

최저임금 인상이 저임금 근로자의 보장성보험 소비에 미치는 영향*

송 윤 아**

논 문 초 록 본 연구는 2018년 최저임금의 급격한 인상이 저소득층의 소득과 보장성보험 소비에 미친 영향을 재정패널조사 자료(제7~12차)를 이용하여 개인 및 가구 단위에서 분석하였다. 인과적 식별을 위해 이중차분법(DID), 사건사 분석, 합성이중차분법(SDID)을 적용하였다. 분석 결과, 최저임금 인상은 수혜 근로자의 근로소득과 가구소득을 유의하게 증가시켰다. 보험 소비와 관련하여 개인 단위 분석에서는 신규 가입 확대 효과가 확인되지 않았으나, 기존 가입자의 보험료 지출은 유의하게 증가하였다. 가구 단위 분석에서는 가구 내 최저임금 소득 의존도가 높은 취약 가구를 중심으로 무보험 가구의 보험시장 신규 진입이 확대되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 저소득층의 강한 예비적 동기를 반영하는 한편, 보험료 산출 체계에 내재할 수 있는 소득 역진적 재분배 가능성을 점검하고 이를 완화하기 위한 제도적 보완의 필요성을 시사한다.

핵심 주제어: 최저임금, 보험, 해지기반보험(무·저해지환급형 보험)

경제학문헌목록 주제분류: J3, N3, E2

투고 일자: 2025. 11. 10. 심사 및 수정 일자: 2026. 1. 5. 게재 확정 일자: 2026. 2. 25.

* 본 논문에 제시된 견해는 저자 개인의 의견이며, 저자가 소속된 기관의 입장을 반영하지 않는다. 익명의 두 분 심사위원이 제공한 세심한 논평과 구체적인 개선 제안은 논문의 논리 전개와 분석을 정교화하는 데 크게 기여하였다. 이에 깊은 감사의 뜻을 표한다. 다만, 남아 있을 수 있는 모든 오류는 전적으로 저자의 책임임을 밝힌다.

** 보험연구원 연구위원, e-mail: yunahsong2024@gmail.com

I. 서론

우리나라 가계는 사망·질병 등 미래의 불확실성에 대비하기 위한 주요 위험관리 수단으로 보험을 광범위하게 활용하고 있다. 2024년 기준 국내 보험회사의 연간 수입 보험료는 약 238조 원에 이르며, 이 중 사망 및 건강 위험을 보장하는 보장성보험이 약 127조 원을 차지하는 것으로 추정된다(보험개발원, 2025).¹⁾ 2024년 가계금융복지 조사에 따르면 가구주가 60세 이하이고 가구원이 2인 이상인 가구의 저축액 대비 납입보험료 비율은 평균 31.9%이며, 소득 1분위 가구 역시 31.8%로 전체 평균과 유사한 수준을 보인다(통계청, 2024). 즉, 소득 수준과 무관하게 보험료 지출이 가계 재무 구조에서 상당한 비중을 차지하고 있다. 그러나 높은 보험 의존도와 달리, 사망 및 건강 위험을 보장하는 보장성보험은 실손의료보험을 제외하면 대부분 장기계약을 전제로 설계되어 있음에도 불구하고 실제 계약 유지율은 낮은 수준에 머문다. 2022년 기준 계약 체결 후 5년 시점의 유지율은 종신보험이 39.6%, 질병·상해·암보험이 37.8~49.6%에 불과하다.²⁾

보험계약의 낮은 유지율은 우리나라에만 국한된 현상이 아니라, 미국을 비롯한 주요 생명보험 시장에서도 공통적으로 관찰된다.³⁾ 나아가 보험료 산정 과정에서 계약의 중도 해지를 전제로 하는 해지기반 가격 설계(lapse-based pricing)가 널리 활용되고 있다(Gottlieb and Smetters, 2021).⁴⁾ 해지기반보험(lapse-supported insurance)은 중도 해지 시 계약자에게 지급될 환급금을 낮게 설정하는 대신, 이로부터 발생하는 계리적 해지이익을 보험료 산출 가정에 반영함으로써 해지율을 직접적으로 고려하지 않는 표준형 보험보다 낮은 보험료를 제시할 수 있다(Haçarız et al., 2024).⁵⁾ 이

1) 연금보험·퇴직연금 등 저축성보험은 약 77조 원, 자동차보험은 19.7조 원이며, 나머지 14.3조 원은 화재·해상·보증·기술·책임·권원보험 등 주로 기업이 가입하는 보험으로 구성된다. OECD(2025)에 따르면, 우리나라의 GDP 대비 보험료 비율은 10.6%로 조사대상국 중 여섯 번째로 높은 수준이며, 사회보장제도가 유사한 일본(8%)보다도 높다.

2) 생명보험협회 상품비교공시에 따르면, 현재 판매 중인 A사의 무해지환급형 치매보험의 경과기간별 적용 해지율은 1차년도 28.8%, 2차년도 17.5%, 3차년도 15.9%로, 3년차(5년차)까지 유지되는 계약의 비율을 49.4%(41.2%)로 가정한다.

3) Gottlieb and Smetters(2021)에 따르면, 미국 종신형 생명보험은 3년 이내 29%, 10년 이내 57%가 해지된다.

4) 본 연구에서 '해지'는 보험료 미납으로 인한 자동 실효를 포함해, 계약자의 선택 또는 과실에 의해 계약이 중도에 종료되는 모든 형태를 의미한다.

구조에서는 해지자의 손실이 보험료 인하를 통해 계약 유지자에게 이전되는 효과가 발생하여, 경제적 실질 측면에서 해지자가 유지자를 교차 보조하는 구조가 형성된다(Society of Actuaries, 1987; 1989; Gottlieb and Smetters, 2021; Koijen et al., 2024). 최근 저금리 기조의 장기화와 보험시장 내 가격 경쟁 심화로 인해, 국내에서도 이러한 해지기반 구조를 갖는 무·저해지 환급형 보험의 판매 비중이 빠르게 확대되고 있다.

보험계약의 낮은 유지율과 해지기반보험의 확산은 분배적 함의를 갖는다. 저소득층일수록 재정적 충격을 흡수할 완충자산이 부족하여 소득 또는 지출 충격 발생 시 계약을 조기 해지할 가능성이 상대적으로 높으며, 그 결과 납입보험료의 손실과 보장 공백이라는 후생적 비용을 반복적으로 부담할 위험이 있다.⁶⁾ 특히 해지기반보험에서는 해지로 인한 손실이 보험료 인하를 통해 계약 유지자에게 이전되는 구조가 형성되므로, 조기 해지 가능성이 높은 저소득층이 고소득층을 보조하는 역진적 분배 효과로 이어질 여지가 있다(Gottlieb and Smetters, 2021; Koijen et al., 2024). 보장성보험의 광범위한 활용, 낮은 계약 유지율, 그리고 소득 역진적 분배 가능성을 고려할 때, 저소득층의 보험 소비 행태를 분석하는 것은 소비자 보호와 금융 복지 제고의 측면에서 중요한 과제이나 관련 연구는 미흡하다.

최저임금 인상은 저임금 근로자의 소득 수준을 직접적으로 변화시키는 외생적 충격으로, 저소득층의 보험 소비 행태를 분석하는 데 유효한 식별 기회를 제공한다. 다만, 최저임금은 고용, 물가, 조세 및 이전지출 체계 등 경제 전반에 복합적인 파급효과를 수반하므로, 그 실질적인 영향력에 대해서는 상반된 이론적·실증적 견해가 존재한다. 신고전파 모형은 최저임금 인상이 노동시장의 가격 왜곡을 통해 저숙련 노동자의 고용을 위축시킨다고 보았으나(Stigler, 1946), 이후 Card and Krueger(1994)와 Dube et al.(2010) 등은 최저임금 인상의 고용 감소 효과가 미미하거나 통계적으로 유의하지 않음을 확인하였다. 물가 측면에서는 기업이 상승한 인건비를 소비자 가격에 전가할 가능성이 있으나, 그 전가 정도는 산업구조, 시장 경쟁 정도, 수요탄력성 등 미시적 요인에 따라 달라지는 것으로 보고된다(Aaronson, 2001). 또한 최저임금

5) 장기계약형 보장성보험은 대부분 계약 초기에 실제 위험률보다 높은 수준으로 보험료를 책정하는 보험료 선납(front-loading) 방식을 따르며, 이때 초과 납입된 보험료는 장래의 위험률 상승과 보험금 지급에 대비해 책임준비금으로 적립된다.

6) 표준형 상품도 계약 초기에 사업비가 집중 부과되는 구조를 가지므로, 조기 해지 시 납입보험료의 상당 부분이 사업비로 차감될 수 있다.

인상은 소득세 및 사회보험료 납부 확대, 근로장려세제 등 이전지출 체계와의 상호작용을 통해 가계의 실질 가처분소득 증가폭을 제한할 수 있다(Dube, 2019).

이러한 논의를 종합하면, 최저임금 인상이 저임금 근로자의 보장성보험 소비에 미치는 효과는 이론적으로 단정하기 어렵다. 최저임금 인상이 고용 위축 없이 실질소득의 증가로 이어질 경우 소득 효과를 통해 신규 가입이나 보장 수준 확대가 촉진될 수 있다. 반대로, 근로시간 단축이나 고용 불안정이 수반될 경우 소득 불확실성이 확대되어 예비적 저축 동기가 강화될 수 있으나(Carroll and Samwick, 1997), 보험계약의 장기적 비유동성과 중도 해지 시 발생하는 손실 위험을 고려할 때 가계는 위험보장보다는 현금성 자산의 축적을 선호할 가능성이 있다(Gollier, 2003). 여기에 미래 소득 및 지출 충격을 과소평가하는 인지적 편향이 결합될 경우, 단기적으로는 보험 가입이 확대되더라도 중장기적으로는 조기 해지로 이어질 가능성도 존재한다(Gottlieb and Smetters, 2021). 결국 최저임금 인상이 저소득층의 보험 소비에 미치는 순효과는 소득 증대 효과, 예비적 동기, 보험계약의 제약, 그리고 인지적 편향 등이 복합적으로 작용한 결과로 이해될 수 있으며, 이에 대한 실증적 검토가 필요하다.

국내 최저임금은 2010년 이후 연평균 5~7% 수준의 점진적 인상 기조를 유지해 왔다. 그러나 2018년에는 전년 대비 16.4% 인상되어 시급 7,530원으로 결정되었고, 2019년에도 10.9%(8,350원)의 높은 인상이 이루어졌다. 2018년을 기점으로 한 이러한 급격한 인상은 과거의 추세적 흐름과 뚜렷이 구별되는 변화로, 정책에 의한 외생적 소득 충격을 식별할 수 있는 준실험적 환경을 제공한다. 본 연구는 재정패널조사 자료를 활용하여 최저임금 인상이 저소득층의 소득과 보장성보험 소비에 미치는 영향을 개인 및 가구 단위에서 분석한다. 먼저 최저임금 인상이 대상 근로자의 근로소득을 상승시켜 가계의 가처분 자원을 확대하고 유동성 제약을 완화하는지 검증한다. 이어 이러한 소득 변화가 보험 소비에 미치는 영향을 두 가지 경로로 구분하여 분석한다. 첫째, 재정적 제약으로 보험시장에서 배제되었던 근로자의 신규 진입을 유도하는 외연적 한계(extensive margin) 효과이다. 둘째, 기존 가입자의 경우 보험료 부담으로 인한 해지나 감액을 완화하고, 추가 가입이나 보장 증액을 통해 보장 수준을 강화하는 방향으로 나타나는 집약적 한계(intensive margin) 효과이다. 정책 효과의 인과적 영향과 시차적 동학을 식별하기 위해 이중차분법(Difference-in-Difference, DID), 사건사(Event-study) 분석, 그리고 합성이중차분법(Synthetic DID, SDID)을 병행한다.

최저임금 인상이 가계 행태에 미치는 영향을 분석한 기존 연구는 주로 소비, 부채, 신용 반응에 초점을 두어 왔다(Aaronson et al., 2012; Aitken et al., 2014; Dautović et al., 2019). 이러한 지표는 소득 증가에 따른 현재 소비 조정이나 유동성 제약 완화 효과를 포착하는 데에는 유용하지만, 가계의 위험관리 방식이나 장기적 재무 구조 변화까지 충분히 반영하지는 못한다. 이에 비해 보장성보험은 미래에 사망·질병 등 특정 상태가 발생할 경우에만 보험금이 지급되는 조건부 계약으로, 단순한 소비나 일방적 저축과는 의사결정 구조가 다르다. 보험 가입은 장기계약과 해지 비용, 지속적인 보험료 납입 의무를 수반하며, 미래 소득의 지속 가능성과 위험 발생 가능성에 대한 기대에 의해 영향을 받는다. 동시에 보장성보험은 위험보장 기능과 함께 자원을 점진적으로 축적하는 성격도 지닌다(Hwang, 2024).⁷⁾ 따라서 최저임금 인상이 보장성보험 수요에 미치는 영향을 분석하는 것은, 해당 정책이 일시적인 소비 증가에 그치는지, 아니면 가계의 예비적 동기와 장기적 위험관리 전략, 나아가 자산 형성 경로에까지 변화를 유발하는지를 평가할 수 있는 중요한 준거를 제공한다. 다음으로, 본 연구는 최저임금 인상을 매개로 소득 변화가 보험 소비에 미치는 인과적 효과를 식별한다는 점에서도 의의를 가진다. 소득과 보험 가입은 위험성향, 건강상태, 금융지식 등 관측되지 않는 공통 요인의 영향을 동시에 받기에 내생성 문제가 발생할 수 있으나, 최저임금 인상은 개인의 의사결정과 무관하게 주어지는 정책 충격이므로 이러한 내생성을 완화할 수 있는 식별 기회를 제공한다.

II. 보장성보험과 선행연구 검토

1. 보장성보험과 분배적 함의

사망 및 건강 위험을 보장하는 보장성보험은 대부분 장기계약의 형태를 취하며, 보험료 구조는 초기 납입액이 장기 평균 위험률을 상회하도록 설계되는 선납 방식을

7) 순수보장성 상품을 제외하면, 만기 시 또는 특정 조건 충족 시 기납입보험료를 환급하거나, 중도 해지 시 적립보험료에서 사업비 등을 제한 후 해약환급금으로 지급한다. 특히 사망, 치매, 간병 등 고령기에 지급 사유가 집중되는 상품은 적립금 비중이 높아 경제적 실질이 저축에 근접하게 된다. 또한, 생명보험협회(2025)에 따르면, “현재 우리나라에서는 정기보험의 경우 보험기간 종료까지 생존 시 이미 납입한 보험료 범위에서 보험료를 환급하는 만기환급형 상품이 많다.” 무·저해지환급형 보험이 본격 출시된 것은 2015년 이후이다.

따른다.⁸⁾ Hendel and Lizzeri(2003)는 이러한 보험료 구조가 단순한 관행이나 제도적 제약의 산물이 아니라, 동태적 계약 환경에서 형성된 내생적 균형의 결과임을 이론적으로 보였다. 보험은 계약 유지 의무가 보험회사에만 부과되는 구속 계약으로, 계약자는 언제든지 계약을 해지할 수 있다.⁹⁾ 또한 질병·장애·사망 등 보장 대상 위험은 연령 증가와 함께 점진적으로 상승하므로, 장기계약 하에서 재분류 위험(reclassification risk)이 중요한 문제로 등장한다. 이때 계약자가 보험료 선납을 통해 장기계약을 확약하면, 보험회사는 건강한 계약자의 선택적 해지를 억제함으로써 위험집단의 구성을 안정적으로 유지할 수 있고, 계약자는 향후 위험률이 상승하더라도 기존 조건을 유지함으로써 재분류 위험으로부터 보호를 받는다. 즉, Hendel and Lizzeri(2003)에 따르면 보험료 선납 구조는 계약자의 계약 유지에 대한 확약 부재의 상황에서, 계약 이탈 시 선납 보험료의 매몰을 통해 자발적 계약 유지 유인을 내생적으로 형성하는 메커니즘으로 기능한다. 그러나 Gottlieb and Smetters(2021)는 이러한 이론적 균형이 현실에서 완전하게 구현되기 어렵다고 지적한다. 실제 보험시장에서 계약자는 미래의 유동성 충격을 과소평가하거나 보험료 납입을 체계적으로 관리하지 못하는 등 제한된 합리성을 보이는 경향이 있다. 그 결과 보험료 선납 구조에도 불구하고 비효율적인 계약 해지가 빈번하게 발생하고 해지를 전제로 한 해지기반 가격설계가 광범위하게 활용되고 있다.

저금리 기초가 장기화되고 가격 경쟁이 심화됨에 따라 우리나라에서도 무·저해지 환급형 보장성보험의 판매 비중이 빠르게 확대되고 있다. 생명보험회사의 보장성보험 신규 계약 중 무·저해지환급형 상품이 차지하는 비중은 보험료 기준 2023년 59%에서 2024년 73%로 상승하였다(보험개발원, 2025). 전통적인 표준형 보장성보험은 예정사망률, 예정이율, 예정사업비를 기초로 하는 3이원 방식에 따라 보험료가 산출된다. 표준형 상품에서는 계약자가 중도 해지할 경우 책임준비금에서 위험보장비용과 사업비를 차감한 금액이 해약환급금으로 지급되므로, 적어도 이론적으로는 보험회사에 해지

8) 사망 및 건강 위험을 보장하는 상품은 일반적으로 사망 시점까지 또는 특정 연령(예: 80세, 90세, 100세)까지 보장하거나, 일정 기간(예: 10년, 15년, 20년) 동안 보장하는 형태로 설계된다. 다만, 실손의료보험은 보험료 산출상의 위험을 최소화하기 위해 갱신형으로 판매되며, 2013년 신규 계약부터 보험료 갱신 주기가 3년에서 1년으로, 보장내용의 변경 주기도 기존의 최장 100세 만기에서 15년(2021년 신규 계약부터는 5년)으로 단축되었다.

9) 보험회사는 계약자나 피보험자가 고의 또는 중대한 과실로 계약상 의무를 위반한 경우에 한하여 계약을 해지할 수 있다(상법 제651조, 제652조).

로 인한 초과이익이 발생하지 않는다(Society of Actuaries, 1989). 오히려 해지가 빈번할 경우 보험회사는 초기 모집·사업비를 충분히 회수하지 못한 채 계약이 종료되어 손실을 입을 수 있으며, 특히 상대적으로 건강한 계약자가 먼저 이탈하는 경우에는 평균 위험률이 상승하여 손실이 확대될 수 있다.¹⁰⁾ 반면 해지기반보험은 계약자가 납입 기간 중 해지할 경우 해약환급금을 축소하거나 지급하지 않는 구조를 통해 발생하는 기대 해지이익을 보험료 산출에 선반영함으로써, 표준형 상품 대비 초·중기 보험료를 인하하는 방식으로 가격 경쟁력을 확보한다.¹¹⁾ 해지로 발생하는 기대 잔여가치가 보험료 인하 재원으로 활용되면서, 결과적으로 해지자가 유지자를 교차 보조하는 구조가 형성된다.

한편, 계약자는 실직, 질병, 갑작스러운 가계 지출 증가 등 예상치 못한 유동성 충격에 직면했을 때, 긴급 자금을 확보하기 위해 보험을 해지하는 경향이 있다(Outreville, 1990; Kuo et al., 2003; Russell et al., 2013; Fang and Kung, 2021). 특히 저소득층은 완충자산이 부족하기 때문에 유동성 충격에 취약하며, 그 결과 해지 가능성이 상대적으로 높게 나타날 수 있다. Gottlieb and Smetters(2021)는 미국 생명보험시장에서 저소득층이 주로 가입하는 소액 보장성 상품의 해지율이 평균보다 현저히 높게 나타남을 보였다. 더불어 Koijen et al.(2024)는 경기침체에 해지율이 상승하며, 해지 위험의 경기순응적 변동이 보험료에 충분히 반영되지 않을 경우, 경기 충격에 상대적으로 취약한 저소득층이 고소득층을 보조하는 역진적 소득 재분배가 발생할 수 있음을 지적하였다.

해지를 전제한 보험료 산출 구조가 확산되는 가운데, 해지 위험이 큰 저소득층의 보험의존도가 높을수록 역진적 소득 재분배의 가능성은 커진다. 2024년 가계금융복지조사에 따르면, 가구주가 60세 이하이고 가구원 수가 2인 이상인 가구의 경우, 소득 1분위 가구의 53.1%(전체 68.9%)가 보험자산을 보유하고 있으며, 저축액 중 보험자산이 차지하는 비율은 31.8%에 달한다.¹²⁾ 보험이 저소득층의 주요 위험관리 및 자

10) 실제 운영 과정에서 해약환급금 산정 방식, 사업비 회수 구조, 적립금 운용수익률 차이, 해지시점의 위험집단 구성 등으로 인해 일부 계약에서 해지가 보험회사에 이익으로 작용할 수 있으나, 이는 보험료 산출 단계에서 예정된 결과가 아니라, 계약 운영 과정에서 발생하는 경험적 요인이나 우연적 변동에 기인한다.

11) 계약자는 해지 시 환급금의 감소를 감수하는 대신 상대적으로 낮은 보험료로 동일한 보장을 기대할 수 있다. 보험회사 입장에서는 실제 해지율이 예정 해지율을 하회하는 경우, 기대했던 해지 관련 수익이 축소되어 책임준비금 부담이 증가하고 재무 건전성이 악화될 위험이 존재한다.

산축적 수단으로 기능하고 있음을 시사한다.

2. 선행연구 검토

1) 보험 수요와 유동성 제약

보험 수요는 개인의 부 수준과 이론적으로 긴밀하게 연결된다. 기대효용이론(Arrow, 1965; Pratt, 1964)에 따르면 효용함수가 부에 대해 오목할 경우 개인은 위험회피적 성향을 가지며, 불확실한 소득 변동을 보험료라는 확실한 지출로 전환함으로써 기대 효용을 극대화한다. 이때 절대위험회피도가 높을수록 동일한 위험에 대해 더 많은 보험을 수요하게 되며, 이러한 관계는 실증적으로도 지지되어 왔다(Barsky et al., 1997; Finkelstein and McGarry, 2006). 그러나 보험 수요와 부의 관계는 단조롭지 않으며, 효용함수의 위험회피 구조에 의해 매개된다. 특히 효용함수가 절대위험회피체감(Decreasing Absolute Risk Aversion, DARA) 특성을 가질 경우, 부가 증가할수록 절대위험회피계수는 감소한다. 이는 동일한 금액의 손실이 초래하는 한계효용 감소가 부의 증가와 함께 완화된다는 의미이며, 결과적으로 동일한 위험에 대해 지불할 의사가 있는 최대 보험료, 즉 위험 이전의 한계편익이 감소하게 된다. 이러한 이론적 함의는 시장의 불완전성이 존재할 때 보다 명확해진다. Mossin(1968)은 보험료에 부가비용이 포함된 상황을 가정할 경우, 효용함수가 DARA 특성을 보일 때 부의 증가는 최적 보험 가입 비율을 감소시킬 수 있음을 보였다. 부가 증가함에 따라 위험 이전의 한계편익은 체감하는 반면, 보험에 내재된 가격 왜곡은 일정하게 유지되므로, 자가보험의 상대적 매력력이 상승하기 때문이다. 따라서 DARA와 보험시장의 불완전성을 함께 가정할 경우, 이론적으로 부의 증가는 최적 보험수요의 감소로 이어진다.

그러나 실제 보험시장에서는 기대효용이론의 예측과 괴리된 행태가 지속적으로 관찰된다. 위험회피 성향이 존재하고 보험료에 포함된 부가비용이 과도하지 않은 경우에도, 실제 보험 수요는 이론이 제시하는 최적 수준에 미치지 못하는 경향을 보인다(Gollier, 2003; Cole et al., 2013; Finkelstein et al., 2019; Gropper and Kuhn, 2025). 이는 보험 수요를 위험회피도의 단일 함수로 설명하는 접근이 현실에서 관찰

12) 가계금융복지조사에서 보험자산은 저축성보험과 만기 시 일정 금액을 받는 보장성보험(자동차보험 또는 화재보험 등 순수보장성보험 제외)의 누적 납입보험료를 의미한다.

되는 보험 선택 행태를 충분히 포착하지 못함을 시사한다. 실제 보험 선택은 유동성 제약, 인지적 한계, 정보 비대칭, 계약 구조의 복잡성 등 다양한 요인이 상호작용한 결과로 이해될 필요가 있다. 특히 저소득층의 경우 보험료 납입이 현재 소비를 직접적으로 제약한다는 점에서 유동성 제약이 보험 가입 결정에 제약 요인으로 작용할 수 있다. Ehrlich and Becker(1972)는 개인의 위험관리 선택을 보험, 자가보험, 예방노력 간의 대체 관계로 모형화하였다. 보험은 사전적 보험료 납입을 전제로 하는 반면, 자가보험이나 예방노력은 자원 배분의 시점과 강도를 보다 유연하게 조정할 수 있어 단기적 현금흐름 제약에 상대적으로 덜 민감하다. 따라서 강한 위험회피 성향을 지닌 개인이라 하더라도, 현재의 한계효용 손실이 크게 인식되는 경우에는 보험 대신 대체적 위험관리 수단을 선택할 가능성이 있다. 실제로 Cole et al.(2013)은 무작위 현장 실험을 통해 현금 유동성이 개선되는 시점에 보험 구매율이 유의하게 증가함을 보였으며, 이는 유동성 제약이 보험 수요를 제약하는 주요 요인임을 시사한다. 본 연구는 이러한 이론적·실증적 논의를 바탕으로, 최저임금 인상이 저소득층의 유동성 제약을 완화함으로써 보험시장 참여를 유의하게 확대하는지를 검증한다.

2) 최저임금 인상과 소비 및 저축

최저임금의 효과를 다룬 초기 연구는 고용, 임금, 물가 등 거시경제적 지표에 미치는 영향을 규명하는 데 주로 초점을 두었으나, 이후 연구들은 분석 대상을 가계의 소비, 부채 등 미시적 재정행태로 확대하였다. 최저임금 변동이 소비에 미치는 영향은 이론적으로 모호하다. 최저임금 인상이 고용 및 실업 위험, 실질 노동소득, 물가 수준, 조세와 이전제도 등 다양한 경제적 요인에 동시다발적 변화를 초래하고, 그 파급효과가 소비에 상반된 경로로 작용하기 때문이다(Arpaia et al., 2017; Dube, 2019).¹³⁾ 구체적으로, 최저임금 인상은 물가 상승과 실업 위험을 통해 실질소득의 불확실성을 확대함으로써, 소비평탄화와 예비적 저축 동기를 강화하고 단기 소비 확대 효과를 제약할 수 있다. 반면, 고용에 부정적 영향 없이 가구의 실질소득이 증가할 경우에는 유효 수요 경로를 통해 소비가 확대될 가능성이 있다. 특히 한계소비성향이 높은 저임금

13) Dube(2019)는 최저임금 인상이 소득 분배 하위 10~15% 구간에 속한 가구의 소득을 실질적으로 증대시키며, 비고령층 빈곤율을 유의미하게 감소시킨다는 실증적 근거를 제시하였다. 다만, 최저임금 인상으로 가구의 현금 소득이 증가하더라도, 조세 부담 가중 및 근로장려세제를 포함한 공공 보조 수혜액의 감소로 인해 실질적인 가처분소득 개선 효과의 약 34%가 상쇄될 수 있음을 지적하였다.

가구에서는 이러한 소득 증대가 소비로 직접 전이될 가능성이 크다.

기존 실증연구는 최저임금 인상이 단기적으로 저소득층의 소비 확대와 재무상태 개선을 유도한다는 데에는 대체로 일치하지만, 저축 및 자산축적에 미치는 영향에 대해서는 직접적인 실증 근거가 제한적이다. Aaronson et al.(2012)은 미국의 신용카드 자료를 분석하여, 최저임금 인상 후 저소득 가구의 소득이 평균 250달러 증가할 때 소비는 약 700달러 이상 확대되었음을 확인하였다. 이는 주로 담보대출을 활용한 내구재 구매 증가에 기인한 것이나, 인상 1년 후 시점에서는 신용점수 상승과 연체율 하락 등 지불 행태의 개선이 동반되어 중기적으로는 가계의 재무 상태가 완만하게 호전되는 경향이 나타났다. Dettling and Hsu(2021) 역시 최저임금 인상이 저소득층의 신용 접근성을 높이고 차입비용 및 연체율을 낮춤으로써 실질 가처분소득 개선에 기여함을 입증하였다. 이러한 결과는 인상 직후 소비가 소득 증가분을 상회함에 따라 현금흐름 기준의 저축은 단기적으로 정체되거나 감소할 수 있으나, 부채 구조의 질적 개선을 통해 가계의 순자산 구조가 개선될 여지가 있음을 시사한다. 반면, 영국의 미시자료를 활용한 Aitken et al.(2014)은 최저임금 인상 후 비내구재 소비지출은 유의하게 증가한 반면, 내구재 소비나 저축 및 부채 상황과 같은 재무 행태 지표에서는 통계적으로 유의미한 변화가 없음을 보고하였다. 또한 Dautović et al.(2019)은 중국 가계패널자료를 통해 자녀가 있는 가구는 교육 및 보건 지출을 확대한 반면, 자녀가 없는 가구는 소폭의 저축 증가를 보였으나 소득 계층 전반의 자산축적 효과는 미미한 것으로 분석하였다.

국내에서 2018~2019년의 최저임금 인상 효과를 분석한 기존 연구들은 주로 노동시장 내 고용에 미치는 영향에 집중해 왔으며, 대체로 고용 감소와 더불어 자동화 기술 도입 확대 현상을 확인하였다(양준석·장운섭, 2019; 김대일·이정민, 2019; Baek and Park, 2024; Doh et al., 2025).¹⁴⁾ 반면, 최저임금 인상이 개인 및 가계의 행태에 미치는 영향을 검토한 국내 연구는 상대적으로 제한적이다. 비록 2018~2019년의 급격한 인상 시기를 분석 대상으로 삼지는 않았으나, 오상봉(2015; 2018), 오병욱(2018), 김재호·정주연(2020) 등은 최저임금 인상이 가계 소비에 통계적으로 유의한 변화를 초래하지 않았다고 보고하였다. 오상봉(2018)은 2011~2016년 한국노동패널

14) 이외에도 2018년 최저임금 인상의 효과를 직접적으로 분석한 연구는 아니지만, 최저임금 인상이 고용(김대일, 2012; 김태훈, 2019 등), 임금분포(이정민·황승진, 2018), 물가(강승복, 2015) 등에 미치는 영향을 검토한 국내 연구는 다수 축적되어 있다.

자료를 이용한 분석에서, 최저임금 인상이 시간당 임금을 상승시켰음에도 불구하고 고용 감소와 근로시간 축소에 따른 상쇄 효과로 인해 가구 총소득은 유의하게 증가하지 않았으며, 이에 따라 가계의 총소비와 개별 품목 지출에서도 통계적으로 유의한 확대 효과가 나타나지 않았음을 보고하였다.

최저임금의 경제적 효과에 관한 연구는 상당히 축적되어 있으나, 최저임금 변동이 개인 및 가구의 보장성보험 소비에 미치는 영향을 체계적으로 분석한 연구는 국내적으로 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 최저임금 인상이 근로자의 재정적 제약을 완화함으로써 보험 지출 결정에 어떠한 변화를 유발하는지를 실증적으로 규명한다.

III. 분석방법

1. 분석자료 및 표본 구축

본 연구는 최저임금 인상이 보장성보험 소비에 미치는 영향을 분석하기 위해 한국 조세재정연구원의 재정패널조사(NaSTaB) 자료를 활용하였다. 최저임금의 영향을 식별하기 위해서는 개인의 시간당 임금을 산출해야 하는데, 국내에서 근로시간과 소득 정보에 더해, 민영보험 가입 현황을 개인 단위에서 세부 유형별로 수집하는 패널자료는 드물다.¹⁵⁾ 재정패널조사는 개인의 시간당 임금과 보험료에 관한 정보를 확보할 수 있는 패널자료로, 본 연구의 분석 목적에 적합하다. 재정패널조사는 전년도에 소득활동이 있었던 만 15세 이상 가구원을 대상으로, 고용상태와 근로시간, 근로·사업소득 뿐만 아니라 민영보험 가입여부 및 납입금액을 개인 단위에서 세부 유형별로 조사한다. 민영보험은 퇴직연금, 연금저축, 연금보험, 저축성보험, 자동차보험, 그리고 질병·상해·사망 위험을 보장하는 보장성보험 등 6개 유형으로 구분된다. 더불어 계약 만기에 납입보험료의 일부 또는 전부가 환급되더라도, 보험의 주된 목적이 위험보장에 있는 경우 이를 보장성보험으로 분류함으로써 저소득층의 실제 위험보장 수요를

15) 한국노동패널조사는 민영보험 불입금액을 가구 단위에서 저축성보험, 종신보험, 기타 보장성보험 등 세 가지 유형으로 구분하여 조사한다. 한국복지패널조사는 개인 단위의 민영의료보험 가입 건수와 가구 단위의 총보험료를 파악하며, 종신보험의 보험료는 재산 증가를 위한 지출로 간주되어 저축성보험 및 예·적금과 합산된다. 따라서 두 조사 모두 개인 단위의 보험료 수준을 직접적으로 확인하기 어렵다.

보다 정확히 반영할 수 있다는 점에서 분석상의 이점을 가진다.

최저임금 인상이 보험 가입에 미치는 영향을 규명하기 위해 분석 범위를 2014년부터 2019년까지로 설정하고, 해당 기간의 재정패널조사 제7~12차 자료를 활용하였다.¹⁶⁾ 해당 기간은 최저임금 고율 인상 이전의 추세를 충분히 통제할 수 있을 뿐만 아니라, 2018년과 2019년의 연속적인 최저임금 인상이 가져온 정책 효과의 시차와 지속성을 포착하기에 적합한 시기이다. 2020년 코로나19 팬데믹과 그에 따른 대규모 고용·소득 지원 정책은 노동시장에 비정상적인 충격을 가하여 최저임금 인상의 순수한 효과를 교란할 가능성이 크므로, 분석 범위를 2019년까지로 한정하였다. 한편 재정패널조사는 보험료, 소득, 자산 등 주요 변수에 대해 전년도 기준의 정보를 수집한다. 시점 간 불일치를 방지하고 정책 시행 시점과의 정합성을 확보하기 위하여 모든 변수의 시점을 실제 발생 연도에 맞추어 일관되게 조정하였다.

전년도 기준의 조사 정보를 분석 시점에 소급 적용하여 재구성한 2014~2019년 재정패널의 총 관측치는 42,945건(9,193명)이다. 분석 표본은 다음과 같은 단계를 거쳐 구축하였다. 먼저, 정책 시행 전에 대해 관측된 임금근로자로 대상을 한정하였다. 둘째, 생애주기별 동질성을 확보하기 위해 2014년 기준 만 18세 이상 55세 이하(2019년 기준 60세)인 개인만을 포함하였다. 60세 이상 고령자는 임금, 고용형태, 근로시간 등이 정년, 재취업, 비정규직·시간제 전환 등 구조적 요인의 영향을 크게 받으므로, 최저임금 인상의 순수한 효과와 혼재될 우려가 있다. 또한 보험시장 측면에서도 고령자는 건강상태, 가입 연령 상한, 보험회사의 인수 거절 등 비가격적·비소득적 제약으로 인해 소득이 증가하더라도 신규 가입 가능성이 제한될 수 있다. 셋째, 시간당 임금 산출 및 보험료 분석을 위해 필수적인 근로시간, 근로소득, 보험료 항목에 결측치가 있는 개인을 제외하였다. 넷째, 정책 효과의 사후 비교를 위해 최저임금 인상 이후에 관측되지 않은 개인을 제거하였다. 다섯째, 분석기간 동안 가구 변동이 발생한 관측치를 배제하였다. 마지막으로, 추정치의 왜곡을 방지하기 위해 보험료가 비정상적으로 높은 상위 극단치를 제거하였다. 이러한 정제 과정을 통해 10,170건(2,064명)의 개인-연도 관측치를 확보하였다. 다만, 대조집단 내 고임금 근로자가 포함될 경우 처치집단과의 이질성으로 인해 평행추세가정이 위배될 가능성이 있다. 따라서 대조집단의

16) 패널데이터의 특성상 소득 및 지출 정보가 조사 시점의 전년도를 기준으로 기록됨에 따라, 2019년의 소득·소비 데이터와 2014년의 전년도 보험료 데이터를 확보하기 위해 각각 제13차 및 제6차 자료를 연계하여 활용하였다.

시간당 임금을 90분위수 미만으로 제한하여 추정의 강건성을 기하였다.¹⁷⁾ 최종 분석에는 총 1,232명(7,392건)으로 구성된 균형패널을 활용하였으며, 이후의 모든 주요 분석은 해당 표본을 바탕으로 수행되었다.

2. 주요 변수 및 기초통계

1) 주요 변수

처치집단과 대조집단은 사전 기간(2014~2017년) 전체의 평균 시간당 임금을 기준으로 구분하였다. 최저임금 인상 이후 실직이나 임금 상승이 있더라도 최초 분류된 집단은 동일하게 유지한다. 평균 시급을 사용하여 시간당 임금의 측정오차와 단기 변동성을 완화하고, 정책 노출 가능성이 높은 임금근로자를 포괄적으로 식별함으로써, 단기·불규칙 고용으로 인한 표본 왜곡을 줄이고자 한다.¹⁸⁾ 구체적으로, 처치집단은 정책 시행 이전 4년간 평균 시급이 7,530원 미만인 근로자로 정의하고, 대조집단은 동일 기간 평균 시급이 7,530원 이상인 근로자로 구성한다.¹⁹⁾

최저임금 인상은 저임금 근로자의 소득을 증가시켜 보장성보험에 대한 지불 능력을 개선하는 경로로 작용할 수 있다. 유동성 제약이 완화되면 무보험자의 신규 가입이 확대되는 확장적 한계의 변화가 나타날 수 있으며, 동시에 기존 가입자의 보험료 납입유예·해지·감액을 억제하거나 보장 수준을 상향하는 집약적 한계의 조정도 가능해진다. 이러한 이론적 경로를 실증적으로 검증하기 위해, 본 연구는 근로소득과 가

17) 대조집단 내 시간당 임금의 최댓값은 16만 원이며, 90분위수는 3만 원, 60분위수는 1.87만 원이다.

18) 2017년 단일 시점의 시급을 기준으로 집단을 구분할 경우, 처치집단의 2017년 평균 시급이 이전 기간에 비해 오히려 낮게 나타나고, 2018년에는 과도한 상승폭이 관찰된다. 특정 시점의 임금 수준만을 기준으로 집단을 정의할 경우, 해당 연도에 일시적 임금 하락을 경험한 근로자가 처치집단에 포함되기 때문으로 보인다. 처치집단의 정의에 따른 추정 결과의 민감도를 점검하기 위해, 2017년 단일 시급, 2016~2017년 평균 시급, 2015~2017년 평균 시급을 기준으로 처치집단을 각각 재구성하여 강건성 분석을 수행하였다.

19) 시간당 임금은 조사 대상자의 근로소득을 총 근로시간으로 나누어 산출하였다. 근로시간은 주된 일자리에서의 요일별 정규 근로시간과 잔업시간을 합산한 실근로시간에 주휴시간(주 최대 8시간)을 포함하여 구성하였다(남재량 외, 2022). 재정패널조사는 근로시간을 주된 일자리에 한해 조사하지만, 근로소득은 주된 일자리와 부업·부가적 일자리를 구분하지 않고 총액으로 수집한다. 이에 따라 추가 일자리에서 발생한 근로소득이 있는 경우, 이를 주된 일자리 근로시간으로 나누어 산출한 시간당 임금이 실제보다 과대추정될 가능성을 배제할 수 없다.

구소득을 포함한 소득 변수와 함께 보험 가입 여부, 보험료 감소 여부, 기존 가입자의 보험료 변동 등을 주요 종속변수로 설정한다.

구체적으로 먼저, 최저임금 인상이 근로자의 실질적인 소득 개선에 기여했는지 확인하고자 연간 근로소득과 가구소득을 분석한다. 소득 데이터의 우편향된 분포를 고려하여 로그 변환한 값을 사용한다. 둘째, 정책 도입이 사회 전체의 평균적인 보험 소비 지출에 미친 영향을 포착하기 위해, 보험 미가입자를 분석 대상에 포함한 전체 근로자의 보험료 변화를 분석한다(*Insurance Premium*).²⁰⁾ 보험료 데이터는 0에 집중된 절단된 분포와 상단의 극단치로 인해 왜곡이 발생하기 쉬우므로, 제곱근 변환을 적용한다. 셋째, 보험시장으로의 신규 진입 효과를 파악하기 위해 보험 가입 여부를 분석한다(*Insurance Coverage*). 전체 표본을 대상으로 한 가입 확률 분석은 신규 가입의 증가와 기존 가입자의 해지·이탈 효과가 동시에 반영된 순효과를 추정한다. 따라서 최저임금 인상 이후 신규 가입이 확대되더라도 동일한 규모의 해지가 병행될 경우, 전체 가입 확률의 추정치는 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않을 수 있다. 국내 보장성보험 가입률이 이미 포화 상태(본 연구의 표본 기준 약 90%)에 도달해 있다는 점을 고려할 때, 최저임금 인상의 실질적인 성과는 미가입자의 시장 진입보다는 기존 계약자의 보험료 감액·이탈 방지와 보장 수준의 강화에서 보다 뚜렷하게 나타날 가능성이 크다. 이에 기존 가입자 집단 내에서 발생하는 질적 변화를 포착하기 위해 보험료 감소 여부와 기존 가입자의 보험료를 종속변수로 추가하였다. 보험료 감소 여부(*Insurance Reduction*)는 직전 연도 보험 가입자를 대상으로 당해 연도 보험료 납입액이 없거나, 전년 대비 10% 이상 감소한 경우 1의 값을, 그 외의 경우에는 0의 값을 부여한 이분형 변수이다.²¹⁾ 기존 가입자의 보험료 지출액(*Insurance Premium: Insured in t-1 & t*)은 직전 연도 보험 가입자 중 당해 연도에도 가입 지위를 지속한 관측치의

20) 재정패널조사는 계약진수, 신규 체결 여부 또는 해지 등에 대한 정보를 제공하지 않는다. 보험료는 신규 계약체결뿐만 아니라 기존 계약의 추가납입, 특약 추가, 보장기간 연장 등을 통한 증액분을 포괄하는 지표로, 실질적인 보장 수준의 확대를 반영한다.

21) 연령 증가에 따른 소폭의 할인이나 단수 조정 등 기술적 요인에 의한 변동을 배제하고, 계약(특약) 해지, 보장담보 축소, 납입유예, 납입중단 등 실질적이고 유의미한 계약 조정 행태만을 식별하고자 전년 대비 보험료 10% 이상 감소를 감액의 임계치로 설정하였다. 다만 보험료 감소가 반드시 보장 축소를 의미하는 것은 아니다. 예컨대 보장기간은 유지되나 보험료 납입기간이 종료되면서 지출이 자연스럽게 감소했을 가능성도 존재한다. 분석 자료의 제약으로 인해 보험료 감소의 구체적 사유를 개별적으로 식별할 수 없으므로, 본 연구에서는 일정 수준 이상의 보험료 감소가 관측되는 모든 이행을 감액으로 정의하였다.

보험료 납입액을 의미한다. 분석의 일관성을 위해 보험료는 모두 제곱근 변환하며, 계약 기간 동안 동일 금액을 납입하는 평균보험료 구조의 특성을 고려하여 실질가치 환산에 따른 인위적인 하향 왜곡을 방지하고자 명목보험료를 분석에 사용한다.

2) 기초통계

본 연구의 최종 분석 대상은 총 7,392건의 개인-연도 관측치(1,232명)이며, 이 중 약 20.5%(253명)가 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 처치집단에 해당한다. 처치집단과 대조집단의 사전 기간 주요 특성을 비교한 결과는 <Table 1>에 제시되어 있다. 비교 결과, 두 집단 간 인구통계학적 및 경제적 특성에서 유의한 차이가 관찰된다. 사전 기간 동안 처치집단은 대조집단에 비해 평균 연령이 다소 높고, 유배우자·가구주·남성·대졸 이상 학력자의 비중이 모두 낮게 나타난다. 상용직 비중이 낮고, 주택 소유율과 양호한 건강 상태 응답 비율 역시 대조집단보다 낮다. 또한 개인소득분

<Table 1> Summary Statistics of Key Variables: Pre-Treatment Period (2014~2017)

	Full Sample	Treatment Group	Control Group
Insurance Coverage*	0.899 (0.301)	0.818 (0.386)	0.920 (0.271)
Married*	0.758 (0.429)	0.689 (0.463)	0.776 (0.417)
Household Head*	0.645 (0.479)	0.408 (0.492)	0.706 (0.455)
Male*	0.615 (0.487)	0.300 (0.459)	0.697 (0.460)
College Grad. or Higher*	0.591 (0.492)	0.362 (0.481)	0.650 (0.477)
Regular Employer*	0.880 (0.325)	0.679 (0.467)	0.932 (0.251)
Homeownership*	0.593 (0.491)	0.505 (0.500)	0.616 (0.486)
Good Health Status*	0.401 (0.490)	0.379 (0.485)	0.407 (0.491)
Age(years)	42.532 (8.295)	44.358 (8.727)	42.061 (8.115)
Household Size	3.414 (1.162)	3.349 (1.327)	3.430 (1.115)
Hourly Wage	1.279 (0.610)	0.588 (0.197)	1.458 (0.550)
Insurance Premium	192.092 (145.853)	149.209 (136.775)	203.174 (146.092)
Individual Labor Income	3,385.82 (1,578.96)	1,593.72 (592.28)	3,848.94 (1,415.01)
Household Income	6,006.18 (3,194.25)	4,423.75 (2,926.62)	6,416.73 (3,132.44)
Individual Income Ratio	64.195 (27.411)	50.369 (30.623)	67.782 (25.313)
Obs.(Individuals)	4,928 (1,232)	1,012 (253)	3,916 (979)

Notes: * denotes dummy variables. Standard deviations are in parentheses. All monetary variables are measured in nominal terms(10,000 KRW). *Individual Income Ratio* is defined as individual labor income divided by total household income. The effective number of observations for *Household Income* and the *Individual Income Ratio* is 4,835, reflecting data availability.

아니라 가구소득과 가구 내 소득 기여도도 상대적으로 낮아, 처치집단이 전반적으로 취약한 인적·경제적 기반을 지니고 있음을 보여준다.

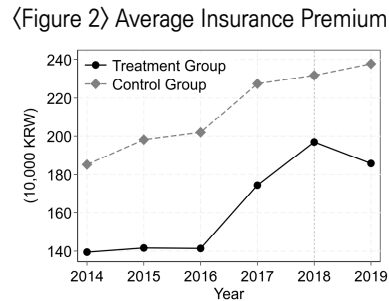
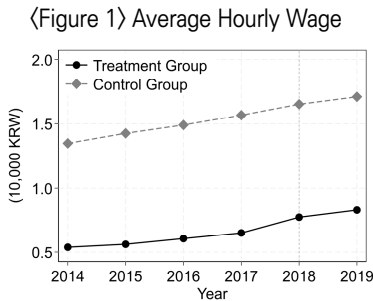
분석 기간 전체에 걸쳐 처치집단과 대조집단의 보장성보험 가입 행태를 비교한 기초통계는 〈Table 2〉에 제시되어 있다. 처치집단의 평균 가입률은 82.6%로, 대조집단(91.8%)보다 9.2%p 낮다. 전년도 미가입자 중 당해 연도에 신규로 가입한 비율 역시 처치집단이 47%로 대조집단보다 10%p 이상 낮게 나타난다. 다만 신규 가입은 전년도 미가입자 표본이 제한적이어서, 보험시장 외연 확대 효과를 평가하는 데에는 제약이 따른다. 기존 가입자의 유지 행태에서도 유의한 차이가 관찰된다. 전년도 가입자 중 당해 연도 보험료를 10% 이상 감액한 비율은 처치집단이 38.5%로 대조집단보다 1.9%p 높고, 보험료 납입을 중단한 완전 이탈 비율 또한 처치집단이 9.2%로 대조집단보다 4%p 높다. 아울러 전년도에 이어 당해 연도에도 보험 계약을 유지한 가입자의 연간 평균 보험료는 처치집단이 약 201만 원으로, 대조집단(약 236만 원)에 비해 35만 원 가량 낮다. 기초통계는 처치집단이 보험시장 진입과 계약 유지, 보장수준 모두에서 상대적으로 취약한 위치에 있음을 보여준다.

〈Table 2〉 Summary Statistics of Insurance Consumption Outcomes (2014~2019)

	Observations (Person-Years)			Mean (Standard Deviation)		
	Full	Treat	Control	Full	Treat	Control
Insurance Coverage*	7,392	1,518	5,874	89.9%	82.6%	91.8%
New Enrollment*	735	264	471	54.6%	47.0%	58.8%
Premium Reduction*	6,524	1,218	5,306	37.0%	38.5%	36.6%
Full Attrition*	6,524	1,218	5,306	5.9%	9.2%	5.2%
Insurance Premium (Insured in t-1 & t)	6,137	1,106	5,031	230.1 (147.1)	201.1 (142.9)	236.4 (147.3)

Notes: * denotes dummy variables. Standard deviations are in parentheses. *New Enrollment* equals 1 if an individual was uninsured in the previous year and pays a positive insurance premium in the current year, and 0 otherwise. *Premium Reduction* equals 1 if an individual was insured in the previous year and either pays zero premium in the current year or experiences a premium reduction of at least 10% relative to the previous year, and 0 otherwise. *Full Attrition* equals 1 if an individual was insured in the previous year and pays zero premium in the current year, and 0 otherwise. *Insurance Premium (Insured in t-1 & t)* denotes the amount paid(in 10,000 KRW) by individuals insured in the previous year who continue to pay premiums in the current year.

처치집단과 대조집단의 주요 변수별 시계열 추이를 살펴본 결과, 정책 시행 시점인 2018년을 전후로 두 집단 간 변화 양상에 뚜렷한 차이가 나타난다. 처치집단의 평균 시급은 2018년 7,708원으로, 전년 6,490원 대비 18.8% 상승하였다. 이는 같은 기간 대조집단의 상승률 5.4%(15,670원→16,520원)를 크게 상회하는 수준이다(〈Figure 1〉 참조). 2018년 최저임금 인상이 저임금 근로자의 명목 임금을 유의하게 상승시켰음을 의미한다. 소득의 증가는 보험 지출의 변화로도 이어진다. 처치집단의 평균 보험료는 2018년에 전년 대비 12.9% 증가한 반면, 대조집단의 증가율은 1.9%에 그쳤다(〈Figure 2〉 참조).



Notes: Both hourly wages and insurance premiums are measured in nominal terms(10,000 KRW), and insurance premiums are annual amounts.

3. 분석모형

본 연구는 2018년 최저임금의 대폭 인상이 근로자의 소득 및 보장성보험 소비 행태에 미친 인과적 영향을 식별하기 위해 개인 고정효과와 연도 고정효과를 포함한 이중 고정효과 패널 회귀모형을 활용한다. 추정식은 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta(Treat_i \times Post_t) + \gamma X_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

위 식에서 $Y_{i,t}$ 는 개인 i 의 시점 t 에서의 종속변수를 의미하며, 개인근로소득, 가구소득, 보장성보험 가입 여부, 보험료 금액 및 해지 여부, 보험료 수준 등을 각각 포함한다. 주요 관심 변수인 $Treat_i$ 는 최저임금 인상의 영향을 받는 처치집단에 속할 경우 1, 그렇지 않은 대조집단은 0의 값을 갖는 가변수이다. $Post_t$ 는 정책이 시행된

2018년 이후 시점에 대해 1, 그 이전 시점에 대해 0의 값을 갖는 시간 가변수이다. 두 가변수의 상호작용 항의 계수인 β 는 본 연구의 핵심 추정치로, 대조집단 대비 처치집단에서 나타난 정책 시행 전후의 상대적 변화량, 즉 최저임금 인상이 해당 근로자들에게 미친 평균처리효과를 나타낸다. 또한, 추정의 정밀도를 높이고 편의를 최소화하기 위해 다음의 변수들을 통제한다. $X_{i,t}$ 는 연령, 배우자 유무, 가구원 수, 주택 소유 여부, 건강 상태 등 시간에 따라 변동하며 종속변수에 영향을 줄 수 있는 개인 및 가구의 특성 벡터이다.²²⁾ δ_i 와 λ_t 는 각각 개인 고정효과와 연도 고정효과를 의미한다. 이를 통해 관측되지 않은 개인의 고유한 특성과 모든 개인에게 공통으로 작용하는 시계열적 충격을 동시에 통제한다. $\epsilon_{i,t}$ 는 잔차항으로, 동일 개인의 반복 관측에 따른 오차항의 자기상관 가능성을 고려하여 개인 식별자 수준에서 군집화된 표준오차를 적용하여 통계적 유의성을 검정한다.

DID 모형의 핵심 식별 가정인 평행추세를 검증하고 정책 효과의 동태적 경로를 확인하기 위해 식(2)의 사건자 모형을 추정한다. 정책 시행 직전인 2017년을 기준연도로 정한다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \sum_{k \neq 2017} \beta_k (Treat_i \times I(Year = k)) + \gamma X_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

일부 서브샘플에서 평행추세가 약화될 가능성을 고려하여, Arkhangelsky et al.(2021)이 제안한 SDID를 추가로 적용한다. SDID는 대조집단의 개별 단위와 시점에 가중치를 부여하여 처치 이전의 처치집단 추세를 보다 정밀하게 재현함으로써, 평행추세가 완전히 충족되지 않는 상황에서도 인과 효과를 식별할 수 있도록 한다. 이를 통해 사전 기간의 이질성을 보정하고, 최저임금 인상이 소득 및 보험 소비에 미친 효과에 대한 추정의 강건성을 제고한다.

22) 가구소득, 금융자산, 부채 등은 보장성보험 가입에 영향을 미치는 핵심 요인이지만, 동시에 최저임금 인상이라는 외생적 충격의 영향을 받아 사후적으로 결정될 가능성이 높은 내생적 변수이다. 이러한 변수를 회귀식에 포함할 경우, 최저임금 인상이 해당 매개 경로를 통해 종속변수에 미치는 간접효과까지 통제되어 정책의 총효과가 과소추정될 우려가 있다. 이에 본 연구는 역인과성에 따른 내생성 편의를 최소화하고, 정책 시행이 보험 소비에 미치는 총체적 파급 효과를 식별하기 위해 해당 변수들을 통제변수 집합에서 제외하였다.

4. 가구 단위 분석

최저임금 인상은 근로자의 임금에 직접 작용하는 외생적 충격으로, 개인 단위 분석을 통해 정책 충격의 노출 여부를 식별하고, 보험료 지출의 변화가 해당 근로자의 소득 충격에 기인하는지를 보다 명확히 추정할 수 있다. 반면, 가구 단위 분석은 여러 구성원의 소득과 지출 행태가 결합된 결과를 반영하기 때문에, 특정 구성원의 소득 변화 효과를 분리하기 어렵다. 예컨대 최저임금 수혜자가 신규로 보험에 가입하더라도 다른 가구원이 기존 계약을 해지하거나 보장 수준을 축소하면 가구 전체의 총보험 지출 증가는 제한될 수 있다. 반대로 비수혜 가구원의 소득 증가로 보험료 지출이 확대되는 경우, 이는 최저임금 인상과 무관한 변화이다. 이처럼 가구 내 비수혜 구성원의 행태는 최저임금 효과를 희석하거나 왜곡할 가능성이 있다. 다만, 보험료 지출은 개인의 선택인 동시에 가구 차원의 위험관리 맥락 속에서 결정되며, 구성원 간 자원의 내부 재배분을 전제로 이루어질 수 있다. 또한 특정 구성원의 소득 충격이나 건강 악화는 가구 전체의 재정 안정성과 지출 구조에 영향을 미친다. 이러한 점을 고려하여 가구 단위 분석을 보조적으로 수행한다.

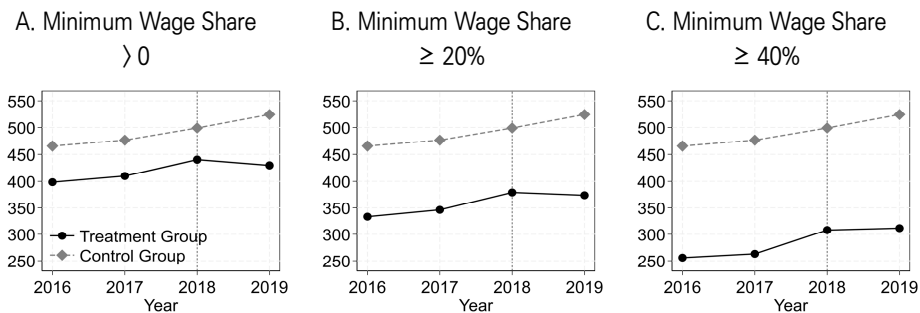
가구 단위 분석은 자료 가용성을 고려하여 2016년부터 2019년까지 4개 연도를 대상으로 한다. 재정패널은 조사 초기부터 15세 이상 소득활동자를 대상으로 개인 명의의 민영보험 가입 현황을 조사해 왔으나, 가구원 전체가 납입한 보험료 총액을 파악할 수 있는 문항은 10차년도 조사(2017년)에 신설되었다. 해당 문항은 각 가구원이 본인 명의로 '작년 한 해(2016년)' 동안 지출한 보험료 정보를 소급 조사한 것으로, 가구 총보험료 지출액 데이터는 2016년 귀속분부터 이용할 수 있다.

분석 대상은 전 기간에 걸쳐 가구 내에 임금근로자가 존재하는 가구로 한정한다. 또한 가구주의 연령을 2016년 기준 만 18세 이상 62세 이하로 제한한다. 처치집단은 2016~2017년 평균 시간당 임금이 7,530원 미만인 근로자가 가구에 포함된 경우로 정의한다. 아울러 처치집단 식별의 엄밀성을 기하고 정책 효과의 가구 내 전이 경로를 파악하기 위해 최저임금 근로자의 소득이 가구 총소득에서 차지하는 비중이 각각 20%, 30%, 40% 이상인 가구를 별도의 처치집단으로 설정하여 분석을 수행한다. 이에 대응하는 대조집단은 가구 내에 최저임금 근로자가 존재하지 않는 가구로 구성한다.

가구 단위 분석의 최종 표본은 1,753가구(총 7,012 가구-연도 관측치)로 구성되며, 이 중 가구 내 최저임금 수혜자가 포함된 처치집단(*htreat*)은 전체의 31.5%를 차지한다.

가구 총소득에서 최저임금 소득이 차지하는 비중이 20%(*htreat20*), 30%(*htreat30*), 40%(*htreat40*) 이상인 가구의 비율은 각각 24.1%, 20.4%, 16.8%로 나타난다. 최저임금 소득 의존도가 높을수록 보장성보험 가입률은 하락하는 경향을 보인다. 대조집단의 가입률이 96%인 데 비해, 처치집단의 가입률은 최저임금 소득 의존도에 따라 92.1%에서 85.9%까지 낮아진다. 그러나 모든 처치집단 정의에서 공통적으로, 정책 시행 이전에는 보험료가 대조집단과 유사한 완만한 증가 추세를 보이다가, 2018년 정책 도입 이후 뚜렷하게 상승하는 패턴이 관찰된다(Figure 3) 참조). 처치집단을 엄격하게 정의할수록, 즉 정책 노출 강도가 높을수록 보험료 증가폭도 확대되는 양상이 나타난다. 가구 내 최저임금 의존도가 가장 높은 *htreat40* 집단의 경우, 평균 보험료가 2017년 263.1만 원에서 2018년 307.9만 원으로 약 17% 증가하였다. 이는 같은 기간 *htreat* 집단(7.3% 상승)과 *htreat20* 집단(9.5% 상승)의 증가폭을 크게 상회하는 수치이다. 반면, 대조집단은 동 기간 약 4.8% 내외의 완만한 증가세를 유지하였다. 이러한 대비는 2018년에 나타난 처치집단의 차별적 반응이 최저임금 인상에 의한 결과임을 기술통계적으로 뒷받침한다. 정책 효과의 지속성 측면에서도 집단 간 차이가 확인된다. *htreat*나 *htreat20* 집단은 2019년에 보험료 지출이 감소하는 양상을 보인 반면, *htreat40* 집단은 2019년에도 311.4만 원 수준을 유지하였다.

〈Figure 3〉 Average Household Insurance Premiums by Treatment Definition



Notes: Insurance premiums are measured in nominal terms(10,000 KRW) and the minimum wage share is defined as the ratio of minimum wage income to total household income.

IV. 분석결과

1. 최저임금 인상이 소득 및 보험 소비 행태에 미치는 영향

DID를 이용한 정책 효과 추정에 앞서, 평행추세가정의 성립 여부를 검증하였다. <Figure 4>에 제시된 사건사 분석 결과, 소득 및 보험 소비 관련 주요 종속변수의 사전 기간 추정계수는 모두 0을 포함하며 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 정책 시행 이전에 처치집단과 대조집단 간 추세 차이가 존재하지 않았음을 의미하며, 시행 이후 관찰되는 집단 간 격차를 최저임금 인상에 따른 인과적 효과로 해석할 수 있는 실증적 근거를 제공한다.

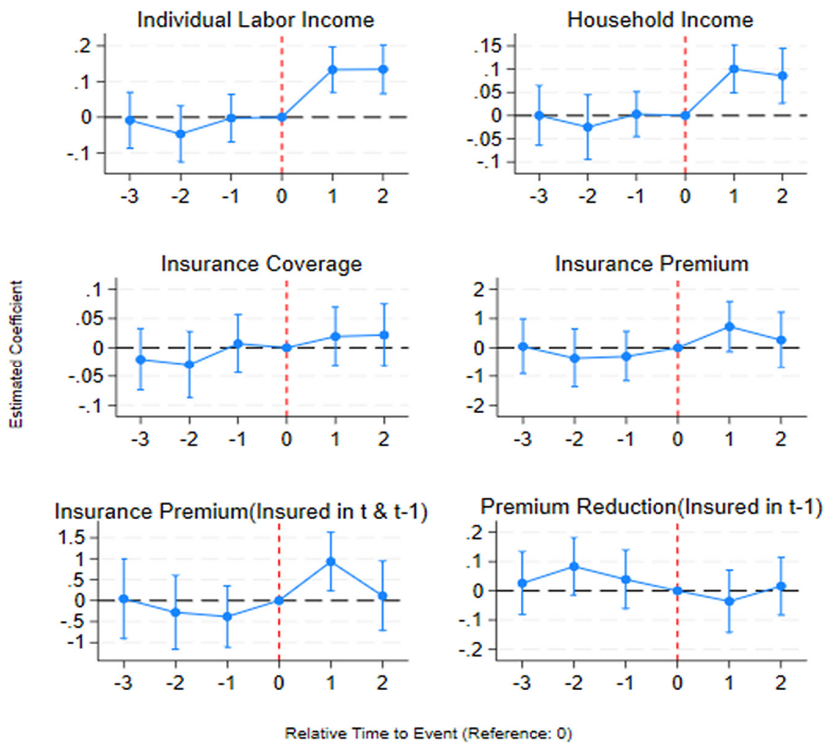
최저임금 인상이 소득 및 보장성보험 소비 행태에 미친 영향을 추정한 DID 결과는 <Table 3>에 제시하였다. 열(1)~(4)는 전체 근로자 표본을 대상으로 한 추정치이며, 열(5)는 전년도와 당해연도 모두 보험료를 납입한 2년 연속 가입 유지자, 열(6)은 전년도 가입자를 대상으로 한 결과이다.

정책의 직접적 파급 경로인 소득 변화를 추정한 결과, 개인 근로소득과 가구소득에 대한 처치 변수의 계수는 각각 0.148과 0.099로 추정되었으며, 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 최저임금 인상이 처치집단 저임금 근로자의 연간 근로소득을 약 15.9%, 가구 총소득을 약 10.4% 증가시켰음을 의미한다.²³⁾ 보험 가입 여부에 대한 추정치는 0.031로 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 최저임금 인상이 무보험 근로자의 신규 시장 진입을 유의하게 확대했다고 보기는 어렵다. 국내 보장성보험의 가입률이 이미 높은 수준에 있고 신규 가입 가능 표본이 제한적이라는 점을 고려하면, 단기적 소득 충격이 가입의 외연적 확대로 이어지는 효과는 크지 않은 것으로 해석된다. 반면 미가입자를 포함한 전체 근로자 표본에서 보장성 보험료에 대한 평균처치효과는 0.648($p<0.1$)로 추정되었다. 정책 시행 이후 보험 지출이 통계적으로 유의하게 증가했음을 의미한다. 처치 이전 처치집단의 평균 보험료(149.2만 원)를 기준으로 환산하면, 연평균 약 15.8만 원의 추가 지출이 발생한 것으로 추정되며, 이는 기존 수준 대비 10.6% 증가에 해당한다. 기존 가입자 표본에서도 유사한 결과가 확인된다. 2년 연속 보험을 유지한 가입자를 대상으로 한 분석에서 보험료 증액 효과는 0.683($p<0.05$)으로 추정되었다. 처치 이전 평균(183.8만 원)을 기준으로 환산하면 연평균 약 18.5만 원 증가한 것으로, 이는 기존 수준 대비 10.1% 증가에 해당한다. 이러한 결과는 최저

23) 명목보험료와의 통계적 일관성을 유지하기 위해 본 분석의 모든 소득 변수는 명목가치이다.

임금 인상이 신규 가입을 확대하기보다는 기존 가입자의 보험료 지출을 증가시키는 방식으로 보험 소비에 영향을 미쳤음을 의미한다. 즉, 정책 효과는 외연적 확장보다는 유동성 제약 완화에 따른 집약적 조정을 통해 나타났다. 한편, 보험료 감소 여부에 대한 추정치는 -0.046으로 음(-)의 부호를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 유의수준에는 미치지 못했으나, 부호의 방향은 소득 증가가 경기 변동이나 가계의 재정적 곤란으로 인한 계약 해지 또는 보장 축소를 완화하는 방향으로 작용했을 가능성을 시사한다. 종합하면, 최저임금 인상은 개인 및 가구의 소득을 증대시켰으며, 그 효과는 신규 가입 확대나 금액 억제보다는 기존 가입자의 보장 수준 상향을 통한 보험료 지출 증가로 나타났다.

〈Figure 4〉 Dynamic Changes in Labor Income and Insurance Consumption: Event-Study Analysis



Notes: Each point shows the estimated coefficient on the interaction term for each relative time period, normalized to the year immediately preceding the policy implementation (2017). Vertical lines indicate 95% confidence intervals. The model includes individual fixed effects and controls for *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW). Standard errors are clustered at the individual level.

〈Table 3〉 Effects of a Minimum Wage Increase on Income and Insurance Consumption:
DID Estimates

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample Group	Full	Full	Full	Full	Insured in t-1 & t	Insured in t-1
Dependent Variable	Indiv. Labor Income	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium	Premium Reduction
Post	0.071 (0.045)	0.070* (0.042)	0.095** (0.045)	1.769** (0.872)	0.423 (0.724)	-0.110 (0.103)
Treat×Post	0.148*** (0.022)	0.099*** (0.023)	0.031 (0.019)	0.648* (0.336)	0.683** (0.290)	-0.046 (0.031)
Age	0.029*** (0.009)	0.035*** (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.081 (0.183)	0.230 (0.150)	0.032 (0.022)
Married	-0.011 (0.036)	0.145*** (0.048)	-0.022 (0.031)	-0.728 (0.659)	-0.233 (0.6)	0.046 (0.056)
Household Head	0.023 (0.044)	-0.120** (0.050)	0.012 (0.039)	0.106 (0.662)	0.012 (0.474)	-0.089 (0.067)
Household Size	0.027** (0.011)	0.069*** (0.011)	0.006 (0.009)	0.299 (0.185)	0.230 (0.150)	-0.006 (0.018)
Homeownership	-0.001 (0.017)	0.023 (0.019)	0.014 (0.014)	0.823*** (0.315)	0.536* (0.286)	-0.021 (0.031)
Good Health Status	0.004 (0.013)	0.003 (0.012)	-0.002 (0.011)	0.140 (0.208)	0.282* (0.169)	-0.039* (0.022)
Constant	6.628*** (0.389)	6.754*** (0.368)	1.602*** (0.393)	14.188* (7.601)	3.081 (6.229)	-0.886 (0.902)
Indiv. & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pre-Treat Mean(Y)	1,593.7	4,423.7	0.818	149.2	183.8	0.394
Obs.(Treat)	7,392(1,518)	7,274(1,500)	7,392(1,518)	7,392(1,518)	6,137(1,106)	6,524(1,218)
No. Indiv.(Treat)	1,232(253)	1,232(253)	1,232(253)	1,232(253)	1,190(234)	1,210(242)

Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Standard errors clustered at the individual level are reported in parentheses. All models include individual and year fixed effects. Control variables include *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms (10,000 KRW).

2. 강건성 분석

기존 가입자의 보장 확대 효과에 대한 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 두 가지 추가 표본을 활용하여 분석을 수행하였다(〈Table 4〉 참조). 먼저, 정책 시행 직전 연도인 2017년을 기준으로 보험 가입자를 식별하고, 이들의 사후 보험료 변화를 추적하였다. 정책 충격 이전에 이미 시장에 참여하고 있던 집단을 고정함으로써, 소득 증가가 기존 가입자의 보장 수준 조정에 미친 효과를 보다 명확히 식별하기 위함이다. 또한, 분석 기간 전반에 걸쳐 보험 가입 상태를 유지한 균형 패널을 대상으로 별도의 추정을 수행하였다. 이를 통해 신규 진입이나 탈퇴에 따른 구성 효과를 배제하고, 지속 가입자의 보험료 변화에 집중하였다. 추정 결과, 기존 가입자의 보험료 증액 효과는 두 표본에서 모두 유의하였고, 추정계수도 0.686과 0.688로 유사하였다. 보험료 감액 여부에 대한 추정치는 두 서브샘플 모두에서 음(-)의 부호를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

〈Table 4〉 Subsample Analysis: DID Estimates

	(1)	(2)	(3)	(4)
Sample Group	2017 Insured	Always Insured	2017 Insured	Always Insured
Dependent Var.	Insurance Premium		Premium Reduction	
Treat × Post	0.686* (0.361)	0.688** (0.335)	-0.039 (0.032)	-0.014 (0.035)
Pre-Treat Mean(Y)	168.5	186.7	0.364	0.317
No. Obs.(Treat)	6,702(1,266)	5,154(828)	6,212(1,131)	5,032(802)
No. Indiv.(Treat)	1,117(211)	859(138)	1,117(211)	859(138)

Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors clustered at the individual level are reported in parentheses. All models include individual and year fixed effects. Control variables include *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. *Insurance Premium* is measured in nominal terms(10,000 KRW) and is square-root transformed.

다음으로, 식별 가정에 대한 의존도를 낮추고 결과의 강건성을 점검하기 위해 합성 이중차분법(SDID)을 적용하였고 추정 결과를 〈Table 5〉에 제시하였다. SDID는 처치 이전 추세를 최적화하기 위해 균형 패널을 요구하므로 일부 변수에서 관측치가 감소하였으나, 추정 결과의 전반적 방향성과 크기는 유지되었다. 분석 결과의 동태적 경

로와 처치집단 및 합성대조집단 간 사전 추세의 적합도는 〈Figure A.2〉에 제시하였다. SDID 추정 결과, 최저임금 인상이 개인 근로소득과 가구소득에 미친 평균처치효과는 각각 0.141과 0.089로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 그 크기 또한 〈Table 3〉의 DID 추정치와 유사하게 나타났다. 보험 소비 측면에서는 신규 가입 여부에 대한 효과는 유의하지 않았으나, 전체 보험료의 평균처치효과는 0.695로 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 기존 가입자의 보험료 증액 효과 역시 2017년 가입자 기준 0.666, 전 기간 유지자 기준 0.721로 각각 5% 수준에서 유의하였으며, 단순 DID 추정치(0.686~0.688)와 유사하게 나타났다. 보험료 감액 여부는 통계적으로 유의하지 않았으나 음(-)의 부호를 유지하였다.

〈Table 5〉 SDID Estimates

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sample Group	Full	Full	Full	Full	2017 Insured	Always Insured	2017 Insured	Always Insured
Dependent Variable	Indiv. Labor Income	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium		Premium Reduction	
ATT	0.141*** (0.023)	0.089*** (0.024)	0.024 (0.020)	0.695*** (0.266)	0.666** (0.311)	0.721** (0.351)	-0.006 (0.036)	-0.022 (0.036)
Pre-Treat Mean(Y)	1,593.7	4,444.6	0.818	149.2	168.5	186.7	0.329	0.330
Obs. (Treat)	7,392 (1,518)	6,786 (1,422)	7,392 (1,518)	7,392 (1,518)	6,702 (1,266)	5,154 (828)	4,632 (726)	4,422 (672)
Indiv. (Treat)	1,232 (253)	1,131 (237)	1,232 (253)	1,232 (253)	1,117 (211)	859 (138)	772 (121)	737 (112)

Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors computed via bootstrapping are reported in parentheses. ATT denotes the average treatment effect on the treated. SDID estimates are obtained using the unit- and time-weighting approach proposed by Arkhangelsky et al.(2021). All models include individual fixed effects and control for *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

대조집단 정의에 따른 결과의 민감도를 점검하기 위해 대조집단의 평균 시급 상한을 각각 100분위수와 60분위수 이하로 제한하여 SDID 분석을 수행하였다(〈Table A.2〉 참조). 분석 결과, 대조집단의 범위를 축소하여 처치집단과의 경제적 동질성을

높일수록 정책 효과가 보다 명확하게 식별되는 경향이 나타났다. 전체 근로자를 대조 집단으로 설정한 경우, 근로소득의 평균처치효과는 통계적으로 유의하지 않았으며, 기존 가입자의 보험료 증액 효과도 10% 수준에서만 유의하였다.²⁴⁾ 대조집단에 고임금 근로자를 포함함으로써 이질적인 소득 추세가 추정치를 일부 희석했을 가능성이 있다. 대조집단을 평균 시급 60분위수 이하로 제한하자 정책 효과가 보다 뚜렷해졌다. 개인근로소득과 가구소득의 평균처치효과는 각각 0.152와 0.097로 모두 1% 수준에서 유의하였으며, 기존 가입자의 보험료 증액에 대한 추정계수(0.842~0.955) 역시 5% 이하 수준에서 유의하였다. 보험료 감액 여부는 대조집단 정의와 무관하게 일관된 음(-)의 부호를 유지했으며, 60분위수로 제한한 경우 그 절댓값이 확대되는 경향을 보였다.

마지막으로, 처치집단 정의에 따른 결과의 민감도를 점검하기 위해 처치집단을 2017년 시급, 2016~2017년 평균 시급, 2015~2017년 평균 시급을 기준으로 재정의한 후 SDID 추정을 수행하였다(〈Table A.3〉 참조). 추정 결과, 최저임금 인상은 근로소득과 가구소득을 일관되게 증가시키는 것으로 나타났다. 반면 기존 가입자의 보험료 증액 효과는 모든 정의에서 추정계수가 양(+)의 값을 보였으나, 2015~2017년 평균 시급 기준에서만 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 추가로 전년도와 당해 연도에 모두 보험을 유지한 가입자를 대상으로 사건사 분석을 실시한 결과, 처치 정의와 무관하게 정책 시행 이후 보험료가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다(〈Figure A.2〉 참조).

3. 가구 단위 영향

최저임금 인상이 가구 단위의 소득 및 보장성보험 소비 행태에 미치는 인과적 영향을 규명하기 위해, 가구 내 최저임금 소득 비중에 따라 처치집단을 구분하여 SDID 분석을 실시하였다.²⁵⁾ 추정 결과는 〈Table 6〉에, 동태적 효과와 처치집단 및 합성대조집단 간 사전 추세의 적합성을 보여주는 그래프는 〈Figure A.3〉에 제시하였다. 분석

24) 대조집단의 평균 시간당 임금은 최대 16만 원까지 분포하며, 90분위수와 60분위수는 각각 3만원과 1.87만 원이다.

25) 가구 단위 분석의 경우 2015년 이전 가구 단위 보험 정보의 부재로 인해, 전년 대비 보험료 변화 추적이 필요한 기존 가입자의 보험료 감소 여부 및 보험료 수준 변화 분석은 수행하지 못하였다.

결과, 최저임금 인상은 가구소득을 처치 정의에 따라 5.7~14.3% 범위에서 유의하게 증가시켰다. 특히 가구 총소득에서 최저임금 소득이 차지하는 비중이 높을수록 소득 증가 폭이 확대되는 경향이 나타나, 정책 효과가 취약 가구에 보다 집중되었음을 시사한다. 보장성보험 가입 여부에 대한 평균처치효과는 0.020~0.043의 범위에서 추정되었으며, 최저임금 소득 의존도가 높을수록 그 크기가 확대되었다. 개인 단위 분석에서는 근로자 본인의 신규 가입 효과가 유의하지 않았으나, 가구 단위에서는 가입률이 유의하게 증가하였다. 최저임금 인상에 따른 소득 증가가 근로자 본인의 신규 가입으로 이어지지 않더라도 배우자나 자녀 등 다른 구성원의 가입을 통해 가구 차원의 보험시장 진입을 촉진했을 가능성을 시사한다. 반면, 기존 보험 가입 가구의 보험료 변화는 최저임금 소득 비중이 높을수록 추정계수가 상승하는 경향을 보였으나, 모든 처치 정의에서 통계적으로 유의하지는 않았다. 개인 단위 분석에서 확인된 보험료 증액 효과는 가구 단위 분석에서 가구 구성원 전체를 포함한 집계 지표로 전환되면서 평균화 효과가 발생하여 통계적 유의성이 약화된 것으로 해석된다.

한편 가구 단위 분석에서 사전 기간은 2016~2017년의 2개년에 불과하며, 일부 종속변수에서는 전통적 DID의 핵심 전제인 평행추세가 충족되지 않는 것으로 나타났다. 이에 본 연구는 SDID 추정치를 주요 결과로 제시하였다. 다만 SDID 역시 처치 이전 기간의 정보를 활용하여 단위 및 시점 가중치를 산출하고 반사실 경로를 구성한다는 점에서, 충분한 사전 기간이 확보될수록 식별력이 강화되는 방법론이다(Abadie, 2021). 사전 기간이 충분하지 않을 경우 합성대조집단이 처치집단의 잠재적 반사실 경로를 정밀하게 재현하지 못할 가능성이 있으며, 이는 추정치의 안정성과 외삽 가능성을 제약할 수 있다. 가구 단위 분석 결과는 개인 단위 분석과 방향성 측면에서 대체로 일관되지만, 가구 자료의 사전 기간이 짧다는 점을 고려할 때 인과적 해석에는 신중한 접근이 요구된다.

〈Table 6〉 Effects of a Minimum Wage Increase on Household Income and Insurance Consumption
: SDID Estimates

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Sample Group	Full	Full	Full	2017 Insured	Always Insured
Dependent Variable	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium	
MW Share>0	0.057*** (0.016)	0.020* (0.010)	0.180 (0.313)	-0.024 (0.292)	-0.115 (0.288)
Obs.(Treat)	7,012(2,212)	7,012(2,212)	7,012(2,212)	6,636(2,012)	6,276(1,880)
MW Share≥20	0.105*** (0.020)	0.027** (0.012)	0.385 (0.313)	0.040 (0.277)	0.097 (0.287)
Obs.(Treat)	6,328(1,528)	6,328(1,528)	6,328(1,528)	5,976(1,352)	5,636(1,240)
MW Share≥30	0.119*** (0.027)	0.028** (0.014)	0.466 (0.338)	0.152 (0.358)	0.147 (0.311)
Obs.(Treat)	6,028(1,228)	6,028(1,228)	6,028(1,228)	5,684(1,060)	5,356(960)
MW Share≥40	0.143*** (0.025)	0.043** (0.019)	0.859*** (0.318)	0.360 (0.353)	0.513 (0.373)
Obs.(Treat)	5,772(972)	5,772(972)	5,772(972)	5,436(812)	5,124(728)

Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors computed via bootstrapping are reported in parentheses. Reported estimates correspond to the average treatment effect on the treated(ATT). SDID estimates are obtained using the unit- and time-weighting approach proposed by Arkhangelsky et al.(2021). All models include household fixed effects and control for *Age*, *Married*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

V. 결론

본 연구는 2018년 최저임금의 가파른 인상이 수혜 근로자의 사망 및 건강 위험 대비를 위한 보장성보험 소비에 미친 영향을 재정패널조사 제7~12차 자료를 활용하여 실증적으로 분석하였다. 인과적 식별의 신뢰성을 제고하기 위해 이중차분법을 기본 추정 모형으로 설정하고, 사건사 분석과 합성이중차분법을 병행하여 추정 결과의 방법론적 강건성을 점검하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 최저임금 인상은 수혜 근로자의 경제적 여건을 유의하게 개선하는 소득 보전 효과를 나타냈다. 정책 시행 이후 수혜 근로자의 개인 근로소득은 약 15.9%, 가구 총소득은 약 10.4% 증가한 것으로 추정되었으며, 이러

한 효과는 모든 추정 모형에서 1% 수준의 통계적 유의성을 유지하였다. 둘째, 개인 단위의 보험 소비를 분석한 결과, 최저임금 인상은 보장성보험의 외연적 확대보다는 기존 가입자의 보장 수준을 강화하는 방향으로 작용하였다. 신규 가입 여부에 대한 효과는 통계적으로 유의하지 않았으나, 기존 가입자의 보험료 지출은 분석 방법과 표본 구성에 따라 연간 약 10% 내외 증가하였다. 셋째, 최저임금 인상이 보험계약의 유지와 안정성 측면에서 완충 역할을 수행했을 가능성을 제시하였다. 보험료 감액 여부에 대한 추정 결과는 모든 모형에서 일관되게 음(-)의 부호를 보였다. 비록 통계적으로 유의한 수준에는 이르지 못했으나, 이러한 방향성은 소득 증가가 경기 변동이나 가계의 일시적 재정 곤란 상황에서 발생할 수 있는 계약 해지 또는 보장 축소를 완화함으로써 사적 안전망의 지속성을 높였을 개연성을 보여준다. 마지막으로 가구 단위 분석에서는 개인 단위에서 확인된 보장 수준 강화와 구별되는 외연적 확장 경로가 나타났다. 가구 내 최저임금 소득 의존도가 높은 취약 가구일수록 소득 증가에 따른 무보험 가구의 시장 진입 효과가 보다 뚜렷하게 관찰되었다. 가구 총소득에서 최저임금 소득이 차지하는 비중이 높을수록 가구소득 증가폭이 확대되는 경향이 나타났으며, 보장성보험 가입률 또한 약 2~4.3%p 범위에서 통계적으로 유의하게 상승하였다.

본 연구는 최저임금 정책의 효과를 노동시장 성과나 단기적 소비 반응에 국한하지 않고, 가계의 장기적 위험관리 수단인 보장성보험 소비와 연결하여 실증적으로 규명하였다는 데 학술적 의의를 가진다. 기존 연구가 주로 소비, 부채, 신용 반응 등 단기적 유동성 조정에 초점을 맞추어 온 데 비해, 본 연구는 보장성보험이라는 장기 계약 기반의 위험관리 수단을 통해 소득 충격이 개인 및 가계의 시점 간 선택과 자산 구성에 어떠한 변화를 유도하는지를 실증적으로 규명하였다. 보장성보험은 미래의 사망·질병 위험에 대비하여 현재의 소득을 이전하는 제도적 장치이며, 동시에 부분적으로는 저축 및 자산 축적의 성격을 내포한다. 특히 장기계약과 해지 비용을 수반한다는 점에서 보험 가입은 유동성 제약, 기대 소득 경로, 위험 인식이 결합된 동태적 의사결정의 결과이다. 따라서 최저임금 인상이 보장성보험 지출의 증가로 이어졌다는 결과는, 정책에 따른 소득 증대가 가계의 위험 분산 구조와 보장 자산의 축적에 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 나아가 본 연구는 저소득층의 보험 수요가 소득 변화에 민감하게 반응한다는 점을 실증함으로써, 임금 정책과 사적 안전망 형성 간의 상호작용 경로를 제시한다. 최저임금 정책을 분배나 고용의 차원을 넘어 가계의 재무적 안정성과 장기 후생에 미치는 파급효과의 관점에서 재평가할 필요성을 제기한다는 점에서

의미를 가진다.

다만 본 연구의 분석 표본은 정책 시행 전후 실직 위험이 높은 취약 근로자보다는 상대적으로 고용 안정성이 확보된 근로자를 중심으로 구성되었다는 점에서 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 재정패널조사의 가구원 조사는 소득활동을 수행하는 개인을 대상으로 하며, 본 연구의 개인 단위 분석 역시 사전 기간(2014~2017년) 동안 임금근로자 지위를 지속적으로 유지한 표본으로 한정하였다. 또한 사후 기간 중 조사에서 탈락한 관측치는 분석에서 제외하였다. 김대일·이정민(2019) 등이 보고한 2018년 최저임금 인상의 고용 감소 효과를 고려하면, 본 연구의 표본은 최저임금 인상으로 실직한 근로자를 제외한 채, 정책 이후에도 고용을 유지한 집단을 중심으로 구성되었을 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 결과는 전체 저임금 근로자 집단의 평균적 효과와는 차이가 존재할 수 있다. 아울러 본 연구는 설문조사 자료에 기반하고 있어 변수 측정 과정에서의 오차 가능성을 완전히 배제하기 어렵다. 특히 재정패널조사는 제9차, 제10차, 제11~13차 조사에서 시간당 임금 산정에 활용되는 근로시간 관련 문항의 표현에 일부 변경을 가하였다. 이러한 문항상의 차이가 응답자의 보고 방식에 영향을 미쳤을 가능성을 완전히 배제하기 어렵고, 그 결과 시간당 임금 변수에 측정오차가 내재할 수 있다.

이러한 한계에도 불구하고, 최저임금 인상 이후 수혜 근로자의 사망 및 건강 위험에 대비한 보험료 지출이 유의하게 증가한 결과는 중요한 정책적 함의를 지닌다. 이는 정책 시행 전 재정적 제약으로 인해 충족되지 못했던 잠재적 위험 대비 수요가 실재했음을 방증한다. 특히 최저임금 인상분이 소비 확대보다는 보험료 지출로 우선 배분되었다는 점은, 저임금 근로자가 미래의 불확실성에 대비하려는 강한 예비적 동기를 지니고 있음을 시사한다. 동시에 현행 공적 사회보장체계가 저임금 계층의 위험 대비 수요를 충분히 흡수하지 못하고 있을 가능성을 제기하며, 공적 안전망의 보장성 확대와 사각지대 축소를 위한 제도적 보완의 필요성을 뒷받침한다.

저임금 근로자의 보험 지출 확대는 향후 유동성 제약과 계약 해지 위험을 수반할 가능성을 내포한다. 본 연구는 저소득 계층의 보험 수요가 소득 변화에 민감하게 반응하며, 비교적 작은 소득 증가도 보장 확대 결정으로 이어질 수 있음을 보였다. 그러나 보장성보험은 장기 계약 구조를 가지며, 중도 해지 시 납입보험료의 일부를 상실하는 경직적 특성을 지닌다. 특히 최근 판매 비중이 확대된 무·저해지 환급형 상품은 납입 기간 중 해지 시 환급금이 없거나 제한적이어서 표준형 상품보다 계약자의 손실

이 클 수 있다. 이러한 구조를 고려할 때, 일시적인 소득 증가를 계기로 보험 지출을 확대하는 선택은 향후 경기 변동이나 고용 불안정에 직면할 경우 해지 위험으로 전이될 가능성이 있다. 2018~2019년 최저임금 인상이 일부 고용 감소로 이어질 수 있음을 제시한 연구(Doh et al., 2025)와, 보험 가입 시 장래 유동성 충격을 과소평가하는 인지적 편향을 지적한 연구(Gottlieb and Smetters, 2012)는 이러한 우려를 뒷받침한다. 따라서 저임금 근로자가 미래의 유동성 위험과 해지에 따른 기회비용을 충분히 인지한 상태에서 감내 가능한 수준의 보장을 설계할 수 있도록 정보 제공을 강화하고 소비자 보호 장치를 정비할 필요가 있다. 아울러 보험 상품 설계와 정책 운용 과정에서는 소득 계층 간 위험 부담의 귀착과 잠재적 재분배 효과를 면밀히 점검할 필요가 있다. 특히 무·저해지 환급형 상품의 경우, 경제적 충격으로 저소득 가입자가 계약을 해지할 때 발생하는 손실이 계약을 유지하는 고소득 가입자의 낮은 보험료로 이전되는 구조가 형성될 수 있다. 이러한 가능성은 보험시장이 저소득층의 위험관리 수단으로 기능하는 동시에, 분배적 취약성을 내재할 수 있음을 의미한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강승복, “최저임금 인상이 물가에 미치는 영향,” 『노동정책연구』, 제15권 제2호, 2015, pp. 1-23.
(Translated in English) Kang, Seung-Bok, “The Effect of the Minimum Wage on Prices,” *Korean Journal of Labor Policy Studies*, Vol. 15, No. 2, 2015, pp.1-23.
2. 김대일, “최저임금의 저임금 근로자 신규 채용 억제효과,” 『한국노동경제논집』, 제35권 제3호, 2012, pp.29-50.
(Translated in English) Kim, Dae-Il, “The Effect of Minimum Wages on New Hiring of Low-Wage Workers,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 35, No. 3, 2012, pp.29-50.
3. 김대일·이정민, “2018년 최저임금 인상의 고용효과,” 『경제학연구』, 제67권 제4집, 2019, pp.5-35.
(Translated in English) Kim, Dae-Il and Jung-Min Lee, “The Employment Effect of the Minimum Wage Hike in 2018 in South Korea,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 67, No. 4, 2019, pp.5-35.
4. 김재호·정주연, “최저임금 인상의 가계소비 증대효과 분석,” 2020년 한국노동패널 학술대회 발표논문, 한국노동연구원, 2020.
(Translated in English) Kim, Jae-Ho and Ju-Yeon Jung, “An Analysis of the Consumption-Increasing Effects of Minimum Wage Hikes,” Paper Presented at the 2020 Korean Labor and Income Panel Study Conference, Korea Labor Institute, 2020.
5. 김태훈, “최저임금 인상의 고용 및 임금효과,” 『노동정책연구』, 제19권 제2호, 2019, pp.135-174.
(Translated in English) Kim, Tae-Hoon, “The Effects of the Minimum Wage on Employment and Wages,” *Korean Journal of Labor Policy Studies*, Vol. 19, No. 2, 2019, pp.135-174.
6. 남재량·이철인·최형재, 『전일제 환산 고용지표에 관한 연구』, 한국노동연구원, 2022.
(Translated in English) Nam, Jae-Ryang, Cheol-In Lee, and Hyung-Jae Choi, *A Study on Full-Time Equivalent Employment Indicators*, Korea Labor Institute, 2022.
7. 보험개발원, 보험통계조회서비스 웹페이지, <https://incos.kidi.or.kr:5443/>(보험통계월보: 생명보험 수입보험료 명세표 I, 손해보험 종목별 실적대비표, 손해보험 장기보험 원수보험료 현황표).
(Translated in English) Korea Insurance Development Institute, Insurance Statistics Information Service, <https://incos.kidi.or.kr:5443/>(Monthly Insurance Statistics: Life Insurance Premium Income Table I: Non-Life Insurance Performance by Line: Long-Term Non-Life Insurance Direct Premiums).
8. 생명보험협회, 상품비교공시 웹페이지, <https://pub.insure.or.kr/>.
(Translated in English) Korea Life Insurance Association, Product Disclosure and Comparison Service, <https://pub.insure.or.kr/>.
9. _____, 『생명보험이란 무엇인가』, 생명보험협회, 2025.
(Translated in English) Korea Life Insurance Association, *What Is Life Insurance?*, Korea Life Insurance Association, 2025.
10. 양준석·장운섭, “최저임금 인상이 자영업자에 미친 영향: 2018년 최저임금 16.4% 인상을 중심으로,” 『경제학연구』, 제67권 제4집, 2019, pp.37-67.
(Translated in English) Yang, Jun-Seok and Yun-Seop Jang, “The Effect of the Minimum Wage on Self-Employed: Focusing on the Minimum Wage Hike in 2018,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 67, No. 4, 2019, pp.37-67.

11. 오병욱, “최저임금 인상이 가계소비에 미치는 영향”, 한양대학교 대학원 경제금융학과 석사학위논문, 2018.
(Translated in English) Oh, Byung-Uk, “The Effects of Minimum Wage Increases on Household Consumption,” Master’s Thesis, Department of Economics and Finance, Hanyang University, 2018.
12. 오상봉, 『최저임금이 가계 및 기업에 미치는 효과』, 정책연구보고서 2015-02, 한국노동연구원, 2015.
(Translated in English) Oh, Sang-Bong, *Effects of the Minimum Wage on Households and Firms*, Policy Research Report No. 2015-02, Korea Labor Institute, 2015.
13. _____, 『최저임금이 가구소득 및 총수요에 미치는 영향』, 정책자료 2018-07, 한국노동연구원, 2018.
(Translated in English) Oh, Sang-Bong, *The Impact of the Minimum Wage on Household Income and Aggregate Demand*, Policy Paper No. 2018-07, Korea Labor Institute, 2018.
14. 이정민·황승진, “최저임금 인상이 임금분포에 미치는 영향,” 『한국경제의 분석』, 제24권 제2호, 2018, pp.1-42.
(Translated in English) Lee, Jung-Min and Seung-Jin Hwang, “The Effects of the Minimum Wage on Wage Distribution in Korea,” *Analysis of the Korean Economy*, Vol. 24, No. 2, 2018, pp.1-42.
15. 통계청, 「2024년 가계금융복지조사」, 2024.
(Translated in English) Statistics Korea, Survey of Household Finance and Welfare, 2024.
16. Aaronson, D., “Price Pass-Through and the Minimum Wage,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 1, 2001, pp.158-169.
17. Aaronson, D., S. Agarwal, and E. French, “The Spending and Debt Response to Minimum Wage Hikes,” *American Economic Review*, Vol. 102, No. 7, 2012, pp.3111-3139.
18. Abadie, Alberto, “Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 59, No.2, 2021, pp.391-425.
19. Aitken, A., P. Dolton, and J. Wadsworth, “Consumption, Saving and Debt: The Impact of the National Minimum Wage,” *Report to the Low Pay Commission*, UK Parliament, 2014.
20. Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens, and S. Wager, “Synthetic Difference-in-Differences,” *American Economic Review*, Vol. 111, No. 12, 2021, pp.3918-3959.
21. Arpaia, A., P. Cardoso, A. Kiss, K. Van Herck, and A. Vandeplas, “Statutory Minimum Wages in the EU: Institutional Settings and Macroeconomic Implications,” IZA Policy Paper No. 124, *IZA Institute of Labor Economics*, 2017.
22. Arrow, K. J., *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*, Yrjö Jahnssonin Säätiö, Helsinki, 1965.
23. Baek, J. and W. Park, “Does Minimum Wage Spur Automation? Evidence from South Korea,” *KDI Working Papers* No. 24-13, 2024.
24. Barsky, R. B., F. T. Juster, M. S. Kimball, and M. D. Shapiro, “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 2, 1997, pp.537-579.
25. Card, D. and A. B. Krueger, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, 1994, pp.772-793.
26. Carroll, C. D. and A. A. Samwick, “The Nature of Precautionary Wealth,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 1, 1997, pp.41-71.

27. Cole, S., X. Giné, and J. Vickery, "How Does Risk Management Influence Production Decisions? Evidence from a Field Experiment," *Review of Financial Studies*, Vol. 26, No. 9, 2013, pp.2540–2573.
28. Dautović, E., H. Hau, and Y. Huang, "Consumption Response to Minimum Wages: Evidence from Chinese Households," *ECB Working Paper* No. 2333, 2019.
29. Dettling, L. J. and J. W. Hsu, "Minimum Wages and Consumer Credit: Effects on Access and Borrowing," *Review of Financial Studies*, Vol. 34, No. 5, 2021, pp.2549–2579.
30. Doh, T., K. Kim, S. Kim, H. Lee, and K. Song, "The Economic Effects of a Rapid Increase in the Minimum Wage: Evidence from South Korea Experiments," *FRB Kansas City Research Working Paper* No. 22-13, 2025.
31. Dube, A., T. W. Lester, and M. Reich, "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 4, 2010, pp.945–964.
32. Dube, A., "Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 11, No. 4, 2019, pp.268–304.
33. Ehrlich, I. and G. S. Becker, "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 4, 1972, pp.623–648.
34. Fang, H. and E. Kung, "Why Do Life Insurance Policyholders Lapse? The Roles of Income, Health and Bequest Motive Shocks," *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 88, No. 4, 2021, pp.937–970.
35. Finkelstein, A. and K. McGarry, "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 4, 2006, pp.938–958.
36. Finkelstein, A., N. Hendren, and M. Shepard, "Subsidizing Health Insurance for Low-Income Adults: Evidence from Massachusetts," *American Economic Review*, Vol. 109, No. 4, 2019, pp.1530–1567.
37. Gollier, C., "To Insure or Not to Insure?: An Insurance Puzzle," *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, Vol. 28, 2003, pp.5–24.
38. Gottlieb, D. and K. Smetters, "Narrow Framing and Life Insurance," *NBER Working Paper* No. 18601, 2012.
39. _____, "Lapse-Based Insurance," *American Economic Review*, Vol. 111, No. 8, 2021, pp.2377–2416.
40. Gropper, M. and C. M. Kuhnen, "Wealth and Insurance Choices: Evidence from U.S. Households," *Journal of Finance*, Vol. 80, No. 2, 2025, pp.1127–1170.
41. Hacariz, O., T. Kleinow, and A. S. Macdonald, "Lapse-Supported Life Insurance and Adverse Selection," Working Paper, 2024.
42. Hendel, I. and A. Lizzeri, "The Role of Commitment in Dynamic Contracts: Evidence from Life Insurance," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, 2003, pp.299–327.
43. Hwang, I. D., "Behavioral Aspects of Household Portfolio Choice: Effects of Loss Aversion on Life Insurance Uptake and Savings," *International Review of Economics & Finance*, Vol. 89, Part A, 2024, pp.1029–1053.

44. Kojien, R. S. J., H. K. Lee, and S. Van Nieuwerburgh, "Aggregate Lapsation Risk," *Journal of Financial Economics*, Vol. 155, 2024.
45. Kuo, W., C. Tsai, and W.-K. Chen, "An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach," *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 70, No. 3, 2003, pp.489-508.
46. Mossin, J., "Aspects of Rational Insurance Purchasing," *Journal of Political Economy*, Vol. 76, No. 4, 1968, pp.553-568.
47. OECD, *Global Insurance Market Trends 2024*, OECD Publishing, Paris, 2025.
48. Outreville, F. J., "Whole Life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis," *Insurance: Mathematics & Economics*, Vol. 9, No. 4, 1990, pp.249-255.
49. Pratt, J. W., "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, Vol. 32, No. 1-2, 1964, pp.122-136.
50. Russell, D. T., S. G. Fier, J. M. Carson, and R. E. Dumm, "An Empirical Analysis of Life Insurance Policy Surrender Activity," *Journal of Insurance Issues*, Vol. 36, 2013, pp.35-57.
51. Society of Actuaries, "Record of Society of Actuaries," Vol. 13, No. 4A, 1987, pp.2057-2102.
52. _____, "Record of Society of Actuaries," Vol. 15, No. 2, 1989, pp.781-808.
53. Stigler, G. J., "The Economics of Minimum Wage Legislation," *American Economic Review*, Vol. 36, No. 3, 1946, pp.358-365.

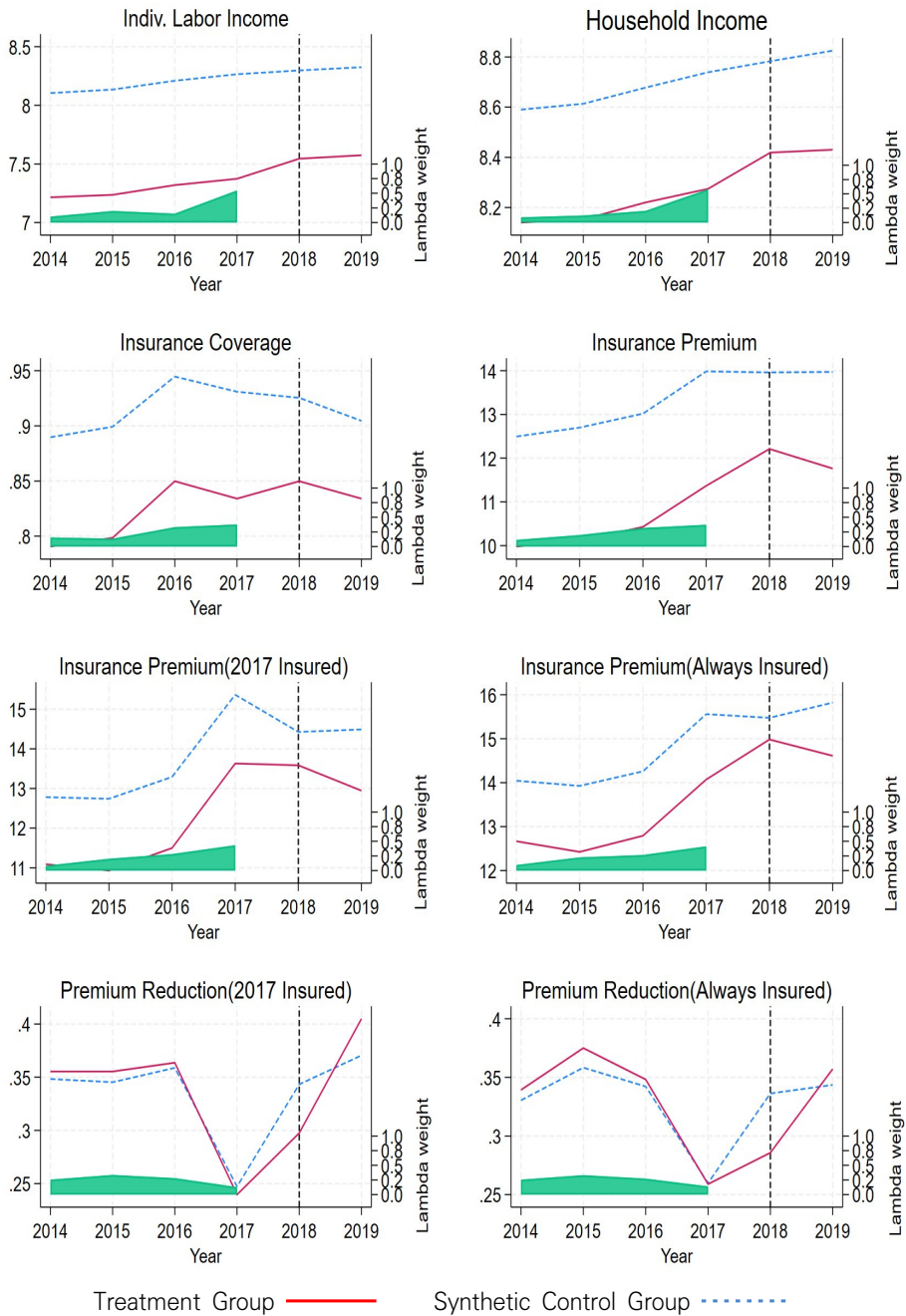
〈부 록〉

〈Table A.1〉 Event-study Estimates

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample Group	Full	Full	Full	Full	Insured in t-1 & t	Insured in t-1
Dependent Variable	Indiv. Labor Income	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium	Premium Reduction
Treat×2014	-0.009 (0.040)	0.000 (0.033)	-0.020 (0.027)	0.040 (0.483)	0.042 (0.485)	0.026 (0.055)
Treat×2015	-0.047 (0.040)	-0.025 (0.035)	-0.03 (0.029)	-0.362 (0.511)	-0.282 (0.448)	0.083* (0.050)
Treat×2016	-0.003 (0.034)	0.003 (0.025)	0.007 (0.026)	-0.300 (0.438)	-0.382 (0.373)	0.039 (0.051)
Treat×2018	0.133*** (0.032)	0.101*** (0.026)	0.019 (0.026)	0.722* (0.437)	0.930*** (0.356)	-0.036 (0.054)
Treat×2019	0.134*** (0.035)	0.086*** (0.030)	0.022 (0.027)	0.263 (0.486)	0.113 (0.422)	0.016 (0.05)
Obs.(Treat)	7,392(1,518)	7,274(1,500)	7,382(1,518)	7,392(1,518)	6,137(1,106)	6,524(1,218)
Indiv.(Treat)	1,232(253)	1,232(253)	1,232(253)	1,232(253)	1,190(234)	1,210(242)

Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors clustered at the individual level are reported in parentheses. All models include treatment group indicators(*Treat*), year indicators, and individual fixed effects. Control variables include *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. The year 2017, which immediately precedes the policy change, serves as the reference year. All monetary variables are measured in nominal terms.

〈Figure A.1〉 Trends in Dependent Variables: SDID Analysis



Notes: Following Arkhangelsky et al.(2021), the synthetic control group is constructed using unit and time weights to match the pre-treatment trends of the treatment group. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

〈Table A.2〉 Robustness to Changes in the Average Hourly Wage Cap of the Control Group:
SDID Estimates

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sample Group		Full	Full	Full	Full	2017 Insured	Always Insured	2017 Insured	Always Insured
Dependent Variable		Indiv. Labor Income	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium		Premium Reduction	
$\leq$ 100 th Pct.	ATT	0.072 (0.061)	0.076*** (0.022)	0.029* (0.017)	0.673*** (0.256)	0.609* (0.361)	0.448* (0.246)	-0.008 (0.033)	-0.015 (0.032)
	Obs. (Treat)	10,170 (2,064)	9,366 (1,561)	10,170 (2,064)	10,170 (2,064)	9,168 (1,698)	7,008 (1,086)	6,438 (930)	6,084 (870)
$\leq$ 60 th Pct.	ATT	0.152*** (0.024)	0.097*** (0.021)	0.014 (0.020)	0.637 (0.419)	0.842** (0.385)	0.955*** (0.344)	-0.043 (0.040)	-0.058 (0.041)
	Obs. (Treat)	4,542 (1,494)	4,170 (695)	4,542 (1,494)	4,542 (1,494)	4,020 (1,248)	2,922 (816)	2,658 (720)	2,508 (666)

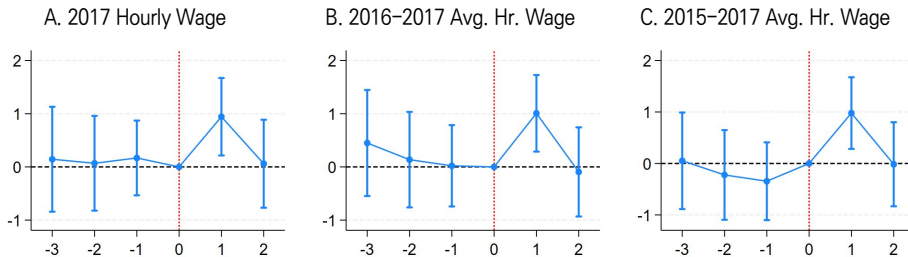
Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors computed via bootstrapping are reported in parentheses. Results are shown for the full control sample and for a restricted control group defined as individuals with average hourly wages $\leq$ the 60th percentile of the full control distribution. ATT denotes the average treatment effect on the treated. SDID estimates are obtained using the unit- and time-weighting approach proposed by Arkhangelsky et al.(2021). All models include individual fixed effects and control for *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

〈Table A.3〉 Robustness to Alternative Treatment Definitions: SDID Estimates

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sample Group		Full	Full	Full	Full	2017 Insured	Always Insured	2017 Insured	Always Insured
Dependent Variable		Indiv. Labor Income	HH Income	Insurance Coverage	Insurance Premium	Insurance Premium		Premium Reduction	
A	ATT	0.172*** (0.029)	0.083*** (0.024)	0.002 (0.022)	0.267 (0.341)	0.201 (0.381)	0.502 (0.321)	-0.005 (0.045)	-0.009 (0.041)
	Obs. (Treat)	7,308 (1,248)	6,708 (1,158)	7,308 (1,248)	7,308 (1,248)	6,618 (1,080)	5,082 (708)	4,566 (606)	4,356 (558)
B	ATT	0.147*** (0.029)	0.066** (0.026)	0.014 (0.018)	0.390 (0.304)	0.447 (0.377)	0.432 (0.362)	0.001 (0.035)	-0.014 (0.039)
	Obs. (Treat)	7,314 (1,344)	6,714 (1,254)	7,314 (1,344)	7,314 (1,344)	6,624 (1,134)	5,088 (726)	4,572 (654)	4,362 (606)
C	ATT	0.142*** (0.024)	0.092*** (0.026)	0.021 (0.018)	0.625** (0.284)	0.549 (0.366)	0.642** (0.295)	0.001 (0.040)	-0.015 (0.040)
	Obs. (Treat)	7,338 (1,446)	6,738 (1,350)	7,338 (1,446)	7,338 (1,446)	6,648 (1,224)	5,106 (798)	4,590 (720)	4,380 (666)

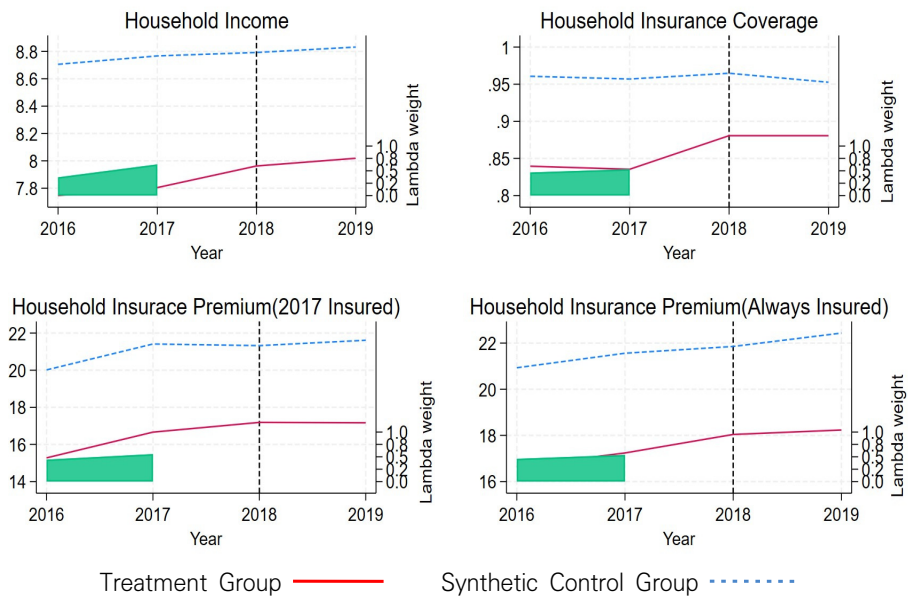
Notes: ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Standard errors computed via bootstrapping are reported in parentheses. Panel A defines treatment using 2017 hourly wages; Panel B uses the 2016–2017 average; and Panel C uses the 2015–2017 average. ATT denotes the average treatment effect on the treated. SDID estimates are obtained using the unit- and time-weighting approach proposed by Arkhangelsky et al.(2021). All models include individual fixed effects and control for *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

〈Figure A.2〉 Event-Study Estimates of Insurance Premium (Insured in $t-1$ & t)
under Alternative Treatment Definitions



Notes: Each point shows the estimated coefficient on the interaction term for each relative time period, normalized to the year immediately preceding the policy implementation (2017). Vertical lines indicate 95% confidence intervals. The dependent variable is *Insurance Premium (Insured in $t-1$ & t)*, measured in nominal terms(10,000 KRW) and square-root transformed. The model includes individual fixed effects and controls for *Age*, *Married*, *Household Head*, *Household Size*, *Homeownership*, and *Good Health Status*.

〈Figure A.3〉 Household-level Analysis: Trends in Dependent Variables using SDID



Notes: The treatment group consists of households with a minimum wage income share of 40 percent or higher, while the control group consists of households with no minimum wage income. Following Arkhangelsky et al.(2021), the synthetic control group is constructed using unit and time weights to match the pre-treatment trends of the treatment group. Income variables are log-transformed and insurance premium variables are square-root transformed, with all monetary values measured in nominal terms(10,000 KRW).

The Impact of Minimum Wage Increases on the Protection-type Insurance Consumption of Low-Wage Workers*

Yunah Song**

Abstract

This paper examines the effects of the sharp increase in Korea's minimum wage in 2018 on income and protection-type insurance consumption among low-wage workers, using panel data from waves 7–12 of the National Survey of Tax and Benefit. To identify causal effects, I employ a difference-in-differences(DID) framework, complemented by event-study specifications and synthetic difference-in-differences (SDID) estimators. The results show that the minimum wage hike significantly increased both individual labor income and total household income among affected workers. At the individual level, there is no evidence of a significant expansion in new insurance enrollment; however, existing policyholders exhibit a statistically significant rise in premium payments, indicating an intensification of coverage. At the household level, the reform led to a meaningful rise in insurance market entry among previously uninsured households, particularly those with a high share of minimum-wage income. These findings suggest that income gains from the minimum wage increase were partly allocated toward strengthening private risk protection, consistent with a precautionary motive among low-wage workers. At the same time, the results raise concerns about potential regressive redistribution embedded in insurance pricing structures, highlighting the need to incorporate distributional considerations into insurance product design and regulatory frameworks.

Key Words: Minimum Wage, Insurance, Lapse-Supported Insurance
JEL Classification: J3, N3, E2

Received: Nov. 10, 2025. Revised: Jan. 5, 2026. Accepted: Feb. 25, 2026.

* The views expressed in this paper are solely those of the author and do not necessarily reflect those of the author's affiliated institution. The two anonymous referees offered thoughtful and detailed comments, along with specific suggestions that substantially improved the logical exposition and empirical analysis of the paper. The author is sincerely grateful for their valuable contributions. Any remaining errors are the sole responsibility of the author.

** Research Fellow, Korea Insurance Research Institute(KIRI), 16F, One Centinel, 70, Yeoui-daero, Yeongdeungpo-gu, Seoul, Republic of Korea, Phone: +82-2-3775-9025, e-mail: yunahsong2024@gmail.com