal*.
- Lain, S., Ford, J., Raynes-Greenow, C., Hadfield, R., Simpson, J., Morris, J., & Roberts, C. (2009). The impact of the Baby Bonus

- payment in New South Wales: who is having “one for the country”?. *Medical Journal of Australia*, 190(5), 238-241.
- Lain, S., Roberts, C., Raynes-Greenow, C., & Morris, J. (2010). The impact of the baby bonus on maternity services in New South Wales. *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 50(1), 25-29.
- Langridge, A., Nassar, N., Li, J., Jacoby, P., & Stanley, F. (2012). The impact of monetary incentives on general fertility rates in Western Australia. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(4), 296-301.
- Milligan K. (2005). Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *The Review of Economics and Statistics*, 87 (3), 539-555. <https://doi.org/10.1162/0034653054638382>
- Parent, D., & Wang, L. (2007). Tax incentives and fertility in Canada: quantum vs tempo effects. *Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'économique*, 40(2), 371-400.
- Parr, N., & Guest, R. (2011). The contribution of increases in family benefits to Australia's early 21st-century fertility increase: An empirical analysis. *Demographic Research*, 25, 215-244.
- Riedl, M., & Geishecker, I. (2014). Keep it simple: estimation strategies for ordered response models with fixed effects, *Journal of Applied Statistics*, 41(11), 2358-2374. doi.org/10.1080/02664763.2014.909969
- Riphahn, R. T., & Wijnck, F. (2017). Fertility effects of child benefits. *Journal of Population Economics*, 30(4), 1135-1184.
- Sinclair, S., Boymal, J., & De Silva, A. (2012). A Re-Appraisal of the Fertility Response to the Australian Baby Bonus. *Economic Record*, 88(s1), 78-87.

Timoneda J. C. (2021). Estimating group fixed effects in panel data with a binary dependent variable: How the LPM outperforms logistic regression in rare events data. *Social Science Research*, 93, 102486, <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2020.102486>

[4장]

강지영, 전 용, 안서연. (2020). 아동수당 도입은 가구의 소비지출을 변화시켰는가?. *한국사회복지조사연구*, 67, 5-31.

고강혁. (2023). 저출산 대응 정책의 성과: 자녀 양육 비용 부담 경감과 정책 방안-아동수당 효과 분석. 제31회 인구포럼: 저출생·인구절벽대응 국회·한국보건사회연구원 공동 포럼.

고제이, 하슬윙, 나원희, 박소은, 이진이, 최환용. (2022). 아동수당 인식조사 및 개선방안 연구. 보건복지부.

남재현. (2021). 아동수당이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향. *비판사회정책*, 70, 133-166.

신윤정, 김지연. (2010). 자녀 양육비용 추계와 정책방안 연구. 세종: 한국보건사회연구원.

이래혁, 남재현. (2020). 한국의 아동수당제도 도입이 아동가구의 소비에 미친 영향. *한국아동복지학*, 69(3), 27-56.

이현주, 강신옥, 김현경, 이병희, 주상영, 전지현. (2016). 저소득층 가구소비 변화와 사회정책적 함의. 한국보건사회연구원.

통계청. (2024). 가계금융복지조사 연간데이터 2018-2021 [데이터 세트]. 마이크로데이터 통합서비스(MDIS).

통계청. (2024). 가계금융복지조사 이용자 가이드북.

통계청. (2024). 가계동향조사 연간데이터 2018-2021 [데이터 세트]. 마이크로데이터 통합서비스(MDIS).

통계청. (2024). 가계동향조사 이용자 가이드북.

Aizer, A., Eli, S., Ferrie, J., & Lleras-Muney, A. (2016). The long-run

- impact of cash transfers to poor families. *American Economic Review*, 106(4), 935-971.
- Baker, M., Messacar, D., & Stabile, M. (2023). Effects of child tax benefits on poverty and labor supply: Evidence from the Canada Child Benefit and Universal Child Care Benefit. *Journal of Labor Economics*, 41(4), 1129-1182.
- Baughman, R., & Dickert-Conlin, S. (2009). The earned income tax credit and fertility. *Journal of Population Economics*, 22, 537-563.
- Blundell, R., Pistaferri, L., & Saporta-Eksten, I. (2016). Consumption inequality and family labor supply. *American Economic Review*, 106(2), 387-435.
- Borjas, G. J. (2005). The labor-market impact of high-skill immigration. *American Economic Review*, 95(2), 56-60.
- Dahl, G. B., & Lochner, L. (2012). The impact of family income on child achievement: Evidence from the earned income tax credit. *American Economic Review*, 102(5), 1927-1956.
- Duflo, E., & Banerjee, A. (2011). *Poor economics* (Vol. 619). New York: Public Affairs.
- Gennetian, L. A., Shafir, E., Aber, J. L., & De Hoop, J. (2021). Behavioral insights into cash transfers to families with children. *Behavioral Science & Policy*, 7(1), 71-92.
- González, L. (2013). The effect of a universal child benefit on conceptions, abortions, and early maternal labor supply. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(3), 160-188.
- Gornick, J., & Meyers, M. (2003). *Families that work: Policies for reconciling parenthood and employment*. Russell Sage Foundation.

- Jones, L. E., Milligan, K., & Stabile, M. (2019). Child cash benefits and family expenditures: Evidence from the National Child Benefit. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 52(4), 1433-1463.
- Macours, K., Schady, N., & Vakis, R. (2012). Cash transfers, behavioral changes, and cognitive development in early childhood: evidence from a randomized experiment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(2), 247-273.
- Magda, I., Kiełczywska, A., & Brandt, N. (2018). The effects of large universal child benefits on female labour supply (No. 11652). IZA Discussion Papers.
- Milligan, K., & Stabile, M. (2009). Child benefits, maternal employment, and children's health: Evidence from Canadian child benefit expansions. *American Economic Review*, 99(2), 128-132.
- Mullainathan, S., & Shafir, E. (2013). Decision making and policy in contexts of poverty. *Behavioral foundations of public policy*, 16, 281-300.
- OECD. (2013). *OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth*. OECD Publishing, Paris.
- Sahn, D. E., & Gerstle, A. (2004). Child allowances and allocative decisions in Romanian households. *Applied Economics*, 36(14), 1513-1521.
- Shaefer, H. L., Collyer, S., Duncan, G., Edin, K., Garfinkel, I., Harris, D., ... & Yoshikawa, H. (2018). A universal child allowance: A plan to reduce poverty and income instability among children in the United States. RSF: The Russell Sage Foundation Journal of

the Social Sciences, 4(2), 22-42.

Thaler, R. (1999). Mental accounting matters. Journal of Behavioral decision making, 12(3), 183-206.

[5장]

고지현, 전병목, 신상화. (2023). 2023 조세특례 임의심층평가(1) 근로장려금. 기획재정부·한국조세재정연구원.

고지현. (2022. 6). 근로장려세제(EITC)와 자녀장려세제(CTC)가 여성노동공급에 미치는 영향. 재정포럼, 312, 8-38.

고지현. (2023. 3). 근로장려세제(EITC)가 고령자의 경제활동에 미치는 영향에 관한 분석. 재정포럼, 321, 34-56.

국세청 홈페이지. 국세정책/제도-근로·자녀장려금.

<https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2450&cntntsId=7781>

국세통계포털. 2024년 국세통계-근로·자녀장려금별 지급현황(성, 가구유형, 연령, 자녀수) [데이터세트].

<https://tasis.nts.go.kr/websquare/websquare.html?w2xPath=/ui/ep/e/a/UTWEPEAA02.xml&sttPblYr=2024&sttsMtaInfrId=20240103N01202440253>

권성오, 홍우형. (2021). 근로장려세제 확대의 경제적 효과-노동공급과 납세행태에 미친 영향. 한국조세재정연구원.

권성오. (2023). 집군분석을 이용한 근로장려세제(EITC)에 대한 행태반응 분석. 예산정책연구, 12(1), 1-29.

기재량, 김진희, 김재호. (2015). 근로장려세제가 수급자의 시간당 임금에 미치는 효과. 정책분석평가학회보, 25(3), 289-312.

기획재정부. (2013. 9. 9.) 금년도 근로장려금 지급과 관련하여 내년 이후 달라지는 근로장려세제 설명 [보도자료].

김건태, 김윤영. (2017). 근로장려세제(EITC)의 근로유인 분석: 2차 개정안 근로

- 시간 증감 비교. 한국콘텐츠학회논문지, 17(8), 382-395.
- 김건태, 김윤영. (2023). 2차 개정 근로장려세제가 근로빈곤층의 근로유인에 미치는 효과-가구, 고용형태 근로유인효과 분석. 사회복지정책, 50(2), 197-217.
- 김문정, 김빛마로. (2020). 2019년 확대·개편된 근로장려세제의 노동공급 효과 분석. 한국조세재정연구원.
- 김재진. (2019). 근로장려세제의 저소득가구 근로자 근로유인 제고방안. 고용노동부·한국조세재정연구원.
- 김주현, 조영민. (2023). 근로장려세제(EITC) 확대 개편의 정책 효과성 분석. 비판사회정책, (81), 197-219.
- 노혜진, 이지은. (2020). 근로장려금 수급이 여성의 노동공급과 소득에 미치는 영향-가구특성에 따른 차이를 중심으로. 사회복지정책, 47(3), 63-95.
- 박능후, 임금빈. (2014). 근로장려세제 인지도 변화와 정책효과 분석. 사회보장연구, 30(1), 51-80.
- 박능후. (2011). 근로장려세제 시행초기 효과 실증분석. 사회복지정책, 38(2), 165-191.
- 박종선, 황덕순. (2016). 근로장려세제의 근로유인효과: 심적회계이론을 중심으로. 소비자학연구, 27(1), 139-152.
- 박지원. (2022). 표본선택모형을 이용한 근로장려세제의 노동공급 효과 분석. 사회보장연구, 38(1), 51-78.
- 박지혜, 이정민. (2018). 근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과. Korean Journal of Labor Economics, 41(3).
- 송헌재, 방홍기. (2014). 우리나라 근로장려세제의 고용창출 효과 분석. 경제학연구, 62(4), 129-167.
- 송헌재, 전병힐. (2023). 근로장려세제의 순비용 추정. 재정학연구, 16(3), 1-29.
- 송헌재. (2012). 근로장려세제 도입이 가구 노동공급에 미친 영향. 재정학연구, 5(4), 37-62.

- 신상화, 김문정. (2023). 2019년 근로장려세제 개편이 노동 공급에 미친 영향. *예산정책연구*, 12(2), 67-90.
- 신우리, 송헌재. (2018a). 근로장려세제 확대개편의 효과 분석. *응용경제*, 20(2), 107-138.
- 신우리, 송헌재. (2018b). 근로장려세제의 노동공급 효과 분석: 복지패널 자료를 활용하여. *시장경제연구*, 47(1), 61-89.
- 염경윤, 전병욱. (2014). 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향. *통계연구*, 19(2), 73-98.
- 유민이, 임다희, 조민효. (2014). 근로장려세제의 노동공급 효과분석: 가구특성과 성별에 따른 분석. *정책분석평가학회보*, 24(1), 21-50.
- 윤희숙. (2016). 개인·가구 단위 소득 추이 비교분석과 빈곤정책에 대한 함의. *한국개발연구원*.
- 이대웅, 권기현, 문상호. (2015). 근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구-성향점수 매칭 (PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로. *한국정책학회보*, 24(2), 27-56.
- 이영욱. (2018). 근로능력빈곤층에 대한 소득지원정책 개선방안 연구. *한국개발연구원*.
- 이정우, 김두언, 홍우형. (2022). 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 연령대별 효과를 중심으로. *예산정책연구*, 11(3), 111-149.
- 정의룡. (2014). 한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로. *한국행정학보*, 48(1), 181-206.
- 조선주, 김영옥, 정진욱, 임병인, 이선행. (2008). 근로장려세제(EITC)와 여성의 노동공급: 실증분석과 정책과제. *한국여성정책연구원*.
- 진성진, 전영준, 박지혜. (2022). 근로장려세제(EITC)의 고용효과. *한국노동연구원*.
- 최현수, 이서현. (2010). 근로장려세제(EITC) 확대 개편방안의 효과성 분석 및 소득보장체계 연계방안 연구. *한국보건사회연구원*.

- 홍민철, 문상호, 이명석. (2016). 근로장려세제 효과 분석: 경제활동참여, 근로시간 및 개인별 빈곤을 중심으로. 정책분석평가학회보, 26(2), 1-27.
- 홍우형. (2021). 근로장려세제가 부부가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 근로장려금 산정방식 변화에 따른 정책실험(Policy Experiment)을 중심으로. 재정학연구, 14(4), 77-106.

Bastian, J. E., & Jones, M. R. (2021). Do EITC expansions pay for themselves? Effects on tax revenue and government transfers. Journal of public economics, 196, 104355.

[6장]

- 강영준, 고제이, 조남운. (2013.10.3.). 담배가격 인상의 소득계층별 귀착효과 연구. 한국재정학회 추계 정기학술대회.
- 기획재정부. (2017. 3. 13.). 2017년 2월 담배 판매량 3개월째 감소세 [보도자료].
- 기획재정부. (2024. 1. 31.). 국내 담배 판매량 전년 대비 0.6% 감소, 4년만에 감소세로 전환 [보도자료].
- 김영직, 정기덕, 조민호. (2017). 담배 가격 인상 정책의 흡연 감소 효과: 가처분 소득 분위별 흡연 감소 효과를 중심으로. 한국사회와 행정연구, 27(4), 31-52.
- 법무부. 출입국통계. 2024.6.19. 인출
<https://www.moj.go.kr/moj/2412/subview.do>,
- 보건복지부. 금연길라잡이. 2024.6.19 인출
https://www.nosmokeguide.go.kr/lay2/bbs/S1T33C44/H/65/view.do?article_seq=819447&tag_name=&cpage=1&rows=10&condition=&keyword=&cat=&rn=4,
- 정다운, 권재현. (2020). 교정 기능 강화를 위한 소비세율 연구-담배소비세를 중심으로. 한국조세재정연구원.

최병호, 이근재. (2015). 우리나라 담배수요함수의 추정과 담뱃세 정책에 관한 함의, *경제학연구*, 63(4), 53-80

최성은, 지선하, 김빛마로. (2017). 담배과세 인상의 흡연율 및 경제적 영향 분석. 한국조세재정연구원.

통계청. (2014-2023). 가계동향조사 [데이터 세트]. 마이크로데이터 통합서비스 (MDIS).

통계청. (2014-2023). 소비자물가조사 [통계자료].

Beard, E., Brown, J., & Shahab, L. (2022). Smoking prevalence following the announcement of tobacco tax increases in England between 2007 and 2019: an interrupted time-series analysis. *Addiction*, 117(9), 2481-2492.

Cohen, G., Bor, J., Keyes, K., Demmer, R., Stellman, S., Puac-Polanco, V., & Galea, S. (2023). What was the impact of tobacco taxes on smoking prevalence and coronary heart disease mortality in the United States -2005-2016, and did it vary by race and gender? *Preventive Medicine*, 175, 107653.

Gunadi, C., Benmarhnia, T., White, M., Pierce, J. P., McMenamin, S. B., Leas, E. C., & Shi, Y. (2021). Tobacco price and use following California Proposition 56 tobacco tax increase. *PLOS ONE*, 16(10), e0257553.

Hong, S., Woo, S., Kim, S., Park, J., Lee, M., Kim, S., Koyanagi, A., Smith, L., Kim, M. S., López Sánchez, G. F., Dragioti, E., Rahmati, M., Fond, G., Boyer, L., Oh, J., Lee, H., & Yon, D. K. (2024). National prevalence of smoking among adolescents at tobacco tax increase and COVID-19 pandemic in South Korea, 2005-2022. *Scientific Reports*, 14(1), 7823.

Le, T., & Jaffri, M. (2022). The association between smoking behaviors

- and prices and taxes per cigarette pack in the United States from 2000 through 2019. *BMC Public Health*, 22(1), 856.
- Lopez-Nicolas, A., Badillo-Amador, L., & Cobacho-Tornel, M. B. (2013). Will the European Union's New Tobacco Tax Legislation Lead to Reductions in Smoking Prevalence? Evidence From a Quasi-Experiment in Spain. *Nicotine & Tobacco Research*, 15(12), 1963-1970.
- Ma, Z., Kuller, L., Fisher, M., & Ostroff, S. (2013). Use of Interrupted Time-Series Method to Evaluate the Impact of Cigarette Excise Tax Increases in Pennsylvania, 2000-2009. *Preventing Chronic Disease*, 10, 120268.
- Mader, E., Lapin, B., Cameron, B., Carr, T., & Morley, C. (2016). Update on Performance in Tobacco Control: A Longitudinal Analysis of the Impact of Tobacco Control Policy and the US Adult Smoking Rate, 2011-2013. *Journal of Public Health Management and Practice*, 22(5), E29-E35.
- Ringel, J., & Evans, W. (2001). Cigarette Taxes and Smoking During Pregnancy. *American Journal of Public Health*, 91(11), 1851-1856.
- Sharbaugh, M., Althouse, A., Thoma, F., Lee, J., Figueredo, V., & Mulukutla, S. (2018). Impact of cigarette taxes on smoking prevalence from 2001-2015: A report using the Behavioral and Risk Factor Surveillance Survey (BRFSS). *PLOS ONE*, 13(9), e0204416.
- Wakefield, M., Coomber, K., Durkin, S., Scollo, M., Bayly, M., Spittal, M., Simpson, J., & Hill, D. (2014). Time series analysis of the impact of tobacco control policies on smoking prevalence among Australian adults, 2001-2011. *Bulletin of the World*

Health Organization, 92(6), 413-422.

Waller, B., Cohen, J., Ferrence, R., Bull, S., & Adlaf, E. (2003). The Early 1990s Cigarette Price Decrease and Trends in Youth Smoking in Ontario. *Canadian Journal of Public Health*, 94(1), 31-35.

Wilkinson, A., Scollo, M., Wakefield, M., Spittal, M., Chaloupka, F., & Durkin, S. (2019). Smoking prevalence following tobacco tax increases in Australia between 2001 and 2017: an interrupted time-series analysis. *The Lancet Public Health*, 4(12), e618-e627.

Yu, H., Engberg, J., & Scharf, D. (2019). One Size Fits All? Disentangling the Effects of Tobacco Taxes, Laws, and Control Spending on Adult Subgroups in the United States. *Substance Abuse*, 40(1), 87-94.

[7장]

보건복지부. (2024). 2024년 지방자치단체 출산지원정책 사례집.

임도영. (2024. 8. 21.). '신청 방법 몰라서..' 미신청 근로장려금 6년간 1.5조. *조세일보*.

https://m.joseilbo.com/news/view.htm?newsid=523938#_enliple

임수근. (2022. 12. 14.). 뉴질랜드 '초강력' 금연법 제정...2009년 이후 출생자에 담배 판매 금지. *YTN 사이언스*.

<https://science.ytn.co.kr/program/view.php?mcd=0082&key=202212141638459348>

Chetty, R. (2015). Behavioral Economics and Public Policy: A Pragmatic Perspective. *American Economic Review*, 105(5), 1-33.

- Dodlova M., Giolbas A., & Lay J. (2017). Social transfers and conditionalities under different regime types. *European Journal of Political Economy*, 50, 141-156,
<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.10.001>
- Scarlato M., & D'Agostino G. (2016). The political economy of cash transfers: a comparative analysis of Latin American and sub-Saharan African experiences. IDOS Discussion Papers, 6/2016, German Institute of Development and Sustainability.



〈부표 1〉 가족 및 아동 대상 현금급여가 임신/출산에 미치는 영향(국외 문헌)

저자, 연도	국가, 기간	연구 방법 및 분석 단위	비교군 (vs. 대조군)	주요 결과
가족/아동수당				
Parent & Wang, 2007	캐나다 (1976~1991)	DID(가구) (주요 독립변수: 처치집단 여부 x 제도 도입 전후)	제도 시행 지역(퀘벡)의 24~34/30~39세 여성 vs. 제도 미시행 지역(퀘벡 외 다른 지역)의 24~34/30~39세 여성	가구 내 6세 미만 아동 유무 (+): 25~34세 여성 (단기효과: 1976~1981) (-): 25~34세, 30~39세 여성 (장기 효과: 1981~1991) (X): 30~39세 여성 (단기 효과: 1976~1981)
Riphahn & Wynnck, 2017	독일 (1992~1998)	DID(가구) (주요 독립변수: 처치집단 여부 x 제도 도입 전후)	(소득의 대리지표로서) 저학력 집단 vs. 고학력 집단	첫째 출산 감소, 둘째 출산 증가
Cohen et al., 2013	이스라엘 (1999~2005)	Linear probability model(개인) (주요 독립변수: 여성이 다음 자녀에 대해 받을 것으로 예상되는 급여의 현재 가치)	자녀가 두 명 이상 있는 65세 미만 혼인 여성	출산 확률 증가 (세부집단) 저소득층 > 고소득층, 저연령층 > 고연령층 순서로 크게 증가
Ermisch, 1988	영국 (1952~1983)	Least squares estimation(인구집단) (주요 독립변수: 추가 출산에 따라 수명한 아동수당 규모)	20~39세 여성	(첫째 출산율) 급여 규모 확대에 따라 20~24세 출산율 증가, 30~34세 출산율 감소 (둘째 출산율) 급여 규모 확대에

저자, 연도	국가, 기간	연구 방법 및 분석 단위	비교군 (vs. 대조군)	주요 결과
출산장려금				
Milligan, 2005	캐나다 (1980~1997)	DID(가구) (주요 독립변수: 처치집단 여부 x 제도 도입 전후)	퀘벡 내 여성 배우자 혹은 한부모 여성이 15~34세인 가구 vs. 퀘벡 외 다른 지역의 여성 배우자 혹은 한부모 여성이 15~34세인 가구	• <출산장려금 도입 효과> (출산율) 출산장려금 도입 이후 증가 (세부집단) 아동수 1명 이상 가구(VS 아동이 없는 가구), 25~34세 여성 가구에서 크게 증가 • <도입 후 금액 확대 효과> (출산율) CAD 1000달러 증가 시, 출산율 증가 (세부집단) 아동수 1명 이상 가구(VS 아동이 없는 가구)에서 크게 증가
Ang, 2015	캐나다 (1986~1996)	DID(가구) (주요 독립변수: 처치집단 여부 x 제도 도입 전후)	25~45세 퀘벡 여성 vs. 25~45세 퀘벡 외 다른 지역 여성	• (25~45세 여성이 1살 미만 아이를 가질 확률): 제도 도입 이후 증가 • (세부집단): 가구 내 아동수에 따라서는 혼재된 결과(아동 없는 가구, 아동 4명 이상 가구에서 증가)
González & Trommlerová, 2023	스페인 (2000~2017)	Regression discontinuity(지역) (주요 독립변수: 급여 수급)	출산을 한 15~44세 여성	• (15~44세 여성의 일당 출산 건수) 급여 수급 기간 증가: 수급 기간 이후 감소 (출산모 연령, 자녀 순서

저자, 연도	국가, 기간	연구 방법 및 분석 단위	비교군 (vs. 대조군)	주요 결과
		이전, 급여 수급 기간, 급여 수급 이후)		상관없이 결과 동일) • (15~44세 출산율) 급여 수급 기간 증가, 수급 기간 이후 감소 (15~19/25~29세 효과 X, 20~24세 효과 O)
González & Trommlerová, 2022	스페인 (2008~2012)	Regression discontinuity(개인) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	제도 도입 이후 출생한 아동의 형제 또는 어머니 vs. 제도 도입 이전 출생한 아동의 형제 또는 어머니	• (단태아 출생) 도입 이후 변화 없음 • (사산 전수) 도입 이후 변화 없음 (저소득층은 증가) • (임진 재태 주수) 도입 이후 변화 없음
Parr & Guest, 2011	호주 (2002~2007)	Multilevel logistic regression model(개인) (주요 독립변수: 출생 측정 기간에 임신이 Baby Bonus의 도입과 동시에 발생한 가족 혜택의 기타 변화에 의해 영향을 받았을 가능성이 있는지 여부)	15~44세 여성	• (15~44세 여성 1년간 출산 확률) 출산장려금 도입 이후 증가
Lain et al., 2009	호주 (1997~2006)	Poisson regression analysis(연구집단) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	15~44세 여성	• (첫째 출산율) 장려금 도입 후 15~19세/30~34세 여성, 비도시 거주 20~24세 여성 출산율 증가, 35~44세 여성 출산율 영향 없음 • (둘째 출산율) 장려금 도입 후 15~19세/20~24세/25~29세 여성

저자, 연도	국가, 기간	연구 방법 및 분석 단위	비교군 (vs. 대조군)	주요 결과
				출산율 증가, 30~34/35~44세 출산율 변화 없음 • (셋째 이상 출산율) 장려금 도입 1년 차 모든 연령층 여성 출산율 증가, 2년 차 20~24세 출산율 변화 없음
Lain et al., 2010	호주 (1998~2008)	Negative binomial regression analysis(지역) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	출산 여성	• (단태아 출산 건수) 도입 후 증가 • (쌍둥이 출산 건수) 도입 후 영향 없음
Drago et al., 2011	호주 (2001~2006)	IV PROBIT(개인) (주요 독립변수: 제도 도입 전후×기존 자녀 수)	17~50세 여성	• (개인의 단기/장기 출산의향) 장려금 도입 이후 증가 • (개인 출산 확률) 장려금 도입 이후 증가
Langridge et al., 2012	호주 (2005~2006)	Segmented negative binomial regression model(인구집단) (주요 독립변수: 제도 발표 및 도입 시기)	15~49세 출산 여성	• (15~49세 여성 출산율) 제도 시행 이후 출산율 증가 • (세부 집단) 저연령층(VS 고연령층), 대도시(VS 교외)에서 크게 증가. 도시의 사회경제적 수준에 따른 차이 없음.
Einarsdóttir et al., 2012	호주 (2001~2008)	Interrupted time-series analyses(지역 및 인구집단) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	출산 여성	• (분기별 출산율) 제도 시행 이후 증가 • (세부 집단) 20~29세 여성(VS 30세 이상, 고소득 지역(VS 저소득지역))

저자, 연도	국가, 기간	연구 방법 및 분석 단위	비교군 (vs. 대조군)	주요 결과
Kim, 2023	한국 (2000~2015)	Fixed effect model(인구집단) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	출산 여성	• (지역단위 14~49세 여성 출산율) 장려금 도입 후 1~3번째 출산 모두 증가 • (임신 기간) 장려금 도입 후 첫째 출산 임신 기간 영향 없음, 셋째 출산 임신 기간 감소
Chuard & Chuard-Keller, 2021	뉴질랜드 (1969~2017)	Fixed effect model(지역) (주요 독립변수: 제도 도입 전후)	출산장려금을 수급한 어머니와 그의 아동 vs. 출산장려금을 수급하지 않은 어머니와 그의 아동	• (15~49세 여성의 출산율) 수당 도입 1년차 증가, 이후 변화 없음 • (출생 간격: 출생 간의 기간) 수당 도입 이후 단기, 중장기 변화 없음 • (출생 당시 산모 연령) 수당 도입 이후 단기, 중장기 감소

〈부표 2〉 출산장려금의 효과에 대한 국내 선행연구 결과

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
석호원 (2011)	서울 25개 자치구	2005~2009	FE	합계출산율, 연령별출산율, 출생아 수	출산장려금 채택 여부, 출산장려금 예산, 출산장려금액, 수혜 범위(출생 순서), 기타 출산장려정책	- 출산장려금 정책은 합계출산율과 출생아 수, 연령별 출산율에 아무런 영향을 미치지 못함. - 반면 자녀양육 비용 및 사교육비의 절감을 위한 정책, 일과 가정의 양립 가능성 제고 및 육아시설 확충 그리고 혼인을 제고를 위한 정책 등이 주 출산연령인 20대 중, 후반과 30대의 출산율의 제고에 긍정적인 영향	X
이명식, 김근세, 김대건 (2011)	230개 기초단체	2005~2009	FE	합계출산율	출산장려금(레벨, 로그), 출산장려정책 수	지방자치단체의 출산장려금이 출산율에 통계적으로 유의한 정(+)의 효과가 있음	O
박창우, 송헌재 (2014)	230개 기초단체	2005~2010	FE	총출생아 수, 출산 순위별 출생아 수, 합계출산율	출산장려금, 지급 방식	출산 순위별로 출산장려금의 평균 금액을 추가로 지급하게 되면 그에 따른 출생아 수는 첫째는 평균 0.4%, 둘째는 평균 0.44%	O

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
						증가. 셋째 이상은 영향 없음. • 출산장려금 지급 방식을 일시금으로 채택하게 되면 첫째 출생아 수는 2.63% 증가, 둘째 출생아 수는 2.25% 증가	
김민곤, 천지은 (2016)	서울시 25개 자치구	2012~2014	OLS	합계출산율, 출생아 수	출산장려금(출생 순위별 지급 차등 반영)	• 출산장려금 정책은 합계출산율과 출생아 수, 혼인율에 주요한 영향을 미치지 못함.	X
이병호, 박민근 (2017)	경기도 31개 기초단체	2008~2014	FE, RE	다자녀 출산 (3아 이상 출산진수)	출산장려금 지급 규모	• 출산장려금과 1인당 GRDP 변수의 효과는 다른 설명변수를 통제하더라도 통계적으로 유의(출산장려금 지출이 대략 2,270만 원 늘어 나거나 1인당 GRDP가 26만 원 증가할 때 3아 이상 출생은 1명 증가)	O
김우영, 이정만 (2018)	충청지역 28개 시군	2000~2016	FE	합계출산율	출산장려금 정책(실시 여부, 도입 후 지속 기간과 그 제금, 금액 합계와 그 제금)	• 충청지역의 출산장려금 정책은 합계출산율과 15~49세 여성인구의 순유입에 긍정적인 효과.	O

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
						• 하지만 출산장려금이 여성의 순유입을 높여 그 결과 출산율이 증가되는 효과는 해당되지 않으며 그보다는 해당 지역에 거주하는 여성의 출산율을 높이는 것으로 추정. • 출산장려금이 출산율에 미치는 효과는 제도 도입 후 약 8년까지는 꾸준히 증가하고 그 이후 감소 • 출산장려금은 평균 250만 원을 초과하면 출산율 효과가 감소	
이철희 (2018)	전체 시군구	2005~2014	FE	유배우 출산율, 무배우 혼인율	출산장려금	• 기존 대책이 초점을 맞추었던 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는 데 공헌함. • 만약 유배우 출산율이 전혀 증가하지 않았다면 유배우 여성 비율의 급격한 하락 때문에 2016년의 합계출산율은 0.73까지 떨어졌을	○

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
						것으로 추정됨.	
안정혜, 유동우 (2019)	7개 광역시 71개 기초단체	2010~2017	FE	둘째 출생아 수	둘째 출산장려금	지방자치단체의 출산장려금 지원 정책은 둘째 출생아 수와 양(+)의 상관관계가 단, 미래 불확실성의 요인(보육 여건, 일자리, 거주비용 등)을 고려하면 출산장려금의 추정값이 더 이상 유의하지 않음.	△
이유진, 김상현, 김나영 (2020)	226개 시군구	2012~2018	OLS, 2SLS	합계출산율, 출생아 증가율, 출생아 1인당 출산장려금	출생아 1인당 출산장려금, 합계출산율, 출생아 증가율	- 내생성을 고려하여 동시 방정식으로 추정한 경우 (2SLS), 출산장려금이 출산율이나 출생아 증가율에 미치는 영향은 유의미하지 않았음. - 오히려 출산율이나 출생아 증가율이 출산장려금에 미치는 영향이 기존 연구와 동일하게 통계적으로 유의미하였음.	X
김준일 (2021)	2012년 이전에 출산장려금을	2012~2018	OLS	(건강보험 빅데이터를 통해 산출한)	출산장려금	합계출산율을 종속변수로 했을 경우 출산장려금의 출산율 제고 효과는 대체적으	△

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
	도입한 185개 시군구			장기거주자의 평균 출산아 수, 합계출산율		• 긍정적임. • 하지만 장기거주자의 출산율 지표를 종속변수로 설정하였을 경우는 상당부분 유의하지 않아 출산장려금의 효과에는 인구이동의 요소가 포함되어 있음을 시사함.	
김현숙 (2021)	228개 시군구	2005~2019	GMM	합계출산율, 유배우 출산율	출산장려금(팽역+기초, 출생 순위별 지급 차등 반영)	• 2015년까지는 두 변수 모두 유배우 출산율에 유의하게 긍정적 영향을 미친 것으로 보이나 출산율이 급격히 하락하기 시작한 2016년 이후로는 두 정책변수 모두 유배우 출산율에 영향을 미치지 못함	△
장인수, 손호성 (2021)	경기 양평군 vs. 서울, 부산, 인천, 경기 25개 시군구	2010~2019	합성통계 방법	20~30대 순유입 인구, 합계출산율, 조출생률, 첫째아 출생아 수	첫째아 출산지원금 지원 여부(2017년)	• 경기 양평군의 2017년부터 시행된 첫째아 출산지원금이 일시적으로는 첫째아 수 증가에 유의한 영향을 미쳤으나, 지속적 효과를 유발하지 못함 • 합계출산율이나 조출생률	△

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
최혜진 외 (2023)	(지급 규모가 큰 곳) (광역) 7개 시도, (기초) 대도시 5개 기초, 중소도시 7개 기초, 농어촌 16개 기초 vs. 지급 규모가 작은 곳	2012~2022	합성통제 방법	합계출산율, 출생아 수, 유배우 출생률	치치집단 여부*출산지원금 규모	에는 유의한 영향 없음. - 광역지자체-3개 지역에서 출생아 수 및 합계출산율 증가 효과가 관찰됨. 대체로 출산지원금의 크기가 큰 경우 출산지원금의 효과가 높은 경향을 보였으며, 이러한 효과는 강원도를 제외하면 시행 당해 혹은 다음 연도까지만 유지되는 단기적인 양상을 보임. - 출산지원금의 규모가 작은 대도시 지역의 기초자치단체에서는 출산지원금의 효과가 거의 없는 것으로 나타났다으며, 중소도시 및 농어촌 지역에서는 단기적인 효과만 관찰.	△
이철희 (2022)	시군구	2002~2017	FE	소득분위별 합계출산율	출산지원금	전반적으로 현금지원과 보육지원 정책은 소득 중상위층 가구(3~4분위 직장가입자 및 피부양자)의 출산에 상대적으로 강한 영향	△

저자 및 발표연도	대상	기간	추정 방법	종속변수	주요 독립변수	분석 결과	장려금 효과
이철희, 이소영 (2022)	(1) 시군구, (2) 광역시도 (강원도, vs. 18년 이후 출산지원금 변화가 없었던 충북, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)	(1) 2005~2020 (2) 2015~2020	FE	합계출산율, 유배우 출산율	(1) 출산지원금 (2) 강원도 여부, 강원도 육아기본수당 지급 시점, 강원도 여부*강원도 육아기본수당 지급 시점	- 출산지원금이 유배우출산율에 긍정적인 효과. 2019년 강원도의 육아기본수당 지급 이후 강원도의 유배우 출산율(특히 무자녀 유배우 여성의 첫 자녀 출산율)이 크게 증가하여 출생아 수를 증가시키는 요인으로 작용	○
주예진, 이철희 (2024)	238개 시군구	2014~2020	합성통제 방법, DID	25~39세 유배우 여성 조출생률, 30세 유배우 여성 합계출산율, 25세 유배우 여성 합계출산율	정책 도입시점, 처치지역 여부, 도입시점*처치지역 여부	추가 지원액은 최초 지원액보다 더 큰 금액을 지원해야 효과가 나타나 지원의 한계효과가 체감. 유의한 효과가 나타나는 지원금의 범위는 최초 지원의 경우 500만 원 이상, 추가 지원의 경우 1,000만 원 이상. 적정 지원금은 최초 지원의 경우 1,000만 원까지, 추가 지원의 경우 5,000만 원까지임.	△

〈부표 3〉 담뱃세에 따른 흡연을 변화에 관한 국외 선행연구 결과

저자 및 연도	국가/지역 및 기간	종속변수	주요 결과
Beard et al. (2022)	영국 (2007-2019)	월별 흡연율	1) 결련형 담배의 세금 증가 (2010.03~2012.12): -4.1 (95% CI: -11.5, 4.0, p=0.311) (2012.03~2019.12): -2.9 (95% CI: -10.4, 5.3, p=0.482) 2) 롤링 타바코의 세금 증가 (2011.03): -21.1 (95% CI: -30.4, -10.7, p<0.001) (2016.03): -3.8 (95% CI: -8.2, 17.8, p=0.539) (2017.11): 2.1 (95% CI: -9.9, 15.7, p=0.745) (2018.11): 5.9 (95% CI: -6.7, 20.2, p=0.377)
Cohen et al. (2023)	미국 (2005-2016)	35세 이상 연간 흡연율	1달러 담뱃세 증가 → 흡연율 0.4%p 감소 (95% CI: -0.6, -0.2)
Gunadi et al. (2021)	미국 캘리포니아 (2011-2019)	18세 이상 연간 흡연율	범안 시행 이후 흡연율 변화 통계적 유의성 없음 (B=0.775, 95% CI: -1.348, 2.897, p=0.484)
Hong et al. (2024)	한국 (2005-2022)	13~18세 청소년 연간 흡연율	2015년 담뱃세 인상 → 흡연율 3.076%p 감소 (95% CI: -3.707, -2.445)

저자 및 연도	국가/지역 및 기간	종속변수	주요 결과
Le & Jaffri (2022)	미국 (2000-2019)	주(State) 연간 흡연율	담배 평균 소매가 \$1 상승→흡연율 0.52%p 감소 (95% CI: -0.71, -0.03, p<0.001) 담배 한 갑당 연방/주정부 세금 \$1 상승 → 흡연율 0.65%p 감소 (95% CI: -0.88, -0.42, p<0.001) 평균 소매 가격 대비 담배 한갑의 세금 1% 증가 → 흡연율 0.05%p 감소 (95% CI: -0.07, -0.03, p<0.001)
Lopez-Nicolas et al. (2013)	스페인 (2007-2019)	지역별 연간 흡연율	(2003~2009) 여성: 흡연율 3.36%p 감소 (p=0.20) 남성: 흡연율 2.06%p 감소(p=0.37)
Ma et al. (2013)	미국 펜실베이니아 (1998-2000)	지역별 분기별 흡연율	한 갑당 \$0.69~1\$ 증가 → 흡연율 0.21%p 증가(p=0.54) 한 갑당 0.35~1.35\$ → 흡연율 0.46%p 감소(p=0.18)
Mader et al. (2016)	미국 (2011-2013)	성인 연간 흡연율	담배 한 갑 가격 (20개비) 1\$ 인상 → 흡연율 0.81%p 감소 (p<0.005, SE: 0.307)
Ringel & Evans (2001)	미국 (1985-1995)	임산부 여성 월 흡연율	세금 1cent 증가 → 흡연율 0.066%p 감소(=-26.7) 담배 한갑당 0.55\$ 세금 인상 → 흡연율 3.6%p 감소
Sharbaugh et al. (2018)	미국 (2001-2015)	주(State) 연간 흡연율	한 갑당 0.25\$ 세금 증가 → 흡연율 0.60%p 감소 (95% CI: -0.66, -0.55, p<0.001)
Wakefield et al. (2014)	호주 (2001-2011)	호주 주요 도시 18세 이상 월 흡연율	소득 대비 담배가격 1% 상승 → 흡연율 3.77%p 감소 (95% CI: -7.63, 0.08)

저자 및 연도	국가/지역 및 기간	종속변수	주요 결과
Waller et al. (2003)	캐나다 (1997-2001)	온타리오 청소년 흡연율	1993년 이후 흡연을 인하 (구체적 수치 미제공)
Wilkinson et al. (2019)	호주 (2001-2017)	호주 주요 도시 14세 이상 흡연율	*필연형, 롤링 타바코 모두 포함 2010년 25% 담뱃세 증가 → 흡연을 0.745%p 감소 (95% CI: -0.044, -0.003) 2013년 이후 12.5% 담뱃세 증가 → 흡연을 0.997%p 감소 (95% CI: -1.632, -0.362)
Yu et al. (2019)	미국 (1995-2009)	18세 이상 주(State) 연간 흡연율	세금 한 갑당 \$0.68 세금 증가(1 SD increase) → 흡연을 0.25% 감소 (p=0.007, SE: 0.0009)

〈부표 4〉 담배의 가격탄력성에 대한 국내 선행연구 결과

	연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
1	이명현·성명재 (2002)	일반수요	도시가계조사	1982~ 2001	- 담배 소비지출 (통계청 도시가계조사)		-0.058
2	김원년·이충렬 (2002)	일반수요	도시가계조사	1980~ 1999	- 담배 소비량 (통계청 인구·가구) - 담배 소비지출 (통계청 도시가계조사) - 담배 판매량 (통계청)	- 담배가격물가지수 (통계청)	-0.19~ -0.176
3	김용익 외 (2003)	일반수요	담배소비총량	1980~ 2002	- 담배 판매량 (KT&G 각 연도 제품별 판매량 자료) - 담배 가격 (KT&G 각 연도 제품별 판매량 자료 참고하여 저자 작성)	- 담배가격물가지수 (통계청) - 갑당 평균 가격 (KT&G 각 연도 제품별 판매량 자료 참고하여 저자 작성)	-0.24~ -0.30
4	김원년 (2004)	일반수요	도시가계조사	1991~ 2002	- 담배 소비지출 (통계청 도시가계조사)	- 담배가격물가지수 (통계청)	-0.52
5	김원년·이진석 (2005)	일반수요/ 증독재 수요 (근시안 합리적 수요)	담배소비총량	1980~ 2003	- 담배 판매량 (KT&G → 통계청) - 담배 소비량 (담배 총판매량/19세 이상 추계인구, 통계청,	- 담배가격물가지수 (통계청)	(일반) -0.43~ -0.34 (근시안) -0.47~

연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
				한국의 사회지표)		-0.41
6 김원년·서정하 (2005)	증독재 수요 (근시안 합리적 수요)	도시가계조사	1988~ 2003	- 담배 소비지출 (통계청 도시가계조사)	- 담배가격물가지수 (통계청)	-0.39
7 김원년 외 (2006)	일반수요	설문·추적 조사 (자재 조사)	2004년 12월~ 2005년 6월	- 흡연량(자재 조사)	- 담배가격(브랜드) 변화 폭(자재 조사)	(1달 후) -0.68 (3달 후) -0.62 (6달 후) -0.54
8 민희철 (2007)	일반수요	사회통계조사	2003~ 2005	- 담배 국내 총판매량 (재정경제부) - 담배제품의 연간 판매량 (≥0인 제품만 포함, 전체 225개 담배제품 자료 활용)	- 담배제품의 연간 가격 (≥0인 제품만 포함, 전체 225개 담배제품 자료 활용)	-0.36
9 김원년·이충렬 (2007)	증독재 수요 (근시안 합리적 수요)	도시가계조사	1985~ 2005	- 담배 판매량 (KT&G → 통계청) - 담배 소비량 (담배 총판매량/19세 이 상 추계인구, 통계청, 한국의 사회지표)	- 담배소비자물가지수 (통계청)	-0.78~ -0.77
10 이영·나성린	증독재 수요	담배소비총량	1965~	담배 거래량(통계청, 연간	담배 평균 가격(통계청,	(총) -0.43,

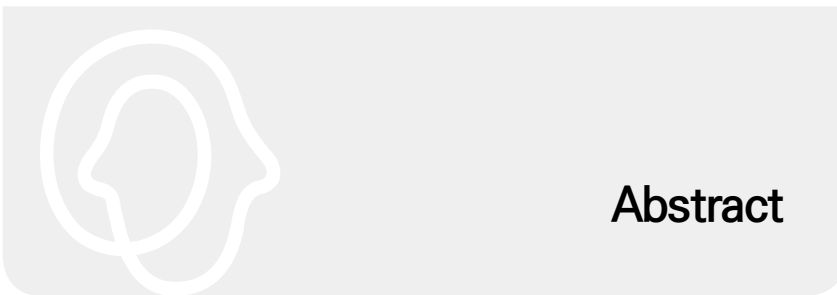
	연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
	(2007)	(근시안 합리적 수요)		2005	담배 판매량	연간 담배 판매량	(근시안) -0.68 (장기) -1.17
11	강은정 외 (2009)	일반수요	가계동향조사	1985~ 2007	- 담배 소비지출 (통계청 가계동향조사)	- 품목별물가지수 (통계청)	(흡연가구) -0.81 (전체 가구) -0.64
12	강동관 (2009)		국제 자료	2003	- 담배 소비량(WHO, Tobacco Control Country Profiles)	- 국내 가격 (World Bank)	(소득 상위국가) -0.662 (소득 하위국가) -0.664
13	전승훈 (2013)	일반수요	가계동향조사	1998~ 2011	- 담배 소비지출액 (통계청, 가계동향조사)	- 담배가격(담배가격 인상 시나리오별 가격)	(비보상) -0.411 (보상) -0.408
14	최병호·이근재 (2013)	일반수요	16개 시·도별 담배 소비량	2005~ 2012	- 담배 소비량 (담배협회 내부 자료)	- 실질 담배가격(명목담 배 물가지수/소비자물가지 수, 통계청)	-0.487
15	강영준 외 (2013)	중독재 수요 (근시안)	가계동향조사	1990~ 2011	- 매출량(백만 갑, KT&G 사업보고서)	- 국산 담배가격(공급가격, KT&G 사업보고서)	-0.2~ -0.25

	연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
		합리적 수요)			- 매출액(십억 원, KT&G 사업보고서) - 담배 소비량 (통계청, 가계동향)	- 국산 담배가격(시장 가격, KT&G 사업보고서) - 평균 담배소매가격 (KT&G 사업보고서 바탕으로 저자 작성)	
16	민회철 (2013)	일반수요	한국재정패널	2007~ 2009	- 담배 구매액 (한국재정패널, 개인단위) - 담배 구매량 (한국재정패널, 개인단위)	- 담배 브랜드별 가격 (한국재정패널, 개인단위)	-0.023
17	신영임·석재만 (2013)	중독재 수요 (근시안 합리적 수요)	지방세징수액, 기획재정부·보건복지부 자료	1989~ 2012	- 담배 소비량 (지방세징수액, 기획재정부)	- 평균 담배가격 (담배거래금액/담배 판매량, 기획재정부)	(단기) -0.38 (장기) -0.53
18	박환재·김홍 (2014)	중독재 수요 (근시안 합리적 수요)	국제통계연감	1990~ 2012	- 1인당 담배 소비량 (국제통계연감)	- 담배 소비자가격 (통계청)	(중단기) -0.5528 (장기) -1.0434
19	최성은 (2014)	중독재 수요 (근시안 합리적 수요)	국민건강 영양조사	1998~ 2012	- 흡연량 (국민건강영양조사)	- 담배실질가격 - 담배물가지수 (명목, 통계청) - 실질담배물가지수	-0.425

	연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
20	최병호·이근재 (2015)	일반수요	한국담배협회 자료	2000년 1월~ 2014년 5월	- 담배 소비량 (월별 담배반출량, 한국담배협회)	- 담배가격지수(국산 및 외국산 담배가격지수의 담배 판매량에 대한 가중 평균/소비자물가지수, 한국담배협회)	-0.62~ -0.41
21	박환재 (2016)	증독제 수요 (근시안 합리적 수요)	국제통계연감, 한국은행, 통계청 자료	1990~ 2013	- 담배 소비량 (국제통계연감)	- 담배 소매가격지수 (통계청)	-0.5528
22	임재욱·김동주 (2017)	일반수요	가계동향조사	2009년 1분기~ 2016년 4분기	- 담배 소비지출액 (통계청, 가계동향조사) - 흡연율 (담배 소비지출액 ≥ 1, 통계청, 가계동향조사)	- 담배가격 ((CPI 담배가격지수/ CPI 총물가지수)*100, 통계청)	-0.33
23	최성은 외 (2017)	증독제 수요 (근시안 합리적 수요)	국민건강영양조사, OECD DB, 보건복지부 내부 자료, 통계청, 한국은행	1981~ 2016	- 후연율 (국민건강영양조사) - 담배반출량, 판매량 (보건복지부 내부 자료) - 담배 소비량 (OECD DB)	- 실질담배가격 - 실질담배물가지수 (담배물가지수(명목)/ 소비자물가지수(명목), 통계청)	(근시안 모형) -0.48 ~ -0.23 (통합탄력성) -0.50 ~ -0.29

	연구	담배 수요 모형	분석 자료	분석 기간	담배 수요량 통계	담배가격 통계	탄력성 추정치
24	홍성훈 (2017)	증독재 수요 (근시안 합리적 수요)	통계청 및 기획재정부 자료	1981~ 2016	- 담배 판매량 (통계청, 기획재정부) - 성인 남성 1인당 담배 소비량(담배 판매량/ 19세 이상 성인 남자 수, 통계청의 추계인구 활용)	- 담배가격지수 (절대/상대, 통계청)	-0.63
25	최성은 (2021)	증독재 수요 (근시안 합리적 수요)	국민건강영양 조사	2007~ 2016	- 하루 평균 흡연량 (국민건강영양조사)	- 담배가격지수(통계청) - 실질담배가격	-0.208~ -0.256

출처: 정다운, 권재현. (2020.12). 교정 기능 강화를 위한 소비세를 연구 - 담배소비세를 중심으로. 한국조세재정연구원, 세종, pp. 32-33을 참고하여 저자 작성



Abstract

Cash Transfer Programs and Behavioral Change: An Analysis of Policy Effectiveness and Implications

Project Head: Ha, Solleep

Korea is currently facing a range of structural challenges, including low fertility, population aging, widening inequality, and a dual labor market. In response, the role and importance of social security policies are growing rapidly. Since the COVID-19 pandemic, various unconditional cash transfer programs have expanded significantly. While these measures have contributed to stabilizing household livelihoods, they have also raised concerns regarding fiscal sustainability and policy effectiveness.

This study empirically examines the causal effects of major cash-based welfare programs aimed at influencing individual behavioral changes, such as the Baby Bonus, the Child Allowance, and the Earned Income Tax Credit (EITC).

The findings are as follows. First, households make major decisions from a long-term, life-cycle perspective. Accordingly, when it comes to decisions on childbirth, the Baby Bonus is unlikely to induce meaningful behavioral change. Factors such as the couple's economic productivity, private education ex-

penses, and housing conditions often play a more significant role in childbirth decisions. Therefore, local government policies aimed at encouraging childbirth may be more effective when focused on structural support measures, such as housing assistance for newlyweds or employment programs for young adults.

Second, the evidence on the Child Allowance suggests that mental accounting plays a significant role. In Korea, although the allowance is modest in amount, it is paid regularly and over an extended period, making it well-suited to support planned and stable expenditures for children. Also, there is a need to enhance support for low-income families to promote inter-generational mobility.

Third, the impact of the EITC appears to be marginal and does not significantly contribute to achieving its core objective. There is a need to redesign the policy to enhance its effectiveness in accordance with its original purpose and target population.

Fourth, in order to enhance the effectiveness of cash transfer programs aimed at behavioral change, it is essential to improve public understanding of the mechanisms behind these programs and to ensure timely dissemination of relevant information. In particular, the limited impact of the EITC on labor supply among low-income earners may stem from inadequate information sharing about program eligibility and

benefits.

Fifth, the analysis of tobacco tax shows that discouraging undesirable behaviors requires more effort than encouraging desirable ones. Since price adjustments can have inflationary side effects, behavioral interventions—such as “NODAM” campaign leveraging social norms—may be more effective by fostering intrinsic motivation. Additionally, considering the difficulty of reducing dependency on addictive substances, complementary policy tools such as default options (e.g., gradually lowering the allowable nicotine content in cigarettes) should also be employed in combination.

Key words : UCT, Cash transfer, Baby Bonus, EITC, Sin tax, Behavioral policy-making