

온라인 참석



자료집

2026년

한국복지패널 대학원생 논문경진대회

일 시 2026. 9. 17. (목) 14:00~16:00

장 소 한국보건사회연구원 5층 세종실(518호)
세종시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동(D동)

주 최 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

진행방식 현장 및 온라인(Zoom) 병행

시 간	구 분	내 용
14:00-14:30	개회사 및 우수논문시상	신영석 한국보건사회연구원장 박정민 서울대학교 사회복지연구소장
	좌장	이원진 한국보건사회연구원 한국복지패널 연구책임자
14:30-16:00	발표 1 (30분)	발표자 김나영 한양대학교 정책학과 박사과정 제 목 노동시장 이탈은 왜 다르게 작동하는가 : 중고령층의 빈곤 진입·지속과 삶의 질에 대한 이원고정효과 분석 토론자 김성욱 호서대학교 사회복지학부 교수
	발표 2 (30분)	발표자 전세환 고려대학교 경제학과 박사과정 제 목 비자발적 실직의 정신건강 비용: 급성 충격과 빠른 회복 토론자 하솔잎 한국보건사회연구원 연구위원
	발표 3 (30분)	발표자 홍승연 서울대학교 사회복지학과 석사과정 제 목 부모급여와 영아 양육가구의 지출 토론자 유민상 한국청소년정책연구원 선임연구위원

노동시장 이탈은 왜 다르게 작동하는가

: 중고령층의 빈곤 진입·지속과 삶의 질에 대한 이원고정효과 분석

Why Does Labor Market Exit Work Differently? A Two-Way Fixed Effects Analysis of Poverty Entry, Poverty Persistence, and Well-being among Middle-Aged and Older Adults

김나영(한양대학교 박사과정)

국문요약

본 연구는 중고령층의 노동시장 이탈이 빈곤(진입·지속)과 주관적 삶의 질(생활만족도·우울)과 어떠한 영향이 있는지 실증적으로 분석한다. 추가적으로 경제적자원(공적연금·공적이전소득·순자산)이 완충하는 역할을 수행하는지, 취약집단에 따라 차이가 다른지를 실증적으로 검토한다. 고령층 소득빈곤은 그 이전부터 누적된 결과의 가능성이 크기에 빈곤위험이 증가하기 시작하는 중고령기의 경제적 변화를 추적하여 살펴보고 빈곤을 사전에 예방하는 정책을 제시하고자 한다. 특히 대한민국은 중고령자가 공적 노후소득보장 체계에 진입하기 이전 단계에서 노동시장에서 이탈하는 '소득 공백기(Earnings Cliff)'를 경험한다는 측면에서 노년기 이전 단계의 노동시장 전환과 빈곤의 동태적 관계를 규명할 필요성이 크다. 분석에는 한국복지패널 10~20차(2015~2025년) 자료 한국복지패널 9~20차(2014~2025년) 패널자료를 활용한다. 9차 자료는 10차 관측치의 직전연도 정보를 구축하기 위해 사용하였으며 실제 분석은 10~20차 자료를 활용한다. 위험집단은 직전 차수 기준연도 연령이 만 50~64세이면서 직전 차수에서 취업 상태에 있었던 개인으로 한정하고 분석한다. 위험표본은 4,788명의 22,613개 개인-차수 관측치 중 노동시장 이탈 사건(취업에서 미취업)은 총 1,788건이다. 전년도 비빈곤자가 당해연도 빈곤상태로 전환한 경우를 '빈곤 진입'으로 설정하고 전년도 빈곤자가 당해연도에도 빈곤상태를 유지한 경우를 '빈곤 지속'으로 구분하고 삶의 질은 생활만족도(5점 척도)를 사용하고 우울점수(0~33점) 기준으로 측정한다. 이원고정효과모형(Two-Way Fixed Effects Model) 연구 방법을 활용하며 표준오차는 개인 단위로 군집강건(Cluster-Robust)하게 추정한다. 분석 결과 중고령층의 노동시장 이탈은 관련되었으며 생활만족도의 저하와 우울의 증가 등 삶의 질 악화와도 연관성이 높은 것으로 나타났다. 특히 이탈 이전의 빈곤상태에 따라 이탈 이후의 변화 양상이 다르게 나타나 비빈곤층에게는 이탈이 빈곤 진입을 촉발하는 사건으로 기존 빈곤층에게는 빈곤의 지속과 삶의 질 악화를 심화하는 요인으로 작용할 가능성이 확인되었다. 한편 경제적 자원은 일부 모형에서 노동시장 이탈의 부정적 결과를 완화하는 방향성을 보였으나 다중검정 보정 이후에는 그 완충효과가 통계적으로 명확하게 확인되지 않았으며 취약집단의 차이에서도 통계적으로 명확하게 확인되지 않았다. 본 연구는 일자리 이탈과 공적연금 수급 개시 사이의 소득 단절을 완화하는 이행기 소득보장체계 보완의 필요성을 제시하고 빈곤과 주관적 삶의 질의 측면에서 함께 분석했다는 점에서 의의가 있다. 다만, 노동시장 이탈(비자발적 실직, 자발적 퇴직, 은퇴 돌봄 이탈)의 성격을 구분하지 못하고 조사 가중치를 적용하지 않아 결과의 모집단의 대표적 효과로 일반화 제약할 수 있다는 점과 사회적 분석 경로를 직접 검증하지 못한 부분은 후속 연구에서 수행이 필요하다. 연구결과는 중고령층의 고용-복지체계(이탈 이전 고용안정정책, 이탈 직후의 완충제도, 빈곤 경로별 맞춤형 지원) 필요성을 말하고자 한다

제1절 서론

OECD(2025)는 대한민국의 66세 이상 소득빈곤율은 39.7%로서 OECD 평균(14.8%) 소득빈곤율의 약 2.7배로 회원국 중 최고 수준으로 나타났다. 본 연구는 이러한 고령층 소득빈곤을 그 이전부터 누적된 결과¹⁾로서 고령층 빈곤의 원인을 보다 정확하게 이해하기 위해서는 빈곤위험이 증가하기 시작하는 중고령기의 경제적 변화를 추적하고 빈곤을 사전에 예방하는 정책을 제시한다.

대한민국은 중고령층²⁾에게 노동시장 이탈은 주된 일자리에서의 조기 퇴직과 불안정한 재취업이 공존하는 노동시장에서 근로소득의 중단이 빈곤 위험을 높이는 동시에 일상구조와 사회적 역할 변화 등을 동반할 수 있다는 점에서 삶의 질에 관해서도 살펴보고자 한다. 특히 50~64세가 공적연금의 본격 수급 이전과 가족부양 부담이 겹칠 수 있는 시기이기에 노동시장 이탈의 충격이 경제적 곤란과 심리적 안녕의 저하로 동시에 나타날 가능성이 크다고 판단한다(남재량·김동배, 2020; OECD, 2018). 기존 선행 연구가 실직과 실업이 소득 감소를 넘어 건강, 가족관계, 사회참여와 삶의 만족에 장기적으로 영향을 줄 수 있음을 보여줬었다는 점에서 출발한다(Brand, 2015; Wanberg, 2012). 본 연구에서는 고용이 임금뿐 아니라 시간구조, 사회적 접촉, 집합적 목적, 지위와 활동을 제공한다는 Jahoda(1982)의 잠재기능 관점을 바탕으로 노동시장 이탈 뒤의 심리적 변화가 경제변수만으로 환원되지 않을 수 있는지를 설명하였으나 사회관계의 매개변수를 직접 측정해야 검증할 수 있어 한다고 판단하여 심리적 변화의 존재만 확인하고자 한다. 국내 연구에서도 조보배·최요한(2018)은 고령자의 근로가 빈곤 위험과 밀접하다고 주장했으며 중년기 고용의 질이 이후 다차원 빈곤과 연관된다는 점을 제시한다(현옥주·정광열, 2025). 홍성표·임한려(2022) 연구에서도 1인가구 중고령자의 삶의 만족도가 다인가구와 다르다는 결과를 보고하였다. 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 노동시장 이탈 시점의 동태적 분석을 수행하였다. 빈곤 진입, 빈곤 지속, 생활만족도와 우울감을 비교하고 공적소득·자산의 완충효과 및 취약집단 차이를 살펴보고자 한다.

본 연구의 공헌점은 첫째, 빈곤이 축적되기 시작하는 50~64세 이행기를 동태적으로 추적함으로써 사전 예방적 정책 설계의 실증적 근거를 제시한다. 둘째, 동일한 위험집단 안에서 빈곤을 진입과 지속이라는 두 개의 전환과정으로 분리하고 경제적 충격과 심리적 충격을 하나의 분석틀 안에서 나란히 검증하였다. 셋째, 이탈 시점과 공적연금 수급 개시 시점 사이의 소득 공백(Income Crevasse)을 메우는 핀셋형 이행기 소득보장 제도를 제안하는 실증적 근거를 제공한다.

1) 근로소득 감소, 고용불안, 노동시장 이탈, 낮은 자산 축적

2) 2024년 기준 40~64세 중장년 인구는 전체의 40.3%로 2,003만 1,000명이고 평균 퇴직 연령은 49.4세이다.(국가데이터처 『2024 생애주기별 행정통계』 경제활동인구조사 고령층 부가조사)

제2절 이론적 배경과 선행연구

1. 노동시장 이탈과 빈곤 전환

노동시장 이탈이 빈곤으로 이어지는 가장 직접적인 경로는 근로소득의 소멸 또는 급감이다. 가구가 다른 소득원이나 유동자산을 충분히 보유하지 못하면 한 차례의 이탈만으로도 균등화소득이 빈곤선 아래로 이동할 수 있다. 특히 중고령층은 재취업 시 임금과 고용안정성이 하락하기 쉽고, 공적연금 수급 전 공백기에 놓일 수 있어 소득충격을 회복하기 어렵다(OECD, 2018). 국내 연구는 고령 노동이 빈곤과 긴밀하게 결합되어 있으며 저임금·불안정 고용이 노후 빈곤으로 이어질 수 있음을 지적한다 (이승호·이원진·김수영, 2020).

빈곤 진입과 빈곤 지속은 정책적으로 다른 과정이다. 빈곤 진입은 직전 시점의 비빈곤자가 새롭게 빈곤선 아래로 이동하는 사건이므로 이탈 직후 소득보전과 재취업의 중요성을 보여준다. 빈곤 지속은 직전 시점에 이미 빈곤했던 사람이 계속 빈곤한 상태에 머무는 것으로, 낮은 자산과 약한 노동시장 재진입 가능성이 결합된 누적불리의 문제에 가깝다. 같은 이탈 사건이라도 두 위험집단의 기초조건이 다르므로 별도 표본과 종속변수로 추정해야 한다.

2. 노동시장 이탈과 심리적 안녕

실직과 실업의 심리적 결과는 소득손실만으로 설명되지 않는다. 고용은 일상의 시간구조, 타인과의 정기적 접촉, 공동목표, 지위와 정체감, 규칙적 활동을 제공한다(Jahoda, 1982). 이 기능이 갑자기 사라지면 소득을 통제할 뒤에도 삶의 만족이 낮아지고 우울이 높아질 수 있다.

Kassenboehmer and Haisken-DeNew(2009)는 비자발적 실업 진입이 삶의 만족에 부정적 영향을 준다고 언급했으며 Brand(2015)와 Wanberg(2012)도 실직이 사회적·건강상 파급효과를 나타내며 개인의 생애과정 전반에 걸칠 수 있음을 주장하였다. 중고령층의 노동시장 이탈은 장기간 축적한 직업 역할을 상실하고 재취업 기회가 좁아지는 시점이기 때문에 심리적 충격이 상대적으로 다른 연령층에 비해 더 크게 위협할 수 있음을 연구들에서도 언급하고 있다. Gallo et al.(2006)은 미국의 고령근로자를 분석하였는데 비자발적 실직 뒤 우울증상이 지속될 수 있으며 낮은 자산 집단에서 그 지속성이 더 뚜렷하다고 주장하였다. Riumallo-Herl et al.(2014)에서는 미국과 유럽을 비교하여 실직과 우울 간 관계 및 자산의 완충 가능성이 제도 맥락에 따라 달라질 수 있음을 보여준다. 본 연구에서도 삶의 질(생활만족도, 우울점수)을 살펴본다. 다만 본 연구의 생활만족도와 우울점수는 정체성이나 깊은 사회관계 자체를 측정하지 않으므로 이론적으로 설명 가능하나 실증적으로 더욱 확인할 필요가 있다.

3. 완충자원과 취약집단 차이

경제적 자원 중 공적연금과 공적이전소득은 이탈로 줄어든 시장소득을 보완하는 역할을 수행한다. 또한, 순자산은 소비평활을 가능하게 하는 사적 완충자원으로서 기능을 수행한다. 경제적으로 충분한 자원이 있다면 동일한 노동시장 이탈이라도 빈곤 진입 확률의 증가폭이 작고 빈곤에서 벗어날 가능성이 커진다.

Kim et al.(2018)은 대한민국 중고령층이 실직과 우울의 관계에서 실업급여, 기초노령연금과 연금소득 등 사회안전망의 역할이 있음을 주장한다. 그러나 이전소득은 경제적 위험이 큰 대상에게 선별적으로 지급되기에 단순한 상호작용에서 예상과 다른 반대 양상이 나타날 수도 있다. 본 연구에서는 경제적 자산에서 자산 유동성이나 부채구조에 따라 실제 완충 능력이 다를 수 있다고 예상한다.

취약집단 차이는 자원 접근성과 역할구조가 이탈 충격을 어떻게 배분하는지를 보여준다. 저학력과 비정규직은 재취업의 질과 속도에서 고학력과 정규직에 비해 상대적으로 취약하다. 1인 가구는 가구 내 다른 소득원에 의한 완충이 제한되기에 다가구에 비해 경제적으로 취약할 수 있다(홍성표·임한려, 2022). 연금 미수급자와 저자산층은 노동시장 이탈 직후 경제적으로 활용할 소득대체 수단이 상대적으로 적다. 여성의 경우 노동시장 지위와 가구 내 역할이 동시에 작동하므로 방향을 일률적으로 예측하기 어렵지만 본 연구는 자원취약성 가설에 따라 부정적 연관성이 더 클 것으로 사전 설정하였다. 사후적으로 반대 방향이 나타날 경우에는 이를 새로운 가설 생성의 근거로만 해석한다.

4. 선행연구와의 차별성

본 연구와 선행연구와의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 빈곤이 시작하기 이전 시점(50~64세)에 동태적 변화를 추적하여 원인이 축적되는 시점 자체를 분석 대상으로 설정하였다. 둘째, 개인 고정효과와 조사차수 고정효과를 함께 통제하고자 이원고정효과모형(TWFE) 활용하였다. 셋째, 경제적자원(공적연금·공적이전소득·순자산)과 취약집단을 노동시장 이탈 여부와와의 상호작용항으로 설정하여 완충효과를 검증하고여기에 Benjamini-Hochberg FDR 다중검정 보정을 적용해 우연한 유의성이 실질적 완충효과로 오인되지 않도록 통제하였다.

〈표 1〉 선행연구와의 차별성

연구 분야	주요 연구자	발견	한계 및 차별성
노인 빈곤	Ahn et al. (2025); 한신실 외 (2024)	한국의 노인빈곤율은 공적연금 급여의 불충분성 등 구조적 요인이 원인이며 공적연금이 빈곤완화 효과가 있음을 확인	만 65세 이상 노인의 정태적 빈곤을 추정에 치중 (차별성) 50~64세 이행기 동태성 추적
노동 이탈	남재량·김동배 (2020); 지은정 (2018)	주된 일자리 이탈 후 재취업률이 급락하고 저임금·불안정 노동으로 전락함을 확인	이탈과 빈곤 간 단순 연관성 제시 (차별성) 이원고정효과모형으로 노동시장 이탈과 삶의질 변화의 조건부 연관성 추정
삶의 질	백옥미 (2014); 원서진 (2020)	지속적 근로 참여가 삶의 만족도를 높이고 우울감을 완화함을 확인	경제적 변수와 심리적 변수를 분리 (차별성) 다차원적 타격을 통합적 분석
완충자원	박명아 외 (2018); Lusardi et al. (2011)	금융자산 및 이전소득이 소득 충격 발생 시 사적 안전망 역할을 수행함을 분석	충격 이벤트(Exit) 발생 시 완충 효과를 조절항으로 직접 검증하지 않음. (차별성) 상호작용 검증

5. 연구가설

생애주기가설과 빈곤동학 및 잠재적 박탈이론에 이론적 배경에 기반하였다. 만 50~64세 중고령층이 '취업에서 비취업으로 전환'하는 노동시장 이탈 사건이 주 소득원 상실이라는 구조적 소득 충격을 일으켜 이전 시점 비빈곤 가구의 신규 빈곤 진입 가능성을 유의하게 높이고[가설 1] 기존 빈곤 가구에 대해서는 근

로소득을 통한 빈곤 탈출 기회를 차단함으로써 장기 빈곤 지속성 및 반복성을 강화하며[가설 2] 나아가 노동의 비금전적 기능 상실과 결합하여 개인의 생활만족도를 낮추고 우울 수준을 지속적으로 심화시킬 것이라는 명제로부터 출발한다[가설 3]. 그러나 이러한 노동 이탈의 다차원적 복지 손실과 부정적 궤적은 모든 가구에 일률적으로 나타나는 것이 아니라 가처분소득 단계에서 소득 충격을 차단하는 공적연금 및 비연금 공적이전소득과 충격 시 현금흐름을 보전하는 자기보험 장치로서의 순자산 및 금융 유동자산이 풍부할수록 효과적으로 상쇄·완충될 것이며[가설 4-1, 4-2] 반대로 생애주기적 누적 불이익에 노출된 여성, 비정규직 및 자영업 이탈자, 그리고 완충 자원이 부족한 복합 취약층일수록 이탈 충격이 훨씬 더 치명적이고 파국적인 양상으로 가시화되는 이질성을 보일 것이다[가설 5]. 위의 논의에 따라 <표 2>과 같이 연구가설을 설정하였다.

〈표 2〉 연구가설과 분석설계

가설	가설 내용	분석표본·결과변수
H1	노동시장 이탈은 빈곤 진입 확률의 증가와 연관될 것이다.	전년도 비빈곤자·빈곤 진입
H2	노동시장 이탈은 빈곤 지속 확률의 증가와 연관될 것이다.	전년도 빈곤자·빈곤 지속
H3-1	노동시장 이탈은 생활만족도 하락과 연관될 것이다.	전체 위험집단·생활만족도
H3-2	노동시장 이탈은 우울점수 상승과 연관될 것이다.	전체 위험집단·우울점수
H4-1	공적연금, 공적이전소득 및 순자산이 많을수록 노동시장 이탈과 빈곤 진입 간의 양(+)의 연관성이 약하게 나타날 것이다.	전년도 비빈곤자·빈곤 진입
H4-2	공적연금, 공적이전소득 및 순자산이 많을수록 노동시장 이탈과 빈곤 지속의 양(+)의 연관성이 약하게 나타날 것이다.	전년도 빈곤자·빈곤 지속
H5	노동시장 이탈과 결과변수의 연관성은 여성·저학력·비정규직·1인 가구·연금 미수급 및 저자산 여부에 따라 차이가 나타날 것이다.	네 결과변수의 기본표본

주 1) 노동시장 이탈과 결과변수는 모두 $t-1$ 에서 t 사이의 전환 또는 변화로 정의한다.

주 2) 빈곤 진입은 $t-1$ 비빈곤에서 t 빈곤으로의 전환이며 빈곤 지속은 $t-1$ 빈곤자가 t 시점에도 빈곤한 경우이다.

주 3) 생활만족도와 우울점수는 t 시점의 값을 사용한다.

주 4) H4의 공적연금, 공적이전소득 및 순자산은 $t-1$ 시점의 값을 사용한다.

주 5) H5는 방향을 사전에 가정하지 않는 탐색적 분석이며 다중 검정에는 Benjamini-Hochberg FDR 보정을 적용한다.

제3절 연구방법

1. 분석자료와 표본

분석자료는 한국복지패널 1~20차 결합자료 가운데 9~20차 자료이다. 9차는 10차 관측치의 전년도 값을 구성하는 데만 사용하고, 실제 추정에는 10~20차를 대상으로 한다. 위험집단은 전년도 조사에서 만 50~64세이고 취업 상태였던 개인-차수 관측치로 한정하였다. 이 기준은 애초에 노동시장을 이탈할 가능성이 있는 사람만을 분모에 포함하기 위한 것이다. 중복 개인-차수 관측치와 전년도 고용상태 결측은 없었으며, 최종 기본표본은 22,613건, 4,788명이다. 이 가운데 실제 노동시장 이탈은 1,788건이었다.

빈곤 진입 분석은 전년도 비빈곤자 19,734건(4,392명), 빈곤 지속 분석은 전년도 빈곤자 2,879건(1,256명)을 사용하였다. 삶의 질 분석은 항목별 유효응답을 적용하여 생활만족도 21,994건, 우울점수 21,990건이며 두 분석 모두 4,724명이다. 따라서 빈곤 진입과 지속의 계수는 서로 다른 위험집단에서 추정된 값이며 직

접적인 크기 비교에는 주의가 필요하다.

〈표 3〉 분석대상과 결과변수별 표본 구성

분석대상	개인-차수 관측치	개인 수
기본표본	22,613	4,788
빈곤 진입	19,734	4,392
빈곤 지속	2,879	1,256
생활만족도	21,994	4,724
우울점수	21,990	4,724

주 : 9차 자료는 10차 관측치의 t-1 값을 생성하는 데만 사용하였으며 실제 회귀분석은 10~20차를 대상으로 하였다. 모든 표본은 t-1 시점 만 50~64세 취업자로 한정하였다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료

2. 변수 정의

가. 종속변수

빈곤 여부는 한국복지패널 공식 코드를 기준으로 공공부조 반영하기 전 균등화 경상소득이 중위소득 60% 기준보다 낮은 경우를 빈곤으로 정의하였다. 빈곤 진입(Entry)은 전년도 비빈곤에서 당해연도 빈곤으로 전환하면 1, 아니면 0이다. 빈곤 지속(Persist)은 전년도 빈곤자 가운데 당해연도에도 빈곤이면 1이다. 생활만족도(LifeSat)는 전반적 만족을 나타내는 1~5점 척도이며 높을수록 양호하다. 우울점수(Depress)는 11개 문항을 0~3점으로 환산하고 긍정문항을 역코딩해 합산한 0~33점 척도로, 높을수록 우울 수준이 높다.

나. 독립변수와 완충변수

주요 관심변수인 노동시장 이탈(Exit)은 전년도 취업자가 당해연도에 비취업자로 전환하면 1(아니면 0)로 설정하였다. 경제적자원에 포함되는 공적연금(PublicPens), 공적이전소득(PublicTrans), 순자산(NetWealth)은 전년도 값을 사용하고 완충변수로서 금액분포의 비대칭성과 음수 순자산 또는 0의 값을 보존하고자 역쌍곡사인(asinh) 변환을 적용하였다. (가설 4)에서 상호작용에는 각각 변수 값으로 표준화(평균 값 0, 표준편차 1로 설정)한 값을 사용한다. (가설 4)에서 상호작용 계수가 음(-)이면 자원이 많을수록 이탈과 빈곤의 양(+)의 연관성이 작아지는 패턴으로 해석이 가능하다.

다. 취약집단과 통제변수

취약집단은 여성(Female), 저학력(LowEdu), 전년도 비정규직(Nonregular), 전년도 1인 가구(AloneHH), 전년도 공적연금 미수급(NoPension), 전년도 저자산(LowAsset)으로 구성하였다. 저자산(LowAsset)은 조사 차수별 순자산(NetWealth) 하위 25% 이하이다. 통제변수는 전년도 건강상태(PoorHealth)(1~5점, 높을수록 나쁨), 유배우(Married), 1인 가구(AloneHH), 가처분소득(DispInc)(log), 순자산(NetWealth)(asinh), 공적연

금(PublicPens)(asinh), 공적이전소득(PublicTrans)(asinh)이다. 개인 고정효과에 흡수되는 시간불변 변수는 단독항보다 이탈과의 상호작용을 통해 집단 차이를 식별한다.

〈표 4〉 변수 및 정의

구분	변수	기호	정의	시점	가설	기대 방향
독립 변수	노동시장이탈	Exit	t-1 취업자가 t 시점 비취업자로 전환하면 1	t-1→t	H1~H5	+
종속 변수	빈곤진입	Entry	t-1 비빈곤자가 t 시점 빈곤으로 전환하면 1	t-1→t	H1	+
	빈곤지속	Persist	t-1 빈곤자가 t 시점에도 빈곤이면 1	t-1→t	H2	+
	생활만족도	LifeSat	1~5점이며 높을수록 생활만족도가 높음	t	H3	-
	우울점수	Depress	11문항 합계 0~33점이며 높을수록 우울 수준이 높음	t	H3	+
완충 변수	공적연금	PublicPens	t-1 공적연금소득을 asinh 변환	t-1	H4	-
	공적이전소득	PublicTrans	공적연금을 제외한 t-1 이전소득 합계를 asinh 변환	t-1	H4	-
	순자산	NetWealth	t-1 총자산에서 총부채를 뺀 뒤 asinh 변환	t-1	H4	-
취약 집단	여성	Female	여성의 경우 1, 남성일 경우=0	기준 /t-1	H5	
	저학력	LowEdu	교육수준이 고등학교 졸업 미만에 해당하는 경우 1			
	비정규직	Nonregular	t-1 경제활동상태가 비정규직 범주에 해당하는 경우 1			
	1인 가구	AloneHH	가구원 수가 1명인 경우 1			
	공적연금 미수급	NoPension	t-1 공적연금 소득이 0이하인 경우 1			
	저자산	LowAsset	각 조사차수별 기본 위험집단에서 t-1 순자산이 하위 25% 이하인 경우 1			
통제 변수	건강상태(나쁨)	PoorHealth	모두 이탈 이전인 t-1값을 사용	t-1	전체	+
	유배우	Married	혼인상태가 유배우인 경우 1			-
	1인가구(통제)	AloneHH	가구원 수가 1명인 경우 1			+
	가처분소득(log)	Displnc	균등화하지 않은 가구 가처분소득			-
	순자산(asinh)	NetWealth	총자산에서 총부채를 차감한 가구 순자산			-
	공적연금(asinh)	PublicPens	가구 공적연금소득			-
	공적이전소득(asinh)	PublicTrans	이전소득에서 공적연금을 차감한 공적이전소득			-

3. 분석모형

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} &= \beta_1 Exit_{i,t} + X_{i,t-1}^T \gamma + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{[식 1]} \\
 Y_{i,t} &= \beta_1 Exit_{i,t} + \sum_{m=1}^3 \delta_m Z_{m,i,t-1} + \sum_{m=1}^3 \theta_m (Exit_{i,t} \times Z_{m,i,t-1}) + X_{i,t-1}^T \gamma + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{[식 2]} \\
 Y_{i,t} &= \beta_1 Exit_{i,t} + \sum_{k=1}^6 \delta_k G_{k,i,t-1} + \sum_{k=1}^6 \theta_k (Exit_{i,t} \times G_{k,i,t-1}) + X_{i,t-1}^T \gamma + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \sum \quad \text{[식 3]}
 \end{aligned}$$

모형은 다음과 같다. 여기서 Y_{it} 는 개인 i 의 t 차수 시점 결과변수(빈곤 진입·지속, 생활만족도, 우울감), $Exit_{it}$ 는 노동시장 이탈 여부, X_{it} 는 통제변수 벡터, α_i 는 개인 고정효과, λ_t 는 조사차수 고정효과, ϵ_{it} 는 오차항이다. 개인 고정효과는 관측되지 않는 개인의 시간불변적 특성을, 차수 고정효과는 특정 연도에 공통적으로 작용하는 거시적 충격을 통제한다. 모든 모형은 개인 단위로 군집화한 강건 표준오차(cluster-robust standard errors)를 사용하여 동일 개인의 반복 관측치 간 상관을 고려하였다. 계수 추정에는 개인·차수 평균을 반복적으로 제거하는 alternating projection(Frisch-Waugh-Lovell 원리에 기초한 within transformation) 방식으로 수행하였으며 특정 차수에서 값이 전혀 변하지 않아 개인 고정효과에 흡수되는 변수는 해당 모형에서 자동으로 제외하였다.

주 분석기법은 개인 고정효과와 조사차수 고정효과를 함께 포함한 이원고정효과모형(TWFE)이다. 빈곤 진입과 빈곤 지속처럼 값이 0 또는 1인 종속변수에는 고정효과 선형확률모형(LPM)을 적용하였고 생활만족도(LifeSat)와 우울점수(Depress)처럼 연속형 종속변수에는 고정효과 선형회귀모형(OLS)을 적용하였다. 개인 고정효과는 개인마다 변하지 않는 특성을 통제하고 조사차수 고정효과는 해당 연도에 모든 사람에게 공통으로 영향을 줄 수 있는 변화를 통제한다. 표준오차는 동일 개인의 반복관측을 고려하여 개인 단위로 군집화하였다. LPM 계수 0.01은 해당 결과가 나타날 확률이 1%p 차이 난다는 의미로 해석하였다.

H1~H3은 노동시장 이탈만 포함한 모형 1, 인구·건강 관련 통제변수를 추가한 모형 2, 경제 관련 통제변수를 추가한 모형 3을 순차적으로 추정하였다. H4는 공적연금, 공적이전소득, 순자산의 상호작용을 함께 투입한 통합 M4를 최종모형으로 사용하였고 H5는 여섯 취약집단의 상호작용을 함께 투입한 통합 M7을 최종모형으로 사용하였다. 개별모형은 참고용 결과로 제시하였다. 다중검정에 따른 오류를 줄이기 위해 Benjamini-Hochberg 방식의 FDR 보정을 적용하였으며 최종 가설 판단은 H4 통합 M4의 6개 상호작용과 H5 통합 M7의 24개 상호작용을 기준으로 하였다. FDR 보정 q값이 0.05 미만인 경우를 최종적으로 유의한 결과로서 활용될 수 있다.

(식 2)는 노동시장 이탈과 빈곤 간 연계성이 이탈 이전 개인의 경제적 자원에 따라 달라지는지를 살펴보고자 한다. 각 변수는 분포의 비대칭성을 완화하고자 asinh 변환 후 분석에 활용하였다. 노동시장 이탈과 완충자원의 상호작용항이 음(-)의 값을 가지면 노동시장 이탈과 빈곤 간의 양(+)의 연관성을 완화하는 방향으로 작용함을 의미한다.

(식 3)는 노동시장 이탈과 결과변수 간 연관성이 개인 및 가구의 취약변수에 따라 다르게 나타나는지를 분석하기 위한 모형이다. 6개의 취약집단과 상호작용항을 동시에 포함한 통합모형을 사용한다. 노동시장 이탈과 취약집단의 상호작용항이 음(-)의 값을 가지면 노동시장 이탈과 빈곤 간의 양(+)의 연관성을 완화하는 방향으로 작용함을 의미한다.

제4절 분석결과

1. 기술통계

<표 5>는 최종 분석표본 22,613개 개인-차수 관측치(4,788명) 표본을 대상으로 한다. 전년도 평균 연령은 56.8세이고 여성은 47.1%였다. 저학력은 31.9%, 1인 가구는 8.6%였다. 노동시장 이탈은 기본표본의 7.9%(1,788건)에서 관측되었다. 전년도 비빈곤자의 5.3%가 빈곤으로 진입했고, 전년도 빈곤자의 63.8%는 당해연도에도 빈곤하였다. 후자는 분석표본에서 관측된 1년 빈곤 지속률이 지 장기적인 '고착화'의 인과적 추정치가 아니다. '가구 공적연금소득 없음'은 전년도 가구 공적연금액이 0 이하로 코딩된 관측치가 71.4%라는 뜻이며 개인의 연금 가입이력이나 수급자격을 직접 나타내지 않는다. 생활만족도 평균은 3.620점, 우울점수 평균은 2.567점이었다.

〈표 5〉 분석표본의 주요 특성 (N=22,613, 4,788명)

변수	평균/비율	표준편차	유효 N
Panel A. 인구·가구 특성			
전년도 연령(세)	56.775	4.308	22,613
여성(=1)	0.471	0.499	22,613
전년도 저학력(=1)	0.319	0.466	22,613
전년도 유배우(=1)	0.789	0.408	22,613
전년도 1인 가구(=1)	0.086	0.280	22,613
전년도 건강상태(1~5, 높을수록 나쁨)	2.383	0.761	22,613
Panel B. 경제적 자원			
전년도 비균등화 가구 가처분소득(log)	8.496	0.858	22,613
전년도 가구 순자산(asinh)	2.295	2.410	22,613
전년도 가구 공적연금소득(asinh)	0.177	0.370	22,613
전년도 가구 공적이전소득(asinh)	0.185	0.305	22,613
전년도 가구 공적연금 미수급(=1)	0.714	0.452	22,613
차수별 저자산 하위 25%(=1)	0.251	0.433	22,613
Panel C. 노동시장 이탈과 결과변수			
노동시장 이탈(=1)	0.079	0.270	22,613
빈곤 진입(전년도 비빈곤자, =1)	0.053	0.224	19,734
빈곤 지속(전년도 빈곤자, =1)	0.638	0.481	2,879
생활만족도(1~5)	3.620	0.613	21,994
우울점수(0~33)	2.567	3.682	21,990

주 1) 기본표본은 전년도 만 50~64세 취업자인 개인-차수 관측치이다.

주 2) 0/1 변수의 평균은 해당 특성의 비율을 의미한다.

주 3) asinh는 역쌍곡사인 변환값이다.

주 4) 여성·학력 등 시간불변 특성의 비율도 개인이 아니라 반복 관측치 기준이다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료

2. 노동시장 이탈과 빈곤 진입(H1)

<표 6>은 전년도 비빈곤 관측치 19,734건을 대상으로 노동시장 이탈과 빈곤 진입의 연관성을 추정한 결과이다. <표 6>의 세 모형에서 노동시장 이탈 계수는 모두 약 0.086($p < 0.001$)으로 안정적이다. 완전모형인 모형 3의 계수는 0.086($SE = 0.010$, $p < 0.001$, 95% CI 0.067~0.105)으로 동일 개인이 취업을 유지한 관측구간에 비해 이탈한 구간에서 빈곤 진입 확률이 평균 8.6%p 높은 조건부 연관을 의미한다. 이는 LPM의 절대 확률차이며 비교집단 대비 위험비로 환산할 수 없다. 무가중 종속변수 평균 5.3%로 나누어 상대위험이나 '3.2배'로 해석할 수는 없다. 전년도 비균등화 가구 가처분소득의 로그값은 빈곤 진입과 음(-)의 연관을 보였다. H1은 연관성 가설의 방향에서 지지된다.

〈표 6〉 노동시장 이탈과 빈곤 진입의 연관성 (종속변수: 빈곤 진입, TWFE LPM)

변수	모형 1	모형 2	모형 3
노동시장 이탈	0.085*** (0.010)	0.086*** (0.010)	0.086*** (0.010)
전년도 건강상태(나쁨)		-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
전년도 유배우		0.013 (0.023)	0.015 (0.023)
전년도 1인 가구		0.028 (0.022)	0.020 (0.023)
전년도 비균등화 가구 가처분소득(log)			-0.020*** (0.005)
전년도 순자산(asinh)			0.002* (0.001)
전년도 공적연금(asinh)			-0.005 (0.005)
전년도 공적이전소득(asinh)			0.008 (0.007)
관측치 수	19,734	19,734	19,734
개인 수	4,392	4,392	4,392
Within R ²	0.0114	0.0117	0.0134
개인·차수 고정효과	포함	포함	포함

주 1) 괄호 안은 개인 단위 군집표준오차이다.

주 2) * p<.10, ** p<.05, *** p<.01.

주 3) 종속변수는 빈곤 진입(0/1)이며 LPM 계수 0.01은 1% 포인트 차이로 해석한다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료.

3. 노동시장 이탈과 빈곤 지속(H2)

<표 7>는 전년도 빈곤 관측치 2,879건을 대상으로 한 결과이다. 모형 3의 전환 계수는 0.078(p=0.028)로 빈곤 지속확률과 7.8%p 높아지는 변화와 연관된다. 빈곤 탈출 기회를 인과적으로 제약한다는 뜻이 아니라 동일 구간에서 전환과 빈곤 지속이 함께 관측된 패턴으로 해석해야 하며 표본이 작고 전환·결과의 개인 내 변이가 제한적이므로 신뢰구간과 함께 해석해야 한다. H2는 연관성 가설의 방향에서 지지된다.

〈표 7〉 노동시장 이탈과 빈곤 지속의 연관성

변수	모형 1 (기본모형)	모형 2 (인구·건강 통제)	모형 3 (완전모형)
노동시장 이탈	0.079*** (0.028)	0.076*** (0.028)	0.078*** (0.028)
전년도 건강상태(나쁨)		0.016 (0.013)	0.017 (0.013)
전년도 유배우		-0.010 (0.088)	0.001 (0.090)
전년도 1인 가구		0.083 (0.067)	0.089 (0.070)
전년도 비균등화 가구 가처분소득(log)			0.017 (0.011)
전년도 순자산(asinh)			0.011 (0.011)
전년도 공적연금(asinh)			0.161* (0.093)
전년도 공적이전소득(asinh)			-0.087 (0.066)
관측치 수	2,879	2,879	2,879
개인 수	1,256	1,256	1,256
Within R ²	0.0036	0.0059	0.0120
개인·차수 고정효과	포함	포함	포함
조사차수 고정효과	포함	포함	포함

주 1) 괄호 안은 개인 단위 군집표준오차이다.

주 2) * p<.10, ** p<.05, *** p<.01.

주 3) 종속변수는 빈곤 지속(0/1)이며 LPM 계수 0.01은 1%p 차이로 해석한다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료.

4. 노동시장 이탈과 생활만족도·우울(H3-1·H3-2)

〈표 8〉의 완전모형인 모형 3에서 노동시장 이탈은 생활만족도가 0.088점 낮고(p<0.001), 우울점수가 0.703점 높은 변화와 연관되었다(p<0.001). 인구·건강변수와 경제변수를 추가한 뒤에도 노동시장 이탈 계수의 크기가 크게 달라지지 않아 결과는 모형 간 비교에서 대체로 일관되었다.

〈표 8〉 노동시장 이탈과 삶의 질(생활만족도·우울감) : 개인·차수 고정효과 OLS

변수	생활만족도		우울	
	M1(기본모형)	M3(완전모형)	M1(기본모형)	M3(완전모형)
노동시장 이탈	-0.089*** (0.018)	-0.088*** (0.018)	0.708*** (0.123)	0.703*** (0.122)
전년도 건강상태(나쁨)		-0.012* (0.006)		0.046 (0.039)
전년도 유배우		-0.115* (0.059)		0.713** (0.337)
전년도 1인 가구		0.016 (0.036)		-0.078 (0.276)
전년도 비균등화 가구 가처분소득(log)		0.009 (0.006)		-0.025 (0.044)
전년도 가구 순자산(asinh)		0.003 (0.003)		-0.021 (0.020)
전년도 가구 공적연금(asinh)		0.024 (0.017)		-0.116 (0.112)
전년도 가구 공적이전소득(asinh)		-0.040** (0.019)		0.078 (0.119)
관측치 수	21,994	21,994	21,990	21,990
개인 수	4,724	4,724	4,724	4,724
Within R ²	0.0018	0.0032	0.0031	0.0041
개인 고정효과	포함	포함	포함	포함
조사차수 고정효과	포함	포함	포함	포함

주 1) 괄호 안은 개인 단위 군집표준오차이다. 모든 모형은 개인·차수 고정효과를 포함한다.

주 2) * p<.10, ** p<.05, *** p<.01.

주 3) 생활만족도는 1~5점으로 높을수록 양호하며 우울점수는 0~33점으로 높을수록 우울수준이 높다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료.

5. 공적연금·공적이전소득·순자산의 완충효과(H4-1·H4-2)

〈표 9〉은 공적이전소득 중복합산을 교정한 통합 M4의 결과이다. 빈곤 진입에서 이탈×순자산은 -0.022(p=0.010), 이탈×공적연금은 -0.010(p=0.006)로 가설 방향과 일치했다. 그러나 빈곤 지속에서 이탈×공적이전소득은 +0.066(p=0.068)으로 가설 반대 방향이었으나 5% 수준에서 유의하지 않았다.

공적연금, 공적이전소득, 순자산의 상호작용을 확인한 결과 FDR 보정 후 q값이 0.05 미만인 항목이 없어 H4는 지지되지 않았다.

〈표 9〉 소득보장과 순자산의 빈곤 완충효과

변수	빈곤 진입(H4-1)	빈곤 지속(H4-2)
이탈×공적연금(표준화)	-0.010* (0.006)	0.030 (0.070)
이탈×공적이전소득(표준화)	0.007 (0.009)	0.066 (0.068)
이탈×순자산(표준화)	-0.022** (0.010)	-0.075 (0.054)
FDR q: 공적연금	0.151	0.730
FDR q: 공적이전소득	0.489	0.086
FDR q: 순자산	0.084	0.280
관측치 수	19,734	2,879
개인·차수 고정효과	포함	포함

주 1) 괄호 안은 개인 단위 군집표준오차이며, * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$ 이다.

주 2) 완충변수는 $t-1$ 값을 $\sinh$ 변환한 뒤 표준화하였다.

주 3) FDR 판단은 두 결과변수와 세 완충요인의 총 6개 상호작용에 Benjamini-Hochberg 절차를 적용한 값이다. 음(-)의 상호작용은 완충 방향을 의미한다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료.

6. 취약집단별 노동시장 이탈 연관성의 차이(H5)

〈표 10〉은 미취업 전환 연관성의 차이를 살펴보고자 하였다. 빈곤 진입에서 이탈×저학력은 $0.060(p=0.023)$, 이탈×1인 가구는 $0.117(p=0.051)$ 로 양(+)이었다. 우울감에서 이탈×저자산은 $0.727(p=0.284)$ 로 양(+)이었다. 이 값들은 원시 p값 기준의 결과이며 다중검정 보정 전 단계에서는 취약성 가설과 같은 방향이다.

여성 상호작용은 빈곤 진입 $-0.036(p=0.020)$, 생활만족도 $+0.116(p=0.036)$, 우울감 $-0.582(p=0.246)$ 이었다. 생활만족도에서 취약성 가설은 음(-)을 예상하므로 $+0.116(p=0.036)$ 은 여성의 감소폭이 남성보다 작다는 반대 방향이다. 우울감의 음(-) 계수도 같은 반대 방향이지만 FDR 보정 후 $q=0.107$ 이었다. 이 결과는 여성의 전환이 유익하다는 뜻이 아니다.

취약집단별 상호작용을 확인한 결과 생활만족도와 여성의 상호작용만 q값이 0.05 미만이었으나 가설과 반대 방향이었다. 따라서 H5는 지지되지 않았다.

〈표 10〉 취약집단별 노동시장 이탈 연관성의 차이: 통합 M7 상호작용 계수

상호작용	빈곤 진입	빈곤 지속	생활만족도	우울
이탈×여성	-0.036* (0.020)	-0.064 (0.058)	0.116*** (0.036)	-0.582** (0.246)
이탈×저학력	0.060*** (0.023)	-0.053 (0.063)	-0.011 (0.038)	0.340 (0.260)
이탈×비정규직	0.033* (0.019)	0.034 (0.065)	0.004 (0.036)	0.117 (0.240)
이탈×1인 가구	0.117** (0.051)	-0.039 (0.056)	0.101* (0.054)	0.353 (0.389)
이탈×연금 미수급	-0.002 (0.021)	-0.043 (0.066)	0.064* (0.036)	0.087 (0.260)
이탈×저자산	0.045* (0.025)	0.020 (0.064)	-0.038 (0.040)	0.727** (0.284)
FDR 5% 유의	없음	없음	이탈×여성 (q=0.033, 가설 반대)	없음

주 1) 괄호 안은 개인 단위 군집표준오차이며, * p<.10, ** p<.05, *** p<.01이다.

주 2) 각 열은 여섯 취약집단 주효과와 상호작용을 동시에 포함한 통합 M7의 결과이다.

주 3) FDR 보정은 통합 M7의 24개 상호작용(4개 결과×6개 취약집단)을 대상으로 적용하였다.

주 4) 빈곤·우울에서는 계수가 양(+), 생활만족도에서는 음(-)의 상호작용이 가설 방향이고 해당 집단의 부정적 효과가 더 큰 것으로 해석한다.

자료 : KIHASA·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~20차년도』 원자료.

7. 가설 검정의 종합

주효과 가설 H1~H3은 모두 지지되었다. 반면 완충효과와 취약집단 차이는 다중검정 보정 후 가설 방향의 유의한 결과가 남지 않아 H4와 H5는 지지되지 않았다(표 8 참조).

〈표 11〉 연구가설 검정 결과

가설	내용	핵심 결과	판단
H1	이탈과 빈곤 진입 증가	+8.6%p, p<.001	지지
H2	이탈과 빈곤 지속 증가	+7.8%p, p=.005	지지
H3-1	이탈과 생활만족도 하락	-0.088점, p<.001	지지
H3-2	이탈과 우울 증가	+0.703점, p<.001	지지
H4-1·H4-2	공적소득·순자산의 완충	가설 방향의 FDR 5% 유의 결과 없음	지지되지 않음
H5	취약집단에서 부정적 연관성 심화	유일한 FDR 유의 결과가 반대 방향	지지되지 않음

주 1) H4와 H5의 판단은 Benjamini-Hochberg FDR 5% 기준을 우선 적용하였다.

주요 결과는 노동시장 이탈이 빈곤 진입·지속과 우울감이 높이고 생활만족도가 낮추었다. 완전 조정모형의 계수는 빈곤 진입 +8.6%p, 빈곤 지속 +7.8%p, 생활만족도 -0.088점, 우울점수 +0.703점으로 나타났다. 개인·차수 고정효과를 고려한 연관성을 나타내며 인과관계

(가설 4)에서는 노동시장 이탈이 경제적자원과 상호작용은 모두 $q \geq 0.121$ 로 확인되지 않았다. (가설 5)에서는 저학력자×빈곤 진입과 저자산층×우울감이 $q=0.084$ 탐색적 신호였다. 생활만족도×여성의 상호작용은 유일한 $q<0.05$ 결과인 여성의 생활만족도 상호작용은 가설과 반대 방향이었다. 이 결과는 조절관계나 집단간 차이가 존재하지 않는다는 증거로 의미하는 것이 아닌 해당 설계로 가설 방향의 차이를 확증하지

못했다는 뜻으로 해석한다. 생활만족도×여성 상호작용항이 가설과 반대 방향으로 나온 것은 본 연구에서는 확인할 수 없었으며 후속 연구에서 살펴보면 좋겠다. 자발적 이탈, 이전 일자리의 질, 배우자 소득, 돌봄 전환 등이 가능한 설명과 양립하지만 이러한 추론은 사후적이기에 성별 자체를 정책표적의 근거로 사용하기보다 이탈 경로와 일자리 조건을 구분한 후속 분석이 필요하다.

제5절 논의

첫째, 노동시장 이탈이 빈곤(빈곤 진입, 빈곤 지속)과 삶의 질(생활만족도, 우울) 모두에서 일관된 연관성을 갖는다는 점을 확인하였다. 빈곤 진입 계수 8.6%p가 통제변수 구성에 거의 영향을 받지 않으며 빈곤 지속 계수 7.8%p 역시 작은 하위표본에서 유의함을 확인하였다. 다만 본 연구는 두 값이 서로 다른 기초표본의 절대확률 차이라는 점에서 이를 위험비로 환산하거나 효과크기를 직접 비교하지 않는다. 또한, 노동시장 이탈이 생활만족도 하락과 우울 증가 모두에서 연관됨을 확인하였다.

둘째, 경제적자원(공적연금·공적이전소득·순자산)의 완충효과가 FDR 보정 후 가설을 지지하지 않았다. 이러한 점은 노동시장 이탈을 경제적 손실에 한정하지 않는 선행연구의 관점(Brand, 2015; Wanberg, 2012)과 연결하여 경제적 자원 요소통제를 추가한 뒤에도 주계수의 변화가 자가는 사실에서 심리적 변화가 소득, 자산 수준의 차이만으로는 완전히 설명되지 않을 가능성을 확인한다. 다만, 본 연구는 이탈 시점의 소득 변화량, 정체성, 시간구조, 사회관계를 매개모형으로 검증하진 않았으므로 특정 심리기제를 확인했다고 주장하지 않는다.

셋째, 취약집단별 차이가 FDR 보정 후에는 가설을 지지하지 않는다는 점을 확인하였다. 특히 여성의 생활만족도 상호작용이 가설과 반대 방향으로 나타났으나 이탈 이전 직업의 질, 근로시간, 비자발성, 가구 내 소득원과 역할 차이 등 가능한 설명을 현재 모형과 자료로는 판별하지 않는다. 이 결과를 여성의 이탈이 덜 심각하다는 일반명제로 해석하기 않고 성별 하나의 더미로는 중고령층 이탈의 이질성을 충분히 설명하기 어렵다는 신호로 보는 것이 타당하다.

제6절 결론 및 정책적 함의

1. 결론

한국복지패널 10~20차의 전년도 만 50~64세 취업자를 분석한 결과 노동시장 이탈은 빈곤 진입과 빈곤 지속 확률이 높아지고 생활만족도가 낮아지며 우울점수가 상승함을 확인하였다. 반면 경제적자원(공적연금·공적이전소득·순자산)의 완충효과와 취약집단별 차이는 FDR 보정 후 가설을 지지하지 않았다.

2. 정책적 함의

본 연구는 만 50~64세 중고령층의 노동 이탈이 초래하는 복합적 위기에 대응하기 위해 『사전예방적·다차원적 통합 안전망』으로 전환을 제안한다.

첫째, 노동시장 이탈 이전의 예방을 강화하는 시스템 구축을 제안한다. 재직 중 전직상담, 직무전환

훈련을 지원하고 고용유지 지원을 중장년층부터 연계하여 노동시장 이탈 자체를 방지하고 빠르게 다시 진입할 수 있는 체계 강화가 필요하다.

둘째, 일자리 이탈과 공적연금 수급 개시 사이의 소득 단절(Income Crevasse)을 메우는 핀셋형 이행기 소득보장 제도의 신설을 제안한다. 현행 공적 이전소득의 급여 적정성(Adequacy)을 현실화하여 실질적인 충격 완충 기능을 대폭 강화하고자 주장하고자 한다.

셋째, 빈곤 진입 예방과 빈곤 탈출 지원을 구분하여 차등적으로 정책이 이루어져야 한다. 비빈곤 이탈자에게는 단기 소득공백과 신속한 재취업을 유도하는 정책을 수행하고 기존 빈곤층에게는 생계보장과 근로가능성·건강상태를 함께 고려한 지속적 관리를 우선할 필요성을 강조하고자 한다.

넷째, 실제 소득대체 기능을 판단할 때 종합적으로 검토되어야 한다. 급여의 수급시점, 접근성, 충분성, 자산의 유동성과 부채구조를 함께 측정해야 실제 소득대체 기능을 판단할 수 있기에 종합하여 복지체계를 구현한다.

3. 연구의 한계와 후속과제

다음의 한계점을 가지고 있다. 첫째, 이탈과 결과변수의 변화가 같은 1년 구간에서 관찰되어 선후관계가 명확하지 않다. 건강악화나 가구사건 같은 시간가변 요인이 이탈과 결과에 동시에 영향을 주었을 수 있다. 노동시장 이탈과 빈곤·삶의 질 변화는 모두 $t-1$ 에서 t 로의 동일한 1년 구간 내 전환으로 정의되어 있어 개인 고정효과와 차수 고정효과를 통제하였음에도 엄밀한 의미의 인과관계보다는 조건부 연관성으로 해석해야 한다.

둘째, 비자발적 실직, 자발적 퇴직, 은퇴와 돌봄이탈을 구분하지 못해 이탈의 이질성이 평균계수에 섞여 있다. 고정효과모형의 한계로 노동시장 이탈은 개인에게 반복될 수 있는 비흡수적 사건으로 정적 TWFE 계수는 사건 전 추세, 이탈 지속기간, 재취업, 반복 이탈을 구분하지 못하므로 반복사건을 고려한 동태적 모형으로 교차검증할 필요가 있다.

셋째, (가설 4)와 (가설 5)는 다중검정과 작은 빈곤 지속 표본으로 검정력이 제한되었다. 확인적 검정군은 H4 통합 M4의 6개와 H5 통합 M7의 24개 상호작용으로 재정의하였다. 빈곤 지속 표본은 2,879개 관측치·1,256명으로 작아 이질성 검정력이 제한될 수 있다.

넷째, 가중치를 미적용했다는 점이다. 한국복지패널의 조사 가중치를 적용하지 않았으므로 본 연구의 추정치는 모집단 대표값이 아니라 분석표본 내에서의 조건부 연관성으로 한정하여 해석해야 한다.

다섯째, 생활만족도와 우울 이외에 정체성, 사회관계, 시간구조를 직접 측정하지 않아 심리적 경로를 검증하지 못했다.

후속 연구로는 이탈 전후의 동태적 계수를 추정하는 사건연구, 비자발적 이탈과 은퇴를 구분한 분석, 조사 가중치 및 대체 사양을 적용한 강건성 검정, 미수급과 무응답을 분리한 결측처리, 그리고 정체성·사회관계·소득 변화의 매개분석을 수행할 필요가 있다. 상호작용은 사전에 핵심 집단과 결과를 좁혀 등록하거나 외부표본에서 재현함으로써 탐색과 확증을 구분해서 연구를 수행할 예정이다.

참고문헌

- 남재량·김동배. (2020). 「중고령층 노동시장의 특성 변화와 정책과제」. 정책연구 2020-20. 한국노동연구원.
- 박명아·조시울·신혜리·박설우·김영선. (2018). “베이비붐 세대의 재무적 노후준비가 삶의 만족도에 미치는 영향: 전·후기 베이비붐 세대 비교연구”. 「보건사회연구」, 38(2). 133 - 166.
<https://doi.org/10.15709/hswr.2018.38.2.133>
- 백옥미. (2014). “노년기 노동시장 참여변화 궤적과 삶의 만족도”. 「보건사회연구」, 34(4). 241 - 263.
<https://doi.org/10.15709/hswr.2014.34.4.241>
- 원서진. (2020). “독거노인의 빈곤이 우울과 주관적 건강상태에 미치는 영향: 사회참여의 매개효과 분석”. 「한국산학기술학회논문지」, 21(6). 520 - 526.
<https://doi.org/10.5762/KAIS.2020.21.6.520>
- 이승호·이원진·김수영. (2020). 「고령 노동과 빈곤」. 연구보고서 2020-04. 한국노동연구원.
- 조보배·최요한. (2018). “고령자의 근로여부가 빈곤에 미치는 영향: 고용보험 신규가입연령 상한기준을 중심으로”. 「보건사회연구」, 38(1). 64 - 87.
<https://doi.org/10.15709/hswr.2018.38.1.64>
- 지은정. (2018). “베이비부머는 빈곤위험으로부터 안전한가: 노동경력을 중심으로”. 「정부학연구」, 24(2). 365 - 391. <https://doi.org/10.19067/jgs.2018.24.2.365>
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2014). 「한국복지패널조사 9차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2015). 「한국복지패널조사 10차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2016). 「한국복지패널조사 11차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2017). 「한국복지패널조사 12차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2018). 「한국복지패널조사 13차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2019). 「한국복지패널조사 14차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2020). 「한국복지패널조사 15차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2021). 「한국복지패널조사 16차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2022). 「한국복지패널조사 17차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2023). 「한국복지패널조사 18차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2024). 「한국복지패널조사 19차년도」. 한국복지패널.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (2025). 「한국복지패널조사 20차년도」. 한국복지패널.
- 한신실·오종석·박주혜. (2024). “공적연금 소득분배구조 개선효과 분석”. 프로젝트 2024-03. 국민연금공단 국민연금연구원.
- Ahn, S., Kwon, E., Kang, J. Y., & Park, S. (2025). “Retirement factors driving South Korea’s highest

- older adult poverty rate among OECD nations: A decomposition analysis". *Innovation in Aging*. 9(Supplement_2). igaf122.2760. <https://doi.org/10.1093/geroni/igaf122.2760>
- Bane, M. J., & Ellwood, D. T. (1986). "Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells". *The Journal of Human Resources*. 21(1). 1 - 23. <https://doi.org/10.2307/145955>
- Benjamini, Y., & Hochberg, Y. (1995). "Controlling the false discovery rate: A practical and powerful approach to multiple testing". *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*. 57(1). 289 - 300. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x>
- Brand, J. E. (2015). "The far-reaching impact of job loss and unemployment". *Annual Review of Sociology*. 41. 359 - 375. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043237>
- Gallo, W. T., Bradley, E. H., Dubin, J. A., Jones, R. N., Falba, T. A., Teng, H.-M., & Kasl, S. V. (2006). "The persistence of depressive symptoms in older workers who experience involuntary job loss: Results from the Health and Retirement Survey". *The Journals of Gerontology: Series B*. 61(4). S221 - S228. <https://doi.org/10.1093/geronb/61.4.S221>
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment: A social-psychological analysis*. Cambridge:Cambridge University Press
- Kassenboehmer, S. C., & Haisken-DeNew, J. P. (2009). "You're fired! The causal negative effect of entry unemployment on life satisfaction". *The Economic Journal*. 119(536). 448 - 462. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02246.x>
- Kim, W., Choi, Y., Lee, T.-H., Jang, S.-Y., Han, K.-T., & Park, E.-C. (2018). "Job displacement and social safety net on depressive symptoms in individuals aged 45 years or above: Findings from the Korean Longitudinal Study of Aging". *Ageing & Society*. 38(6). 1199 - 1222. <https://doi.org/10.1017/S0144686X16001471>
- Lusardi, A., Schneider, D. J., & Tufano, P. (2011). "Financially fragile households: Evidence and implications". *Brookings Papers on Economic Activity*. 2011(1). 83 - 134. <https://doi.org/10.1353/eca.2011.0002>
- Modigliani, F., & Brumberg, R. H. (1954). "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data". In K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economics*. 388 - 436. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- OECD. (2018). *Working better with age Korea*.
- OECD. (2025). *Pensions at a glance 2025: OECD and G20 indicators*.
- Riumallo-Herl, C., Basu, S., Stuckler, D., Courtin, E., & Avendano, M. (2014). "Job loss, wealth and depression during the Great Recession in the USA and Europe". *International Journal of Epidemiology*. 43(5). 1508 - 1517. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu048>
- Wanberg, C. R. (2012). "The individual experience of unemployment". *Annual Review of Psychology*. 63. 369 - 396. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-120710-100500>

비자발적 실직의 정신건강 비용: 급성 충격과 빠른 회복¹⁾

The Mental Health Costs of Involuntary Job Loss: Acute Shock and Rapid Recovery

전세환(고려대학교)

본 연구는 한국복지패널 1~20차 자료를 이용하여 비자발적 실직 전후의 정신건강 동태를 분석한다. 25~64세 성인 17,798명의 142,641개 개인-연도 관측치에서 파산·폐업·휴업, 정리해고, 권고·명예퇴직으로 정의한 최초 비자발적 실직 경험자 1,177명을 식별하였다. 개인 및 조사차수 고정 효과 모형을 기본으로 하되, 예견 가능성과 처치시점의 차이를 고려한 집단-시점 평균처리효과와 적층 이중차분을 이용해 결과를 교차 검증하였다. 실직이 조사 전연도의 사건으로 보고되고 경영상 어려움이 실제 실직 이전부터 정신건강에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여, 실직 보고 2차수 전부터 보고차수까지를 급성 구간으로, 그 이전을 장기 기준선으로 설정하였다. 분석 결과, 우울 점수는 장기 기준선 대비 급성 구간에서 0.284점 유의하게 높았으며, 처치자의 대부분을 차지하는 파산·폐업·휴업 표본에서는 0.345점으로 더 크게 나타났다. 원거리 사전추세는 평탄했고, 개인 내 일시적 우울 변화가 이후 실직을 유의하게 예측한다는 증거도 나타나지 않았다. 반면 실직 보고 다음 조사차수부터 우울 수준은 장기 기준선과 통계적으로 구분되지 않았고, 급성 구간과 회복 구간의 직접적인 차이도 유의하였다. 이러한 변화는 소득의 하락과 반등, 사후의 높은 취업 비율과 함께 관측되었다. 급성 반응은 남성, 40~54세, 자영업주에서 상대적으로 크게 나타났다. 집단 간 차이에 대한 통계적 근거는 제한적이었다. 종합하면, 비자발적 실직의 평균적인 정신건강 비용은 장기적으로 지속되기보다 실직 전후의 급성 구간에 집중되고 이후 빠르게 낮아지는 패턴을 보이며, 이는 정신건강 지원의 시기를 실직 전후에 집중할 필요성을 시사한다.

1) 본 논문은 작성 과정에서 생성형 AI(Anthropic Claude/ChatGPT)를 문장 표현 교정 및 사실관계 확인의 보조 도구로 활용하였다.

제1절 서론

일자리의 상실은 소득의 상실에 그치지 않는다. 실직은 생활수준을 낮추는 동시에 일상의 구조와 사회적 지위, 자기효능감에도 영향을 미치며, 이러한 비금전적 손실이 정신건강 악화로 이어질 수 있다는 점은 노동경제학과 보건경제학의 오랜 관심사였다(Paul and Moser, 2009; McKee-Ryan, Song, Wanberg, and Kinicki, 2005). 미국과 유럽의 행정자료 연구들은 사업체 폐쇄나 대량해고에 따른 비자발적 실직이 정신과 의료이용과 사망 위험을 높이고, 그 영향이 수년간 지속될 수 있다고 보고해 왔다(Sullivan and von Wachter, 2009; Kuhn, Lalive and Zweimuller, 2009; Eliason and Storrie, 2009; Browning and Heinesen, 2012). 이러한 연구들은 비자발적 실직의 건강상 영향이 단기적 충격에 그치지 않을 수 있음을 보여준다.

그러나 이러한 장기적 영향이 한국 노동시장에서도 동일하게 나타나는지는 자명하지 않다. 한국은 법정 퇴직금과 가족 단위의 사적 안전망, 높은 자영업 비중, 2000년대 이후 확대된 고용보험 등 서구 국가들과 다른 제도적 환경을 갖고 있기 때문이다. 한국복지패널을 이용한 국내 연구들은 실직이나 고용불안과 우울 사이의 유의한 연관을 보고해 왔지만(Yoon, Choi, Jang, Lee, and Park, 2017; Yoon, Kim, Chung, Park, Leigh, and Kim, 2024; Baek, Won, Lee, and Yoon, 2024), 대체로 시점 간 평균적인 연관에 초점을 두었다. 이에 따라 정신건강 악화가 언제 시작되고 얼마나 지속되는지에 관한 동태적 경로는 충분히 규명되지 않았다.

본 연구는 한국복지패널 1~20차 전체를 이용하여 이 공백을 메운다. 20년에 걸친 패널에서 파산·폐업·휴업과 정리해고, 권고·명예퇴직으로 정의한 비자발적 실직을 처음 경험한 1,177명을 식별하고, 개인과 조사차수 고정효과 모형을 이용하여 실직 전후의 우울 궤적을 사건시점별로 추적한다.

분석의 출발점은 한국복지패널의 측정 구조다. 복지패널에서 실직은 조사 전년도에 사건으로 보고되는 반면 우울은 조사 시점에 측정되므로, 실직 직전 조사의 우울 측정 시점은 실제 실직이 발생한 해와 겹칠 수 있다. 나아가 직장 또는 사업의 경영상 어려움은 실직이 확정되기 전부터 정신건강에 영향을 미칠 수 있다. 실제 자료에서도 실직 보고 2차수 전부터 우울 계수가 양의 방향을 보인다. 이러한 측정 구조와 관측된 사건 전 동태를 함께 고려하여 본 연구는 보고 2차수 전부터 보고차수까지를 급성 구간으로 정의하고, 그보다 앞선 원거리 시점을 장기 기준선으로 삼는 국면모형을 주모형으로 사용한다. 평행추세 검정 역시 급성 구간에 포함되지 않는 원거리 사전 시점만을 대상으로 수행한다(Roth, Sant'Anna, Bilinski, and Poe, 2023). 또한 시차 처치 아래 이원고정효과 추정의 편의 가능성에 대응하여(Goodman-Bacon, 2021; de Chaisemartin and D'Haultfœuille, 2020), 예견을 허용한 집단-시점 평균처리효과와 적층 이중차분을 이용해 결과를 교차 검증한다(Callaway and Sant'Anna, 2021; Cengiz, Dube, Lindner, and Zipperer, 2019).

이러한 설계에서 세 가지 주요 결과가 나타난다. 첫째, 우울 수준은 장기 기준선 대비 급성 구간에서 0.28점 유의하게 높고, 파산·폐업·휴업 표본에서는 0.35점으로 더 크다. 둘째, 급성 구간 이후 우울 수준은 빠르게 낮아진다. 실직 보고 다음 조사차수부터 우울 수준은 장기 기준선과 통계적으로 구분되지 않으며, 급성 구간과 회복 구간의 차이검정 및 사건시점 간 차이검정도 이러한 하락을 뒷받침한다. 다만 회복 구간의 신뢰구간은 중간 규모의 잔존효과까지 배제하지는 못한다. 소득의 하락과 반등, 그리고 실직 보고 다음 조사차수에 관측된 처치자의 높은 취업 비율도 이러한 변화와 동행한다. 셋째, 급성 반응은 남성과 실직 당시 40~54세, 자영업주 표본에서 상대적으로 뚜렷하게 나타나지만, 집단 간 차이의 공식 검정에서는 성별과 종사상 지위의 차이가 유의하지 않고 연령집단 간 차이만 경계적으로 나타난다.

본 연구의 기여는 세 가지다. 첫째, 한국복지패널 1~20차 전 기간을 활용하여 실직 전후 정신건강의 동

태적 경로를 장기간 추적하고, 악화가 나타나는 시점과 이후의 회복 양상을 구분한다. 둘째, 실직이 조사 전년도에 사건으로 보고되는 한국복지패널의 측정 구조와 실직의 예견 가능성을 사건시점과 식별전략에 명시적으로 반영한다. 셋째, 개인 간 선택 가능성을 별도로 진단하는 한편, 소득·취업 상태의 동반 변화와 하위집단별 이질성을 분석하여 실직 전후 정신건강 변화의 해석 범위와 집단별 차이를 함께 제시한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 제도적 배경과 선행연구를 검토하고, 제3절에서는 자료와 변수를 설명한다. 제4절에서는 실증전략을 제시하고, 제5절에서는 주요 분석결과와 강건성 검정을 보고한다. 제6절에서는 결론과 정책적 함의를 논의한다.

제2절 제도적 배경과 선행연구

1. 제도적 배경

한국 노동시장의 주요 특징 가운데 하나는 높은 자영업 비중이다. 이에 따라 파산·폐업·휴업으로 인한 실직은 임금근로자의 일자리 상실뿐 아니라 자영업주의 폐업이라는 형태로도 나타날 수 있다. 실제로 본 연구의 처치자 가운데 실직 직전 종사상 지위가 자영업주·고용주인 사람은 약 5분의 1을 차지한다. 또한 사업장 규모에 따라 고용안정성과 사회보험 가입률에 차이가 있어 영세 사업장 근로자는 고용보험의 보호에서 상대적으로 취약할 수 있다.

실직에 대한 공적 안전망의 핵심은 1995년 도입된 고용보험이다. 실업급여는 원칙적으로 비자발적 이직자를 대상으로 하지만 일정한 피보험 단위기간을 요구하므로, 단기 근속자나 고용보험 미가입 근로자는 수급 대상에서 제외될 수 있다. 자영업자도 2012년부터 고용보험에 임의가입할 수 있으나 적용 범위는 상대적으로 제한적이다. 한편 일정 요건을 충족한 근로자에게 지급되는 법정 퇴직급여 역시 실직에 따른 소득 충격을 완화할 수 있다.

정신건강 지원 측면에서는 지역 정신건강복지센터를 중심으로 공적 인프라가 구축되어 왔다. 다만 고용 위기에 놓인 근로자나 폐업 위험에 직면한 자영업자를 정신건강서비스와 조기에 연계하는 문제는 여전히 중요한 정책과제로 남아 있다. 따라서 실직 전후 정신건강의 악화와 회복 시점을 파악하는 것은 정책 개입의 시기와 대상을 설정하는 데 중요한 정보를 제공한다.

2. 선행연구

실직과 정신건강 사이의 부정적 연관은 다수의 연구에서 확인되어 왔다. Paul and Moser(2009)는 324개 연구를 종합하여 실업자의 심리적 곤란 유병률이 취업자의 두 배를 넘는다고 보고하였고, McKee-Ryan et al.(2005)은 실업의 심리적 비용을 대처자원과 평가과정의 틀에서 정리하였다. 최근 중단연구의 메타분석에서도 실업 이후 정신건강이 악화되고 재취업 이후 상당 부분 회복되는 패턴이 확인된다(Sterud, Lunde, Berg, Proper, and Aanesen, 2025).

실직과 건강 사이의 내생적 선택을 줄이기 위한 연구들은 사업체 폐쇄나 대량해고와 같은 상대적으로 외생적인 실직에 주목해 왔다. Sullivan and von Wachter(2009)는 미국 행정자료에서 대량해고 실직자의 사망률 상승이 장기간 지속됨을 보였고, Kuhn, Lalive and Zweimuller(2009)는 오스트리아에서 남성 실직자의 정신과 진료비 지출 증가를 확인하였다. Eliason and Storrie(2009)와 Browning and Heinesen(2012)도 각각 스웨덴과 덴마크 자료에서 정신질환 관련 입원 위험의 상승을 보고하였다. 반면 Schmitz(2011)는 독일의 사업체 폐쇄를 이용한 분석에서 건강 만족도와 정신건강, 병원 이용에 대한 유의한 효과를 발견하

지 못하였다. 이처럼 유사한 식별전략에서도 결과가 다르다는 점은 실직의 건강효과가 제도적 환경과 결과변수의 성격에 따라 달라질 수 있음을 보여준다.

국내에서도 한국복지패널을 이용한 연구가 축적되어 왔다. Yoon et al.(2017)은 2~8차 자료를 이용하여 실직 이후 우울 점수가 상승한다고 보고하였으며, Yoon et al.(2024)은 8~15차 자료에 주변구조모형을 적용하여 고용상태 변화가 우울과 자살생각에 미치는 영향을 분석하였다. Baek et al.(2024)은 장기 종단자료에서 불안정 고용과 우울 발생의 연관 및 성별 차이를 보고하였고, Han et al.(2023)은 코로나19 시기의 실직과 우울·자살생각의 관계를 분석하였다. 이들 연구는 고용상태와 정신건강의 관계에 관한 중요한 근거를 제공하지만, 대체로 사건 전후의 동태적 궤적보다는 평균적인 연관이나 처치효과에 초점을 두었다.

본 연구는 이러한 문헌을 확장하여 비자발적 실직 전후의 우울 궤적을 사건시점별로 추적하고, 정신건강 악화가 나타나는 시점과 이후의 회복 양상을 구분한다. 또한 실직의 예견 가능성과 개인별로 상이한 처치시점을 고려한 대안적 추정량을 함께 적용하여 관측된 동태가 특정한 모형 설정에 의존하는지를 점검한다.

제3절 자료

1. 분석 자료와 변수

본 연구는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study) 1~20차(2006~2025년) 가구·가구원 결합자료를 이용한다. 한국복지패널은 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 2006년부터 매년 실시해 온 전국 단위 가구패널조사로, 저소득층을 과대표집하여 복지 수요와 공급의 동태를 추적한다.

본 연구에서 중요한 자료상의 특징은 노동·소득·복지 수급 항목과 정신건강 항목의 측정 시점이 다르다는 점이다. 본 연구에서 사용하는 노동·소득 관련 항목은 조사 전년도인 기준연도의 사건이나 상태를 반영하는 반면, 정신건강은 조사 시점의 상태를 측정한다. 따라서 사건시점 $k=0$ 은 실직이 보고된 조사차수를 의미하며, 실제 실직은 그 전년도에 발생한다. 달력시간으로 보면 $k=-2$ 의 우울은 실직 약 1~2년 전에, $k=-1$ 의 우울은 실직이 발생한 해에 측정되며, $k=0$ 은 실직 후 첫 조사, $k \geq 1$ 은 실직 후 두 번째 조사 이후에 해당한다. 이러한 측정 구조를 사건시점의 정의와 결과 해석에 일관되게 반영한다.

주된 결과변수는 우울 증상을 측정하는 CES-D 11문항 단축형이다(Radloff, 1977; Kohout, Berkman, Evans, and Cornoni-Huntley, 1993). 각 문항의 1~4점 응답을 0~3점으로 변환하고, 긍정적으로 표현된 두 문항을 역코딩한 뒤 11개 문항에 모두 응답한 경우 합산하여 0~33점 척도를 구성한다. 점수가 높을수록 우울 증상이 심하며, 분석표본의 평균은 3.24점이다. 한국판 척도의 타당도는 조맹제·김계희(1993)에서 검증된 바 있다. 이진 지표로는 20문항 환산점수 16점 이상을 우울 의심으로 정의하며, 보다 보수적인 원점수 16점 기준도 함께 사용한다. 분석표본에서 각각 11.5%와 2.7%가 해당한다. 보조 결과변수로는 자아존중감, 지난 1년간 자살생각 여부, 영역별 및 전반적 생활만족도를 사용한다.

처치변수인 비자발적 실직은 응답자가 보고한 이직 사유를 이용하여 정의한다. 한국복지패널은 기준연도 중 사직이나 폐업을 경험한 응답자에게 그 사유를 18개 범주로 묻는다. 본 연구는 이 가운데 일자리·사업의 파산·폐업·휴업, 정리해고, 권고사직·명예퇴직을 비자발적 실직으로 분류한다. 정년퇴직과 계약기간 만료, 보수 불만이나 더 나은 일자리로의 이동 등은 제외하며, 계약기간 만료를 포함한 보다 넓은 처치정도 강건성 분석에서 확인한다.

처치 시점은 결과변수의 결측 여부와 무관하게 25~64세 전체 패널에서 먼저 확정한다. 결과변수가 관측되는 차수만을

이용해 최초 실직을 정의하면 실제 최초 사건이 누락되거나 실직 경험자가 미처치자로 잘못 분류될 수 있기 때문이다.

최초 비자발적 실직을 사유별로 보면 파산·폐업·휴업이 954명, 정리해고가 109명, 권고·명예퇴직이 114명으로, 전체 처치자 1,177명 가운데 파산·폐업·휴업이 약 81%를 차지한다. 파산·폐업·휴업은 설문에서 하나의 응답범주로 묶여 있어 세 사유를 자료상 구분할 수 없다. 따라서 이 범주는 사업체 폐쇄형 실직을 상당 부분 포함하지만, 휴업으로 인한 실직도 함께 포함한다. 이러한 처치 구성 때문에 본 연구의 결과는 주로 파산·폐업·휴업형 실직의 경험을 반영하는 것으로 해석한다.

처치의 성격은 실직 이전의 종사상 지위에 따라서도 다르다. 실직 직전 종사상 지위를 확인할 수 있는 처치자 1,072명 가운데 임금근로자가 69%, 자영업주·고용주가 20%를 차지하며, 나머지는 무급가족종사자와 자활·공공근로 참여자 등이다. 따라서 본 연구의 처치에는 임금근로자의 실직뿐 아니라 자영업주의 폐업도 포함된다. 자영업 폐업과 권고·명예퇴직은 개인의 경제적 상황이나 특성과 완전히 독립적인 사건이라고 보기 어려우므로, 추정치는 기본적으로 비자발적 실직 사건 전후의 정신건강 동태로 해석한다.

2. 표본 구성과 기초통계

1~20차 결합자료의 320,142개 개인-연도 관측치 가운데 조사 시점 기준 25~64세인 150,589개 관측치를 남기고, CES-D 11개 문항에 모두 응답한 관측치로 제한하면 17,798명의 142,641개 개인-연도가 분석표본을 구성한다. 우울 척도는 전 차수에서 동일한 문항으로 측정된다. 연령별 이질성 분석에서는 실직이 발생한 기준연도의 연령을 사용한다.

기본 통제변수는 연령, 유배우 여부, 교육수준 및 가구원 수이다. 가구 가처분소득은 가구원 수의 제공근으로 균등화한 뒤 $\log(1+\text{소득})$ 으로 변환하여 동반 변화 분석에 사용한다. 고용보험 실업급여 수급 여부 역시 처치 시점과 마찬가지로 표본 제한 이전의 전체 패널에서 판정한다. 회귀분석에서는 통제변수의 결측치와 개인 고정효과의 식별에 기여하지 않는 단일 관측 개인을 제외하여 최종적으로 15,293명의 140,129개 관측치를 사용한다.

〈표 1〉 기초통계

변수	전체	처치집단	비처치집단	표준화 평균차
연령(세)	41.20 (12.47)	38.71 (9.42)	41.37 (12.64)	-0.239
남성	0.49 (0.50)	0.59 (0.49)	0.48 (0.50)	0.230
유배우	0.63 (0.48)	0.67 (0.47)	0.62 (0.48)	0.091
교육수준(1 - 4)	2.52 (1.14)	2.45 (1.04)	2.52 (1.14)	-0.065
가구원 수	3.21 (1.21)	3.40 (1.23)	3.20 (1.21)	0.160
로그 균등화 가처분소득	7.40 (1.07)	7.24 (1.14)	7.41 (1.06)	-0.157
CES-D 우울 점수(0 - 33)	4.17 (5.14)	4.28 (4.91)	4.16 (5.16)	0.023
우울 의심 지표	0.162 (0.368)	0.155 (0.362)	0.162 (0.369)	-0.021

주 1) 각 셀은 평균이며 괄호 안은 표준편차임.

2) 표준화 평균차(Standardized Mean Difference, SMD)는 처치집단과 비처치집단 간 평균 차이를 합동 표준편차로 나눈 값임.

3) 자살생각은 7차 조사부터 측정되므로 최초 관측시점이 7차 이후인 2,260명(처치집단 78명, 비처치집단 2,182명)을 대상으로 산출함.

4) 기초통계는 표에 포함된 변수의 최초 관측값이 모두 관측되는 개인을 대상으로 산출함.

자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널조사』 1~20차 원자료.

<표 1>은 개인별 최초 관측 시점을 기준으로 처치자와 미처치자의 기초통계를 제시한다. 처치자는 미처치자보다 다소 젊고 남성 비중이 높으며 균등화 소득이 낮은 반면, 최초 관측 시점의 우울 점수와 우울 의심 비율, 자아존중감은 두 집단에서 유사하다. 다만 일부 처치자는 최초 관측 시점이 이미 급성 구간에 해당하므로, <표 1>은 실직 이전의 균형검정이 아니라 두 집단의 최초 관측 시점 특성을 보여주는 기술통계로 해석한다.

제4절 실증 전략

1. 기본 추정모형과 이벤트스터디

주모형은 실직 에피소드를 장기 기준선, 급성 구간, 회복 구간의 세 국면으로 나눈 개인·조사차수 이원 고정효과 모형이다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 A_{it} + \beta_2 R_{it} + X_{it}^T \gamma + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 Y_{it} 는 개인 i 의 t 차 우울 점수이고, α_i 와 λ_t 는 각각 개인과 조사차수 고정효과다. A_{it} 는 최초 비자발적 실직의 보고차수를 $k=0$ 으로 할 때 $k=-2$ 부터 $k=0$ 까지, R_{it} 는 $k \geq 1$ 에 해당하는 상호배타적 지시변수다. 기준범주는 $k \leq -3$ 의 장기 기준선이다. X_{it} 는 연령, 제곱, 유배우 여부, 교육수준 더미, 가구원 수를 포함하며, 연령 수준항은 개인 및 조사차수 고정효과와 완전공선이므로 제외한다. 표준오차는 개인 수준에서 군집화한다(Bertrand, Duflo and Mullainathan, 2004). 같은 가구 구성원 사이의 오차 상관을 고려한 가구 수준 군집 표준오차와, 잠재적 사후 통제변수를 제외하고 고정효과와 연령 제곱항을 포함한 최소통제 사양도 함께 확인한다.

급성 구간이 사건 보고 이전 시점을 포함하는 데에는 측정 구조와 예견 가능성이라는 두 가지 이유가 있다. 먼저 실직은 조사 전년도에 사건으로 보고되는 반면 우울은 조사 시점에 측정되므로, $k=-1$ 의 우울 측정 시점은 실직이 발생한 해와 겹칠 수 있다. 또한 도산 위기에 놓인 직장이나 경영상 어려움을 겪는 사업은 실제 실직 이전부터 정신건강에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 경우 사건 직전 시점을 기준범주로 사용하는 통상적인 이벤트스터디는 이미 영향을 받은 시점을 기준으로 삼을 수 있으므로, 기준시점을 급성 구간 밖에 둔다(Roth et al., 2023).

다만 $k=-1$ 을 급성 구간에 포함하는 것은 조사 설계만으로 정당화되는 반면, $k=-2$ 까지 확장하는 데에는 관측된 사건 전 동태도 일부 반영된다. 이에 급성 구간을 $k=-1 \sim 0$ 으로 좁히거나 $k=-3 \sim 0$ 으로 넓힌 대안적 정의를 함께 적용하여 결과가 특정 구간 설정에 좌우되는지를 확인한다.

국면모형은 실직 전후의 변화를 급성 구간과 회복 구간의 두 계수로 요약한다. 보다 세부적인 동태를 확인하기 위해 사건시점 더미를 이용한 이벤트스터디도 함께 추정한다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \neq -3} \beta_k I(K_{it} = k) + X_{it}^T \gamma + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 K_{it} 는 최초 비자발적 실직이 보고된 조사차수를 0으로 하는 사건시점이다. 기준시점은 $k=-3$ 이며, 표본 양 끝의 최소한 관측치를 안정적으로 추정하기 위해 $k \leq -6$ 과 $k \geq 6$ 은 각각 하나의 구간으로 묶는다. 평행추세는 급성 구간에 포함되지 않는 원거리 사전 계수들이 공동으로 0과 다른지를 검정하여 평가한다.

2. 표본 구성과 기초통계

처치 시점이 개인마다 다른 상황에서는 이원고정효과 추정치가 이미 처치된 개인을 대조군으로 사용하는 비교를 포함하면서 편의될 수 있다(Goodman-Bacon, 2021; de Chaisemartin and D'Haultfœuille, 2020). 이를 점검하기 위해 두 가지 대안적 추정량을 사용한다.

첫째, Callaway and Sant'Anna(2021)의 집단-시점 평균처치효과를 이용한다. 예견 기간을 2기로 설정하고 관측기간 동안 한 번도 처치되지 않은 개인만을 대조군으로 사용하여, 각 처치 코호트의 g-3 시점을 기준으로 결과 변화의 차이를 추정한다. 따라서 $k=-2$ 와 $k=-1$ 의 추정치는 통상적인 사전추세 계수가 아니라 예견 기간의 효과로 해석한다. 기준시점이 자료에 존재하지 않는 초기 코호트는 제외하며, 표준오차는 개인 단위 블록 부트스트랩 999회로 계산한다.

둘째, 처치 코호트별로 처치자와 아직 실직을 경험하지 않은 대조군을 이용해 부분실험을 구성한 뒤 이를 적층하는 이중차분을 사용한다(Cengiz et al., 2019). 부분실험 $\times$ 개인 및 부분실험 $\times$ 조사차수 고정효과를 흡수하며, 대조군이 이후 자신의 실직에 앞선 예견 구간으로 진입하면서 발생할 수 있는 오염을 피하기 위해 각 대조군의 관측치는 자신의 최초 실직 3차 이전까지만 사용한다.

3. 식별 가정과 진단

식별의 핵심 가정은 처치자와 미처치자가 실직 에피소드가 없었을 경우 유사한 정신건강 추세를 보였을 것이라는 평행추세 가정이다. 이에 대해 역인과, 예견 효과, 자발적 이직과의 혼동, 처치의 외생성 차이라는 네 가지 문제를 고려한다.

먼저 우울 수준과 관련된 항구적인 개인 간 차이는 개인 고정효과를 통해 제거된다. 그러나 개인 내에서 일시적으로 악화된 정신건강이 이후 실직 가능성을 높인다면, 실직의 인과효과가 없더라도 급성 구간에서 우울이 상승한 뒤 회복되는 패턴이 나타날 수 있다. 원거리 사전추세가 평탄하다는 사실만으로는 이러한 일시적 역인과를 배제할 수 없다.

예견 효과에 대해서는 기준시점을 급성 구간 밖에 두고 사건 전 악화를 실직으로 이어지는 에피소드의 일부로 포함한다. 따라서 급성 구간 계수는 실직 시점의 충격만이 아니라 실직으로 귀결되는 과정에서 나타난 정신건강 변화를 함께 포착한다. 자발적 이직과의 혼동은 자발적 이직을 위약 처치로 사용하는 분석을 통해 점검한다. 또한 자영업 폐업과 권고·명예퇴직은 개인의 경제적 상황이나 성과와 완전히 독립적인 사건이라고 보기 어려우므로, 종사상 지위와 실직 사유에 따른 표본 제한을 통해 결과의 민감도를 확인한다.

일시적 역인과는 별도의 선행성 진단을 통해 추가로 점검한다. 한국복지패널에서는 $t+1$ 차 조사에서 보고된 실직이 실제로는 t 차 조사와 같은 해에 발생할 수 있으므로, t 차 우울로 $t+1$ 차 실직 보고를 예측하는 경우 시간적 선후관계가 명확하지 않다. 이에 우울 측정 이후에 실직이 발생했음이 보장되도록 t 차 우울로 $t+2$ 차 조사에서 처음 보고되는 실직을 예측한다. 이 분석에서 개인 간 비교에서는 우울 수준이 이후 실직을 유의하게 예측하지만, 개인 고정효과를 포함하여 동일 개인 내 변화만을 이용하면 그 연관은 통계적으로 유의하지 않다. 이는 개인 간 선택의 존재와 정합적이지만, 낮은 사건률로 인해 개인 내 추정의 검정력이 제한되므로 일시적 역인과가 존재하지 않는다는 증거로 해석하지 않는다.

제5절 분석 결과

1. 기본 추정결과와 동태적 궤적

<표 2>는 주요 추정결과를 제시한다. 주모형에서 급성 구간의 우울 점수는 장기 기준선보다 0.284점 유의하게 높고, 회복 구간의 계수는 0.016점으로 기준선과 통계적으로 구분되지 않는다. 두 국면의 차이를 직접 검정하면 급성 구간과 회복 구간의 차이는 0.268점이며 유의하다. 파산·폐업·휴업으로 처치를 제한한 경우 급성 계수는 0.345점, 급성과 회복의 차이는 0.365점으로 더 크게 나타난다. 주모형의 급성 계수 0.284점은 우울 점수 표준편차의 약 6%에 해당한다.

회복 구간의 계수가 0과 구분되지 않는다는 결과를 잔존효과가 없다는 의미로 해석해서는 안 된다. 회복 계수의 95% 신뢰구간은 [-0.202, +0.234]로, 급성 구간과 같은 규모의 악화가 지속된다는 가설은 배제할 수 있지만 중간 규모의 잔존효과까지 배제할 정도로 정밀하지는 않다. 따라서 회복에 대한 핵심 근거는 회복 계수 자체의 비유의성 보다 급성 구간과 회복 구간의 직접적인 차이검정에 둔다.

〈표 2〉 비자발적 실직 에피소드와 정신건강: 주요 결과

	(1) 국면모형	(2) 급성 세분	(3) 보고차수·사후	(4) 보고차수만	(5) 파산·폐업·휴업	(6) 자살생각	(7) 우울 의심
급성 구간	0.284*** (0.110)				0.345*** (0.120)	0.0011 (0.0061)	0.0172** (0.0081)
축적(k=-2,-1)		0.274** (0.122)					
보고차수 (k=0)		0.303** (0.143)	0.198 (0.131)	0.247** (0.120)			
회복 구간	0.016 (0.111)	0.017 (0.111)			-0.019 (0.122)	-0.0059 (0.0065)	0.0069 (0.0084)
사후 구간 (보고차수 제외)			-0.0942 (0.096)				
직접 차이 검정							
급성 - 회복 차이검정	0.268*** (0.097)				0.365*** (0.106)		
관측치	140,129	140,129	140,129	140,129	137,261	89,404	140,129
개인 수	15,293	15,293	15,293	15,293	15,076	11,259	15,293

주 1) 각 열은 별도의 회귀모형이며 괄호 안은 개인 수준 군집 표준오차임.

2) 모형 (1), (2), (5)~(7)의 기준범주는 $k \leq -3$, 모형 (3)은 모든 사전시점, 모형 (4)는 보고차수를 제외한 나머지 시점임.

3) 모형 (6)과 (7)은 선형확률모형으로 추정함.

4) 모든 모형은 개인 고정효과, 조사차수 고정효과 및 통제변수를 포함함.

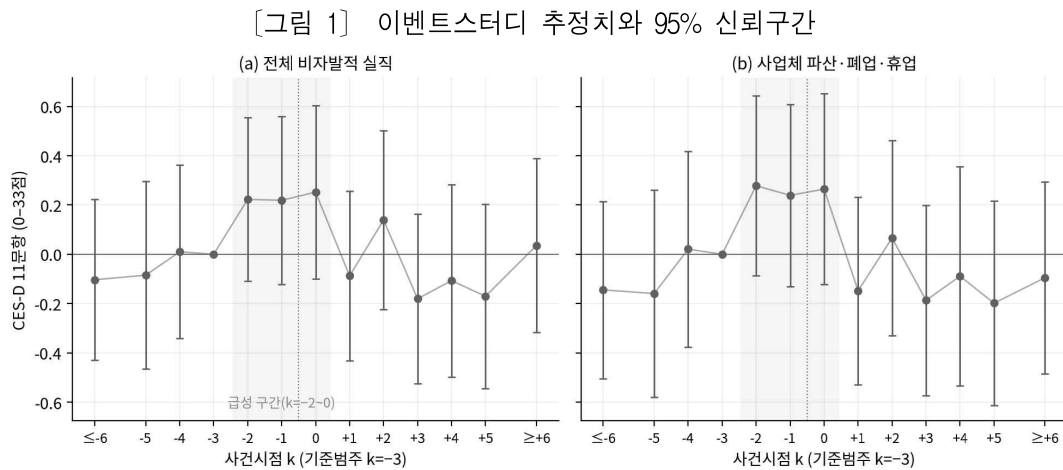
5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

급성 구간을 세분하면 $k=-2,-1$ 의 계수는 0.274점, 보고차수 $k=0$ 의 계수는 0.303점으로 유사하다. 반면 사건 직전의 상승을 사전기간에 포함하는 통상적인 사양에서는 보고차수의 계수가 작아진다. 이는 우울 수준이 실직 보고 시점에 갑자기 상승하기보다 그 이전부터 높아질 수 있으며, 이 경우 기준시점의 설정이 추정결과에 중요하다는 점을 보여준다. 파산·폐업·휴업으로 표본을 제한한 경우에도 유사한 패턴이 나타난다.

이진 결과변수에서도 방향은 대체로 일치한다. 급성 구간에서 우울 의심 확률은 1.7%p 상승하며, 보다 보수적인 원점수 기준에서도 0.9%p 높아진다. 다만 여러 정신건강 결과에 대한 다중검정을 적용하면 이들 결과의 통계적 근거는 약해진다. 반면 자살생각의 변화는 검출되지 않는다. 자살생각은 기저 유병률이 낮

아 검정력이 제한적이므로, 이를 실직의 영향이 없다는 결과로 해석하기보다는 유의한 변화를 확인하기 어려웠다는 정도로 해석한다.

[그림 1]의 이벤트스터디는 이러한 국면별 결과의 시간적 패턴을 보여준다. 급성 구간 이전의 원거리 사건 계수들은 0 주위에 분포하며, 결합검정에서도 평행추세 위반의 증거가 나타나지 않는다. 우울 계수는 실직 보고 2차수 전부터 양의 방향을 보이고 보고차수까지 유지된 뒤 다음 조사차수에 크게 낮아진다. 보고차수와 그 다음 조사차수의 차이는 0.340점으로 유의하며, 급성 세 시점의 평균과 사후 다섯 시점의 평균 간 차이도 0.312점으로 유의하다. 따라서 급성 구간 이후의 하락은 개별 사건시점 계수의 유의성 여부 뿐 아니라 사건시점 간 직접적인 차이검정에서도 확인된다.



- 주 1) 패널 A는 전체 비자발적 실직을, 패널 B는 최초 비자발적 실직 사유가 파산·폐업·휴업인 처치자를 대상으로 한 추정결과임.
 2) 음영은 급성 구간을 나타냄.
 3) 실직은 조사 전년도에 발생한 사건으로 보고되므로, k=-1의 우울 측정시점은 실제 실직이 발생한 연도와 겹칠 수 있음.

다만 상승이 정확히 k=-2에서 시작된다고 단정할 정도로 개별 시점의 추정이 정밀한 것은 아니다. 장기 기준선 전체를 기준범주로 두면 k=-2,-1,0의 계수는 모두 양의 방향으로 나타나지만, 앞선 두 시점의 통계적 근거는 상대적으로 약하다. 따라서 자료가 보다 분명하게 보여주는 것은 특정 한 시점에서의 급격한 상승이라기보다 실직에 이르는 급성 구간 전반에서 우울 수준이 높아지고 이후 유의하게 낮아지는 패턴이다.

사건시점별 표본 구성의 변화가 이러한 하락을 만들어 냈을 가능성도 점검하였다. 보고차수와 다음 조사차수를 모두 관측한 처치자만 사용하거나, 급성 구간과 사후기간을 모두 관측한 균형 사건창으로 제한한 경우에도 급성 이후의 하락은 유지된다. 따라서 관측된 감소가 사건시점별 표본 구성의 차이만으로 설명되지는 않는다. 다만 미래의 관측 여부를 조건으로 한 분석이라는 점에서 이러한 결과는 주요 결과라기보다 표본 구성에 대한 민감도 분석으로 해석한다.

2. 대안 추정량을 통한 교차검증

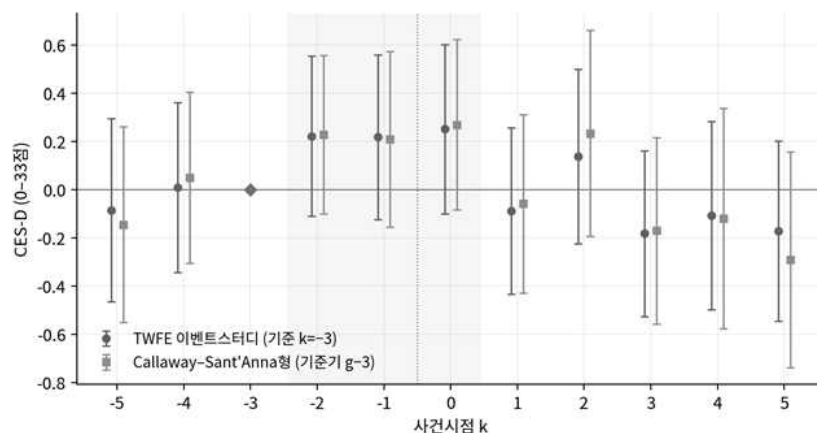
<표 3>과 [그림 2]는 처치 시점이 개인마다 다른 상황에서 이원고정효과 추정에 대한 우려를 점검하기 위해 집단-시점 평균처리효과와 적층 이중차분을 적용한 결과를 제시한다. <그림 2>에서 집단-시점 평균처리효과의 사건시점별 추정치는 이원고정효과 이벤트스터디와 전반적으로 유사한 동태를 보이며, 급성 구간의 사건시점별 계수는 약 0.21~0.27점이다. 급성 구간의 집계 효과는 0.237점이고 회복 구간은 -0.064점이다. 다만 급성 집계 효과의 유의성은 부트스트랩 방식에 따라 $p=0.093\sim0.116$ 으로 달라져 통계적 정밀도는 상대적으로 낮다. 점추정치 자체는 재표집 방식에 관계없이 동일하다.

〈표 3〉 집단-시점 평균처치효과와 적층 이중차분

사건시점·사양	(1) CS 사건시점 (비충화SE)	(2) CS 집계 (충화SE)	(3) 적층 DiD (검열)	(4) 적층 DiD (미검열)
패널 A. 집단-시점 평균처치효과: 사건시점별 추정				
k=-5	-0.145 (0.207)			
k=-4	0.0503 (0.181)			
k=-2	0.229 (0.168)			
k=-1	0.210 (0.186)			
k=0	0.270 (0.181)			
k=+1	-0.0576 (0.189)			
k=+2	0.234 (0.218)			
k=+3	-0.170 (0.197)			
패널 B. 국면 집계와 적층 이중차분				
급성 구간 (k=-2~0)		0.237 (0.147)	0.250** (0.117)	0.250** (0.117)
회복 구간 (k≥1)		-0.0638 (0.172)	-0.0501 (0.119)	-0.0513 (0.119)
패널 C. 급성 - 회복 직접검정				
급성 - 회복			0.300*** (0.097)	0.301*** (0.097)
p-value			0.002	0.002
관측치	17,798	17,798	1,197,961	1,199,789
표준오차	개인 bootstrap 999회	개인 bootstrap 999회	개인 군집	개인 군집

- 주 1) CS는 예견기간 2기를 허용하고 관측기간 동안 미처치인 개인을 대조군으로 사용함.
 2) 사건시점별 추정에는 비충화 개인 블록 부트스트랩, 집계효과에는 충화 개인 블록 부트스트랩을 적용하며 각각 999회 재표집함.
 3) 적층 DiD는 보정가중 없는 단순 적층 최소제곱이며 추가적인 민감도 분석으로 해석함.
 4) 적층 DiD의 관측치는 부분실험을 적용한 이후의 관측치 수임.
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

〔그림 2〕 추정방법별 비자발적 실직 이후 우울의 동태



- 주 1) 이원고정효(왼쪽)와 이벤트스터디(오른쪽)와 집단-시점 평균처치효과와 코호트 가중평균을 비교함.
 2) 음영은 급성 구간을 나타냄.

적층 이중차분에서도 결과는 유사하다. 대조군이 자신의 예견 구간에 진입하기 전에 관측치를 검열한 사양에서 급성 계수는 0.250점으로 유의하고, 회복 계수는 -0.050점으로 0과 구분되지 않는다. 두 계수의 차이는 0.300점으로 유의하다. 대조군을 검열하지 않은 사양에서도 급성 계수는 동일하다. 다만 적층 추정은 보정가중 없이 부분실험을 적층한 사양이므로 별도의 주추정량이라기보다 민감도 분석으로 해석한다. 종합하면 급성 구간에서 우울 수준이 높아지고 이후 낮아지는 동태적 패턴은 이원고정효과 추정에만 의존하지 않는다.

3. 동반 변화

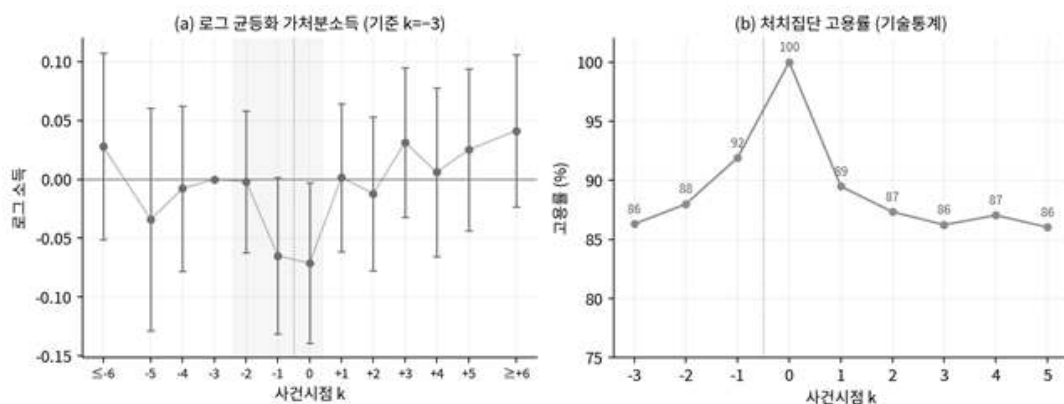
실직의 정신건강 비용이 어떠한 경로를 통해 발생하는지에 대한 인과적 매개분석은 본 연구의 범위를 벗어난다. 다만 실직 전후에 함께 변화하는 변수들은 우울의 동태를 해석하는 데 유용한 정보를 제공한다. <표 4>에서 로그 균등화 가처분소득은 급성 구간에 약 5.7% 낮아지며, 회복 구간에서는 기준선과 통계적으로 구분되지 않는다. 수입 만족도와 전반적 생활만족도 역시 급성 구간에 유의하게 낮아진 뒤 회복 구간에서는 기준선과 구분되지 않는다. 반면 사회적 친분 만족도, 건강 만족도 및 자아존중감에서는 뚜렷한 변화가 나타나지 않으며, 가족관계 만족도는 회복 구간에서만 약한 하락을 보인다. 따라서 우울의 급성 상승은 소득과 생활수준에 대한 평가의 악화와 함께 나타나지만, 가족·사회관계나 자기평가의 악화가 평균적으로 동반된다는 증거는 뚜렷하지 않다.

<표 4> 동반 변화: 경로 후보 변수들의 국면별 반응

	(1) 로그 균등화 가처분소득	(2) 수입 만족도	(3) 전반적 생활만족도	(4) 가족관계 만족도	(5) 사회적 친분만족도	(6) 건강 만족도	(7) 자아존중감
급성 구간	-0.0568** (0.0248)	-0.0838*** (0.0235)	-0.0545*** (0.0180)	-0.0179 (0.0168)	-0.0219 (0.0170)	0.0164 (0.0210)	0.0883 (0.0960)
회복 구간	0.0128 (0.0246)	-0.00472 (0.0267)	0.0115 (0.0202)	-0.0326* (0.0180)	-0.0136 (0.0176)	-0.0266 (0.0221)	0.161 (0.101)
관측치	140,127	140,100	140,006	140,089	140,086	140,094	140,021
Within R ²	0.000856	0.00229	0.00161	0.00248	0.000103	0.000356	0.000433

- 주 1) 각 열은 주모형과 동일한 사양의 별도 회귀모형임.
 2) 모든 모형은 개인 고정효과, 조사차수 고정효과 및 통제변수를 포함하며, 괄호 안은 개인 수준 군집 표준오차임.
 3) 만족도는 1~5점, 자아존중감은 10~40점 척도임.
 4) 이 표의 결과는 인과적 매개효과가 아닌 동반 변화로 해석함.
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

[그림 3] 비자발적 실직 전후 소득과 취업 상태의 변화



- 주 1) 패널 A는 로그 균등화 가처분소득의 이벤트스터디 추정치를, 패널 B는 처치집단의 사건시점별 취업 비율을 나타냄.
 2) 사건시점 k는 실직 보고차수를 기준으로 하며, 소득과 취업 상태는 조사 전년도 기준으로 측정되므로 동일한 k에서 조사시점에 측정되는 우울보다 약 1년 앞선 시기를 반영함.

[그림 3]은 실직 전후의 소득 변화와 처치집단의 취업 비율을 사건시점별로 보여준다. 우울 수준이 낮아지는 시기에는 소득도 장기 기준선과 통계적으로 구분되지 않는 수준으로 나타나며, 실직 보고 이후에는 높은 취업 비율이 관측된다. 다만 이러한 동반 변화를 빠른 재취업이나 정신건강 회복의 인과적 경로로 해석해서는 안 된다. 비자발적 이직을 보고한 사람이 반드시 일정 기간 비취업 상태를 경험한 것은 아니며, 연간 조사자료로는 비취업 진입과 재취업의 정확한 시점을 식별할 수 없기 때문이다. 따라서 이 결과는 정신건강의 변화가 소득 및 고용상태의 변화와 동행한다는 기술적 증거로 해석한다.

4. 이질성 분석

<표 5>와 [그림 4]는 하위집단별 급성 반응을 보여준다. 연령은 조사시점 연령이 아니라 실제 실직이 발생한 기준연도의 연령으로 정의한다. 급성 계수는 남성 0.377점, 여성 0.172점이며, 연령별로는 40~54세에서 0.515점으로 가장 크다. 25~39세의 계수는 0.144점, 55~64세의 계수는 -0.126점으로 0과 구분되지 않는다. 종사상 지위별로는 임금근로자에서 0.262점, 자영업주에서 0.519점으로 추정된다.

〈표 5〉 하위집단별 급성 반응과 차이검정

하위집단	급성 β	회복 β	관측치	개인
패널 A. 하위집단별 국면 추정				
남성	0.377*** (0.132)	0.0839 (0.140)	66,702	7,421
여성	0.172 (0.182)	-0.104 (0.174)	73,427	7,872
25 - 39세	0.144 (0.205)	-0.192 (0.204)	129,873	14,562
40 - 54세	0.515*** (0.154)	0.165 (0.154)	132,415	14,674
55 - 64세	-0.126 (0.235)	0.0145 (0.238)	127,097	14,339
임금근로 이력	0.262* (0.135)	0.0813 (0.134)	106,113	10,806
자영업 이력	0.519** (0.227)	-0.0741 (0.224)	36,463	3,391
패널 B. 집단 간 차이의 공식 검정				
남성 - 여성	+0.324 (0.223)	p=0.146	140,129	15,293
연령 3집단 결합검정	F=2.890	p=0.056	140,129	15,293
자영업 - 임금근로	+0.291 (0.263)	p=0.267	137,715	
패널 C. 직전 시점 동일 지위 대조군: 적층 DiD				
임금근로자	0.317** (0.144)	0.0492 (0.142)	528,439	10,937
자영업주	0.272 (0.242)	-0.422* (0.248)	138,922	3,457
패널 D. 실업급여 수급 여부: 사후 분류에 따른 기술적 대비				
비수급 실직자의 급성 반응	0.326*** (0.125)		140,129	15,293
급성 $\times$ 수급 (차이)	-0.204 (0.255)	p=0.425	140,129	
수급 실직자의 합성 효과	0.123 (0.223)	p=0.583		수급자 230명

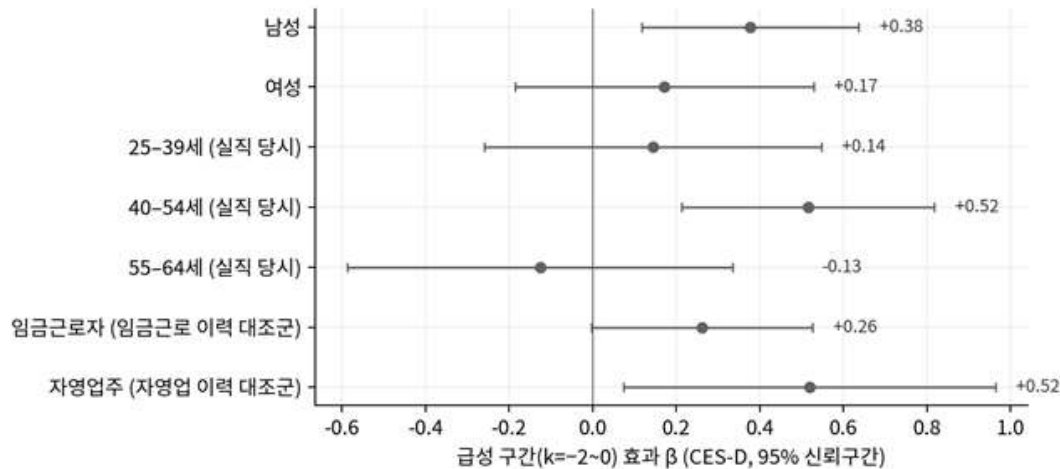
주 1) 패널 A는 하위집단별 급성·회복 계수, 패널 B는 집단 간 차이검정, 패널 C는 실직 직전 동일 종사상 지위의 대조군을 이용한 적층 DiD, 패널 D는 실업급여 수급 여부에 따른 사후적 기술 비교임.

2) 별도 표시가 없는 모형은 개인·조사차수 고정효과와 통제변수를 포함하며, 괄호 안은 개인 수준 군집 표준오차임.

3) 연령은 실직 발생연도, 종사상 지위는 실직 직전 조사차수 기준임.

4) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

[그림 4] 하위집단별 비자발적 실직의 급성 우울 반응



- 주 1) 점은 각 하위집단에서 추정된 급성 구간($k=-2\sim 0$)의 계수이며, 선은 95% 신뢰구간임.
- 2) 모든 모형은 개인 고정효과, 조사차수 고정효과 및 통제변수를 포함하며, 표준오차는 개인 수준에서 군집화함.
- 3) 연령집단은 실직이 발생한 기준연도의 연령을 기준으로 구분함.
- 4) 집단 간 차이의 공식 검정에서 성별과 종사상 지위의 차이는 유의하지 않으며, 연령집단 간 차이는 10% 수준에서 경계적으로 유의함(표 5 참조).

그러나 특정 하위집단에서만 계수가 유의하다는 사실은 집단 간 차이가 유의하다는 것을 의미하지 않는다. 상호작용을 이용한 공식 검정에서 성별 차이와 자영업주와 임금근로자의 차이는 유의하지 않는다. 연령집단 간 차이는 결합검정에서 $p=0.056$ 으로 경계적이다. 따라서 급성 반응은 남성, 실직 당시 40~54세, 자영업주 표본에서 상대적으로 뚜렷하게 관측되지만, 집단 간 차이에 대한 통계적 근거는 연령에서만 제한적으로 나타난다.

종사상 지위별 결과는 대조군의 구성을 달리한 경우에도 유사한 방향을 보인다. 각 처치 코호트에서 실직 직전 종사상 지위가 동일한 미처치자만을 대조군으로 사용한 적층 이중차분에서 임금근로자의 급성 계수는 0.317점이고, 자영업주의 계수는 0.272점으로 양의 방향이지만 통계적 정밀도는 낮다. 따라서 단순 하위표본 추정에서 나타난 자영업주의 큰 계수를 임금근로자와의 통계적으로 유의한 차이로 해석하기는 어렵다.

실업급여 수급 여부에 따른 결과는 별도의 기술적 대비로 제시한다. 실직 발생연도에 실업급여를 수급한 처치자는 230명으로 전체의 19.5%다. 비수급 실직자의 급성 계수는 0.326점인 반면, 수급 실직자의 합성 효과는 0.123점으로 0과 구분되지 않는다. 그러나 두 집단 간 차이 역시 유의하지 않다. 무엇보다 실업급여 수급은 실직 이후 결정되는 사후변수이고 수급자와 비수급자의 사전 특성도 다르므로, 이 차이를 실업급여의 완충효과로 해석할 수 없다. 따라서 이 결과는 사후 수급 여부로 구분한 두 집단의 실직 전후 패턴에 대한 기술적 대비로만 해석한다.

5. 플래시보 검정과 강건성

주요 플래시보 및 강건성 분석은 <부표 A1>에 제시한다. 먼저 비자발적 실직을 경험하지 않은 사람 가운데 자발적 이직을 경험한 2,023명을 대상으로 동일한 모형을 적용하였다. 자발적 이직의 경우 급성 구간에서 우울 수준의 상승은 검출되지 않았으며, 회복 구간에서는 기준선보다 오히려 낮게 나타났다. 이는 비자발적 실직에서 관측된 급성 상승이 이직이라는 사건 자체에서 일반적으로 나타나는 패턴만으로 설명되는 않음을 보여준다.

대조군의 구성과 분석표본, 통제변수 사양을 변경한 경우에도 주결과는 대체로 유지된다. 관측기간 중 취업 이력이 있는 개인으로 표본을 제한하면 급성 계수는 0.276점이며, 각 처치 코호트에서 실직 직전 실제 취업 상태였던 미처치자만을 대조군으로 사용한 적층 이중차분에서도 0.252점으로 추정된다. 적격연령을 실직 발생연도 기준으로 다시 정의하거나 두 번째 비자발적 실직 이후를 검열한 경우에도 결과는 유사하다. 또한 개인·조사차수 고정효과와 연령 제곱만을 포함하거나 통제변수를 모두 제외한 사양에서도 급성 계수는 약 0.29점으로 유지된다.

급성 구간의 정의를 변경한 결과도 주모형과 정합적이다. 조사 설계만으로 포함이 정당화되는 $k=-1\sim 0$ 으로 급성 구간을 좁히면 계수는 0.228점이고, $k=-3\sim 0$ 으로 확대하면 0.248점으로 모두 유의하다. 장기 기준선 구간을 실제로 관측한 처치자만으로 표본을 제한한 경우에도 급성 계수와 급성·회복 구간의 차이는 유지된다. 따라서 주결과가 $k=-2$ 를 포함한 특정한 사건구간 설정에 의해 만들어진 것으로 보기는 어렵다.

표본 이탈 역시 관측된 회복을 설명하는 주된 요인으로 보이지 않는다. 실직 보고차수에 관측된 개인을 공통 위험집단으로 두면 다음 조사차수의 표본 유지율은 처치집단 89.3%, 대조집단 89.4%로 거의 동일하며, 이후 시점에서도 유의한 차이가 나타나지 않는다. 가중치 적용, 표준오차의 군집 수준, CES-D의 표준화·로그 변환 및 극단값 처리 등 추정 사양을 변경한 경우에도 전반적인 결과는 유지된다. 처치 사유별로는 파산·폐업·휴업 표본에서 주결과가 유지되는 반면, 정리해고와 권고·명예퇴직만을 이용한 분석은 처치 사례가 223명에 불과하여 효과를 정밀하게 판단하기 어렵다.

보다 엄격하게 개인별 선형추세를 허용하면 결과의 두 측면이 구분된다. 장기 기준선 대비 급성 구간의 계수는 0.185점으로 감소하여 통계적 유의성을 잃지만, 급성 구간과 회복 구간의 차이는 0.396점으로 유의하게 유지된다. 개인별 선형추세가 사건 전후의 변화 자체를 일부 흡수할 수 있다는 점에서 이 사양을 결정적인 검정으로 보기는 어렵다. 그럼에도 장기 기준선 대비 급성 반응의 절대적 수준 차이보다 급성 구간 이후 우울 수준이 낮아지는 동태적 패턴이 모형 설정의 변화에 상대적으로 덜 민감하다는 점은 확인된다.

제6절 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 한국복지패널 1~20차 자료를 이용하여 비자발적 실직 에피소드 전후의 정신건강 동태를 장기 추적하였다. 주요 결과는 세 가지다. 첫째, 우울 수준은 실직 보고 2차수 전부터 보고차수까지의 급성 구간에서 장기 기준선보다 약 0.28점 높으며, 파산·폐업·휴업으로 처치를 제한하면 0.35점으로 나타난다. 우울 의심 확률도 같은 구간에서 상승하지만, 다중검정을 고려하면 통계적 근거는 경계적이다. 둘째, 보고 다음 조사차수부터 우울 수준은 평균적으로 장기 기준선과 통계적으로 구분되지 않는 수준으로 낮아지며, 급성 구간과 회복 구간의 직접적인 차이검정도 이러한 하락을 뒷받침한다. 이 과정에는 소득의 반등과 높은 사후 취업 비율이 함께 관측된다. 셋째, 급성 반응은 남성, 실직 당시 40~54세, 자영업주 표본에서 상대적으로 뚜렷하지만, 집단 간 차이는 연령에서만 경계적으로 나타나고 성별과 종사상 지위에서는 통계적으로 확인되지 않는다.

주요 결과의 견고성에는 차이가 있다. 개인별 선형추세를 허용하면 장기 기준선 대비 급성 구간의 수준 차이는 작아지고 통계적 유의성을 잃는다. 반면 급성 구간과 회복 구간의 차이는 이원고정효과와 적층 이중차분에서 모두 유의하며, 사건시점별 표본 구성을 통일한 민감도 분석에서도 유지된다. 따라서 보다 견고한 발견은 실직 에피소드의 급성 구간에서 상대적으로 높아진 우울 수준이 이후 유의하게 낮아지는 동

태적 패턴이다. 반면 급성 구간의 절대적 상승폭이 장기 기준선보다 얼마나 큰지는 모형 설정에 더 민감하다.

이러한 결과는 국내 선행연구에서 보고된 실직과 우울 간의 큰 평균적 연관을 해석할 때 개인 간 선택가능성을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 같은 한국복지패널을 이용한 Yoon et al.(2017)은 실직 이후 약 1.34점의 우울 상승을 보고한 반면, 본 연구의 급성 계수는 0.28점이다. 본 연구의 선행성 진단에서는 우울 수준이 높은 사람이 이후 실직할 가능성이 더 높은 개인 간 연관이 나타났지만, 동일 개인 내 일시적 우울 변화가 이후 실직을 유의하게 예측하지는 않았다. 다만 두 연구는 실직 정의와 분석기간, 표본구성 및 추정방법이 모두 다르므로 이러한 계수 차이를 개인 간 선택의 차이로 직접 설명하거나 분해할 수는 없다.

일부 서구 행정자료 연구가 사업체 폐쇄 이후 정신과 입원이나 사망 위험의 장기적 증가를 보고한 것과 비교하면, 본 연구에서 관측되는 평균적인 우울 궤적은 상대적으로 빠른 회복에 가깝다(Sullivan and von Wachter, 2009; Eliason and Storrie, 2009). 이러한 차이는 사후의 높은 취업 비율과 소득 반등, 퇴직급여와 가족 지원을 포함한 제도적 환경, 그리고 분석하는 건강결과의 차이에서 비롯될 수 있다. 한편 독일 자료에서 사업체 폐쇄의 건강효과를 확인하지 못한 Schmitz(2011)에서 보듯 서구 문헌에서도 결과가 일관된 것은 아니다. 또한 평균적인 우울 수준과 우울 의심 확률이 낮아진다는 결과가 일부 취약한 개인에게 지속적인 정신건강 악화가 남을 가능성까지 배제하지는 않는다.

정책적으로는 지원의 시점과 범위가 중요하다. 먼저 우울 수준의 상승이 실직 보고 이전부터 관측된다는 결과는 정신건강 지원을 실직 확정 이후에만 시작하기보다 고용불안이나 폐업 위험이 높아지는 단계부터 연계할 필요성과 정합적이다. 고용위기 사업장과 폐업 위험 자영업자에 대한 상담·심리지원, 고용서비스와 정신건강서비스의 연계가 이에 해당한다. 다만 $k=2$ 에서 상승이 시작된다는 개별 시점의 증거는 정밀하지 않으므로, 특정한 1~2년을 엄격한 정책 시한으로 해석하기보다는 실직 전후의 급성 구간에 지원을 집중할 필요가 있다는 정도가 본 연구가 뒷받침하는 범위다.

지원의 범위 측면에서는 자영업주에서 상대적으로 큰 급성 반응이 관측되고, 처치자 가운데 실직 발생 연도에 실업급여를 수급한 비율은 약 20%에 그친다는 점이 주목된다. 다만 실업급여 수급은 실직 이후 결정되는 사후변수이므로 수급자와 비수급자의 정신건강 차이를 급여의 완충효과로 해석할 수 없으며, 낮은 수급률의 원인이 미가입, 자격 미충족 또는 미신청 가운데 무엇인지도 식별되지 않는다. 따라서 본 연구가 보여주는 것은 정신건강 악화가 관측되는 비자발적 실직 가운데 상당수가 실업급여 수급과 겹치지 않는다는 사실이며, 고용안전망의 사각지대를 논의할 때 정신건강 비용도 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구에는 몇 가지 한계가 있다. 실직 사유는 자기보고에 의존하며, 파산·폐업·휴업이 하나의 응답범주로 묶여 있어 세 사건을 분리할 수 없다. 또한 처치자의 약 81%가 이 범주에 해당하므로 결과는 주로 파산·폐업·휴업형 실직의 경험을 반영하며, 정리해고와 권고·명예퇴직에 대한 별도의 효과는 표본 규모상 정밀하게 추정하기 어렵다. 연간 조사 주기 때문에 1년 이내의 단기 동태와 정확한 비취업·재취업 시점을 관측할 수 없으며, 자영업 폐업과 권고·명예퇴직의 외생성도 완전히 보장되지 않는다. 자살생각과 하위집단 분석은 검정력의 제약이 크고, 급성 구간의 계수에는 실직 자체의 충격뿐 아니라 실직으로 귀결되는 과정에서 나타난 예견과 경제적 어려움이 함께 포함될 수 있다. 향후 고용보험 행정자료와의 연계나 수급자격의 외생적 변이를 활용한다면 실업급여가 실직 이후 정신건강을 완충하는지를 보다 직접적으로 식별할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 조맹제 · 김계희. 1993. “주요우울증환자 예비평가에서 the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale(CES-D)의 진단적 타당성 연구”. 『신경정신의학』. 32(3). 381-399.
- Baek, S.-U., J.-U. Won, Y.-M. Lee, and J.-H. Yoon, “Association between Precarious Employment and the Onset of Depressive Symptoms in Men and Women: A 13-Year Longitudinal Analysis in Korea (2009-2022)”, *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, 33, 2024, e25.
- Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?”, *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 2004, 249-275.
- Browning, M., and E. Heinesen, “Effect of Job Loss Due to Plant Closure on Mortality and Hospitalization”, *Journal of Health Economics*, 31(4), 2012, 599-616.
- Callaway, B., and P.H.C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2), 2021, 200-230.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs”, *Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 2019, 1405-1454.
- de Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9), 2020, 2964-2996.
- Eliason, M., and D. Storrie, “Job Loss Is Bad for Your Health — Swedish Evidence on Cause-Specific Hospitalization Following Involuntary Job Loss”, *Social Science & Medicine*, 68(8), 2009, 1396-1406.
- Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2), 2021, 254-277.
- Han, K.M., S.M. Lee, M. Hong, S.J. Kim, S. Sohn, Y.K. Choi, J. Hyun, H. Kim, J.S. Lee, S.H. Lee, Y.R. Lee, and J.W. Paik, “COVID-19 Pandemic-Related Job Loss Impacts on Mental Health in South Korea”, *Psychiatry Investigation*, 20(8), 2023, 730-739.
- Kohout, F.J., L.F. Berkman, D.A. Evans, and J. Cornoni-Huntley, “Two Shorter Forms of the CES-D Depression Symptoms Index”, *Journal of Aging and Health*, 5(2), 1993, 179-193.
- Kuhn, A., R. Lalive, and J. Zweimuller, “The Public Health Costs of Job Loss”, *Journal of Health Economics*, 28(6), 2009, 1099-1115.
- McKee-Ryan, F.M., Z. Song, C.R. Wanberg, and A.J. Kinicki, “Psychological and Physical Well-Being during Unemployment: A Meta-Analytic Study”, *Journal of Applied Psychology*, 90(1), 2005, 53-76.
- Paul, K.I., and K. Moser, “Unemployment Impairs Mental Health: Meta-Analyses”, *Journal of Vocational Behavior*, 74(3), 2009, 264-282.
- Radloff, L.S., “The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population”, *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 1977, 385-401.

- Roth, J., P.H.C. Sant'Anna, A. Bilinski, and J. Poe, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 235(2), 2023, 2218-2244.
- Schmitz, H., "Why Are the Unemployed in Worse Health? The Causal Effect of Unemployment on Health", *Labour Economics*, 18(1), 2011, 71-78.
- Sterud, T., L.-K. Lunde, R. Berg, K.I. Proper, and F. Aanesen, "Mental Health Effects of Unemployment and Re-employment: A Systematic Review and Meta-Analysis of Longitudinal Studies", *Occupational and Environmental Medicine*, 82(7), 2025, 343-353.
- Sullivan, D., and T. von Wachter, "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data", *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 2009, 1265-1306.
- Yoon, H.J., J.W. Choi, S.-Y. Jang, S.A. Lee, and E.-C. Park, "The Effect of Job Loss on Depressive Symptoms: The Results from the Korean Welfare Panel Study (2007-2013)", *International Journal of Social Psychiatry*, 63(1), 2017, 57-62.
- Yoon, J., J.-H. Kim, Y. Chung, J. Park, J.-H. Leigh, and S.-S. Kim, "Change in Employment Status and Its Causal Effect on Suicidal Ideation and Depressive Symptoms: A Marginal Structural Model with Machine Learning Algorithms", *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 50(3), 2024, 218-227.

부록

<부표 A1> 플라스보 검정과 강건성 분석

검정·사양	추정대상	β	(SE)	N
패널 A. 플라스보와 대조군 구성				
자발적 이직 플라스보	급성	-0.117	(0.0885)	124,628
	회복	-0.357***	(0.0960)	124,628
취업 이력 보유자 표본	급성	0.276**	(0.110)	128,122
직전 취업 대조군 적층	급성	0.252**	(0.118)	721,907
패널 B. 표본·처치 정의와 표준오차				
적격연령을 사건연도 기준으로 정의	급성	0.275**	(0.109)	140,129
가구 수준 군집 표준오차	급성	0.284**	(0.112)	140,129
2차 실직 이후 검열	급성	0.281**	(0.110)	138,980
최소통제: 개인·차수 FE + 연령 ²	급성	0.292***	(0.110)	140,136
최소통제: 개인·차수 FE만	급성	0.294***	(0.110)	140,136
초기 코호트 처치자 제외	급성	0.267**	(0.111)	137,901
연령상 밖 실직경험 대조군 제외	급성	0.284***	(0.110)	139,539
이원 군집: 개인·조사차수	급성	0.284***	(0.0965)	140,129
패널 C. 급성 구간과 처치 정의				
급성 구간 k=-1~0	급성	0.228**	(0.111)	140,129
	급성 - 회복	0.276***	(0.104)	140,129
급성 구간 k=-3~0	급성	0.248**	(0.111)	140,129
기준선(k≤-3) 관측 보유 처치자	급성	0.267**	(0.112)	136,834
	급성 - 회복	0.233**	(0.109)	136,834
파산·폐업·휴업 × 직전 임금근로	급성	0.341**	(0.154)	131,886
파산·폐업·휴업 × 직전 비임금	급성	0.367*	(0.194)	129,000
정리해고·권고·명예퇴직만	급성	0.0268	(0.269)	127,496
광의 처치: 계약기간 만료 포함	급성	0.120	(0.0864)	140,129
패널 D. 가중치와 패널 관측기간				
중단 가중치: 원표본	급성	0.301**	(0.129)	115,162
중단 가중치: 통합표본	급성	0.342**	(0.158)	82,700
5차수 이상 관측 개인	급성	0.273**	(0.111)	124,542
10차수 이상 관측 개인	급성	0.305**	(0.121)	99,648
패널 E. 개인 추세·코호트·결과변수 함수형				
개인별 선형추세 허용 (4차수+)	급성	0.185	(0.149)	132,137
	급성 - 회복	0.396***	(0.122)	132,137
개인별 선형추세 허용 (6차수+, 참고)	급성	0.196	(0.149)	119,592
우울 의심: 원점수 기준	급성	0.00929**	(0.00402)	140,129
팬데믹 이전 코호트	급성	0.174	(0.127)	137,668
팬데믹 이후 코호트	급성	0.629***	(0.209)	127,089
팬데믹 코호트 간 차이	급성 차이	0.446*	(0.244)	140,129
표준화 점수	급성	0.0636***	(0.0246)	140,129
로그 변환	급성	0.0448**	(0.0226)	140,129
백분위 순위	급성	0.0119*	(0.00684)	140,129
상위 1% 절단	급성	0.268**	(0.107)	140,129
상위 2% 절단	급성	0.250**	(0.103)	140,129
상위 5% 절단	급성	0.207**	(0.0939)	140,129

<부표 A1> 플래시보 검정과 강건성 분석 (이어서)

검정·사양	추정대상	β	(SE)	N
패널 F. 사건 이후 표본 유지율				
다음 조사차수(g+1)	처치 - 대조 유지율	-0.00221	(0.00972)	113,892
3차수 후(g+3)	처치 - 대조 유지율	0.00744	(0.0137)	102,249
5차수 후(g+5)	처치 - 대조 유지율	0.0196	(0.0160)	91,075

- 주 1) 각 행은 별도의 플래시보 또는 강건성 분석 결과를 나타냄.
- 2) 별도 표시가 없는 경우 급성 구간($k=-2\sim 0$)의 추정계수를 보고하며, 기준범주는 $k\leq -3$ 임.
- 3) 주모형은 개인 고정효과, 조사차수 고정효과 및 통제변수를 포함하고, 괄호 안은 개인 수준 군집 표준오차임.
- 4) 각 행에서는 표본 구성, 대조군, 처치 및 사건구간의 정의, 통제변수, 군집 수준, 가중치 또는 결과변수의 함수형을 해당 검정에 맞게 변경함.
- 5) 적층 이중차분은 코호트별로 실직 직전 취업 상태였던 미처치자를 대조군으로 사용함.
- 6) 개인별 선형추세 사양은 개인 고정효과와 조사차수 고정효과에 개인별 선형추세를 추가함.
- 7) 세부적인 표본 및 사양의 정의는 본문을 참조함.
- 8) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.

부모급여와 영아 양육 가구의 지출

서울대학교 사회복지학과 석사과정 홍승연¹⁾

초록

본 연구는 영아수당·부모급여의 급여수준과 영아 양육 가구의 지출 간 관련성 및 소득수준별 차이를 분석하였다. 한국복지패널 15~20차 자료 중 지출연도 기준 0~1세 아동이 있는 444개 관측치(312가구)를 활용하였다. 아동의 출생연도와 지출연도별 급여 기준으로 산출한 실질 월평균 급여수준을 독립변수로 하고, 지출연도 고정효과와 가구 단위 군집표준오차를 적용한 결합 회귀모형을 추정하였다. 분석 결과, 급여수준은 양육 관련 지출의 금액과 비중에 뚜렷한 관련성을 보이지 않았다. 기본생활 지출 합계와 기본생활·교통비 비중은 양의 방향을 보였으나, 다중검정 보정 후에는 유의하지 않았다. 반면 식비에서는 급여수준과 소득의 상호작용항이 유의하여, 소득이 낮을수록 두 변수의 관련성이 더 양의 방향으로 나타났다. 이러한 소득수준별 차이가 소비 이외의 영역에서도 나타나는지 확인하기 위해 금융자산을 탐색적으로 분석한 결과, 전체 표본에서 금융자산 합계와의 유의한 관련성은 확인되지 않았으나, 소득이 낮을수록 그 관련성이 더 양의 방향으로 나타났다. 이러한 결과는 급여수준과 가구 자원 배분의 관련성이 특정 사용처에 일률적으로 나타나기보다 가구의 경제적 여건에 따라 달라질 가능성을 시사한다.

I. 서론

부모급여는 도입 3년 만에 급여 수준이 빠르게 확대된, 이례적으로 관대한 영아기 보편 급여이다. 한국의 합계출산율은 2023년 0.72명을 기록하며 장기간 지속된 저출생 추세의 심각성을 드러냈고(국가데이터처, 2026), 그 주요 원인의 하나로 출산과 양육이 부모의 노동시장 이탈에 따른 ‘소득 상실’과 ‘가계지출 증가’라는 이중의 경제적 부담을 야기한다는 점이 지목되어 왔다(양재진 외, 2021). 정부는 영아기 가구의 양육 부담을 완화하기 위해 2022년 영아수당(월 30만 원)을 도입하고 2023년 부모급여로 개편하였으며, 2024년부터는 만 0세 월 100만 원, 만 1세 월 50만 원으로 급여 수준을 확대하였다. 현금과 보육료 바우처가 결합된 이 급여는 영아 양육의 경제적 부담 완화와 부모의 소득 손실 보전에 대한 국가의 적극적 개입을 보여준다(박은정, 2022).

소득은 가구가 사용할 수 있는 자원의 규모를 보여주지만, 지출은 그 자원이 어떤 생활영

1) 본 논문의 작성 과정에서 생성형 AI를 보조적으로 활용하였다. ChatGPT(GPT-5.5 Pro, OpenAI)는 선행연구 검색, 통계분석 코드의 작성·수정, 분석 결과 해석 검토, 연구방법 설계 시 참고에 활용하였다. Claude(Opus 4.8, Anthropic)는 문장 표현과 글의 구조 수정, 오타자 점검에 활용하였다. AI가 제시한 문헌 정보는 저자가 원문과 대조하여 확인하였으며, 통계분석은 저자가 분석 코드와 출력 결과를 직접 검토하였다. 원고의 최종 내용에 대한 모든 책임은 저자에게 있다.

역에 배분되었는지를 보여준다. 영아 양육 가구의 지출은 보육·의료처럼 양육과 직접 관련될 가능성이 높은 항목과 식비·주거·교통처럼 가구가 함께 사용하는 항목으로 나눌 수 있다. 부모급여는 가정양육 시 전액 현금으로, 어린이집 이용 시 보육료 바우처와 현금 차액으로 지급되며, 현금 부분의 사용처는 제한되지 않는다. 따라서 급여수준은 양육 관련 지출뿐 아니라 기본생활 지출과도 관련될 수 있다. 이러한 관련성은 가구의 예산 제약에 따라 달라질 수 있으며, 소득이 낮은 가구에서는 추가 자원이 식비 등 필수 지출에 우선 배분될 가능성이 있다.

2026년 기준 약 2조 3,700억 원의 대규모 재정이 투입되는 부모급여의 성과를 논하기 위해서는, 확대되어온 급여수준이 영아 양육 가구의 지출 구조와 어떻게 관련되는지부터 확인할 필요가 있다. 그러나 부모급여와 가구 지출의 관계에 대한 국내의 실증 검토는 아직 드물다. 기존 연구는 주로 2018년 도입된 아동수당을 중심으로 이루어져 왔으나, 부모급여는 급여 수준이 훨씬 높고 지원대상이 0~1세 영아기에 집중되어 있다는 점에서 아동수당과 구분된다. 또한 2022년 영아수당 도입, 2023년 부모급여 개편, 2024년 급여 확대라는 제도 변화를 거쳤으므로, 이러한 급여 수준의 변화가 영아 양육 가구의 지출구조와 어떻게 관련되는지를 별도로 분석할 필요가 있다.

이에 본 연구는 한국복지패널 15~20차 자료를 활용하여 영아수당·부모급여의 급여 수준과 영아 양육 가구의 세부 지출 간 관련성을 분석한다. 구체적인 연구질문은 다음과 같다. 첫째, 급여 수준이 높을수록 영아 양육 가구의 양육 관련 지출이 증가하는가? 둘째, 급여 수준이 높을수록 영아 양육 가구의 기본생활 지출이 증가하는가? 셋째, 이러한 관련성은 가구의 소득수준이 낮을수록 더 크게 나타나는가? 아울러 본 연구는 지출액뿐 아니라 총생활비 대비 지출비중을 함께 검토하여, 급여 수준이 특정 항목의 절대적 지출뿐 아니라 가구 내 지출구조와도 관련되는지 살펴본다. 나아가 사용처가 제한되지 않는 현금 급여는 소비가 아니라 저축이나 자산 축적으로 배분될 수도 있으며 최근 국내에서는 부모급여와 아동수당이 자녀 명의 계좌의 투자·저축 수단으로 활용되고 있다는 보도들이 잇따른 점(김소연, 2026; 오효정, 2026)을 고려하여, 본 연구는 가구 지출을 주분석 대상으로 하되 급여수준이 가구의 부채 및 자산과도 관련되는지를 탐색적 보조분석으로 함께 검토한다.

II. 연구 배경

1. 영아기 현금지원 정책 개요

한국의 아동 대상 현금지원 정책은 아동수당(2018년), 영아수당(2022년), 부모급여(2023년) 등이 순차적으로 도입되며 확대되어 왔다. 법률상 명시된 부모급여의 목적은 ‘양육에 따른 경제적 부담을 경감하고 건강한 성장환경을 조성함으로써 아동의 기본적 권리와 복지를 증진’ 하는 것으로(「아동수당법」 제1조), 아동수당과 그 목적은 같다.

부모급여는 2022년 도입된 영아수당을 대폭 확대·개편하며 대체한 제도이다. 2022년 도입 당시 영아수당은 보육시설을 이용하지 않는 만 2세 미만 아동에게 월 30만 원을 지급했으나, 2023년부터는 부모급여라는 제도로 대체되어 만 0세 월 70만 원, 만 1세 월 35만 원이 지급되기 시작했다. 이어 2024년에는 지원 수준이 한층 강화되어, 만 0세 월 100만 원,

만 1세 월 50만 원이 지급되고 있다(김재준·조민효, 2026). 부모급여는 영아를 가정 양육할 경우 전액 현금으로 지급되며, 어린이집 등 보육시설을 이용할 경우에는 보육료 바우처를 우선 지원하고 부모급여액과의 차액을 현금으로 지급하는 방식으로 운영되고 있다.

표 1. 아동 대상 보편적 급여 제도 개요

제도	대상 연령	급여 내용	목적	2026년 예산
부모급여	0~1세 (0~23개월)	0세: 월 100만 원 1세: 월 50만 원 (단, 어린이집 이용 시 영유아보육료바우처 +현금으로 지급 만 0세: 바우처 58.4만 + 현금 41.6만 원 만 1세: 바우처 51.5만 원)	양육에 따른 경제적 부담을 경감하고 건강한 성장 환경을 조성함으로써 아동의 기본적 권리와 복지를 증진	23,726억 원
아동수당	0~8세 (0~107개월)	아동 1인당 월 10~13만 원 (지자체장이 조례로 정한 경우 지역화폐로도 지급 가능)		24,822억 원

주: 보건복지부(2026a, 2026b, 2026c) 및 복지포털(www.bokjiro.go.kr) 자료를 종합함.

아동수당과 부모급여는 모두 아동 양육 가구에 제공되는 보편적 급여라는 공통점을 갖지만, 그 성격에는 차이가 있다. 아동수당은 비교적 넓은 연령대의 아동을 대상으로 월 10만 원 수준의 금액을 지급하는 제도인 반면, 부모급여는 그 전신인 영아수당을 확대·개편한 제도로 출생 직후부터 만 1세까지의 영아기에 상대적으로 큰 금액을 집중적으로 지원한다. 또한 부모급여는 아동수당과 중복 수급이 가능하므로, 두 제도는 영아 양육 가구의 경제적 부담을 완화하는 데 상호보완적으로 작동한다. 따라서 본 연구는 아동 대상 보편적 급여 중에서도 급여 수준이 높고 지원대상이 영아기에 집중된 영아수당·부모급여에 초점을 둔다.

2. 아동 대상 현금 급여와 가구 지출에 관한 이론

부모급여와 가구 지출의 관계는 단일한 방향으로 예측되지 않는다. 이하에서는 급여가 어디로 연결되는지에 관한 상반된 두 예측을 먼저 검토하고, 이어서 그 관련성이 가구에 따라 달라질 수 있는 기제를 살펴본다.

1) 급여의 지출 연결에 관한 상반된 예측

첫 번째 예측은 대체가능성(fungibility)에 근거한다. 이는 ‘돈에는 꼬리표(label)가 없다’는 속성으로, 경제학의 전통적인 소비이론에서 기본적으로 가정되어왔다(Thaler, 1990). 자산의 출처나 형태와 무관하게 개인은 모든 자산을 서로 동일하게 취급하며 소비한다는 것이다. 지출을 설명하는 데 유의미한 것은 소득 구성요소들의 총합뿐이므로, 이 관점을 따르면 아동수당 1단위로 인한 아동 재화의 한계소비성향은 다른 소득원 1단위로 인한 한계소비성향과 다르지 않다는 결론에 이른다(Kooreman, 2000). 따라서 부모급여가 ‘영아 양육’을

목적으로 설계된 급여라 하더라도, 반드시 특정 양육 관련 지출의 증가로 관측될 것이라고 단정하기 어렵다. 급여는 가구 전체의 예산으로 통합되어 식료품비나 주거비와 같이 가구 구성원 모두가 공유하는 기본생활 지출로 흡수될 수 있다. 이와 관련하여 Edmonds(2002)는 슬로베니아 아동수당을 분석한 결과, 아동수당 소득과 다른 소득이 가구 지출에 미치는 효과가 뚜렷하게 다르지 않다고 보고하며, 아동 명목의 현금급여가 반드시 아동 관련 지출로 구분되어 사용된다는 해석에 신중할 필요가 있음을 제시하였다.

두 번째 예측은 이와 정반대이다. 행동경제학의 심리적 회계(mental accounting)와 라벨링 효과(labeling effect)는 아동 명목의 현금 급여가 일반소득과 다르게 사용될 수 있음을 설명한다. Thaler(1990)는 ‘심리적 회계’ 개념을 제안하며, 사람들이 모든 돈을 동일하게 취급하기보다 돈의 출처와 용도에 따라 마음속에서 별도의 계정으로 구획화하는 경향이 있다고 설명하였다. 이러한 심리적 회계의 관점에서 보면, ‘아동’, ‘영아’, ‘양육’이라는 명칭이 붙은 급여는 일반소득과 다른 계정으로 분리되어 운용될 수 있다. 이러한 심리적 회계 기제가 실제 지출 배분으로 이어지는 현상을 ‘라벨링 효과’로 실증한 대표적인 연구는 Kooreman(2000)이다. 그는 네덜란드 아동수당을 분석하여, 아동수당으로 얻은 소득이 다른 소득보다 아동 의료 지출과 더 강하게 관련될 수 있음을 보이며 급여에 붙은 ‘라벨(명칭)’이 부모의 지출 배분을 특정 방향으로 유도할 수 있다고 해석하였다. Gennetian et al.(2022) 역시 현금지원이 무조건 지급되더라도 지급 방식, 명칭, 아동 중심의 설계가 부모의 지출 배분에 심리적 신호로 작용할 수 있다고 설명하였다. 나아가 제한적이고 불안정한 자원을 관리해야 하는 부모는 조건 없는 현금 급여를 다른 소득과 구별하여 특정 목적에만 쓰도록 스스로 ‘꼬리표를 붙이는’ 전략을 사용할 수 있다는 논의도 제기된다(Shah & Gennetian, 2024). 부모급여 역시 ‘영아 양육’이라는 명확한 정책 목적을 가진 급여라는 점에서, 일반소득과 완전히 동일하게 사용되기보다 영아 양육과 관련된 지출에 일정하게 연결될 가능성이 있다.

이처럼 두 예측은 정면으로 대립한다. 대체가능성은 부모급여가 가구 예산에 통합되어 기본생활 지출로 흡수될 것을 예측하는 반면, 라벨링 효과는 급여에 붙은 명칭이 양육 관련 지출로의 배분을 유도할 것을 예측한다. 어느 예측이 지지되는지는 이론적으로 결정되지 않으며, 경험적 검증을 통해 판단할 문제이다.

2) 지출 반응의 이질성

한편 현금급여가 지출과 연결되는 정도는 모든 가구에서 동일하지 않을 수 있다. 이러한 이질성은 부모투자모델(parental investment model)이 상정하는 예산 제약 완화 기제를 통해 설명할 수 있다. 부모투자모델은 경제학의 인적자본이론에서 출발하였다. Becker와 Tomes(1986)는 부모를 자녀의 복지를 고려하는 효용 극대화 주체로 가정하고, 부모가 자녀에게 남길 자원을 인적자본과 자산 사이에 배분하며 자녀의 기술, 건강, 학습, 동기부여 등에 대한 지출을 통해 자녀의 성인이 성취에 영향을 미친다고 보았다. 이 논의는 이후 아동 발달 연구와 사회정책 연구에서, 가족소득이 학교와 보육, 식단, 주거, 학습 교재, 의료 서비스 등 발달에 유익한 재화와 서비스의 구매를 가능하게 함으로써 아동의 발달환경에 영향을 미친다는 부모투자모델로 확장되었다(Yeung et al., 2002).

이 관점에서 핵심은 부모의 지출 배분이 예산 제약 하에서 이루어진다는 점이다. 부모에 대한 현금 이전은 가계의 예산 제약을 직접적으로 완화하여 부모가 영아의 건강, 영양, 돌

봄, 주거환경 등에 자원을 배분할 수 있게 한다(Shah & Gennetian, 2024). 여기에 정기적으로 지급되는 무조건적 현금은 경제적 불안정이 부모에게 부과하는 인지적 부담과 양육 스트레스를 완화하는 경로로도 작동할 수 있다(Shah & Gennetian, 2024). 그런데 예산 제약이 얼마나 조여 있는지는 가구마다 다르다. 소비가 이미 필수적 지출 수준에 묶여 있던 저소득 가구일수록 동일한 급여액이 갖는 한계적 가치가 크므로, 추가된 현금자원이 지출 구조에 반영되는 정도가 더 클 수 있다. 반면 예산 제약이 상대적으로 느슨한 가구에서는 동일한 급여가 지출 구조를 크게 변화시키지 않을 수 있다. 즉 예산 제약 완화 기제는 급여와 지출의 관련성이 가구의 소득 수준에 따라 이질적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

3) 연구질문과의 연결

이상의 논의는 본 연구의 연구질문과 다음과 같이 연결된다. 첫째, 심리적 회계와 라벨링 효과는 ‘영아 양육’을 목적으로 한 급여가 양육 관련 지출의 증가로 이어질 수 있음을 예측한다(연구질문 1). 둘째, 대체가능성 논의는 급여가 영아 관련 지출로 구분되어 사용되기보다 가구 전체의 예산으로 통합되어 식료품비, 주거비 등 기본생활 지출로 흡수될 수 있음을 시사한다(연구질문 2). 또한 예산에 통합된 자원은 소비가 아니라 저축이나 자산으로 배분될 수도 있으므로, 본 연구는 부채·자산 관련 변수를 탐색적 보조분석으로 함께 검토한다. 셋째, 부모투자모델은 이러한 관련성의 크기가 가구의 소득수준에 따라 달라질 것으로, 특히 소득이 낮은 가구에서 더 크게 나타날 것으로 예측할 수 있게 한다(연구질문 3).

3. 아동 대상 현금 급여와 가구 지출에 관한 선행연구

아동 대상 현금 급여가 가구 지출에 미치는 영향에 관한 국외 연구는 앞서 살펴본 이론적 예측들 가운데 어느 것이 지지되는지를 실증적으로 검증해왔으며, 그 결과는 국가와 제도 맥락에 따라 엇갈린다. 라벨링 효과를 지지하는 대표적 연구인 Kooreman(2000)은 네덜란드 아동수당 소득이 다른 소득보다 아동 의류 지출과 더 강하게 연관됨을 보고하였다. 반면 Edmonds(2002)는 체제전환기 슬로베니아 자료에서 아동수당 소득과 여타 소득의 지출 효과가 구분되지 않음을 보여 라벨링 효과가 보편적 현상이 아닐 수 있음을 지적하였고, Blow et al.(2012)은 영국 아동수당(Child Benefit)이 아동 재화보다 주류 등 성인 재화 지출과 더 강하게 연관됨을 보고하여 아동 명목 급여가 아동 관련 지출로 이어진다는 가정에 의문을 제기했다.

한편 급여가 아동 특정적 재화가 아니더라도 가구의 기본적인 생활 여건과 관련된 지출로 배분된다는 결과들도 축적되어 왔다. Raschke(2016)는 독일 아동수당 소득 증가가 가구의 식료품 지출 증가 및 주거 여건 개선과 관련됨을 보고했고, Jones et al.(2019)은 캐나다의 아동급여(National Child Benefit) 확대가 교육 관련 지출과 함께 식료품 등 필수적 지출을 늘리는 한편 주류·담배 지출은 줄이는 방향으로 작용하였으며, 이러한 반응이 가구의 사회경제적 배경에 따라 다르게 나타남을 보였다. 이러한 결과는 아동 대상 현금 급여의 효과를 아동 특정적 지출에서만 찾기보다, 식료품·주거 등 가구의 기본생활 지출과 소득계층별 이질성까지 검토가 필요함을 시사한다.

실험 연구들은 아동 명목의 현금이 아동 특정적 투자와 가구의 기본생활 유지 양쪽 모두

로 배분될 수 있음을 보여준다. 미국의 Baby's First Years 실험을 분석한 Gennetian et al.(2022, 2024)은 출생 직후부터 저소득 가구에 매월 지급된 무조건적 현금이 도서, 장난감, 아동 의류 등 아동 특정적 재화에 대한 지출 및 아동 중심 활동과 일정하게 연관됨을 보고하였다. 반면 Bartik et al.(2024)은 미국 두 개 주에서 대상 표본의 약 57%가 자녀를 양육 중인 미국의 저소득 청년 가구에 3년간 매월 1,000달러를 지급한 대규모 실험에서, 전체 지출 증가분 중 '아동 보육 및 관련 지출'의 증가는 약 7%에 그친 것으로 나타난 반면, 지출 증가분의 절반 이상이 식비, 임대료, 교통비 등 가구의 기본적 생계를 유지하기 위한 필수 비내구재 영역에서 가장 크게 나타났다고 보고하였다. 미국 내 무조건적 현금이전 연구들을 종합한 Shah와 Gennetian(2024)의 검토 역시 수급 가구가 현금을 주로 식료품 등 필수재에 지출하며, 주류·담배와 같은 이른바 유혹재 지출 증가는 확인되지 않는다는 점을 일관되게 보고한다.

국내 연구는 2018년 도입된 아동수당을 중심으로 이루어졌다. 이태혁·남재현(2020)은 가계동향조사 자료에 이중차이 분석을 적용하여, 아동수당 수급이 주류·담배 및 보건 관련 소비를 감소시키고 교육 관련 소비를 증가시켰으며, 이러한 효과가 자녀 수와 소득계층에 따라 상이하게 나타남을 보고하였다. 강지영 외(2020)는 가계금융복지조사 자료를 활용하여 아동수당 도입이 지출빈곤, 앵겔지수, 엔젤지수 및 소비지출 비중에 미친 영향을 분석하였다. 이들은 아동수당이 지출빈곤과 앵겔지수에는 통계적으로 유의한 변화를 가져오지 않았으나, 엔젤지수를 유의하게 증가시켰다고 보고하였다. 박규호·제상영(2026)은 한국노동패널 데이터를 활용해 아동수당이 소비지출에 미치는 영향이 소득분위에 따라 달라지는지를 분석하였고, 저소득 가구에서 아동수당이 식비 지출은 증가했으나 교육비 지출은 감소했다고 보고하였다. 이들 연구는 아동 대상 현금 급여가 국내에서도 가구 지출의 총량보다는 항목 간 배분을 변화시키며, 그 양상이 가구의 소득수준에 따라 다를 수 있음을 시사한다.

그러나 기존 국내 연구는 주로 아동수당에 집중되어 있으며, 최근 도입·확대된 부모급여가 영아 양육 가구의 세부 지출과 어떠한 관련을 갖는지에 대한 실증적 검토는 아직 드물다. 부모급여는 아동수당과 중복 수급이 가능하지만, 급여 수준이 더 높고 지원대상이 0~1세 영아기에 집중되어 있다는 점에서 기존 아동수당과 구분된다. 이에 본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하여 부모급여 및 영아수당의 급여 수준이 영아 양육 가구의 양육 관련 지출 및 기본생활 지출과 어떠한 관련을 갖는지 살펴보고, 이러한 관련성이 소득 수준에 따라 달라지는지를 분석한다.

III. 연구 방법

1. 분석 자료

본 연구는 한국복지패널 15차부터 20차까지의 가구 단위 자료를 활용하였다. 각 조사차수는 전년도 생활비와 소득을 조사하므로, 본 연구의 분석기간은 2019년부터 2024년까지이다. 분석 대상 정책인 영아수당과 부모급여는 각각 2022년과 2023년 이후 도입·확대되었으므로, 본 연구는 제도 도입 전후의 가구지출 변화를 함께 관찰할 수 있는 15~20차 자료를 사용하였다.

분석 대상은 지출연도 기준 0~1세 아동이 있는 가구이다. 부모급여와 영아수당의 대상에

포함되는 아동을 양육하는 가구를 분석하기 위함이다. 본 연구에서는 아동 연령을 ‘지출연도 - 출생연도’로 계산하였다. 이 방식은 정확한 월령 기준 제도 자격을 식별하지 못한다는 한계가 있으나, 한국복지패널에서는 아동의 출생월을 확인할 수 없고 출생연도만 확인할 수 있기에 이 방식을 선택했다.

본 연구는 0~1세 표본을 주분석에 사용한다. 출생월 정보가 없기 때문에 0~1세 표본과 0~2세 표본은 각각 다른 한계를 갖는다. 0~1세 표본은 부모급여의 주된 지원 연령과 더 가깝지만, 일부 기간 실제로 부모급여를 받을 수 있었던 2세 아동을 제외할 수 있다. 반대로 0~2세 표본은 수급 가능성이 있는 일부 2세 아동을 포함할 수 있지만, 실제로는 24개월을 초과하여 부모급여 대상이 아닌 아동까지 포함할 위험이 있다. 기술분석 결과, 부모급여가 시행된 19~20차의 0~2세 표본 240건 중 실제 부모급여 수급액이 관측된 사례는 156건이었다. 이 가운데 0~1세 표본을 사용할 경우 제외되는 2세 아동 수급 관측치는 35건이었다. 반면 0~2세 표본을 사용할 경우 포함되는 2세 아동만 있는 비수급 관측치는 79건으로 나타났다. 따라서 본 연구는 부모급여의 직접 대상 연령을 보다 보수적으로 포착하기 위해 0~1세 아동이 있는 가구만을 주분석 표본으로 사용하고, 0~2세 아동이 있는 가구를 포함한 분석은 민감도 분석으로 제시하였다.

전체 15~20차 자료는 8,629가구의 총 42,343건의 관측치로 구성된다. 이 중 현재 0~2세 아동이 있는 관측치는 820건, 주분석 대상인 0~1세 아동이 있는 관측치는 444건, 312가구였다. 소득 이질성 분석은 정책 도입 이전인 15~17차에 균등화 가처분소득이 관측된 가구로 제한하였다. 사전기간 위약검정은 정책 도입 이전인 2019~2021년 현재 0~1세 아동이 있는 243건의 관측치를 사용하였다.

표 2. 분석 표본 구성

표본 정의	관측치	가구 수	분석상 용도
한국복지패널 15~20차 전체 자료	42,343	8,629	분석 가능 차수 전체
0~2세 아동이 있는 관측치	820	385	표본 정의 진단 및 민감도 분석
0~1세 아동이 있는 관측치	444	312	주분석 표본
1세 아동만 있는 관측치	358	298	보육서비스 이용·바우처 진단용 보조분석
소득 수준 이질성 분석 표본	426	295	소득 수준에 따른 차이 분석
사전기간 위약검정 표본	243	205	정책 도입 전 위약검정

주: ‘관측치’는 특정 조사차수에 관찰된 개별 가구를 뜻함. 동일 가구가 여러 차수에 반복 관찰될 수 있으므로 관측치와 가구 수는 다를 수 있음.

2. 분석 방법

본 연구는 영아수당·부모급여 급여 수준과 영아 양육 가구의 세부 생활비 지출 간 관련성을, 한국복지패널 15~20차의 패널자료를 결합하여 지출연도 고정효과를 포함한 결합 회귀 모형으로 살펴보았다. 기본 회귀 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{Benefit}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t + \epsilon_{it}$$

여기서 i 는 가구, t 는 지출연도를 나타낸다. Y_{it} 는 가구 i 의 t 년도 월평균 지출액이다. Benefit_{it} 은 영아수당·부모급여의 급여 수준이며, 실질 월평균 금액을 10만 원 단위로 변환하였다. 따라서 β 는 급여 수준이 10만 원 증가할 때 해당 지출액이 월평균 몇 만 원 변화하는지를 의미한다. X_{it} 는 통제변수이며, δ_t 는 지출연도 고정효과이다. 지출연도 고정효과는 경기 상황, 코로나19 등 모든 가구에 공통으로 작용한 연도별 요인을 통제하기 위한 것이다. 또한 동일 가구가 여러 차수에 반복 관측되므로 오차항이 가구 내에서 상관될 수 있다. 이를 고려하여 표준오차는 가구 단위로 군집화하였다.

한편 본 연구는 가구 고정효과 모형을 사용하지 않았다. 주분석 표본은 444개 관측치, 312가수로 가구당 평균 관측 횟수가 약 1.4회에 그친다. 가구 고정효과를 적용하면 한 차수에만 관찰된 가구는 계수 추정에 기여하지 못하고, 반복 관측된 소수 가구의 가구 내 변화만으로 추정해야 하므로 검정력이 크게 낮아진다. 따라서 본 연구는 연도별 공통 요인과 가구 내 오차 상관은 통제하되, 가구 내 변화를 중심으로 추정하는 고정효과 모형은 적용하지 않았다. 이는 관측되지 않은 가구 특성이 완전히 통제되지 않음을 의미하며, 본 연구의 회귀계수를 인과효과가 아니라 조건부 관련성으로 해석하는 또 하나의 근거이기도 하다.

본 연구의 분석은 부모급여의 인과효과를 강하게 식별하기보다, 제도 변화에 따라 달라진 급여 수준과 영아 양육 가구의 지출 간 관련성을 살펴보는 데 목적이 있다. 급여 수준은 아동의 출생연도와 지출연도에 따라 산출되지만, 가구 고정효과를 적용하지 않아 관측되지 않은 가구 특성이 남아 있을 수 있으며, 0세와 1세 가구의 관측되지 않은 차이, 동시기 다른 정책, 출생월 정보 부재 등을 완전히 제거할 수는 없다. 따라서 본 연구의 회귀계수는 부모급여의 순수한 효과가 아니라, 급여 수준과 세부 가구지출 간의 조건부 관련성으로 해석한다.

한편 본 연구는 여러 지출 항목을 동시에 분석하므로, 우연히 유의한 결과가 나타날 가능성을 고려할 필요가 있다. 이에 결과변수를 이론적·실증적 관련성에 따라 지출 영역으로 구분하고, 각 영역 내에서 Benjamini-Hochberg 방식의 거짓발견율(FDR) q -value를 함께 제시하였다. 또한 통계적으로 유의하지 않은 결과를 곧바로 효과 없음으로 해석하지 않기 위해 최소탐지가능효과(MDE)를 함께 산출하였다. MDE는 주어진 표본과 표준오차에서 안정적으로 탐지할 수 있는 효과의 최소 크기를 의미하는 것으로, 표본이 작을 경우 실제로 관련성이 있어도 통계적으로 확인되지 않을 수 있다는 점을 함께 고려하기 위한 것이다.

또한 주분석의 강건성(급여수준 정의 민감도, 첫만남이용권 통제, 0~2세 확장 표본, 실제 수금액·어린이집 이용 진단, 소득 원저라이징), 설계 타당성(사전기간 위약검정), 보조분석(지출비중, 부채·자산 탐색, 최소탐지가능효과, 소득지점별 한계효과)을 수행하였다. 각 분석의 목적과 결과는 IV장 4절의 표 12에 정리하였다.

3. 변수

1) 독립변수

본 연구의 독립변수는 영아수당·부모급여의 급여 수준이다. 이는 실제 수급액이 아니라, 아동의 출생연도와 지출연도별 급여 기준을 바탕으로 산출한 급여 수준이다. 이 방식은 아동급여 선행연구의 접근과도 연결된다. Milligan & Stabile(2011), Jones et al.(2019)은 캐나다 아동급여를 분석하면서 가구가 실제로 얼마를 받았다고 보고했는지보다, 제도 기준상 받을 수 있는 급여수준에 주목하였다. 캐나다 아동급여는 소득, 거주 주, 연도, 자녀 수에 따라 급여액이 달라지기 때문에, 이들은 조세·급여 시뮬레이터를 이용해 각 가족 유형이 제도 기준상 받을 수 있는 급여액을 계산하였다. 즉 실제 수급액에 포함될 수 있는 가구의 소득 수준, 신청·보고상의 차이, 관측되지 않은 가구 특성의 영향을 줄이고, 제도 변화에서 발생한 급여수준의 차이를 분석에 활용한 것이다.

본 연구도 실제 수급액보다 제도 기준에 따라 산출한 급여수준을 사용한다. 그 이유는 세 가지이다. 첫째, 부모급여는 가정양육 시 전액 현금으로, 어린이집 이용 시 보육료 바우처와 현금 차액으로 지급되어 지급경로가 이원화되어 있다. 둘째, 한국복지패널은 정보보조금을 주민센터에서 확인하고 현물지원도 현금으로 환산하도록 안내하지만 부모급여와 보육료 지원을 별도 항목으로 조사하므로, 어린이집 이용 가구에서는 바우처가 부모급여가 아닌 보육료 지원 항목으로 분류되어 응답되었을 수 있다. 실제로 1세 아동 가구의 실제 수급액은 어린이집 미이용 가구가 기대액의 102.3%(2023년)·109.9%(2024년)였던 반면 이용 가구는 41.7%·49.1%에 그쳤고, 어린이집 이용률이 낮은 0세 포함 가구에서는 오히려 기대액을 상회하였다(표 14, 부표 8). 셋째, 그 결과 실제 수급액은 급여수준보다 어린이집 이용 여부를 대리하게 된다. 어린이집을 이용할수록 보육료비 지출은 크고 부모급여 응답액은 작아지므로, 두 변수 사이에는 제도의 효과와 무관한 음의 상관관계가 발생한다. 실제로 실제 수급액을 독립변수로 사용하면 보육료비 계수만 유의한 음의 값으로 나타난다(부표 10). 이에 본 연구는 실제 수급액을 보조 진단에만 사용하고, 출생연도와 지출연도별 급여 기준으로 산출한 급여수준을 주분석 변수로 사용하였다.

급여 수준은 다음의 방식으로 산출하였다. 이 방식은 실제 출생월 분포를 직접 관측한 결과가 아니라, 기대 노출값 산출 방식이다. 2022년에는 영아수당이 도입되어 2022년 출생아에게 월 30만 원이 지급되었다. 2023년에는 부모급여가 도입되어 0세 월 70만 원, 1세 월 35만 원이 지급되었다. 2024년에는 0세 월 100만 원, 1세 월 50만 원으로 확대되었다(표 1). 출생월 정보가 없으므로, 본 연구는 출생월이 1월부터 12월까지 고르게 분포한다고 가정하였다. 구체적으로 출생월을 $m(1\sim 12월)$ 이라고 하면, 출생월 균등분포 가정하에서 $E(m) = (1+2+\dots+12)/12 = 6.5$ 이다. 해당 연도 출생아는 m 월에 출생하여 12월까지 급여를 받을 수 있으므로 수급개월은 $13-m$ 개월이고, 기대 수급개월은 $E(13-m) = 6.5$ 개월이다. 전년도 출생아는 다음 해에 연나이 1세로 관측되지만, 월령 기준으로는 해당 연도 중 일부 기간에는 0세 급여를, 이후에는 1세 급여를 받는다. m 월 출생아는 다음 해 1월부터 $m-1$ 월까지 0세 급여를, 이후에는 1세 급여를 받는 것으로 보았다. 따라서 0세 급여의 기대 수급개월은 $E(m-1) = 5.5$ 개월이고, 1세의 기대 수급개월은 $E(13-m) = 6.5$ 개월이다. 예를 들어 2024년 1세 아동의 기대 연간 급여수준은 $100만 원 \times 5.5개월 + 50만 원 \times 6.5개월 = 875만 원$ 으로 산출된다(급여수준 산출 예시는 표 4 참조).

출생월 균등분포 가정이 결과를 좌우하는지 확인하기 위해 세 가지 대안적 급여수준도 함께 검토하였다. 첫째, 출생월을 보정하지 않고 연나이별 법정 월급여액을 그대로 적용한 방식, 둘째, 응답된 실제 수급액을 사용한 방식, 셋째, 기대 급여액 대비 실제 수급액의 비율

을 반영한 방식이다. 민감도 분석 결과, 현행 방식과 연나이 기준 방식, 실제 수급 비율 보정 방식에서는 양육 관련 지출 및 보육료비의 유의한 증가가 확인되지 않았다. 실제 수급액 방식에서만 보육료비가 유의하게 감소하였으나, 이는 앞서 밝힌 응답의 측정 특성이 반영된 결과이다. 자세한 내용은 IV 장 4절의 민감도 분석에서 제시한다.

표 3. 영아수당·부모급여 제도 기준

조사차수	제도	지출연도	대상	월 급여액
18차	영아수당	2022	2022년 출생아	30만 원
19차	부모급여	2023	0세	70만 원
			1세	35만 원
20차	부모급여	2024	0세	100만 원
			1세	50만 원

표 4. 급여수준 산출 예시

지출연도	연나이	적용 급여 기준	연간 급여수준	월평균 급여수준
2022	0세	영아수당 30만 원×6.5개월	195.0만 원	16.3만 원
2023	0세	부모급여 70만 원×6.5개월	455.0만 원	37.9만 원
2023	1세	0세 급여 70만 원×5.5개월 + 1세 급여 35만 원×6.5개월	612.5만 원	51.0만 원
2024	0세	부모급여 100만 원×6.5개월	650.0만 원	54.2만 원
2024	1세	0세 급여 100만 원×5.5개월 + 1세 급여 50만 원×6.5개월	875.0만 원	72.9만 원

주: 금액은 물가보정 전 명목금액임. 회귀분석에서는 소비자물가지수로 실질화한 뒤 월평균 10만 원 단위로 변환함. 연나이 1세의 연간 급여수준이 0세보다 크게 산출되는 것은 자연스러운 결과임. 연나이 0세 아동은 출생 이후 기간만 급여를 받아 연간 평균 6.5개월분을 수급하는 데 그치는 반면, 연나이 1세 아동은 12개월분 전체를 받기 때문임.

2) 종속변수

본 연구의 종속변수는 한국복지패널 생활비 항목을 재구성한 세부 가구지출이다. 지출항목은 급여가 연결될 수 있는 두 경로에 따라 구분하였다. 보육료비·보건의료비·피복신발비·가구집기·가사용품비는 영아의 돌봄·건강·생활환경과 관련될 가능성이 있어 ‘양육 관련 지출’로 묶었다. 식비·주거·광열비·교통비·통신비는 가구 구성원이 함께 사용하는 생활유지 비용이므로 ‘기본생활 지출’로 묶었다. 이러한 구분은 아동 특정 지출과 일반 가구지출을 구분한 Gennetian et al.(2024), 아동급여가 식료품·주거 등 가구의 생활조건과도 관련될 수 있음을 보여준 Raschke(2016)와 Jones et al.(2019)을 참고하였다. 다만 한국복지패널은 모든 생활비를 가구 단위로 조사하므로, ‘양육 관련 지출’을 영아 개인에게 직접 사용된 금액으로 해석하지 않는다.

본 연구는 지출액을 주된 종속변수로 사용하되, 총생활비 대비 지출비중도 보조적으로 분

석하였다. 지출액 분석은 급여수준과 각 항목의 월평균 지출 규모가 어떻게 관련되는지를 보여주는 반면, 지출 비중 분석은 총생활비 안에서 특정 항목이 차지하는 상대적 비중이 달라지는지를 보여준다. 따라서 지출비중 분석은 부모급여가 총지출을 늘렸는지보다는 가구 내 지출구조와 관련되는지를 확인하기 위한 보조분석으로 제시하였다. 지출비중은 각 지출액을 총생활비로 나눈 뒤 100을 곱해 산출하였다.

또한 부채, 이자, 자산 관련 변수도 추가로 분석하였으나, 이 변수들은 부모급여의 사용처를 직접 식별하기 위한 것이 아니라 지출 외 배분 가능성을 살펴보기 위한 탐색적 분석으로 부록에서 다루었다. 부채에는 금융기관 대출, 일반사채, 카드빚, 전세보증금 받은 돈, 외상·미리 탄 갯돈, 기타부채가 포함된다. 이자에는 주거 관련 부채 이자와 기타 이자가 포함된다. 자산에는 부동산 관련 자산, 금융자산, 농기계·농축산물·자동차·회원권 등 기타 자산이 포함된다.

3) 통제변수와 이질성 변수

통제변수에는 정책 이전 균등화 가처분소득의 로그값과 사전소득 결측 여부, 아동수당 급여수준, 연령대별 아동 수, 성인 수, 노인 수, 가구주 연령·성별·교육수준, 배우자 유무, 장애가구원 여부를 포함하였다. 정책 이후의 현재소득은 부모급여와 노동공급 변화의 결과를 포함할 수 있으므로 통제하지 않았다. 모든 모형에는 지출연도 고정효과를 포함하였다.

소득 이질성 분석에서는 정책 도입 이전인 2019~2021년의 균등화 가처분소득을 사용하였다. 정책 이후 소득은 부모급여 수급의 결과를 포함할 수 있으므로 사용하지 않았다. 이질성 분석은 급여 수준과 소득의 상호작용항을 추가하여 수행하였다. 소득은 로그 변환 후 평균 중심화하였으므로, 급여수준의 주효과는 평균 소득 수준에서의 관련성을, 상호작용항은 소득이 높아질 때 그 관련성이 얼마나 달라지는지를 의미한다. 이질성 분석의 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Benefit_{it} + \beta_2 \overline{Inc}_i + \beta_3 (Benefit_{it} \times \overline{Inc}_i) + \gamma X_{it} + \delta_t + \epsilon_{it}$$

여기서 $\overline{Inc}_i$ 는 가구 i 의 정책 이전 균등화 가처분소득 로그값을 평균 중심화한 변수이며, X_{it} 는 소득을 제외한 나머지 통제변수이다. 소득은 정책 도입 이전에 관측된 값이므로 시간에 따라 변하지 않는다. β_1 은 평균 소득 수준에서 급여수준과 지출의 관련성을, β_3 은 소득이 높아질수록 그 관련성이 얼마나 달라지는지를 의미한다.

표 5. 주요 변수 구성

구분	변수	구성	해석
독립변수	급여 수준	아동 출생연도와 지출연도별 영아수당·부모급여 제도 기준으로 산출한 실질 월평균 급여액	급여 수준 10만 원 증가에 따른 지출 변화
종속변수	양육 관련 지출	보육료비, 보건의료비, 피복신발비, 가구집기·가사용품비	영아 양육 가구에서 양육과 관련될 가능성이 높은 지출
	기본생활 지출	식비, 주거·광열비, 교통비, 통신비	가구의 일상생활 유지와 관련된 지출
통제변수	사전 경제수준, 가구 및 아동 특성	정책 이전 균등화 가처분소득 로그값과 결측 여부, 아동수당 급여 수준, 0세·1세·2세 아동 수, 3~5세·6~11세·12~18세 아동 수, 성인 수, 노인 수, 가구주 연령, 가구주 성별, 가구주 교육수준, 배우자 유무, 장애가구원 여부	사전 경제 수준, 가구구성 및 가구주 특성의 차이 통제
이질성 변수	소득 수준	2019~2021년 균등화 가처분소득 로그값	소득수준에 따른 지출 반응 차이
탐색 변수	부채·자산	총부채, 이자, 부동산 관련 자산, 금융자산(예금·적금·주식·채권 등)	지출 이외의 자원 배분 가능성 점검

주: 식비=가정식비+외식비, 주거·광열비=월세+주거관리비+광열수도비(난방비는 광열수도비 세부항목)

IV. 분석 결과

1. 분석 대상의 일반적 특성

주분석 대상은 차수별 0~1세 아동이 있는 444건의 관측치, 312가구이다. 전체 15~20차 자료는 8,629가구의 42,343건의 관측치로 구성되며, 이 가운데 0~2세 아동이 있는 관측치는 820건이었다. 0~1세 아동이 있는 관측치는 각 조사차수별로 59~84건 수준이었다. 이는 한국 복지패널에서 영아 양육 가구의 표본 규모가 크지 않다는 점을 보여준다.

표 6. 조사차수별 분석 표본

조사차수	지출연도	전체 관측치	0~1세 관측치	0~2세 관측치	급여 수준 양수 관측치
15차	2019	6,029	82	152	0
16차	2020	5,996	77	134	0
17차	2021	7,865	84	160	0
18차	2022	7,654	75	134	17
19차	2023	7,499	67	125	67
20차	2024	7,300	59	115	59
합계	2019~2024	42,343	444	820	143

주요 지출 항목의 기술통계는 표 7과 같다. 기본생활 지출 합계는 월평균 225.4만 원(총생활비의 42.4%)으로 양육 관련 지출 합계 92.8만 원(17.3%)의 두 배를 넘고, 단일 항목 중에서는 식비가 109.5만 원(22.2%)으로 가장 크다. 즉 영아 양육 가구에서 기본생활 지출이 더 큰 비중을 차지하므로, 부모급여가 양육 관련 지출로 직접 연결되는지뿐 아니라 가구의 생활 유지 지출과 관련되는지를 함께 검토할 필요가 있다.

표 7. 주요 지출항목 기술통계

구분	지출항목	월 평균 (만 원)	비중 (%)
양육 관련 지출	양육 관련 지출 합계	92.83	17.3
	보육료비	29.54	5.2
	보건의료비	23.89	4.7
	피복신발비	16.65	3.0
	가구집기·가사용품비	22.76	4.5
기본생활 지출	기본생활 지출 합계	225.38	42.4
	식비	109.48	22.2
	주거·광열비	33.93	6.8
	교통비	66.55	10.2
	통신비	15.42	3.2
총생활비		541.60	100.0

주: N=444(312가구). 지출액은 소비자물가지수로 실질화한 값이며, 비중은 가구별 총생활비 대비 비중의 평균임.

총생활비 대비 비중으로 보면, 양육 관련 지출은 평균 17.3%, 기본생활 지출은 평균 42.4%를 차지하였다. 세부적으로는 식비 비중이 22.2%로 가장 컸고, 교통비 10.2%, 주거·광열비 6.8%, 보육료비 5.2% 순이었다. 이는 영아 양육 가구의 지출구조에서 양육 관련 지출보다 기본생활 지출의 상대적 비중이 더 크다는 점을 보여준다.

한편 이질성 분석에 사용된 소득의 분포는 다음과 같다. 정책 도입 이전에 균등화 가처분 소득이 관측된 295가구의 월평균 가처분소득은 평균 552.0만 원, 중앙값 480.3만 원이었다. 같은 연도·가구원 수 기준 중위소득 100%와 비교하면 중앙값이 134.9%였고, 기준 중위소득 100% 미만 가구는 25.8%였다(부표 17). 따라서 이후 이질성 분석에서 말하는 ‘낮은 소득’은 빈곤층만을 가리키는 것이 아니라, 분석표본 안에서 상대적으로 낮은 소득 위치를 뜻한다. 다만 기준 중위소득 대비 분포는 표본의 소득 구성을 설명하기 위한 기술적 참고치이며, 회귀분석에 투입한 이질성 변수는 정책 이전 균등화 가처분소득의 로그값이다.

2. 회귀분석 결과

1) 급여 수준과 양육 관련 지출 (연구질문 1)

연구질문 1은 부모급여의 급여 수준이 높을수록 양육 관련 지출이 증가하는지를 검토한다. 분석 결과, 급여 수준이 10만 원 증가할 때 양육 관련 지출 합계는 오히려 -0.480만 원으로 나타났으며 통계적으로 유의하지 않았다($p=.906$). 세부 항목에서도 보육료비(0.091, $p=.971$), 보건의료비(-2.476, $p=.263$), 피복신발비(0.461, $p=.547$), 가구집기·가사용품비(1.443, $p=.407$) 모두 유의한 관련성을 보이지 않았고, 다중검정 보정 이후에도 결론은 달라지지 않았다.

이 결과는 부모급여의 급여 수준이 한국복지패널에서 관측 가능한 양육 관련 지출과 뚜렷하게 연결되지 않았음을 의미한다. 다만 이를 부모급여가 영아에게 사용되지 않았다는 뜻으로 해석하기는 어렵다. 본 연구의 지출 항목은 모두 가구 단위로 측정되므로 영아 개인에게 귀속된 지출을 직접 관찰할 수 없기 때문이다.

지출비중 분석에서도 같은 결론이 확인되었다. 급여수준은 총생활비 대비 양육 관련 지출 비중과 유의한 관련성을 보이지 않았으며, 보육료비, 보건의료비, 피복신발비, 가구집기·가사용품비 비중에서도 유의한 변화가 확인되지 않았다. 이는 급여수준이 양육 관련 지출의 절대액뿐 아니라 총생활비 내 상대적 비중의 증가와도 뚜렷하게 연결되지 않았음을 의미한다.

표 8. 급여수준과 양육 관련 지출

종속변수(월평균 지출액)		계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 합계		-0.480	4.087	.906	.971
	보육료비	0.091	2.490	.971	.971
	보건의료비	-2.476	2.210	.263	.911
	피복신발비	0.461	0.764	.547	.911
	가구집기·가사용품비	1.443	1.736	.407	.911

주: N=444(312가구). 계수는 급여수준 10만 원 증가에 따른 월평균 지출액(만 원) 변화임. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임.

2) 급여 수준과 기본생활 지출 (연구질문 2)

연구질문 2는 급여수준이 높을수록 기본생활 지출이 증가하는지를 검토한다. 기본생활 지출 합계의 계수는 30.844만 원으로 약한 양의 방향을 보였다($p=.066$). 세부 항목 중 주거·광열비(3.507, $p=.084$)와 교통비(28.939, $p=.064$)도 약한 양의 방향을 보였으나, 다중검정 보정 후에는 모두 통계적으로 유의하지 않았다($q=.141$). 식비(-1.648, $p=.568$)와 통신비(0.046, $p=.925$)는 유의하지 않았다. 한편 총생활비 역시 유의하지 않았다(26.799, $p=.294$).

지출비중 분석에서는 기본생활 지출과의 관련성이 조금 더 분명하게 나타났다. 급여수준이 10만 원 증가할 때 총생활비 대비 기본생활 지출 비중은 1.980%p 증가하였고($p=.023$), 교통비 비중은 2.598%p 증가하였다($p=.015$). 다만 다중검정 보정 후 q 값은 각각 .056으로 5% 기준에서는 유의하지 않고 10% 수준에서만 제한적으로 해석할 수 있다. 식비 비중(-0.918, $p=.137$), 주거·광열비 비중(0.382, $p=.343$), 통신비 비중(-0.082, $p=.512$)은 유의하지 않았다.

기본생활 지출 결과는 제한적으로 해석할 필요가 있다. 지출액과 지출비중에서 일부 양의 계수가 나타났지만, 다중검정 보정 후 5% 수준에서는 유의하지 않았고 그 결과도 변동성이 큰 교통비에서 주로 나타났다. 따라서 급여수준이 기본생활 지출 전반과 관련된다고 결론내리기 어렵다.

표 9. 급여수준과 기본생활 지출

종속변수(월평균 지출액)	계수	표준오차	p	q(BH)
기본생활 지출 합계	30.844+	16.708	.066	.141
식비	-1.648	2.885	.568	.710
주거·광열비	3.507+	2.026	.084	.141
교통비	28.939+	15.589	.064	.141
통신비	0.046	0.491	.925	.925
총생활비	26.799	25.505	.294	.294

주: N=444(312가구). + $p<.10$. 그 밖의 표기는 표 8과 같음.

표 10. 급여수준과 기본생활 지출 비중

종속변수(총생활비 대비 %)	계수	표준오차	p	q(BH)
기본생활 지출 비중	1.980*	0.864	.023	.056
식비 비중	-0.918	0.615	.137	.228
주거·광열비 비중	0.382	0.403	.343	.429
교통비 비중	2.598*	1.063	.015	.056
통신비 비중	-0.082	0.125	.512	.512

주: N=444(312가구). 종속변수는 총생활비 대비 각 항목의 비중(%)임. * $p<.05$. 그 밖의 표기는 표 8과 같음.

3) 소득 수준에 따른 이질성 (연구질문 3)

연구질문 3은 급여수준과 지출의 관련성이 가구의 소득 수준에 따라 달라지는지를 검토한다. 이를 위해 급여수준과 소득의 상호작용항을 모형에 추가하였다. 상호작용항의 계수가 음(-)이면, 소득이 낮을수록 급여수준과 해당 지출의 관련성이 더 양(+)의 방향으로 나타남을 의미한다.

분석 결과, 식비의 상호작용항은 -5.659 로 유의했고($p=.003$), 다중검정 보정 후에도 유의했다($q=.017$). 즉 소득이 낮을수록 급여수준과 식비의 관련성이 더 양의 방향으로 나타났다. 이는 특정 저소득 집단에서 식비가 유의하게 증가했다는 결과가 아니라, 소득수준에 따라 두 변수의 관련성이 달라졌다는 결과이다(부표 18). 보육료비의 상호작용항도 -3.455 로 같은 방향의 경향을 보였으나($p=.069$), 다중검정 보정 후에는 유의하지 않았다($q=.346$). 다만 보육료비는 두 가지 이유에서 해석 대상에서 제외한다. 첫째, 급여수준과 보육료비가 모두 아동 연령을 따라 움직인다. 본 연구의 급여수준은 0세 급여의 이월분이 반영되어 연나이 1세에서 더 크게 산출되는데(표 4), 어린이집 이용률 역시 0세보다 1세에서 크게 높다(표 13). 실제로 급여가 지급되지 않았던 2019~2021년 표본에 가상의 급여수준을 부여한 사전기간 위약검정에서도 보육료비에서만 양의 계수가 관찰되었다($p=.019$, 부표 6). 둘째, III장 3절에서 밝힌 응답 분류 문제 때문에, 급여수준을 실제 수급액으로 대체하면 같은 항목의 부호가 반대로 나타난다(부표 10). 즉 보육료비 계수는 양·음 어느 방향으로든 제도와 무관한 요인을 반영할 수 있으므로, 본 연구는 보육료비의 상호작용항을 소득수준별 차이의 근거로 해석하지 않는다. 반면 양육 관련 지출 합계, 기본생활 지출 합계, 주거·광열비에서는 유의한 상호작용이 확인되지 않았다.

지출비중을 종속변수로 한 보조 이질성 분석에서는 식비 비중의 상호작용항이 같은 음의 방향을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다(-0.498 , $p=.130$). 이는 소득수준에 따른 차이가 식비 금액에서는 확인되었으나, 총생활비에서 식비가 차지하는 비중에서는 확인되지 않았음을 의미한다. 지출비중 이질성 분석에서 통신비 비중의 상호작용항은 양의 방향으로 나타났으나(0.146 , $p=.016$, $q=.078$), 다중검정 보정 후 5% 수준에서는 유의하지 않았다. 또한 보육료비 비중의 상호작용항은 음의 방향으로 나타났으나 보정 후 유의하지 않았으며(-0.462 , $p=.083$, $q=.414$), 앞서 지적한 연령구성과 측정상의 문제가 지출비중에도 동일하게 적용되므로 신중한 해석이 필요하다.

종합하면, 급여수준과 식비 지출액의 관련성은 소득수준에 따라 체계적으로 달라졌으며, 소득이 낮을수록 더 양의 방향으로 나타났다. 다만 식비 비중에서는 같은 이질성이 확인되지 않았다. 이 결과는 식비가 다른 지출항목을 밀어내며 그 몫을 키운 결과라기보다, 저소득 가구에서 급여수준이 식비를 포함한 생활비 지출을 지탱하는 방향으로 관련되었을 가능성과 부합하는 것으로 해석한다. 이러한 방향은 국외 선행연구와도 연결된다. Raschke(2016)는 독일 아동수당이 저소득 가구에서 식료품 지출액과 더 강하게 관련됨을 보고하였는데, 본 연구에서 소득이 낮을수록 급여수준과 식비의 관련성이 더 양의 방향으로 나타난 것과 방향이 일치한다. 또한 Bartik et al.(2024)은 무조건부 현금이전의 지출 증가분의 절반 이상이 식비·주거·교통 등 필수 비내구재에 집중되고 아동 보육 및 관련 지출의 증가는 전체 증가분의 약 7%에 그쳐 상대적으로 미미하게 나타났음을 보고하였는데, 이는 본 연구에서 급여수준이 양육 관련 지출보다 저소득 가구의 필수생활 지출과 더 관련되었다는 결과와 상통한다.

표 11. 급여수준과 소득의 상호작용: 지출액 기준

종속변수(월평균 지출액)		계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 합계		-6.311	4.286	.142	.355
	보육료비	-3.455+	1.895	.069	.346
기본생활 지출 합계		-7.037	6.681	.293	.733
	식비	-5.659**	1.922	.003	.017
	주거·광열비	-0.179	1.334	.894	.894

주: N=426(295가구). +p<.10, **p<.01. 상호작용항은 급여수준×소득(정책 이전 균등화 가처분 소득 로그, 평균 중심화) 계수임. 지출비중 기준 이질성 결과는 부표 4, 소득 원저라이징 후 결과는 부표 19에 제시함.

4) 진단 및 민감도 분석

본 절에서는 주분석 결과의 강건성, 연구설계의 타당성, 그리고 보조적 분석 결과를 점검한다. 전체 분석의 목적과 핵심 결과는 표 12에 요약하였고, 상세 결과는 부표에 제시하였다.

표 12. 진단 · 민감도 분석 요약

구분	분석	목적	핵심 결과	제시 위치
주분석 강건성	급여수준 정의 민감도	출생월 균등분포 가정에 결과가 의존하는지 점검	현행 방식, 연나이 기준 방식, 실제/기대 비율 보정 방식 모두에서 양육 관련 지출의 유의한 증가는 확인되지 않음. 기본생활 지출의 약한 양의 방향은 정의를 바꾸면 부호가 달라져 강건하지 않음	부표 10
	첫만남이용권 통제	2022년 이후 0세 가구에 동시에 적용되는 정책 혼재 가능성 점검	첫만남이용권 근사액을 통제해도 주요 결과는 거의 변화하지 않음	
	0~2세 표본 확장	출생월 정보 부재로 2세 일부 수급 가능 아동이 제외될 가능성 점검	0~2세 표본으로 확장해도 양육 관련 지출 증가가 확인되지 않음	
	실제 수급액 · 어린이집 이용 진단	실제 수급액 변수를 주분석에 사용하지 않은 이유 확인	실제 수급액 방식에서만 보육료비가 음의 방향으로 유의함. 그러나 1세 어린이집 이용 가구는 미이용 가구보다 실제 수급액을 훨씬 낮게 보고해, 실제 수급액은 급여수준보다 보육서비스 이용 및 응답 방식의 영향을 반영할 가능성이 큼	표 13 · 14, 부표 8~11
	소득 상하위 1% 원저라이징	소득의 극단값이 이질성 결과를 좌우하는지 점검	식비 상호작용항의 방향과 유의성이 유지되어(-6.302, $p=.002$, $q=.010$) 극단 관측치가 만들어낸 결과로 보기 어려움	부표 19
설계 타당성	사전기간 위약검정	정책 도입 전에도 가상 급여수준과 지출이 관련되는지 확인	대부분 항목은 유의하지 않았으나 보육료비에서 양의 계수가 나타남. 다중검정 보정 후에는 5% 수준에서 유의하지 않지만, 보육료비 해석에는 주의가 필요함	부표 6
보조 분석	지출비중 분석	급여수준이 총생활비 내 지출구조와 관련되는지 확인	양육 관련 지출 비중은 유의하지 않음. 기본생활 지출 비중과 교통비 비중은 양의 방향이나 $q=.056$ 으로 5% 기준을 약간 상회함.	IV장 2절 본문, 부표 5
	부채 · 자산 탐색	생활비 외 자산 배분 가능성 점검	전체 표본에서 주식 · 채권 관련 변수와 유의한 관련성은 확인되지 않음. 다만 금융자산 합계의 소득 이질성과 예금 · 적금의 전년 대비 증가가 관찰되어, 저소득 가구의 유동성 · 저축성 자산과 관련될 가능성을 탐색적으로 시사함.	부표 15 · 16
	최소탐지가능효과	유의하지 않은 결과를 ‘효과 없음’으로 과잉 해석하지 않기 위한 검정력 확인	교통비 등 변동성이 큰 항목에서는 MDE가 커 작은 규모의 관련성을 안정적으로 탐지하기 어려움.	부표 12

주: 각 분석의 세부 계수와 표준오차는 해당 부표에 제시함.

첫째, 주분석 결과가 급여수준 산출방식이나 표본 정의에 의존하는지 확인하였다. 출생월 균등분포 가정의 민감도를 확인하기 위해 연나이 기준 방식, 실제 수급액 방식, 실제 수급 비율 보정 방식과 비교하였다. 양육 관련 지출의 유의한 증가가 없다는 핵심 결과는 실제 수급액 방식을 제외한 세 방식에서 일관되게 나타나, 이 결과가 출생월 균등분포 가정에만 의존하지 않음을 보여준다. 나아가 연나이 기준 방식은 0세 급여수준이 1세보다 높아 현행 방식과 연령 간 급여수준 크기가 반대인데도 양육 관련 지출의 결과가 동일하게 나타났다. 이는 주 결과가 출생월 가정뿐 아니라 급여수준의 연령별 대소 관계에도 의존하지 않음을

보여준다. 실제 수급액 방식에서만 보육료비가 유의하게 감소하였으나, 이는 III장 3절에서 밝힌 응답 분류의 측정 특성에 기인한 것이다. 반면 기본생활 지출의 약한 양의 방향은 급여수준 정의를 바꾸면 부호가 반전되어 강건한 결과로 보기 어렵다. 다만 이 분석은 균등분포 가정이 참임을 입증하는 것이 아니라, 주 결과가 특정 산출방식에 크게 좌우되지 않음을 확인하는 데 목적이 있다. 첫만남이용권 근사액을 통제하거나 0~2세 표본으로 확장한 경우에도 주요 결론은 달라지지 않았다. 또한 소득의 극단값을 상하위 1%에서 원저라이징한 뒤 상호작용 모형을 재추정한 결과, 식비 상호작용항의 방향과 유의성이 유지되었고 계수는 오히려 다소 커졌다(-6.302, $p=.002$, $q=.010$, 부표 19). 따라서 식비의 소득수준별 차이는 일부 극단적인 소득 관측치가 만들어낸 결과로 보기 어렵다.

둘째, 실제 수급액을 주분석에 사용하지 않은 근거를 자료로 확인하였다. 1세 아동 가구를 어린이집 이용 여부별로 나누어 보면, 2023년 미이용 가구의 실제 수급액은 기대액의 102.3%였던 반면 이용 가구는 41.7%였고, 2024년에도 각각 109.9%와 49.1%였다(표 14). 반면 어린이집 이용률이 매우 낮은 0세 포함 가구에서는 실제 수급액이 기대액을 오히려 상회하였다(2023년 153.5%, 2024년 167.1%, 부표 8). 이러한 대조는 III장 3절에서 제시한 응답 분류 가능성, 즉 어린이집 이용 시 보육료 바우처가 부모급여가 아닌 보육료 지원 항목으로 응답되었을 가능성과 일관된다. 이러한 해석은 연령구성 차이를 제거한 표본에서도 확인된다. 1세 아동만 있는 가구로 표본을 제한하여 0세·1세 간 차이를 배제한 경우에도 실제 수급액 방식에서 보육료비 감소가 유지되어(-4.942, $p<.001$, 부표 11), 이 결과가 아동 연령구성이 아니라 응답 방식에서 비롯되었음을 보여준다.

표 13. 연도별 0세·1세 어린이집 이용률

지출연도	0세 아동 수	0세 어린이집 이용 아동 수	0세 어린이집 이용률	1세 아동 수	1세 어린이집 이용 아동 수	1세 어린이집 이용률
2022	17	2	11.8%	59	29	49.2%
2023	6	1	16.7%	64	22	34.4%
2024	15	1	6.7%	44	22	50.0%

주: 어린이집 이용은 국공립·사회복지법인·민간·가정·직장 어린이집(코드 1~5)이 하나 이상 있는 경우로 정의함.

표 14. 1세 아동 가구의 어린이집 이용 여부별 실제 수급액

지출연도	구분	N	실제 수급액 전체 평균	기대액 대비 전체 평균
2023	1세 어린이집 미이용	39	678.5만 원	102.3%
2023	1세 어린이집 이용	22	255.3만 원	41.7%
2024	1세 어린이집 미이용	22	961.8만 원	109.9%
2024	1세 어린이집 이용	22	429.2만 원	49.1%

주: 금액은 연간 기준임. 기대액은 본 연구의 급여수준 산식으로 계산한 연간 급여액임. 실제 수급액은 응답값으로, 신청 여부·지급경로·회상 및 보고오차에 따라 기대액과 차이가 날 수 있음.

셋째, 연구설계의 타당성을 점검하였다. 본 연구는 제도 도입·확대에 따라 달라진 급여 수준과 가구지출 간 관련성을 분석하므로, 추정된 관련성이 부모급여가 아니라 0세·1세 가구의 기존 차이에서 비롯된 것은 아닌지 점검할 필요가 있다. 이에 정책 도입 이전인 2019~2021년 표본에 같은 산식으로 계산한 가상의 급여수준을 부여하여 사전기간 위약검정을 실시하였다. 급여가 지급되지 않았던 시기이므로 유의한 계수가 나타난다면 이는 급여의 효과일 수 없으며, 급여수준 변수가 아동의 연령구성과 이에 따른 가구 특성의 차이를 대리하고 있다는 신호가 된다. 분석 결과, 대부분의 지출항목에서는 유의한 관련성이 확인되지 않았으나 보육료비만 양의 계수를 보였다($p=.019$, 보정 후 $q=.096$). 이는 IV장 2절 3)에서 밝힌 연령구성의 교란을 뒷받침한다. 다만 이 교란은 보육료비 계수를 위로 밀어올리는 방향이므로, 주분석에서 보육료비의 관련성이 확인되지 않았다는 결과(0.091 , $p=.971$)는 이 편향에 의해 과소추정된 것으로 보기 어렵다. 실제로 연령구성 차이가 제거되는 1세 한정 표본에서도 보육료비의 유의한 증가는 확인되지 않았다(부표 11). 반면 소득 상호작용항은 이러한 편향의 영향을 확인할 수 없어 해석하지 않는다. 따라서 본 연구의 회귀계수는 부모급여의 인과효과가 아니라 급여수준과 지출 간 조건부 관련성으로 해석한다.

넷째, 양육 관련 지출에서는 평균적 관련성이 확인되지 않았고 기본생활 지출 결과도 강건하지 않았다는 점을 고려하여, 급여가 지출 이외의 경로로 배분되었을 가능성을 탐색적으로 검토하였다. 대체가능성 논의에 따르면 예산에 통합된 자원은 소비뿐 아니라 저축이나 자산으로도 배분될 수 있으며, 최근 국내에서는 부모급여·아동수당을 자녀 명의 계좌의 주식 투자나 저축에 활용한다는 우려가 제기되어 왔다(김소연, 2026; 조성호, 2026; 홍민성, 2026). 이에 부채·자산 관련 변수를 분석한 결과, 전체 표본에서 급여수준은 주식·채권 보유액(-627.9 , $p=.180$)이나 금융자산 합계($-2,080.4$, $p=.214$)와 유의한 관련성을 보이지 않았다. 다만 금융자산 합계의 소득 상호작용항은 유의한 음의 값으로 나타나($-1,545.1$, $p=.006$, $q=.038$), 소득이 상대적으로 낮을수록 급여수준과 금융자산 보유액의 관련성이 더 양의 방향으로 나타났다. 또한 전년도와 해당 연도에 모두 조사된 가구에서는 급여수준의 전년 대비 증가와 예금·적금 보유액의 증가폭 간 양의 관련성이 나타났으나($1,053.2$, $p=.017$, $q=.050$), 주식·채권 보유액 변화와는 유의한 관련성이 없었다(-249.7 , $p=.495$, $q=.495$). 종합하면, 급여수준과 투자성 자산 간 일관된 관련성은 확인되지 않았고, 금융자산 합계의 소득수준별 차이와 예금·적금의 전년 대비 변화에서만 탐색적 관련성이 나타났다. 다만 가구 단위 자료로는 자녀 명의 계좌 여부나 급여의 직접 이전을 확인할 수 없으므로, 이를 부모급여가 저축·투자로 전환된 근거가 아니라 지출 외 배분 가능성을 시사하는 탐색적 결과로만 해석한다.

마지막으로 표본 규모의 한계를 검토하기 위해 최소탐지가능효과(MDE)를 산출하였다(부표 12). 본 연구의 핵심 결과는 급여수준과 양육 관련 지출 사이에 뚜렷한 관련성이 확인되지 않았다는 것이므로 이 결과가 실제 관련성의 부재를 뜻하는지 아니면 표본의 한계를 반영한 것인지 구분할 필요가 있다. 양육 관련 지출 합계의 MDE는 월평균 약 11.5만 원으로 해당 항목 평균 지출의 12.3% 수준이었다. 즉 본 연구의 자료는 급여수준 10만 원 증가가 양육 관련 지출을 월 11.5만 원 이상 늘리는 정도의 관련성이라면 탐지할 수 있었으나, 그보다 작은 관련성은 확인하기 어렵다. 세부 항목에서는 보육료비(23.6%)와 보건의료비(25.9%)의 MDE가 더 커, 항목이 세분될수록 탐지 가능한 최소 크기도 커진다. 한편 기본생활 지출에서 관찰된 약한 양의 방향은 주로 교통비에서 나타났는데, 교통비의 MDE는 평균 지출의 65.6%에 이를 만큼 크다. 이는 교통비가 가구 간 편차가 매우 큰 항목이어서 추정이 불안정

하다는 뜻이며, 이 항목에 기댄 결과를 강하게 해석하기는 어렵다는 앞의 판단을 뒷받침한다. 종합하면, 유의하지 않게 나타난 결과는 관련성이 없다는 증거가 아니라 주어진 자료에서 안정적으로 확인될 만한 크기의 관련성이 나타나지 않았다는 의미로 해석해야 한다.

V. 결론

본 연구는 한국복지패널 15~20차 자료를 활용하여 부모급여 및 그 전신인 영아수당의 급여 수준이 영아 양육 가구의 세부 지출과 어떠한 관련을 갖는지를 분석하였다. 부모급여는 영아기 가구에 매달 최대 100만 원을 지급하는 대규모 보편급여이지만, 그 효과는 지급액 자체만으로 판단할 수 없다. 사용처가 제한되지 않는 급여는 양육 관련 지출뿐 아니라 식비·주거비 같은 생활유지 지출이나 저축·자산으로도 배분될 수 있고, 그 양상은 가구의 소득수준에 따라 달라질 수 있다. 따라서 부모급여가 실제로 어떤 지출로 연결되며 누구에게 더 큰 효과를 갖는지를 확인하는 것은 제도의 성과를 평가하기 위한 핵심 과제이다.

분석 결과는 세 가지로 요약된다. 첫째, 영아수당·부모급여의 급여수준은 보육료비, 보건 의료비, 피복신발비, 가구집기·가사용품비 등 양육 관련 지출의 증가와 뚜렷하게 관련되지 않았다(합계 계수 -0.480 , $p=.906$). 지출비중 분석에서도 양육 관련 지출 비중의 증가는 확인되지 않았다. 둘째, 기본생활 지출 합계는 지출액 기준에서 약한 양의 방향을 보였으나 (30.844 , $p=.066$), 다중검정 보정 후 유의하지 않았다($q=.141$). 지출비중 기준에서는 기본생활 지출 비중(1.980% , $p=.023$)과 교통비 비중(2.598% , $p=.015$)이 양의 방향을 보였으나, 보정 후 $q=.056$ 으로 5% 수준에서는 유의하지 않아 강한 결론으로 해석하기 어렵다. 셋째, 급여수준과 식비 지출액의 관련성은 소득수준에 따라 달라졌으며, 소득이 낮을수록 더 양의 방향으로 나타났다(상호작용 계수 -5.659 , $p=.003$, $q=.017$). 이 결과는 소득 상하위 1% 원저라이징 후에도 유지되었다(-6.302 , $p=.002$, $q=.010$).

자산 관련 탐색분석에서도 같은 소득수준별 차이가 나타났다. 전체 표본에서는 급여수준과 주식·채권 또는 금융자산 합계 간 유의한 관련성이 확인되지 않았으나, 금융자산 합계의 소득 상호작용항은 유의한 음의 값으로 나타났다($-1,545.1$, $p=.006$), 전년 대비 급여수준이 더 증가한 가구에서는 예금·적금 보유액의 증가 폭도 더 컸다($1,053.2$, $p=.017$). 다만 가구 단위 자료로는 자녀 명의 계좌 여부나 급여의 직접 이전을 확인할 수 없으므로, 이는 저축·투자 전환을 입증하는 근거가 아니라 지출 외 배분 가능성을 시사하는 탐색적 결과로만 해석하였다.

이러한 결과는 부모급여가 정책 명칭 그대로 양육 관련 지출로 구분되어 사용된다는 라벨링 효과를 지지하지 않는다. 양육 관련 지출은 지출액과 지출비중 모두에서 유의한 증가가 확인되지 않았다. 그렇다고 급여가 기본생활 지출이나 저축·투자성 자산으로 일관되게 이동했다고 볼 근거도 충분하지 않았다. 가장 일관된 결과는 급여수준과 식비의 관련성이 소득수준에 따라 달라졌다는 점이다. 금융자산에서도 소득수준별 차이가 탐색적으로 나타났다. 따라서 본 연구가 보여주는 핵심은 급여의 ‘행방’ 보다, 급여수준과 가구 자원 배분의 관련성이 가구의 경제적 여건에 따라 달라질 수 있다는 점이다.

이러한 결과는 두 가지 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 급여수준은 양육 관련 지출과도, 기본생활 지출과도 뚜렷하게 연결되지 않았다. 이는 부모급여가 ‘양육에 따른 경제적 부담 경감’이라는 도입 취지와 「아동수당법」이 규정한 ‘아동의 기본적 권리와 복지 증진’이

라는 목적에 현재의 설계로 부합하고 있는지를 점검할 필요를 시사한다. 김지영(2026)은 부모급여가 고유한 정책목표를 지닌 급여임에도 아동수당의 추가급여 형태로 설계되고 지급금액이 보육시설 이용 여부에 연동되어 목표-수단 정합성이 낮다고 지적하며, 법체계와 지급금액 결정방식의 전반적 재설계를 제안한 바 있다. 본 연구의 결과는 이러한 정합성 논의가 규범적 검토에 그치지 않고 가구 지출 자료를 통해서도 함께 검토될 필요가 있음을 보여준다. 둘째, 급여수준과 식비의 관련성, 그리고 탐색적으로 확인된 금융자산과의 관련성은 모두 소득이 낮은 가구에서 더 양의 방향으로 나타났다. 이는 동일한 급여액이 가구의 경제적 여건에 따라 다른 의미를 가질 수 있음을 뜻한다. 박은정(2024)은 아동 대상 현금급여를 보편적 틀 안에서 유지하되 욕구가 큰 집단에 부가급여를 지급하는 ‘보편주의 내 표적화(targeting)’를 제안하였는데, 저소득·다자녀 가구에 대한 부가급여는 보편급여의 성격을 훼손하지 않으면서 부담이 큰 가구를 지원하는 현실적 방안이 될 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 국내 연구가 주로 아동수당을 중심으로 현금급여와 지출의 관계를 분석해 온 상황에서, 본 연구는 최근 도입·확대된 부모급여와 영아수당에 초점을 맞추었다. 둘째, 실제 수급액이 아니라 아동 출생연도와 지출연도별 급여 기준에 따라 산출한 급여수준을 사용함으로써 응답 수급액의 측정오차 가능성을 줄이고자 하였다. 셋째, 한국복지패널 생활비 문항이 가구 단위 지출이라는 점을 반영하여, 영아 개인 지출이 아니라 영아 양육 가구의 세부 지출구조를 분석하였다.

본 연구에는 네 가지 한계가 있다. 첫째, 표본이 444건(312가구)으로 작기 때문에 작은 관련성과 소득수준별 차이를 정밀하게 추정하기 어렵다. 둘째, 출생월 정보가 없어 급여수준을 기대값으로 산출했고, 생활비가 가구 단위로 측정되어 영아 개인에게 사용된 금액을 확인할 수 없다. 셋째, 어린이집 이용 가구에서 부모급여와 보육료 지원이 분리되어 응답될 가능성 때문에 실제 수급액을 주분석에 사용하지 못하고 제도 기준상 급여수준을 사용하였다. 이는 응답오차를 줄이는 대신 실제 수급 여부의 개별 차이를 반영하지 못한다는 한계를 갖는다. 또한 첫만남이용권 근사액을 통제하였으나, 동시기에 시행된 다른 정책의 영향을 완전히 분리하지는 못하였다. 넷째, 가구 고정효과를 적용하지 않은 결합 회귀모형이므로 관측되지 않은 가구 특성이 남아 있을 수 있어 결과를 인과효과가 아닌 조건부 관련성으로 해석해야 한다. 향후 연구에서는 출생월과 행정수급정보, 아동 개인 지출자료를 활용해 부모급여의 배분 경로를 더 정밀하게 검증할 필요가 있다.

참고문헌

- 강지영, 전용, 안서연. (2020). 아동수당 도입은 가구의 소비지출을 변화시켰는가?. *한국사회복지조사연구*, 67, 5-31.
- 국가데이터처. (2026). *2025년 인구동향조사 출생·사망통계(잠정)*. 국가데이터처.
- 김소연. (2026, 5월 5일). 역대급 불장, ‘어린이 개미’도 늘어난다…0~9세 신규 계좌 개설 급증. *한국경제*. <https://www.hankyung.com/article/2026050559897>
- 김재준, 조민호. (2026). 부모급여 제도 정책 변동 과정 연구: 부모급여 제도 도입을 중심으로. *국정관리연구*, 21(1), 1-31.
- 김지영. (2026). 아동수당·부모급여 제도 개선방안에 관한 연구. *입법과 정책*, 18(1), 143-163.
- 박규호, 제상영. (2026). 아동수당이 소득분위별 가구의 소비지출에 미치는 영향. *산업경제연구*, 39(1), 289-305.
- 박은정. (2022). 부모급여 제도의 주요 쟁점과 향후 과제. *육아정책포럼*, 74, 20-28.
- 박은정. (2024). *아동 대상 현금급여 제도의 통합적 개편 방향과 과제*(이슈페이퍼 2024-05). 육아정책연구소.
- 보건복지부. (2026a). 2026년도 보건복지부 소관 예산 및 기금운용계획 개요.
- 보건복지부. (2026b). 2026년 부모급여 사업안내.
- 보건복지부. (2026c). 2026 아동수당 사업안내.
- 양재진, 유란희, 장우윤. (2021). 초저출산 시대, 전국민 부모급여 제도의 설계. *육아정책연구*, 15(3), 3-27.
- 오효정. (2026, 5월 4일). 아동수당으로 주식 투자? 증여세 대상입니다. *중앙일보*. <https://www.joongang.co.kr/article/25425452>
- 이래혁, 남재현. (2020). 한국의 아동수당제도 도입이 아동가구의 소비에 미친 영향. *한국아동복지학*, 69(3), 27-56.
- 조성호. (2026, 3월 6일). [어떻게 생각하십니까] 아동수당으로 주식 투자·종신보험… 절세 수단 둔갑. *조선일보*. <https://www.chosun.com/national/welfare-medical/2026/03/06/UZXVFJ53ARFQZMLOA7GGYVSLHQ/>
- 홍민성. (2026, 5월 4일). “月 10만원씩 모은게 벌써” …옆집 부모가 자녀에 사준 ‘이 주식’. *한국경제*. <https://www.hankyung.com/article/2026050432857>
- Bartik, A. W., Rhodes, E., Broockman, D. E., Krause, P. K., Miller, S., & Vivalt, E. (2024). *The impact of unconditional cash transfers on consumption and household balance sheets: Experimental evidence from two US states*(NBER Working Paper No. 32784). National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1-S39.
- Blow, L., Walker, I., & Zhu, Y. (2012). Who benefits from child benefit?. *Economic Inquiry*, 50(1), 153-170.
- Edmonds, E. V. (2002). Reconsidering the labeling effect for child benefits: Evidence from a transition economy. *Economics Letters*, 76(3), 303-309.
- Gennetian, L. A., Duncan, G. J., Fox, N. A., Halpern-Meekin, S., Magnuson, K., Noble, K.

- G., & Yoshikawa, H. (2024). Effects of a monthly unconditional cash transfer starting at birth on family investments among US families with low income. *Nature Human Behaviour*, 8(8), 1514-1529.
- Gennetian, L. A., Duncan, G., Fox, N. A., Magnuson, K., Halpern-Meehin, S., Noble, K. G., & Yoshikawa, H. (2022). *Unconditional cash and family investments in infants: Evidence from a large-scale cash transfer experiment in the U.S.* (NBER Working Paper No. 30379). National Bureau of Economic Research.
- 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'économie*, 52(4), 1433-1463.
- Kooreman, P. (2000). The labeling effect of a child benefit system. *American Economic Review*, 90(3), 571-583.
- Milligan, K., & Stabile, M. (2011). Do child tax benefits affect the well-being of children? Evidence from Canadian child benefit expansions. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(3), 175-205.
- Raschke, C. (2016). The impact of the German child benefit on household expenditures and consumption. *German Economic Review*, 17(4), 438-477.
- Shah, H., & Gennetian, L. A. (2024). Unconditional cash transfers for families with children in the US: a scoping review. *Review of Economics of the Household*, 22(2), 415-450.
- Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Saving, fungibility, and mental accounts. *Journal of economic perspectives*, 4(1), 193-205.
- Yeung, W. J., Linver, M. R., & Brooks-Gunn, J. (2002). How money matters for young children's development: Parental investment and family processes. *Child Development*, 73(6), 1861-1879.

부록

부표 1. 지출항목별 기술통계

항목	평균	표준편차	최솟값	중앙값	최댓값
양육 관련 지출 합계	92.83	65.98	10.73	79.92	793.00
보육료비	29.54	40.20	0.00	15.69	292.68
보건의료비	23.89	28.14	0.10	16.04	291.71
피복신발비	16.65	28.02	0.00	12.03	513.00
가구집기·가사용품비	22.76	22.37	1.79	16.09	205.22
기본생활 지출 합계	225.38	129.02	71.48	187.15	1,380.49
식비	109.48	36.38	34.00	102.00	402.13
주거·광열비	33.93	26.88	9.05	25.37	288.53
교통비	66.55	113.63	2.69	31.00	1,176.59
통신비	15.42	5.56	1.86	14.89	33.16
총생활비	541.60	277.94	188.19	481.19	3,185.37

주: N=444(312가구). 단위는 만 원이며, 소비자물가지수로 실질화한 월평균 지출액임.

부표 2. 총생활비 대비 지출비중 기술통계

항목	평균 비중(%)	표준편차	최솟값	중앙값	최댓값
양육 관련 지출 비중 합계	17.33	7.85	1.78	16.11	47.71
보육료비 비중	5.19	6.27	0.00	3.60	35.21
보건의료비 비중	4.68	4.61	0.03	3.19	37.61
피복신발비 비중	3.01	2.57	0.00	2.50	30.87
가구집기·가사용품비 비중	4.46	3.65	0.25	3.60	29.49
기본생활 지출 비중 합계	42.44	10.96	12.74	41.69	77.60
식비 비중	22.22	7.14	3.95	21.58	47.73
주거·광열비 비중	6.75	4.61	0.75	5.44	44.64
교통비 비중	10.24	10.65	1.04	7.02	56.76
통신비 비중	3.23	1.48	0.45	3.12	9.83

주: N=444(312가구). 각 항목의 지출액을 총생활비로 나눈 비중(%)임.

부표 3. 소득 이질성 전 항목 결과: 지출액 기준

종속변수	계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 합계	-6.311	4.286	.142	.355
보육료비	-3.455+	1.895	.069	.346
보건의료비	-0.514	0.944	.586	.678
피복신발비	-0.853	2.054	.678	.678
가구집기·가사용품비	-1.488	1.720	.388	.646
기본생활 지출 합계	-7.037	6.681	.293	.733
식비	-5.659**	1.922	.003	.017
주거·광열비	-0.179	1.334	.894	.894
교통비	-1.311	5.469	.811	.894
통신비	0.112	0.275	.683	.894
총생활비	-18.566	14.041	.187	-

주: N=426(295가구). 계수는 급여수준×소득(정책 이전 균등화 가처분소득 로그, 평균 중심화) 상호작용항임. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. +p<.10, **p<.01.

부표 4. 소득 이질성 전 항목 결과: 지출비중 기준

종속변수	계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 비중 합계	-0.428	0.421	.310	.703
보육료비 비중	-0.462+	0.265	.083	.414
보건의료비 비중	0.061	0.159	.703	.703
피복신발비 비중	0.083	0.139	.551	.703
가구집기·가사용품비 비중	-0.109	0.277	.693	.703
기본생활 지출 비중 합계	0.034	0.464	.942	.942
식비 비중	-0.498	0.328	.130	.324
주거·광열비 비중	0.156	0.184	.397	.661
교통비 비중	0.231	0.484	.634	.792
통신비 비중	0.146*	0.060	.016	.078

주: N=426(295가구). 종속변수는 총생활비 대비 각 항목의 비중(%)이며, 계수는 급여수준×소득 상호작용항임. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. +p<.10, *p<.05.

부표 5. 총생활비 대비 지출비중 회귀 결과

항목	계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 비중 합계	-0.383	0.547	0.485	0.693
보육료비 비중	-0.132	0.375	0.725	0.725
보건의료비 비중	-0.542	0.424	0.202	0.693
피복신발비 비중	0.135	0.137	0.324	0.693
가구집기 · 가사용품비 비중	0.156	0.263	0.554	0.693
기본생활 지출 비중 합계	1.980*	0.864	0.023	0.056
식비 비중	-0.918	0.615	0.137	0.228
주거 · 광열비 비중	0.382	0.403	0.343	0.429
교통비 비중	2.598*	1.063	0.015	0.056
통신비 비중	-0.082	0.125	0.512	0.512

주: N=444(312가구). 종속변수는 총생활비 대비 각 항목의 비중(%)이며, 계수는 급여수준 10만 원 증가에 따른 비중 변화(%p)임. 지출연도 고정효과 · 가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. *p<.05.

부표 6. 사전기간 위약검정 전체 결과

종속변수	계수	표준오차	p	q(BH)
양육 관련 지출 합계	166.031	188.814	.380	.656
보육료비	253.824*	107.500	.019	.096
보건의료비	-85.045	126.269	.501	.656
피복신발비	24.824	47.184	.599	.656
가구집기 · 가사용품비	-27.572	61.825	.656	.656
기본생활 지출 합계	171.598	507.638	.736	.770
식비	37.743	129.122	.770	.770
주거 · 광열비	-128.243	89.966	.156	.770
교통비	247.859	453.781	.586	.770
통신비	14.239	17.578	.419	.770
총생활비	-302.306	1,453.616	.835	.835

주: N=243(205가구). 위약 급여수준은 2019~2021년 관측치에 미래 급여 기준을 가상으로 적용해 산출한 값임. 지출연도 고정효과 · 가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. *p<.05. 위약 급여수준은 아동 수 통제변수와 거의 공선이어서 표준오차가 매우 크므로, 계수 크기는 해석하지 않고 부호 · 유의성 진단용으로만 제시함.

부표 7. 0~1세 아동의 사교육·보육기관 유형별 이용률

지출 연도	연령	아동 수	어린이 집	유치원	학원·과외·학습지	방과후	친인척·이웃	아이돌 보미	기타
2022	0세	17	11.8%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	1세	59	49.2%	0.0%	1.7%	0.0%	8.5%	0.0%	10.2%
2023	0세	6	16.7%	0.0%	0.0%	0.0%	16.7%	0.0%	16.7%
	1세	64	34.4%	0.0%	1.6%	0.0%	1.6%	3.1%	1.6%
2024	0세	15	6.7%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	1세	44	50.0%	0.0%	2.3%	0.0%	2.3%	0.0%	18.2%

주: 한 아동이 여러 기관유형을 이용할 수 있어 각 행의 비율 합계는 100%가 아닐 수 있음. 본문에는 보육료 바우처 지급방식과 직접 관련되는 어린이집 이용률만 제시함.

부표 8. 실제 수급액과 기대 급여액의 비율

지출 연도	연령구성	가구 수	수급가구 수	수급률	기대 급여액 평균	실제 수급액 전체 평균	전체평균 실제/기대 비율
2023	0세 포함	6	6	100.0%	455.0만 원	698.3만 원	153.5%
	1세 포함 (0세 없음)	61	57	93.4%	642.6만 원	525.9만 원	81.8%
2024	0세 포함	15	15	100.0%	650.0만 원	1,086.1만 원	167.1%
	1세 포함 (0세 없음)	44	43	97.7%	875만 원	695.5만 원	79.5%

주: 금액은 연간 기준(만 원)임. 기대 급여액은 본 연구의 급여수준 산식으로 계산한 값이고, 실제 수급액은 응답값임. 비율은 실제 수급액 전체 평균을 기대 급여액 평균으로 나눈 값임.

부표 9. 1세 어린이집 이용 여부별 실제 수급액

지출 연도	구분	가구 수	수급률	실제 수급액 전체평균	실제 수급액 수급자 평균	실제 수급액 수급자 중앙값	기대액 대비 전체평균
2023	1세 어린이집 미이용	39	97.4%	678.46	696.32	665.00	102.3%
	1세 어린이집 이용	22	86.4%	255.32	295.63	210.00	41.7%
2024	1세 어린이집 미이용	22	100.0%	961.82	961.82	1,000.00	109.9%
	1세 어린이집 이용	22	95.5%	429.23	449.67	400.00	49.1%

주: 금액은 연간 기준(만 원)임. 기대액은 본 연구의 급여수준 산식으로 계산한 연간 급여액이고, 실제 수급액은 응답값임.

부표 10. 민감도 분석

항목	현행 급여수준	연나이 기준	실제/기대 비율 보정	실제 수급액	첫만남이 용권 통제	0~2세 표본
양육 관련 지출 합계	-0.480 (4.087)	-2.613 (3.259)	-4.168 (4.864)	-3.282+ (1.669)	-0.452 (4.122)	-1.353 (1.583)
보육료비	0.091 (2.490)	-0.810 (1.736)	-1.262 (2.633)	-4.408*** (1.123)	0.102 (2.494)	-1.620 (1.131)
보건의료 비	-2.476 (2.210)	-1.948 (2.192)	-3.198 (3.024)	-0.783 (0.758)	-2.453 (2.239)	-0.360 (0.665)
피복신발 비	0.461 (0.764)	0.026 (0.660)	-0.162 (0.909)	0.391 (0.437)	0.457 (0.763)	0.192 (0.585)
가구집기 · 가사용품 비	1.443 (1.736)	0.121 (1.261)	0.454 (1.881)	1.518+ (0.865)	1.442 (1.741)	0.435 (0.654)
기본생활 지출 합계	30.844+ (16.708)	-6.269 (9.143)	-3.166 (17.307)	0.512 (7.341)	30.960+ (16.741)	-3.222 (5.033)
식비	-1.648 (2.885)	-1.214 (2.252)	-1.475 (3.381)	0.081 (1.222)	-1.625 (2.913)	-0.084 (0.969)
주거·광 열비	3.507+ (2.026)	-3.380+ (1.808)	-5.117+ (2.645)	-0.927 (1.211)	3.539+ (2.000)	-0.910 (0.941)
교통비	28.939+ (15.589)	-2.014 (8.237)	2.916 (15.834)	1.219 (6.628)	29.004+ (15.618)	-2.001 (4.792)
통신비	0.046 (0.491)	0.338 (0.314)	0.509 (0.454)	0.139 (0.191)	0.042 (0.493)	-0.228 (0.181)
총생활비	26.799 (25.505)	-26.977 (18.731)	-31.242 (30.076)	-6.390 (10.327)	27.214 (25.590)	-11.031 (7.876)

주: 앞의 네 열은 급여수준 정의를 달리한 결과, 다섯 번째 열은 첫만남이용권 근사액을 추가 통제한 결과, 마지막 열은 0~2세 아동 가구로 표본을 확장한 결과임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차임. 현행·연나이·비율 보정·실제 수급액·첫만남이용권 통제 열은 0~1세 주분석 표본(N=444, 312가구), 0~2세 표본 열은 확장 표본(N=820, 385가구)을 사용함. +p<.10, ***p<.001.

부표 11. 1세 아동만 있는 가구 보조 회귀분석

항목	현행 급여수준	실제 수급액
양육 관련 지출 합계	-2.968 (7.368)	-3.627 (9.004)
보육료비	3.239 (5.959)	3.958 (7.282)
보건의료비	-6.131+ (3.117)	-7.492+ (3.809)
기본생활 지출 합계	47.963 (44.023)	58.614 (53.799)
총생활비	41.081 (61.555)	50.204 (75.224)

주: N=358(298가구). 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차임. +p<.10

부표 12. 최소탐지가능효과

항목	계수	표준오차	p	q(BH)	평균	MDE	MDE/평균(%)
양육 관련 지출 합계	-0.480	4.087	.906	.971	92.830	11.45	12.3
보육료비	0.091	2.490	.971	.971	29.537	6.97	23.6
보건의료비	-2.476	2.210	.263	.911	23.887	6.19	25.9
피복신발비	0.461	0.764	.547	.911	16.649	2.14	12.8
가구집기· 가사용품비	1.443	1.736	.407	.911	22.757	4.86	21.4
기본생활 지출 합계	30.844	16.708	.066	.141	225.378	46.78	20.8
식비	-1.648	2.885	.568	.710	109.475	8.08	7.4
주거·광열비	3.507	2.026	.084	.141	33.934	5.67	16.7
교통비	28.939	15.589	.064	.141	66.553	43.65	65.6
통신비	0.046	0.491	.925	.925	15.417	1.37	8.9
총생활비	26.799	25.505	.294	.294	541.595	71.41	13.2

주: N=444(312가구). MDE는 5% 유의수준·80% 검정력 기준으로 산출함($MDE \approx 2.8 \times \text{표준오차}$, 단위 만 원). 표본이 작고 변동성이 큰 항목에서는 작은 규모의 관련성을 안정적으로 탐지하기 어려움.

부표 13. 생활비 전체 세부항목 금액 회귀 결과

항목구분	항목	계수(표준오차)	p	q(BH)	종속변수 평균
식생활	가정식비	-0.859 (2.387)	0.719	0.719	71.476
	외식비	-0.789 (1.678)	0.638	0.719	37.999
	주류·담배비	-0.483 (0.632)	0.446	0.719	6.37
주거·광열	월세	1.075 (0.740)	0.147	0.295	4.557
	주거관리비	2.686 (1.829)	0.143	0.295	14.114
	광열수도비	-0.253 (0.327)	0.439	0.439	15.263
	난방비 (광열수도비 세부)	-0.274 (0.247)	0.268	0.358	6.954
가구·의복·보육	가구집기·가사용품비	1.443 (1.736)	0.407	0.82	22.757
	보육료비	0.091 (2.490)	0.971	0.971	29.537
	피복신발비	0.461 (0.764)	0.547	0.82	16.649
보건·교육	보건의료비	-2.476 (2.210)	0.263	0.395	23.887
	공교육비	-0.041 (0.061)	0.5	0.5	0.502
	사교육비	-2.083 (1.827)	0.255	0.395	11.241
여가	교양오락비	-0.061 (2.149)	0.977	0.977	21.403
교통·통신	교통비	28.939+ (15.589)	0.064	0.129	66.553
	통신비	0.046 (0.491)	0.925	0.925	15.417
기타소비	기타소비지출	-3.346 (3.469)	0.335	0.671	89.329
	경조비	-0.486 (0.827)	0.557	0.743	6.317
	종교관련비	-2.085 (1.360)	0.126	0.505	3.59
	비영리단체 이전지출	-0.180 (0.608)	0.767	0.767	6.221
가구간 이전	비동거가구원 송금보조비	0.237 (0.185)	0.2	0.4	0.804
	부모 송금보조비	0.480 (2.052)	0.815	0.815	17.288
	자녀 송금보조비	0.064 (0.093)	0.491	0.655	0.346
	기타 친지 송금보조비	0.460 (0.321)	0.152	0.4	1.307
세금	세금 총액	1.473 (5.228)	0.778	0.973	35.519
	소득세	-0.703 (2.473)	0.776	0.973	18.405
	재산세	-0.003 (0.126)	0.983	0.983	1.836
	자동차세	0.151 (0.191)	0.43	0.973	3.017
	종합소득세	-0.503 (0.697)	0.471	0.973	1.412
	부동산세	-	-	-	0
사회보장부담금	사회보장부담금 총액	-0.270 (1.790)	0.88	0.933	39.275
	국민연금보험료	-0.348 (1.263)	0.783	0.933	20.144
	건강보험료	-0.067 (0.799)	0.933	0.933	16.434
	고용보험료	0.078 (0.197)	0.694	0.933	2.409

주: N=444(312가구). 계수는 급여수준 10만 원 증가에 따른 월평균 지출액(만 원) 변화임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제. q는 항목구분 내 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. 부동산세는 전 관측치가 0이어서 추정하지 않음. +p<.10.

부표 14. 생활비 전체 세부항목 지출비중 회귀 결과

항목구분	항목	계수(표준오차)	p	q(BH)	종속변수 평균
식생활	가정식비 비중	-0.535 (0.581)	0.358	0.538	14.725
	외식비 비중	-0.384 (0.331)	0.248	0.538	7.492
	주류·담배비 비중	-0.073 (0.133)	0.584	0.584	1.335
주거·광열	월세 비중	0.237 (0.147)	0.107	0.214	0.939
	주거관리비 비중	0.264 (0.325)	0.418	0.418	2.615
	광열수도비 비중	-0.119 (0.114)	0.297	0.396	3.197
	난방비 비중	-0.093 (0.058)	0.107	0.214	1.458
가구·의복·보육	가구집기·가사용품비 비중	0.156 (0.263)	0.554	0.725	4.455
	보육료비 비중	-0.132 (0.375)	0.725	0.725	5.192
	피복신발비 비중	0.135 (0.137)	0.324	0.725	3.005
보건·교육	보건의료비 비중	-0.542 (0.424)	0.202	0.346	4.675
	공교육비 비중	-0.010 (0.016)	0.531	0.531	0.119
	사교육비 비중	-0.316 (0.264)	0.231	0.346	1.905
여가	교양오락비 비중	-0.233 (0.242)	0.336	0.336	3.653
교통·통신	교통비 비중	2.598* (1.063)	0.015	0.03	10.243
	통신비 비중	-0.082 (0.125)	0.512	0.512	3.233
기타소비	기타소비지출 비중	-0.968 (0.617)	0.118	0.236	17.514
	경조비 비중	-0.092 (0.115)	0.423	0.564	1.202
	종교관련비 비중	-0.367 (0.189)	0.053	0.213	0.727
	비영리단체 이전지출 비중	-0.022 (0.113)	0.846	0.846	1.195
가구간 이전	비동거가구원 송금보조비 비중	0.037 (0.030)	0.212	0.453	0.116
	부모 송금보조비 비중	-0.010 (0.257)	0.97	0.97	2.856
	자녀 송금보조비 비중	0.012 (0.012)	0.34	0.453	0.061
	기타 친지 송금보조비 비중	0.062 (0.053)	0.247	0.453	0.21
세금	세금 총액 비중	0.023 (0.418)	0.957	0.957	4.961
	소득세 비중	-0.067 (0.278)	0.809	0.957	2.857
	재산세 비중	0.002 (0.024)	0.941	0.957	0.324
	자동차세 비중	0.035 (0.049)	0.482	0.957	0.593
	종합소득세 비중	-0.078 (0.132)	0.556	0.957	0.256
	부동산세 비중	-	-	-	0
사회보장부담금	사회보장부담금 총액 비중	-0.122 (0.388)	0.753	0.997	7.501
	국민연금보험료 비중	-0.117 (0.298)	0.694	0.997	3.889
	건강보험료 비중	-0.026 (0.132)	0.842	0.997	3.105
	고용보험료 비중	-0.000 (0.038)	0.997	0.997	0.455

주: N=444(312가구). 종속변수는 총생활비 대비 각 항목의 비중(%)이며, 계수는 급여수준 10만 원 증가에 따른 비중 변화(%p)임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제. q는 항목구분 내 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. 부동산세 비중은 전 관측치가 0이어서 추정하지 않음. +p<.10, *p<.05.

부표 15. 부채 · 이자 · 자산 관련 탐색분석

항목 구분	항목	계수(표준오차)	p	q(BH)
집계	총부채	-50.472 (1,158.850)	0.965	0.965
	월평균 총이자	1.381 (2.935)	0.638	0.965
	부동산 관련 자산	1,475.934 (1,041.599)	0.157	0.499
	금융자산	-2,080.367 (1,672.097)	0.214	0.499
	총자산	-202.401 (2,135.700)	0.925	0.965
	금융자산 - 부채	-2,029.894 (1,586.882)	0.202	0.499
	총자산 - 부채	-151.928 (1,828.377)	0.934	0.965
부채	금융기관 대출	-481.768 (1,108.820)	0.664	0.664
	일반사채	-105.254 (103.825)	0.311	0.622
	카드빚	60.542 (99.326)	0.543	0.664
	전세보증금 받은 돈	405.992+ (226.543)	0.074	0.444
	외상 · 미리 탄 깃돈	3.624 (6.545)	0.58	0.664
	기타부채	66.391 (58.222)	0.255	0.622
이자	주거관련 부채의 이자	-0.390 (2.272)	0.864	0.864
	기타이자	1.771 (1.620)	0.275	0.55
자산	소유부동산: 주택	1,539.712+ (869.575)	0.078	0.576
	소유부동산: 주택 외 건물	-265.213 (418.028)	0.526	0.817
	소유부동산: 토지	43.098 (133.807)	0.748	0.855
	점유부동산: 전세보증금 준 것	92.580 (94.164)	0.326	0.745
	점유부동산: 기타 권리금 등	65.757 (110.146)	0.551	0.817
	금융자산: 예금	-197.138 (339.723)	0.562	0.817
	금융자산: 적금	375.866 (280.493)	0.181	0.579
	금융자산: 주식 · 채권	-627.863 (467.336)	0.18	0.579
	금융자산: 깃돈	10.081 (22.958)	0.661	0.817
	금융자산: 기타	-1,641.312 (1,503.403)	0.276	0.736
	자동차: 비영업용 대수	0.023 (0.052)	0.656	0.817
	자동차: 소유 자동차 가격	283.455 (175.964)	0.108	0.576
	기타재산: 회원권	-0.179 (4.633)	0.969	0.969
	기타재산: 운송 · 생계수단 차량	33.439 (76.879)	0.664	0.817
	기타재산: 귀금속 · 골동품 · 상품권 등	88.889+ (46.932)	0.059	0.576
	기타재산: 기타	-0.075 (0.327)	0.818	0.873

주: N=444(312가구). 계수는 급여수준 10만 원 증가에 따른 각 항목(만 원)의 변화이며, 금액 항목은 만 원, 비영업용 자동차 대수는 개수 단위임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차. 지출연도 고정효과 · 가구 특성 통제. q는 항목구분 내 Benjamini-Hochberg FDR 보정값임. 보유 가구가 소수인 농기계 · 농 축산물 항목은 대다수 관측치가 0이어서 추정치 불안정하므로 제외함. +p<.10.

부표 16. 급여수준과 금융자산

구분	종속변수	계수(표준오차)	p	q(BH)
주분석	예금	-197.138 (339.723)	0.562	0.829
	적금	375.866 (280.493)	0.181	0.643
	예금·적금 합계	178.728 (448.771)	0.691	0.829
	주식·채권	-627.863 (467.336)	0.180	0.339
	금융자산 합계	-2,080.367 (1,672.097)	0.214	0.643
	금융자산 중 예금·적금 비중	2.390 (3.620)	0.510	0.829
	금융자산 중 주식·채권 비중	0.627 (1.816)	0.730	0.730
이질성	예금	-395.781+ (239.120)	0.099	0.199
	적금	110.588 (130.855)	0.399	0.479
	예금·적금 합계	-285.193 (247.350)	0.250	0.375
	주식·채권	-885.248 (541.118)	0.103	0.364
	금융자산 합계	-1,545.067** (562.482)	0.006	0.038
	금융자산 중 예금·적금 비중	1.888+ (1.142)	0.099	0.199
	금융자산 중 주식·채권 비중	-1.043 (0.957)	0.277	0.364
전년 변화	예금·적금 합계 변화	1,053.172* (436.232)	0.017	0.050
	주식·채권 합계 변화	-249.660 (364.942)	0.495	0.495
	금융자산 합계 변화	688.734 (727.320)	0.345	0.495

주: * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. 단위 만 원(비중은 %). 이질성은 급여수준×소득 상호작용항 계수임. 지출 연도 고정효과·가구 특성 통제, 가구 단위 군집 표준오차. q는 자산유형(저축성/투자성) family 내 BH-FDR 보정값임. 주분석 N=444(312가구), 이질성 N=426(295가구), 전년 변화 N=331(246가구). 금융자산 중 비중 변수는 금융자산 보유 가구로 제한되어 주분석 N=432(306가구), 이질성 N=414(289가구)임.

부표 17. 이질성 분석 표본의 소득 분포

구분	가구 수	비율(%)
기준 중위소득 50% 미만	4	1.4
50 ~ 100% 미만	72	24.4
100 ~ 150% 미만	97	32.9
150 ~ 200% 미만	63	21.4
200% 이상	59	20.0
전체	295	100.0

주: N=295가구. 기준 중위소득 대비 비율은 정책 도입 이전 15~17차 중 가구 가처분소득과 가구원 수가 처음 함께 관측된 시점의 월평균 가구 가처분소득을 해당 연도·가구원 수별 기준 중위소득과 비교해 산출함. 회귀분석의 이질성 변수는 별도로 균등화 가처분소득 로그값을 사용함. 이 분포는 수급 자격 판정이 아니라 표본의 상대적 소득 위치를 설명하기 위한 참고치임.

부표 18. 소득 수준별 급여수준의 한계효과

종속변수 (월평균 지출액)		하위 25%	중위	상위 25%
양육 관련 지출 합계		2.643 (4.494)	1.031 (4.133)	-0.892 (4.063)
	보육료비	1.501 (2.792)	0.618 (2.698)	-0.435 (2.697)
	보건의료비	-2.381 (2.219)	-2.512 (2.202)	-2.669 (2.216)
기본생활 지출 합계		30.415 (18.757)	28.618 (18.603)	26.474 (18.624)
	식비	1.693 (3.274)	0.248 (3.157)	-1.477 (3.114)
	주거·광열비	2.197 (1.683)	2.152 (1.574)	2.097 (1.535)
	교통비	26.564 (17.344)	26.230 (17.304)	25.830 (17.404)
	통신비	-0.040 (0.545)	-0.011 (0.533)	0.023 (0.530)
총생활비		25.878 (28.767)	21.137 (28.365)	15.478 (28.474)

주: N=426(295가구). 표 11의 상호작용 모형을 그대로 유지한 채, 소득의 특정 지점에서 급여수준 10만 원 증가에 따른 월평균 지출액(만 원) 변화를 산출한 값임. 소득 지점은 균등화 연간 가처분소득(실질)의 하위 25%(2,679.8만 원), 중위(3,459.8만 원), 상위 25%(4,692.9만 원)임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차. 지출연도 고정효과·가구 특성 통제. 모든 항목의 모든 소득 지점에서 한계효과는 5% 수준에서 유의하지 않았음(식비의 경우 각각 $p=.605$, $p=.937$, $p=.636$).

부표 19. 소득 상하위 1% 원저라이징 후 이질성 분석

종속변수 (월평균 지출액)		원분석	원저라이징 후	방향
양육 관련 지출 합계		-6.311 (4.286)	-8.066+ (4.362)	일치
	보육료비	-3.455+ (1.895)	-4.220* (1.934)	일치
	기본생활 지출 합계	-7.037 (6.681)	-8.904 (6.996)	일치
	식비	-5.659** (1.922)	-6.302** (2.022)	일치
	주거·광열비	-0.179 (1.334)	-0.073 (1.363)	일치
	교통비	-1.311 (5.469)	-2.671 (5.811)	일치
	통신비	0.112 (0.275)	0.141 (0.290)	일치
총생활비		-18.566 (14.041)	-25.772+ (13.976)	일치

주: 두 분석 모두 N=426(295가구). 계수는 급여수준×소득 상호작용항임. 원저라이징은 이질성 분석 표본 295개 고유가구의 정책 이전 균등화 실질 가처분소득 원값을 하위 1%(1,272.1만 원)·상위 1%(10,325.2만 원) 경계값에서 제한한 뒤, 로그 변환·평균중심화하여 재추정한 것임. 값이 조정된 가구는 상·하위 각 3가구, 총 6가구임. 괄호 안은 가구 단위 군집 표준오차. 식비의 q값은 원분석 .017, 원저라이징 후 .010임. 보육료비는 원저라이징 후 $p=.030$ 이나 보정 후 $q=.149$ 로 유의하지 않음. * $p<.10$, ** $p<.01$.