

남성 경영주의 사망과 농가소득: 미망인이 된 여성농업인의 장기적 영향

허성윤*

Contents

1. 서론	105
2. 이론적 배경	107
3. 분석 방법	109
4. 분석 결과	115
5. 강건성 검정	119
6. 추가 분석 및 논의	122
7. 결론 및 시사점	127

Keywords

가구주 사망(Household head death), 농가소득(Farm household income), 이중차분법(Difference in Differences), 사건사분석(Event study), 정밀 매칭(Coarsened exact matching)

Abstract

본 연구는 급격한 고령화로 인해 부부 2인 농가가 남성의 사망 이후 여성 1인 농가로 재편되는 구조적 전환에 주목하여, 남성 농업경영주의 사망이 여성 미망인 농가의 소득에 미치는 인과적 효과를 분석한다. 한국복지패널조사 2005~2023년 자료를 활용하여 정밀 매칭(CEM)과 이중차분법, 사건사분석법을 결합하였으며, 강건성 검정을 위해 Sun & Abraham(2021)과 Gardner(2021)의 강건형 이중차분법을 병행하였다. 분석 결과, 남성 농업경영주의 사망은 농가의 실질 경상소득을 평균 약 25.9%, 실질 농업소득을 약 35.4% 영구적으로 감소시키는 것으로 나타났으며, 농업소득의 감소폭은 장기로 갈수록 심화되어 사망 후 9년 시점에서 약 57.3%에 달하였다. 추가 분석 결과, 이전소득이 오히려 감소하는 추세를 보여 현행 복지제도의 완충 기능이 제한적임을 확인하였으며, 남성 경영주 사망에도 불구하고 농가의 경제적 환경이 크게 악화되지는 않았다. 이는 생존 여성농업인의 농업 노동 유인이 약화되는 경로가 농업소득의 장기적 감소를 심화시키는 보완적 메커니즘으로 작용할 수 있음을 시사한다. 본 연구의 결과는 농업 경영 유지 및 승계 지원, 여성농업인 역량 강화, 그리고 농업 포기 가구 지원 정책의 필요성에 대한 실증적 근거를 제공한다.

* 한국농촌경제연구원 전문연구원. e-mail: heo0411@krei.re.kr

저자는 논고 작성에 많은 도움을 주신 중앙대학교 경제학부 진현정 교수님과 강창희 교수님께 깊이 감사드립니다. 또한 유익한 논평을 제공해 주신 익명의 심사자분들께도 감사드립니다. 본 논문은 영문 번역, 일부 문장의 유포, 참고문헌 서식 정리 과정에서 생성형 AI(ChatGPT)를 활용하였으며, 모든 내용은 최종적으로 저자가 직접 검토·확인하였다.

Death of Male Farm Household Heads and Household Income: Evidence from Widowed Farm Women in Korea

Heo Seong-yoon*

Keywords

Household head death, Farm household income, Difference in Differences, Event study, Coarsened exact matching

Abstract

This study examines the causal impact of the death of male farm household heads on the income of widowed farm households using longitudinal data from the Korea Welfare Panel Study (2005–2023). Motivated by the growing share of female single-person farm households resulting from spousal bereavement in Korea, the study combined Coarsened Exact Matching with an event-study framework and conducted robustness checks using heterogeneity-robust estimators proposed by Sun and Abraham (2021) and Gardner (2021).

The results indicated that the death of the male farm household head led to a permanent decline of approximately 25.9% in real current income and 35.4% in real agricultural income. The decline in agricultural income intensified over time, reaching approximately 57.3% nine years after the shock. Further analysis revealed that transfer income declined, rather than increased, following the shock, suggesting that the buffering capacity of the current welfare system was limited. Moreover, despite the loss of the male household head, the overall economic conditions of the surviving households did not deteriorate substantially relative to pre-shock levels. This economic stability may have weakened the surviving spouse's incentive to supply agricultural labor, potentially serving as a complementary mechanism that contributed to the long-run decline in agricultural income.

These findings highlight the need to strengthen farm succession support, enhance the agricultural capabilities of widowed female farmers, and establish dedicated support systems for farm households that discontinue farming following spousal bereavement.

* Research Associate, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea. e-mail: heo0411@krei.re.kr

1. 서론

한국 농업은 급격한 고령화와 영세화가 동시에 진행 중이다. 국가데이터처 「농업조사」에 따르면, 2024년 기준 65세 이상 농가인구의 고령화율은 55.8%에 달하며, 가구원 구성 측면에서 2인 가구 비중은 57.8%, 1인 가구 비중은 23.6%로 대부분을 차지한다. 이는 10년 전인 2014년 대비 1인 가구는 7.0%p, 2인 가구는 7.4%p 증가한 것이다. 「농업총조사」에서도 동일한 추세가 확인된다. 2000년 부부 2인 가구 비중은 34%, 1인 가구 비중은 13%였으나, 2020년에는 각각 48.4%, 20%로 상승하였다. 이러한 패턴은 자녀세대의 진출로 부부 2인 가구가 증가하는 동시에, 배우자 사망으로 인해 1인 가구로 전환되는 사례가 늘어나는 구조적 변화를 반영한다. 한국의 성별 기대수명 격차를 고려하면 남성 배우자가 먼저 사망하고 여성 미망인이 1인 가구로 남는 패턴이 지배적이며, 2020년 기준 전체 사별 가구의 77.4%가 여성 가구주인 것으로 나타난 바 있다.

농업 경영 측면에서 부부 2인 가구가 여성 1인 가구로 전환되는 과정은 단순한 개인적 사건을 넘어 농가경제 전반에 심각한 충격을 가져올 수 있다. 농업 노동은 일반 노동시장과 달리 가구주 중심의 자가 노동에 크게 의존하는 특성을 지닌다. 농가 경영주 연령이 높아질수록 농업소득이 급격히 하락하는 패턴이 관찰되어 왔으며(김미복·박성재, 2014), 이는 농업 노동이 경영주 개인의 노동력에 강하게 귀속됨을 시사한다. 또한 농가인구의 상당수가 상시적 인력 부족을 경험하고 있어, 경영주 사망 이후 농업 경영을 지속할 대체 노동력을 내부적으로 확보하기 어려운 구조적 환경에 놓여 있다(김정섭 외, 2014). 이전소득이 총소득 감소를 일부 완충할 수 있다 하더라도, 농업 경영 자체의 공백은 별개의 문제로 남는다. 그러나 남성 경영주 사망이 농가소득에 미치는 장기적 영향을 인과적으로 분석한 연구는 국내외를 막론하고 매우 희소하다. 이러한 맥락에서 본 연구는 남성 농업경영주의 사망이 여성 미망인 농가의 경제적 구조에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다.

가구주 또는 배우자 사망이 가구 경제에 미치는 영향에 관한 선행 연구는 주로 비농업 도시 가구를 대상으로 이루어졌다. Hurd & Wise(1989)는 남편의 사망으로 인해 가구 자산이 평균 50% 이상 감소하며, 이는 특히 사적 연금 소득의 급감에서 기인한다고 보고하였다. 고령의 미망인들은 노동시장 재진입이 어렵거나 불가능하였고, 생명보험금만으로는 경제적 지위를 유지하기에 충분하지 않아 많은 여성 미망인들이 빈곤에 처하게 됨을 확인하였다. Burkhauser et al.(1991)은 유족연금이 완충 역할을 하지만 충분하지 않을 수 있음을 보였다.

Zick & Smith(1991)는 중년과 노년의 사별을 경험한 여성 및 남성의 경제 상황을 11년에 걸쳐 추적한 결과, 배우자 사망 5년 후 혼인 생활을 유지한 동일 연령대에 비해 경제적 자원이 유의하게 감소함을 보였다. 다만 연령대별로 경제적 경로가 상이하어, 배우자 사망의 경제적 충격이 생애주기에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. Streeter(2020)는 사별 여성이 배우자 사망 후 처음 2년 동안 소득이 22%, 자산이 10% 감소하며, 10년이 지나서야 소득이 회복되는 반면 자산 규모는 꾸준히 감소함을 보

였다. 이는 사별 남성과 비교 시, 소득과 자산이 성별에 따라 배우자 사망 충격에 상이하게 반응하며, 여성의 경우에는 소득 회복 이후에도 자산 측면의 취약성이 지속될 수 있음을 시사한다. Sevak et al.(2003)은 미망인이 된 이후 빈곤 위험에 처할 가능성이 높으나, 1970년대에 비해 1990년대에 이 비율이 감소하였음을 보였다. 특히 노인 미망인이 가구주인 가구는 여전히 다른 가구보다 높은 빈곤율을 경험하며, 이른 나이에 미망인이 된 여성일수록 재정적으로 더 취약한 것으로 나타났다.

한편 배우자 사망 이후 생존 배우자의 노동 공급 반응에 관한 연구도 존재한다. Reed(2020)는 인도 농촌을 대상으로 미망인 상태가 노동 공급에 미치는 영향을 분석한 결과, 노년 여성의 경우 근무 일수 감소와 관련이 있었던 반면, 52세 이전에 미망인이 된 여성의 경우 근무 일수가 오히려 대폭 증가하는 것으로 나타났다. 또한 시부모와 동거하거나 사망 후 가구주가 된 미망인은 노동 참여가 증가한 반면, 성인 자녀가 가구주인 가정에서 거주한 경우에는 노동 참여에 부정적인 효과를 경험하였다. 이는 미망인이 된 여성의 노동 공급 반응이 연령, 가구 구조, 제도적 환경에 따라 이질적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

이상의 선행 연구는 배우자 사망이 생존 배우자의 소득 및 자산에 부정적인 영향을 미친다는 점을 일관되게 보여주나, 대부분 비농업 가구를 대상으로 하였다는 한계가 있다. McGarry & Schoeni(2005) 및 Weir et al.(2002)은 사별 후 생존 배우자의 소득 변화를 분석할 때 사회경제적 배경을 함께 고려해야 함을 강조하였으나, 농가 및 여성농업인이라는 사회경제적 맥락은 충분히 다루어지지 않았다.

본 연구는 이러한 공백을 메우기 위해, 「한국복지패널조사」 자료를 활용하여 남성 농업경영주의 사망이 여성 미망인 농가의 경상소득 및 농업소득에 미치는 인과적 효과를 분석한다. 분석 방법으로는 정밀 매칭(Coarsened Exact Matching: CEM)을 이용하여 처치군(사망 농가)과 통제군(비사망 농가) 간의 비교가능성을 확보한 후 이중차분법(Difference-in-Differences: DiD)과 사건사분석(event-study) 방법론을 적용한다. 사망 사건은 복지패널 내 가구주 변동 정보와 혼인상태 변화를 통해 간접적으로 식별하며, 순차적 처치 구조(staggered adoption)에서 발생할 수 있는 이원고정효과(Two Way Fixed Effect: TWFE) 추정량의 편향 문제를 검토하기 위해 Sun & Abraham(2021) 및 Gardner(2021)의 강건형 이중차분법을 병행한다. 주요 결과변수는 실질 경상소득과 실질 농업소득으로, 두 변수 간 충격의 크기 차이를 통해 농업 노동의 비대체성을 검증한다.

분석 결과, 남성 가구주 사망은 농가의 경상소득과 농업소득 모두에 통계적으로 유의하고 지속적인 부정적 영향을 미치며, 특히 농업소득의 감소폭이 경상소득의 감소폭을 전체 사후 기간에 걸쳐 일관되게 상회하는 것으로 나타난다. 평균 처치효과 기준으로 경상소득은 약 25.9%, 농업소득은 약 35.4% 감소하였으며, 농업소득 감소폭은 장기로 갈수록 심화되어 사망 후 9년 시점에서는 약 57.3%에 달했다. 추가 분석 결과, 가구주 사망 직후 경조금·보험금 등 사망과 관련된 일시 수입이 단기적으로 유입되나 이후 소멸하며, 이전소득은 오히려 감소하는 추세가 나타났다. 이는 현행 복지제도가 농가 경영주 사망 가구의 소득 충격을 완충하지 못하고 있음을 시사한다. 주목할 점은 경영주 사망에도 불구하고 가구의

경제적 후생이 크게 악화되지 않는 반직관적인 결과가 관찰된다는 점이다. 한편, 자료의 특성상, 패널 이탈 편향 가능성과 농업 포기 가구의 표본 제외를 감안할 때 본 연구의 추정치는 실제 충격의 하한선으로 해석하는 것이 적절하다.

본 연구는 세 가지 측면에서 기존 문헌과 차별성을 가진다. 첫째, 본 연구는 농가를 대상으로 국내에서 거의 시도되지 않은 경영주 사망의 인과적 효과를 장기 추정한 연구이며, CEM과 사건사분석법을 결합하여 방법론적 엄밀성을 갖춘다. 둘째, 경상소득과 농업소득의 차별적 반응을 비교함으로써 농업 노동의 비대체성과 현행 복지제도의 완충 한계를 동시에 규명한다. 셋째, 경영주 사망 이후 농가의 경제적 후생이 크게 악화되지 않는다는 반직관적 현상을 포착하고, 이것이 농업소득의 장기적 감소로 이어질 수 있는 잠재적 메커니즘을 탐색적으로 제시한다. 이러한 분석 결과는 농업 경영 승계와 여성농업인 지원 정책 수립을 위한 실증적 토대를 마련한다. 나아가 본 연구는 농촌 고령화 및 농가 감소 문제를 경제적 관점에서 분석하고, 가구주 사망이 농가의 경제적 지속 가능성에 미치는 영향을 실증적으로 검토함으로써 향후 농업·농촌 정책 수립에 유의미한 시사점을 제공한다.

이하 본 고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 배경을 논의하고, 제3장에서는 자료 및 분석 방법을 기술한다. 제4장에서는 분석 결과를 제시하며, 제5장에서는 강건성 검정을 수행한다. 제6장에서는 추가적인 분석을 통해 메커니즘을 탐색적으로 살펴보고, 마지막 제7장에서는 결론 및 정책 함의를 논의한다.

2. 이론적 배경

Singh et al.(1986)이 제시한 농가경제모형(Agricultural Household Model: AHM)에 따르면, 농가는 노동과 소비, 생산을 동시에 결정하는 경제 주체로, 이들의 의사결정은 상호 의존적으로 이루어진다. 이 구조는 농가의 최적 선택을 다음과 같은 효용함수로 표현할 수 있다.

$$U = U(C, L) \quad (1)$$

식 (1)에서 C 는 소비, L 은 여가를 의미한다. 효용은 일반적으로 소비와 여가의 함수로 정의되며, 농가는 주어진 제약하에서 효용을 극대화한다. 생산 기술은 다음과 같이 표현된다.

$$Q = Q(L_f, K, A) \quad (2)$$

여기에서 Q 는 농업 생산량, L_f 는 농업 노동 투입량, K 는 농기계 등 자본 투입, A 는 농지 면적이다.

농업노동의 한계생산은 양수(+)이지만, 체감한다고 가정한다.

완전 노동시장이 존재하는 경우, 농가의 생산과 소비 결정은 분리 가능(separability)하며, 외부 노동시장 임금이 농가의 노동 공급과 생산 결정을 동시에 규정한다. 그러나 한국 농촌과 같이 노동시장 불완전성이 존재하는 환경에서는 이러한 분리성이 성립하지 않으며, 가구 내 노동력 제약이 생산 결정에 직접적인 영향을 미치게 된다. 특히 가족 노동 의존도가 높은 농가에서는 경영주 개인의 노동공급이 생산량을 결정하는 핵심 요소로 작용한다. 남성 가구주의 사망은 식 (2)에서 농업 노동 투입 L_f 의 급격한 감소를 초래한다. 농업 노동은 외부에서 대체 노동력을 조달하기 어렵고, 농기계 운용 역시 가구주에 귀속된 경우가 많아 자본 투입 K 의 활용도도 동시에 감소할 수 있다. 이는 농업 생산량 Q 의 감소로 이어진다. 이때 농업소득은 다음과 같이 표현된다.

$$Y_a = p_a Q - w_f L_f \quad (3)$$

여기서 P_a 는 농업생산물의 가격, w_f 는 농업 노동의 기회비용이다. 생산량 감소는 곧 농업소득 감소로 이어지며, 대체 노동력이 충분히 확보되지 않는 경우 이러한 효과는 더욱 심화된다.

한편 선행 연구에 따르면, 가구주 사망 이후 생존 배우자의 노동 공급 반응에 대해서는 두 가지 상반된 효과가 논의된다. 먼저 부가 노동자 효과(Added Worker Effect: AWE)는 가구 소득 감소에 대응하여 생존 배우자가 외부 노동시장 참가를 늘리는 현상을 의미하며(Mincer, 1962; Lundberg, 1985), 다음으로 낙담 노동자 효과(Discouraged Worker Effect: DWE)는 노동시장 여건이 불리하다고 판단할 때 오히려 노동공급을 축소하는 현상을 의미한다(Clark & Summers, 1981). 한국 농촌의 고령 미망인 환경에서는 신체적 제약과 제한된 취업 기회로 인해 AWE보다 DWE가 지배적일 가능성이 높으며(Hurd & Wise, 1989), 이 경우 농외소득의 보전도 기대하기 어려울 수 있다.

그러나 AWE와 DWE는 주로 비농업 노동시장을 상정한 개념으로, 사망 이전부터 농업에 종사해 온 여성농업인의 농업 노동 공급 반응을 직접적으로 설명하기에는 한계가 있다. 농가경제모형의 틀에서 보면, 가구주 사망으로 인한 가구원 수 감소는 농가가 충족해야 할 최소 소비 필요수준 c 를 낮춘다. 즉, 가구 필요의 감소는 이전보다 적은 노동 투입으로도 최소 소비 필요수준을 충족할 수 있으며, 이는 추가적인 노동 공급 유인 자체를 약화시키는 경로로 작용할 수 있음을 시사한다.

가구주 사망 이후 경상소득 변화는 다음과 같이 분해된다.

$$\Delta Y = \Delta Y_a + \Delta Y_m + \Delta Y_t \quad (4)$$

여기에서 Y_a 는 농업소득, Y_m 은 농외소득, Y_t 는 이전소득을 나타낸다. 농업 노동의 비대체성으로 인해 $\Delta Y_a < 0$ 의 충격이 크게 나타나는 반면, 농외소득은 $\Delta Y_m \leq 0$ 으로, 감소하거나 변화가 없을 가능

성이 높다. 한편, 연금 및 각종 직불금 등 이전소득 $\Delta Y_i \geq 0$ 으로, 소득의 감소를 일부 완충할 수도 있다. 따라서, 이론적으로는 농업소득의 감소폭이 경상소득의 감소폭 보다 클 것으로 예상된다.

이러한 이론적 논의로부터 본 연구는 다음의 가설을 도출한다.

가설 1: 가구주 사망은 농가의 경상소득을 영구적으로 감소시킨다.

가설 2: 농업소득의 감소폭은 경상소득의 감소폭 보다 크다. 이는 농업 노동의 비대체성을 반영한다.

3. 분석 방법

3.1. 분석자료 및 표본선택

분석에는 「한국복지패널조사」 2005년부터 2023년까지의 데이터(1-18차 웨이브)를 이용한다. 이 자료는 국내에서 수행 중인 가구 단위 패널조사 중에서 「한국의료패널조사」 다음으로 규모가 큰 패널 조사이며, 한국보건사회연구원이 생산한다. 최초 원표본 가구규모는 7,072가구로 시작하였다. 18차 까지 조사가 완료된 원표본 가구는 3,529가구이며, 18차에는 총 7,654가구가 조사를 완료하였다.¹⁾

본 연구의 핵심 처치변수는 남성 농업경영주의 사망이다. 이중차분법은 무작위 대조실험(Randomized Controlled Trial: RCT)의 논리를 관찰 데이터에 적용하는 방법론으로, 준실험적(quasi-experimental) 환경의 구축을 필요로 한다. 즉, 처치 부여의 외생성이 분석의 핵심 전제가 되며, 이는 이중차분법의 평행추세 가정(parallel trends assumption)과도 직결된다.

그러나 모든 사망이 외생적으로 발생하지는 않는다. Sevak et al.(2003)의 연구는 소득 수준이 낮은 남성일수록 기대수명이 짧아 가난한 남성과 결혼한 여성이 더 이른 나이에 미망인이 될 가능성이 높다고 하였으며, 개인의 건강관리 습관, 생활양식, 사회경제적 여건 등도 사망의 원인이 될 수 있다. 문제는 이러한 사망은 내생적 사망이라는 점이다. 특히 장기 투병이나 반복적 입원을 수반하는 사망의 경우, 사망 이전부터 이미 경제활동이 위축되어 있을 가능성이 높아 사전효과(anticipation effect)가 존재할 수 있다. 국내에서 「국민노후보장패널」을 이용한 김정근(2014)의 연구는 배우자의 사별을 경험한 중·고령층의 소득 수준이 배우자 사망 이전에 이미 비사별 가구에 비해 낮은 특징이 있음을 보고한 바 있어, 이에 대한 논의를 뒷받침 한다. 반면, 외생적 사망은 가구에 가해진 예상치 못한 ‘외부 충격’으로 간주될 수 있는 갑작스러운 사고사, 급성질환 등을 의미한다. 이러한 사례만을 분석표본으로 사용해야만 사망으로 인한 가구 경제의 변화를 인과적으로 식별할 수 있다.

본 연구는 농업경영주 가구를 분석 대상으로 한다. 「한국복지패널조사」의 정의에 따르면 농업경영주

¹⁾ 「한국복지패널조사」를 활용한 농업경제 연구의 사례로 조성주(2024)는 동 자료를 이용하여 소득원 다각화와 사회적 자본이 농가 소득에 미치는 영향을 분석한 바 있다.

란 “10a(약 300평) 이상의 경지를 직접 경작하거나, 연간 농축산물 판매액이 120만 원 이상인 농축산업 종사자”를 의미하며, 판매금액이 120만 원 미만이라도 120만 원 이상의 가치를 사육하는 경우도 포함된다.

분석 기간 중 남성 농업경영주가 사망한 가구는 총 160가구로 식별된다. 「한국복지패널조사」는 가구주 사망 여부를 직접 식별할 수 있는 변수를 제공하지 않으므로, 본 연구는 다음과 같은 방식으로 사망 가구를 간접 식별한다. 동일 가구 내에서 가구주의 성별이 남성에서 여성으로 변경되고, 변경된 여성 가구주의 혼인상태가 직전 연도 ‘기혼’에서 해당 연도 ‘사별’로 전환된 경우를 남성 농업경영주의 사망으로 정의한다.

본 연구는 내생성 문제를 완화하기 위해 표본 구성 단계에서 내생적 사망 가능성이 높은 표본을 제외하는 방식을 택한다. 구체적으로, 가구주 변경 시점과 사별 시점이 일치하지 않는 표본을 우선 제외하여 사망이 가구주 변경의 직접 원인인 즉시 사별 가구만을 처치로 구성한다(N=97). 나아가 6개월 이상 압통병 이력이 있는 케이스 중 1개월 이상 입원한 경우, 또는 주관적 건강평가에서 ‘건강하지 않다’ 혹은 ‘매우 건강하지 않다’고 응답하면서 외래진료 일수가 120일 이상인 가구 표본을 추가로 제외하였다(N=87). 이들의 경우에는 내생적 사망일 가능성이 높을 뿐 아니라, 사망 이전부터 이미 경제활동에 실질적 제약이 있었을 것으로 판단하였기 때문이다. 이러한 제외 기준은 농업경영주의 사망을 다룬 선행 연구가 충분하지 않아 선행적으로 확립된 기준을 사용하기 어려운 상황에서 연구자 판단에 의해 설정된 것으로, 기준 설정의 자의성은 본 연구의 한계이다. 다만, 본 기준은 사망 전 건강 충격이 가구 경제에 이미 영향을 미쳤을 가능성이 높은 표본을 배제함으로써 처치 효과의 식별을 보다 명확히 하기 위한 불가피한 선택이며, 분석 대상을 외생적 사망에 가까운 가구로 한정함으로써 인과 추론의 신뢰성을 높이고자 하였다.

한편, 농림어업 종사자의 주요 사망원인은 암(37.8%), 운수사고(8.6%), 간질환(8.0%) 순으로, 전체 국민 대비 운수사고 등 사고사의 비중이 상대적으로 높은 편이다.²⁾ 선행 연구에 따르면 농업인은 작업 특성상 예기치 못한 사고에 노출될 가능성이 높으며(고상백 외, 2012), 질병으로 인한 사망률은 일반 인구에 비해 낮고, 건강 관련 예방정책 역시 사고·손상 예방에 집중되어 있다(Frost et al., 2011; Chung et al., 2010; Blair et al., 2005). 이는 농림어업 종사자의 사망이 타 직종에 비해 외생적 충격에 의한 비중이 상대적으로 높음을 시사하며, 앞서 기술한 표본 제한과 결합하여 본 연구의 처치가 내생적 사망으로 오염될 가능성을 낮추는 근거로 작용할 수 있다.

본 연구는 앞서 구성한 처치군(사망 가구) 표본을 토대로 정밀 매칭(Coarsened Exact Matching: CEM)을 활용하여 공변량 균형이 확보된 통제군을 구성한다. CEM은 매칭변수를 여러 범주로 구간화(coarsening)한 후, 모든 매칭변수의 범주 조합이 동일한 처치군과 통제군 관측치를 매칭하는 방법이다(Iacus et al., 2012). 이중차분법에서 통제군은 처치가 없었을 경우 처치군이 보였을 가상적 성과

²⁾ 국가데이터처 KOSIS 국가통계포털(<https://kosis.kr/>), ‘사망원인통계(직업별 사망자 수)’의 2017년 기준이다.

(counterfactual)를 대리하므로, 처치군과 관측 가능한 특성 면에서 최대한 동질적인 집단으로 구성하고자 하였다. 다만, 「한국복지패널조사」는 「농가경제조사」 등과는 달리, 농업에 대한 상세한 변수를 제공하지 않는 한계가 있다. 본 연구는 이를 보완하기 위해 <표 1>과 같이 비교적 엄격한 11개의 매칭 변수를 사용하였다. 특히, 농기계 보유 여부와 거주지역, 소득 수준 등을 매칭 변수로 투입하였는데, 이는 농가의 경영 형태에서 기인하는 이질성을 간접적으로나마 통제하기 위함이다.

매칭 시점은 처치 직전 연도(t-1)로 설정하였다. 이는 처치 이후 시점의 공변량을 매칭에 사용할 경우 처치효과가 매칭 변수 자체에 반영되어 오염이 발생할 수 있기 때문이다(Iacus et al., 2012). 처치 직전 시점을 매칭 기준으로 사용하는 것은 사전추세의 정합성을 고려한 접근방법이다(Bertoni et al., 2020).

CEM은 각 매칭변수에 대해 정확히 일치하는 통제군을 1:1로 매칭함으로써, 관측 가능한 특성 차이로 인한 편향을 최소화한다.³⁾ 이때, 매칭변수가 많고 구간을 촘촘하게 설정할수록 매칭에 실패한 관측치가 탈락하는 차원의 저주(curse of dimensionality) 문제가 발생할 수 있다. 이는 편향과 분산 간의 상충관계(bias-variance tradeoff)와 본질적으로 다르지 않다. 본 연구는 내생성을 최소화하고 처치군과 통제군의 비교가능성을 높이기 위해 다양한 매칭변수를 사용하였으며, 그 결과 최종 분석에 활용되는 처치군은 69가구이며, 총표본 수는 2,146개이다.⁴⁾

표 1. 매칭변수와 그 범주

매칭변수	범주		
입원경험	① 없다	② 있다	
학력	① 중졸 이하	② 고졸 이상	
성별	① 여성	② 남성	
농업경영주	① 아니다	② 그렇다	
유배우자	① 없다	② 있다	
가구구성	① 1인 가구	② 2인 가구	③ 3인 이상
연령	① 60세 미만	② 65~74세	③ 75세 이상
농기계 보유	① 없다	② 있다	
만성질환	① 없다	② 있다	
지역	① 시	② 군·도농복합군	
소득 3분위	① 상	② 중	③ 하

자료: 저자 작성.

매칭의 정합성은 다변량 L1 거리(Multivariate L1 distance)를 통해 확인한다. L1은 처치군과 통제군의 다차원 공변량 분포 차이를 종합한 지표로, 0에 가까울수록 두 집단의 분포가 일치함을 의미한다. 본 연구의 매칭 결과 L1=0으로, 모든 공변량 차원에서 처치군과 통제군의 분포가 완전히 일치하였다. 이는 개별 변수 수준에서도 두 집단 간 차이가 없음을 의미하며, 매칭의 질이 매우 높음을 나타낸다.

3) CEM은 1:N 매칭도 가능하지만, 이 경우 매칭된 관측치를 명확하게 식별하기 어려운 한계가 있다. 이 연구는 소규모 표본 환경에서 개별 매칭쌍을 명확히 식별하고, 균형성 검증, 강건성 검증 등 사후 분석의 투명성을 확보하기 위해 1:1 매칭을 선택하였다.

4) 처치군 식별을 위한 과정을 정리하면, 사망 가구 식별: 160가구 → 즉시 사별 케이스만 추출: 97가구 → 내생적 사망 케이스 제외: 87가구 → CEM 매칭 후 최종 처치군: 69가구이다.

3.2. 분석표본의 특성 및 균형성 검증

본 연구는 앞서 기술한 표본 선정 기준에 따라 최종적으로 69가구를 외생적 사망 처치군으로 식별하였다. 농업경영주의 사망이라는 희귀한 사건을 분석 대상으로 하는 연구의 특성상, 표본 규모의 제약은 불가피하며 이는 본 연구의 주요한 한계점이다. 표본이 작을수록 추정량의 분산이 커져 추정 정밀도가 낮아질 수 있으며, 분석 결과의 외적 타당도에도 제약이 따를 수 있다. 또한 시간에 따라 변화하는 비관측 요인이나 집단 간 상이한 추세의 가능성을 완전히 배제하기 어렵다. 다만 본 연구의 분석표본은 CEM 매칭을 통해 관측 가능한 공변량에 대한 균형($L1=0$)을 달성하였으며, 이를 통해 처치군과 통제군 간 체계적 차이가 최소화되었다는 점에서 내적 타당도 측면에서의 비교가능성은 일정 수준 확보된 것으로 판단한다. 그럼에도 불구하고, 향후 보다 많은 농업관련 변수와 더 큰 표본을 활용한 후속 연구를 통해 본 연구의 결과가 검증될 필요가 있다.

본 절에서는 분석표본의 특성을 기술하는 동시에 처치군과 통제군 간 균형성을 점검한다. 본 연구는 남성 농업경영주의 사망으로 인해 여성이 가구주로 전환되는 농가를 분석 대상으로 설정하였으며, 실제로 처치군으로 식별된 사망 농업경영주의 성별은 전원 남성이고 사망 이후 새로운 가구주로 교체된 농업경영주는 전원 여성으로 나타난다. 또한 사망 직전($t=-1$) 남성 농업경영주의 평균 연령은 73.0세이며, 이 시점에서 배우자인 여성농업인의 평균 연령은 68.9세이다. 사망 직전($t=-1$) 여성 배우자의 농업종사 비율은 통제군과 처치군이 동일하게 94%에 달한다. 따라서 본 연구의 분석대상을 보다 구체적으로 표현하면, 남성 농업경영주의 사망이 미망인이 된 고령의 여성농업인 농가의 소득에 미치는 영향으로 정의할 수 있으며, 이는 분석 결과의 해석 및 외적 타당성과 관련하여 중요한 맥락을 제공한다.

다음의 <표 2>는 매칭변수를 포함하여 소득, 건강, 주거, 생활습관, 배우자의 연령/성별/직업 등 다양한 차원의 기초통계량과 함께 처치군과 통제군 간 균형성 검증 결과를 제시한다. 모든 변수에서 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않으며, 이는 앞서 보고한 $L1=0$ 과 함께 매칭의 질이 매우 높음을 뒷받침한다. 특히 매칭변수에 포함되지 않은 주택가격, 주거면적, 흡연, 음주, 외래진료 횟수 등에서도 두 집단이 동질적인 것으로 나타나, 관측 가능한 특성 전반에 걸쳐 처치군과 통제군의 비교가능성이 확보되었음을 확인할 수 있다.

표 2. 분석표본의 기초통계량 및 균형성 검정(t=-1)

구분	(1) 통제군	(2) 처치군	차이 (1)-(2)	표준 오차	p-value
경상소득(만 원)	2,013.5 (1,457.5)	1,889.8 (1,096.1)	123.6	219.5	0.574
가처분소득(만 원)	1,941.1 (1,377.9)	1,812.1 (1,036.9)	128.9	207.6	0.535
농업소득(만 원)	1,315.9 (1,283.4)	1,359.8 (2,271.1)	-43.8	315.8	0.889
농업순소득(만 원)	813.7 (914.3)	707.4 (793.4)	106.3	146.2	0.468
남성 가구주 연령(세)	72.1 (9.1)	73.6 (7.8)	-1.5	1.5	0.287
가구원 수(명)	2.23 (0.69)	2.19 (0.52)	0.04	0.10	0.676
자가 주택 보유 여부 (1=자가 주택, 0=아님)	0.86 (0.33)	0.86 (0.33)	0.00	0.05	1.000
주택가격(만 원)	6,383.3 (6,674.1)	6,154.1 (5,999.3)	229.2	1,140.8	0.841
주거면적	73.5 (21.4)	75.5 (22.6)	-2.0	3.7	0.589
주관적 건강상태 (1) 매우 건강하다~(5) 매우 건강하지 않다	3.13 (0.98)	3.33 (0.94)	-0.20	0.16	0.219
주관적 근로능력 평가 (1=근로능력 있음, 0=없음)	0.89 (0.30)	0.84 (0.36)	0.05	0.05	0.315
흡연 여부 (1=흡연자, 0=비흡연자)	0.18 (0.39)	0.20 (0.40)	-0.02	0.08	0.854
음주 여부 (1=술을 마심, 0=마시지 않음)	0.62 (0.48)	0.55 (0.49)	0.072	0.084	0.391
외래진료 횟수(회)	31.2 (33.9)	28.7 (39.2)	2.5	6.2	0.694
입원 횟수(회)	0.26 (0.53)	0.33 (0.72)	-0.07	0.10	0.503
입원 일수(일)	4.1 (10.2)	5.3 (13.9)	-1.2	2.0	0.560
여성 배우자 연령	68.3 (9.7)	69.7 (8.1)	-1.2	1.53	0.429
생존 배우자 성별이 여성인지 여부 (1) 여성, (0) 남성	1.00	1.00	0.00	0.00	-
생존 배우자가 농업에 종사하는지 여부 (1) 농업 종사, (0) 미종사	0.94	0.94	-0.002	0.04	0.964

주: 금액은 명목금액 기준이며, 괄호 안은 표준편차를 표시한다.

자료: 저자 작성.

3.3. 분석모형

본 연구는 균형을 달성한 매칭 표본을 사용하며, 추가적인 공변량(통제변수)은 포함하지 않는다. Angrist & Pischke(2008)에 따르면, 좋은 통제변수는 처치 이전에 결정된 것이어야 한다. 분석 단위가 농가인 본 연구에서, 처치(남성 배우자의 사망) 이후에 변화할 수 있는 가구 및 가구주 특성을 통제할 경우, 해당 변수가 처치 효과를 흡수하는 ‘나쁜 통제변수(bad control)’ 문제가 발생할 수 있기 때문이다.⁵⁾ 본 연구는 표준적인 패널 이중차분법과 사건사분석법(event-study)을 적용하며, 가구 고정효과

와 연도 고정효과를 포함한 이원고정효과 모형(TWFE)으로 분석을 실시한다. 구체적으로 패널 이중차분법은 다음의 식 (5)와 같다.

$$\ln(Y_{it}) = \beta_k D_{it} + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (5)$$

식 (5)에서 성과변수 Y_{it} 는 가구 i 의 t 시점 실질 소득의 로그값으로, 실질(2020=100) 경상소득과 농업소득의 두 가지 성과변수에 대해 각각 추정한다. 로그 변환은 소득 분포의 이분산성을 완화하는 동시에 추정 계수를 퍼센트 변화로 해석할 수 있다는 장점을 지닌다. D_{it} 는 처치군이 처치시점에 1을 갖는 처치 더미변수, α_i 는 가구 고정효과로 시간에 걸쳐 불변하는 가구 특성을 통제하며, τ_t 는 연도 고정효과로 모든 가구에 공통적으로 작용하는 시간 추세를 흡수한다.

사건사분석법은 다음의 식 (6)과 같다.

$$\ln(Y_{it}) = \sum_{k=-10, k \neq -1}^{10} \beta_k D_{it}^k + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (6)$$

식 (6)이 식 (5)와 다른 점은 식 (5)는 전 기간 동안의 평균 처치효과를 포착하는데 반해, 식 (6)은 개별 시점의 효과를 포착한다는 점이다. 식 (6)에서 D_{it}^k 는 가구 i 가 t 시점에 상대시점 k 에 해당하는 경우 1을 갖는 더미변수, β_k 는 상대시점 k 에서의 처치효과를 나타낸다. $k=-1$ 은 기준시점으로 제거되며, $k=0$ 이면, 남성 가구주가 사망하고 여성 가구주로 변화된 최초 시점을 의미한다. 한편, 동일 가구의 반복 관측으로 인한 오차항의 계열상관 문제를 고려하여 표준오차는 가구 단위로 군집화한 클러스터 표준오차(cluster-robust standard errors)를 사용한다.

분석기간의 양 끝단에서는 시점별 처치군의 표본이 30가구 이하로 감소한다. 통제군을 포함한 전체 분석 표본은 60가구 이상으로 유지되나, 추정의 안정성을 높이기 위해 해당 구간을 각각 누적하여 단일 구간으로 사용한다(Schmidheiny & Siegloch, 2023). 이에 따라, 본 모형은 가구주 사망 이전 10년부터 사망 이후 10년까지($k \leq -10$ 및 $k \geq +10$), 총 20년에 걸친 장기적·동태적 소득 변화를 포착한다.

사전 시점($k < -1$)의 추정 계수들은 평행추세 가정의 성립 여부를 간접적으로 검증하는 데 활용된다. 구체적으로, 처치 이전 시점의 계수들이 0과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다면 처치 이전 두 집단의 소득 추세가 평행하였음을 지지하는 증거로 해석할 수 있으며, 이는 이중차분법의 핵심 가정이 충족될 수 있음을 시사한다.

5) 한편, CEM 매칭의 기준시점을 처치 이전($t-1$) 시점으로 설정하였으므로, 매칭변수가 나쁜 통제변수가 될 가능성은 차단된 것으로 볼 수 있다.

4. 분석 결과

4.1. 평균 처치효과

〈표 3〉은 식 (5)의 추정 결과로, 가구주 사망이 실질 경상소득과 실질 농업소득에 미치는 평균 처치효과를 제시한다. (1)열의 분석 결과에 따르면, 가구주 사망은 실질 경상소득을 약 25.9% 감소시키는 것으로 나타났다. (2)열의 실질 농업소득의 경우 감소폭이 더욱 크게 나타나 가구주 사망 이후 약 35.4% 감소하는 것으로 추정되었다.⁶⁾ 두 성과변수 모두에서 추정 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며, 농업소득의 감소폭이 경상소득의 감소폭을 상회한다. 이는 이전소득이 총소득 감소를 일부 완충할 수 있는 반면, 농업 경영 공백은 대체되지 못한다는 이론적 예측과 일치하는 결과이다.

한편 농업소득 감소폭이 50% 이상의 극심한 수준에 이르지 않는 것은, 한국 농업에서 여성농업인이 이미 농업 노동의 상당 부분을 담당하고 있다는 점과 관련이 있을 수 있다(엄진영·김선웅, 2019; 강혜정, 2008). 즉 남성 경영주 사망 이후에도 생존 배우자인 여성이 농업 노동을 지속함으로써 농업소득의 완전한 붕괴는 방지되는 것으로 해석할 수 있다.

다만 식 (5)의 추정치는 사망 전후 전 기간에 걸친 평균적 효과를 단일 계수로 요약한 것으로, 처치효과 동태적 변화 패턴을 포착하지 못한다는 한계가 있다. 이에 다음 절에서는 사건사분석법을 통해 처치효과 시점별 변화를 보다 상세히 분석한다.

표 3. 가구주 사망이 농가소득에 미치는 평균 처치효과

구분	(1) 실질 경상소득	(2) 실질 농업소득
처치효과	-0.300*** (0.0611)	-0.437*** (0.114)
상수항	7.554*** (0.0185)	6.935*** (0.0209)
가구 고정효과	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes
관측치 수	2,121	1,580
가구 수	127	124
R-squared	0.581	0.688

주: 괄호 안은 군집화된 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미
자료: 저자 작성.

⁶⁾ 추정계수를 $(\exp(\beta) - 1) \times 100$ 으로 계산한 값이다.

4.2. 동태적 효과

다음의 <그림 1>과 <그림 2>는 가구주 사망이 실질 경상소득과 실질 농업소득에 미치는 영향을 식 (6)의 사건사분석 방법론으로 추정된 결과이며, 상세 추정치는 <표 4>에 제시하였다.

먼저 평행추세 가정의 성립 여부를 검토한다. 경상소득의 경우 사전 시점($k=-2 \sim k=-10$)의 추정 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않으며, 사전 시점 계수의 결합 유의성을 검정한 Wald test의 p-value는 0.245로 귀무가설($H_0: \beta_k = 0, \forall k < -1$)을 기각하지 못한다. 농업소득의 경우에도 이 값이 0.341로 전반적인 평행추세 가정이 지지될 가능성을 시사한다.⁷⁾ 다만 개별 시점 $k=-8$ 과 $k=-10$ 에서 10% 수준의 유의성이 관찰된다. 특히 $k=-10$ 은 단일 시점이 아니라 $k \leq -10$ 에 해당하는 모든 관측치를 묶은 구간으로, 사망 시점으로부터 가장 멀리 떨어진 이질적인 관측치들이 혼재되어 있어 추정 불안정성이 상대적으로 클 수밖에 없다. 결합 검정 결과를 종합적으로 고려할 때 평행추세 가정이 크게 위협받지는 않는 것으로 판단된다.

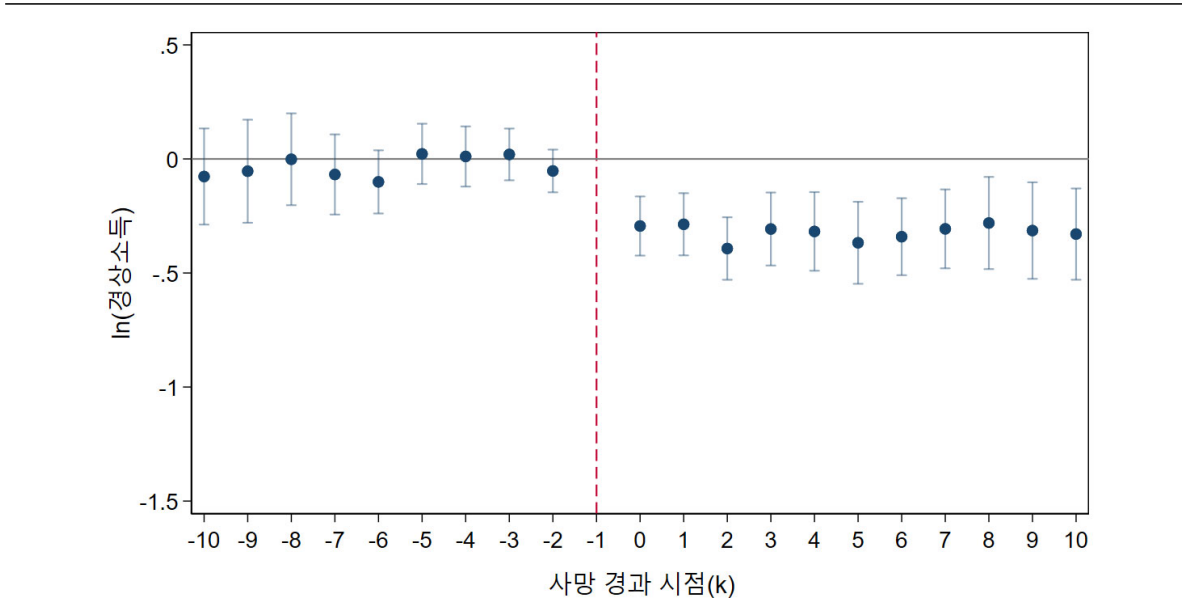
사후 시점의 추정 결과를 살펴보면, 가구주 사망은 경상소득에 즉각적이고 영구적인 부정적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 사망 당해 연도($k=0$)의 추정 계수는 -0.294로, 가구주 사망이 경상소득을 약 25.5% 감소시키는 것으로 나타난다. 이후 사망 후 전 기간에 걸쳐 추정 계수가 통계적으로 유의하며, $k=+2$ 시점에서 감소폭이 약 32.4%로 최대에 달한 이후 약 28.0~30.0% 수준에서 안정적으로 유지된다. 회복의 징후가 전혀 관찰되지 않아 가구주 사망으로 인한 경상소득 감소가 영구적임을 시사하며, 이는 가구주 사망이 농가의 경상소득을 영구적으로 감소시킨다는 가설 1을 지지하는 결과이다.

실질 농업소득에서는 보다 큰 폭의 감소가 관찰된다. 사망 당해 연도($k=0$)의 추정 계수는 -0.429로, 가구주 사망이 농업소득을 약 34.9% 감소시키는 것으로 나타나 경상소득 감소폭(25.5%)을 상회한다. 사후 전 기간에 걸쳐 감소폭이 확대되는 경향이 관찰되며, $k=+9$ 시점에서 약 57.3%로 최대에 달한다. 이는 배우자 사망 이후 농업 경영의 공백이 시간이 지날수록 누적되어 농업소득 감소를 심화시키는 것으로 해석된다.

경상소득과 농업소득의 추정 계수를 비교하면, 모든 사후 기간에 걸쳐 농업소득의 감소폭이 경상소득의 감소폭을 일관되게 상회한다. 이는 농업 경영 자체의 공백은 대체되지 못함을 시사한다. 이러한 결과는 농업 노동의 비대체성을 실증적으로 확인하는 동시에 농업소득의 감소폭이 총소득의 감소폭 보다 클 것이라는 가설 2를 지지한다.

7) 평행추세 가정은 실제로 관측할 수 없는 반사실(Counterfactual)에 대해 가정하므로, 직접적인 검정은 불가능하다. 이에 대한 대안으로 사전 기간의 추세 계수들에 대해 결합 검정을 수행하여, 해당 계수들이 유의미하게 0과 다르지 않음을 확인함으로써 가정을 뒷받침하는 것이 일반적이다.

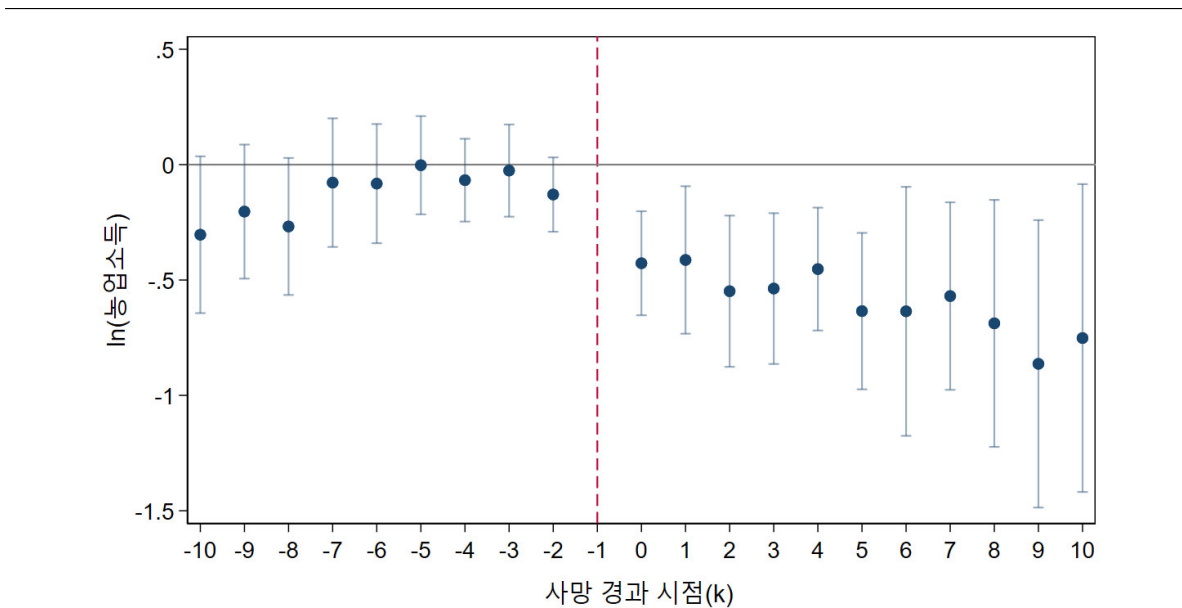
그림 1. 남성 경영주 사망이 경상소득에 미치는 영향



주: 본 그림은 식 (6)의 추정 결과로부터 도출한 사건사분석법의 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점 (k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 세로축은 실질 경상소득(2020=100) 로그값의 변화를 나타낸다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 표본 감소로 인해 누락하여 처리하였다.

자료: 저자 작성.

그림 2. 남성 경영주 사망이 농업소득에 미치는 영향



주: 본 그림은 식 (6)의 추정 결과로부터 도출한 사건사분석법의 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점 (k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 세로축은 실질 농업소득(2020=100) 로그값의 변화를 나타낸다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 표본 감소로 인해 누락하여 처리하였다. 농업소득이 결측인 관측치는 농업을 포기한 가구로 간주하여 분석에서 제외되었으며, 이로 인해 경상소득 분석 대비 표본이 감소한다. 표준오차는 가구 단위 군집 표준오차를 사용하였다.

자료: 저자 작성.

표 4. 남성 경영주 사망이 농가소득에 미치는 시점별 처치효과

구분	(1) 실질 경상소득	(2) 실질 농업소득
$k=-10$	-0.083 (0.108)	-0.317* (0.174)
$k=-9$	-0.058 (0.115)	-0.212 (0.149)
$k=-8$	-0.005 (0.103)	-0.276* (0.152)
$k=-7$	-0.071 (0.090)	-0.085 (0.142)
$k=-6$	-0.104 (0.071)	-0.087 (0.132)
$k=-5$	0.020 (0.068)	-0.007 (0.109)
$k=-4$	0.009 (0.067)	-0.069 (0.092)
$k=-3$	0.019 (0.058)	-0.027 (0.102)
$k=-2$	-0.054 (0.048)	-0.131 (0.082)
$k=0$	-0.294*** (0.066)	-0.429*** (0.115)
$k=+1$	-0.285*** (0.070)	-0.413** (0.163)
$k=+2$	-0.392*** (0.070)	-0.547*** (0.168)
$k=+3$	-0.305*** (0.082)	-0.532*** (0.167)
$k=+4$	-0.315*** (0.088)	-0.448*** (0.136)
$k=+5$	-0.364*** (0.092)	-0.629*** (0.173)
$k=+6$	-0.337*** (0.086)	-0.628** (0.276)
$k=+7$	-0.301*** (0.088)	-0.561*** (0.208)
$k=+8$	-0.275*** (0.103)	-0.679** (0.274)
$k=+9$	-0.310*** (0.108)	-0.851*** (0.318)
$k=+10$	-0.322*** (0.103)	-0.743** (0.341)
Constant	7.568*** (0.024)	6.994*** (0.038)
Observations	2,121	1,580
R-squared	0.583	0.693
가구 고정효과	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes
pre-trend Wald test(p-value)	0.245	0.341

주: 괄호 안은 군집화된 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미
자료: 저자 작성.

한편, <그림 2>의 분석에서 농업소득이 결측인 관측치는 분석에서 제외된다. 농업소득 결측은 가구주 사망 이후 농업을 완전히 포기한 가구에서 주로 발생하며, 처치 이전 시점 보다는 처치 이후 시점에 집중된다. <그림 2>에서 제시하듯, 이는 처치 전 공변량 균형 및 사전추세에는 영향을 미치지 않는다. 이러한 점에서 농업소득 결측은 표본 구성 단계의 선택편향 문제라기보다는 가구주 사망이라는 처치로

인해 사후적으로 발생하는 결과변수의 특성으로 해석하는 것이 적절하다. 따라서, <그림 2>의 추정치는 사망 이후에도 농업을 지속한 가구에 한정된 보수적 추정값으로 해석하는 것이 적절하며, 농업을 포기한 가구까지 포함할 경우 실제 농업소득 감소는 본 추정치보다 더 클 수 있다.⁸⁾ 이 밖에도 가구주의 사망으로 인해 충격이 큰 농가의 경우에도 조사표본에서 이탈하였을 가능성이 존재하며, 두 경로 모두 사망 충격이 상대적으로 크지 않은 농가만이 잔류할 가능성이 높다는 점에서, 본 연구의 추정치는 남성 경영주 사망이 농가소득에 미치는 효과의 하한선으로 해석하는 것이 적절하다.

농업소득 분석의 경우 농업소득 결측으로 인해 경상소득 분석 대비 표본이 감소하여, 사후 장기 시점으로 갈수록 신뢰구간이 넓어지는 경향이 관찰된다. 표본 감소는 추정치의 분산을 증가시켜 통계적 검정력을 낮추는 방향으로 작용한다. 이러한 조건에도 불구하고 사후 전 기간의 추정 계수가 통계적으로 유의하게 나타난다는 점은, 가구주 사망이 농업소득에 미치는 부정적 효과가 표본 규모의 제약을 상쇄할 만큼 실질적이고 강건함을 시사한다고 볼 수 있다.

5. 강건성 검증

5.1. 강건형 이중차분법

최근 이중차분법 문헌은 처치가 순차적으로 도입되는 상황(staggered adoption)에서 TWFE 추정량이 이질적 처치효과(heterogeneous treatment effects)의 존재 시 편향될 수 있음을 이론적으로 규명하였다(Callaway & Sant'Anna, 2021; Sun & Abraham, 2021; Goodman-Bacon, 2021). 또한, TWFE 추정량은 서로 다른 처치 시점 집단(cohort) 간의 가중 평균으로 분해될 수 있으며, 이미 처치를 받은 집단이 다른 집단의 통제군으로 활용되는 경우 음의 가중치(negative weights)가 부여되어 추정치가 오염될 수 있다. 본 연구에서 가구주 사망 시점은 가구마다 상이하어 전형적인 순차적 처치 도입 상황에 해당하므로, TWFE 기반 사건사분석 추정치의 신뢰성에 대한 검토가 요구된다.

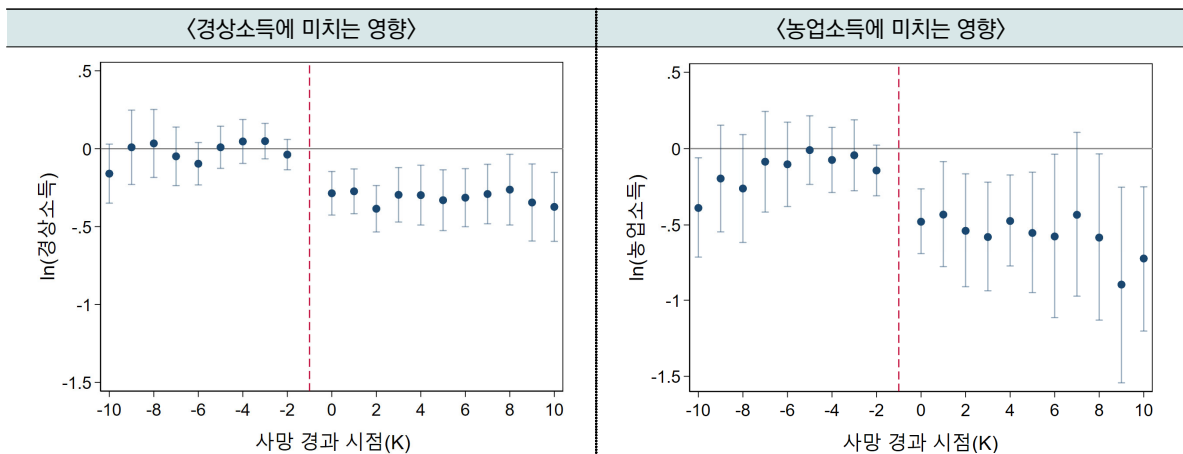
이를 위해 본 절에서는 TWFE 편향 문제를 해소하는 강건형 이중차분법의 방법론을 적용하여 앞선 분석 결과의 강건성을 확인한다(Wang & Shimokawa, 2024; Braghieri et al., 2022). 첫째, Sun & Abraham(2021)의 추정량은 동일 처치 시점 집단(cohort)을 기준으로 집단별 평균 처치효과(CATT)를 추정한 후 이를 적절히 집계함으로써, 이질적 처치효과 하에서도 편향되지 않는 추정치를 제공한다. 또한 Sun & Abraham(2021)의 방법은 Callaway & Sant'Anna(2021)에 비해 보다 유연하다는 장점을 지닌다(Hou et al., 2023). 둘째, Gardner(2021)의 2단계 이중차분법은 대조적 접근법을 취하는

⁸⁾ 농업소득의 결측값을 0으로 대체하는 경우, 이 값이 극단값(outlier)으로 작용하여 추정 결과를 왜곡할 수 있음을 확인하였으며, 본 연구의 농업소득 추정치는 농업을 계속 영위한 가구에 한정된 조건부 평균 처치효과로 해석하는 것이 적절하다.

데, 미처치 관측치만을 이용해 가구 고정효과와 연도 고정효과를 추정한 후 이를 이용해 반사실적 결과를 먼저 구성하는 대체(imputation) 추정량 계열이다. 이 두 추정량은 TWFE 편향 문제를 서로 다른 방식으로 해소한다. 그럼에도 불구하고 <그림 1>과 <그림 2>의 TWFE 추정 결과와 일관된 결과를 제공할 경우, 이질적 처치효과 및 음의 가중치로 인한 편향이 본 연구의 주요 결과에 영향을 미치지 않음을 확인할 수 있다. 이 밖에도 대표적인 강건형 이중차분법으로는 De Chaisemartin & D'Haultfoeuille(2020), Callaway & Sant'Anna(2021), Borusyak et al.(2024) 등이 있으며, 시뮬레이션 연구에 따르면 이들 추정량의 결과는 대체로 유사한 것으로 알려져 있다(Hou et al., 2023).

다음의 <그림 3>은 Sun & Abraham(2021) 추정량을 적용한 결과로, <그림1> 및 <그림2>의 TWFE 기반 사건사분석 결과와 전반적으로 일치한다. 사후 전 기간에 걸쳐 경상소득과 농업소득 모두 유의한 감소가 관찰되며, 농업소득의 감소폭이 경상소득을 상회하는 패턴도 동일하게 나타난다. 이는 이질적 처치효과로 인한 TWFE 편향이 본 연구의 주요 결과에 영향을 미치지 않음을 시사한다.

그림 3. Sun & Abraham(2021)의 추정량

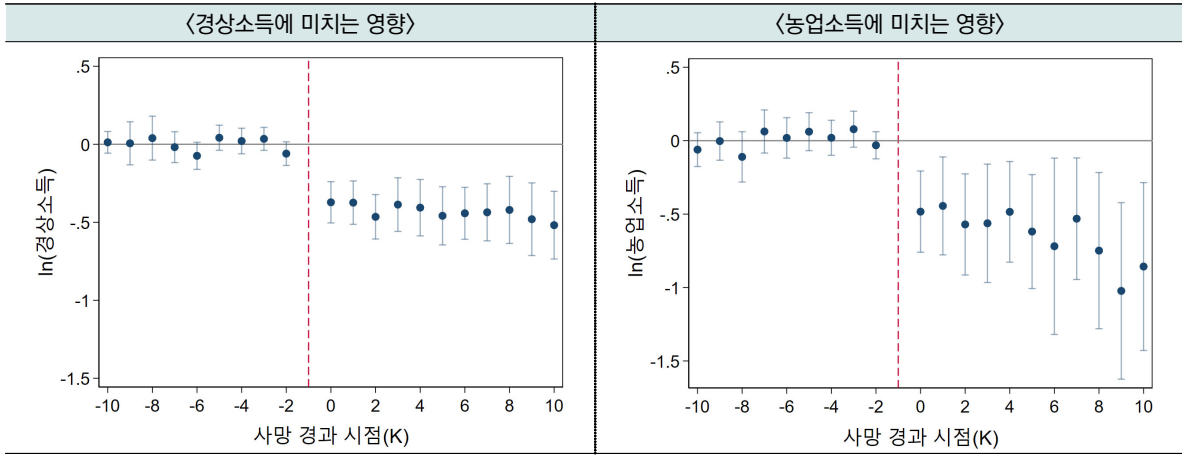


주: 본 그림은 식 (6)의 사건사분석 추정법을 Sun & Abraham(2021)의 방법으로 추정한 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점(k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 세로축은 실질 경상소득 로그값의 변화(좌), 실질 농업소득 로그값의 변화(우)를 나타낸다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 표본 감소로 인해 누락하여 처리하였다.

다음 <그림 4>는 Gardner(2021)의 추정량을 적용한 것이다. 이 방법은 대체(imputation) 추정량과 밀접한 관련이 있으며, Borusyak et al.(2024)는 이러한 대체 추정량 계열이 Gauss-Markov 정리 하에서 Sun & Abraham(2021)과 같은 CATT 기반 추정량 대비 효율성 이득(precision gain)을 제공할 수 있음을 보였다.⁹⁾ Gardner(2021)의 방식으로 두 추정량의 추정치가 TWFE 결과와 일관되게 나타나, 본 연구의 주요 결과가 강건함을 재확인하였다.

⁹⁾ 구체적으로, 효율성 이득에 관한 내용은 동 논문의 4.1절(Efficient estimation)에서 증명된다. 다만 Borusyak et al.(2024)의 경우, 사건사분석 그림의 구성 방식이 다른 추정량과 상이한 특징이 있다. 이 때문에 본문과의 시각적 일관성을 해칠 우려가 있다고 판단하여, Gardner(2021)의 방법을 적용하였다.

그림 4. Gardner(2021)의 추정량



주: 본 그림은 식 (6)의 사건사분석 추정법을 Gardner(2021)의 방법으로 추정된 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점(k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 세로축은 실질 경상소득 로그값의 변화(좌), 실질 농업소득 로그값의 변화(우)를 나타낸다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 표본 감소로 인해 누적하여 처리하였다.

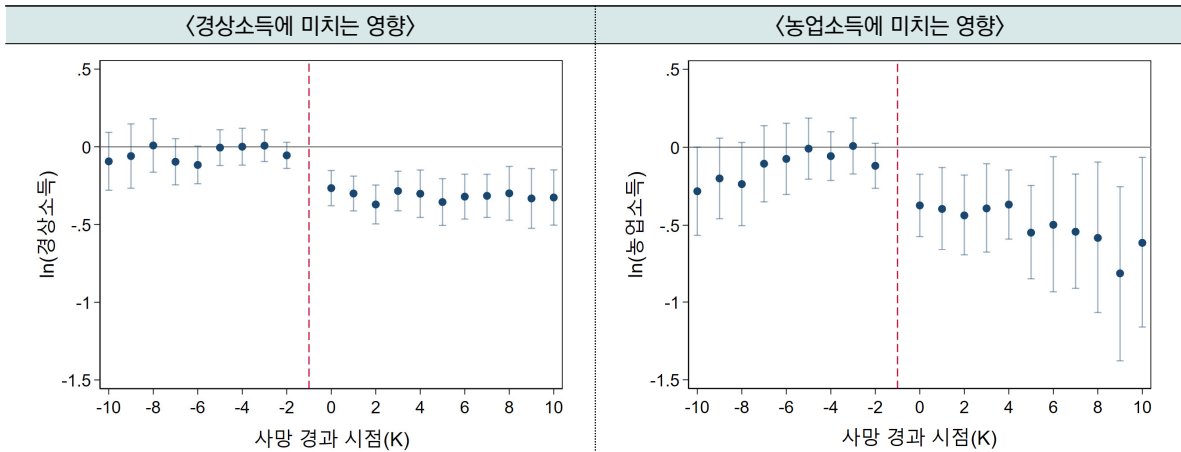
순차적인 처치 상황에서 사건사분석 추정량의 편향은 처치효과가 집단(cohort) 간 또는 시점 간에 이질적(heterogeneous)일 때 발생한다. 처치효과가 동질적(homogeneous)이거나, 이질성이 크지 않은 경우에는 사건사분석 추정량이 여전히 일관된(consistent) 추정치를 제공한다. 본 연구에서 <그림 1>과 <그림 2>의 사건사분석 결과는 사후 전 기간에 걸쳐 처치효과가 비교적 안정적인 수준을 유지하는 것으로 나타나, 심각한 이질성이 존재하지 않음을 시사한다. 이를 뒷받침하듯 두 가지 서로 다른 강건형 이중차분 추정량을 적용한 결과도 전반적으로 일치하여, 이질적 처치효과로 인한 편향이 본 연구의 주요 결과에 영향을 미치지 않음을 확인하였다.

5.2. 극단값 조정을 통한 강건성 검정

본 연구의 분석 결과는 조건부 평균을 추정하므로, 표본 규모가 제한적인 경우 극단값(outlier)이 전체 추정치에 미치는 영향을 배제할 수 없다. 예를 들어, 경상소득이 극단적으로 큰 소수의 관측치가 평균을 상향 편의시키거나, 농업소득이 극단적으로 작은 소수의 관측치가 평균을 하향 편의시킬 가능성이 있다. 이를 검토하기 위해 본 절에서는 성과변수의 상·하위 5%를 극단값으로 간주하여 제거한 후 주요 분석을 재추정한다(Yarba & Yassa, 2022).

<그림 5>는 경상소득 및 농업소득의 상·하위 5% 표본을 제거한 후 재추정한 사건사분석 결과를 제시한다. 추정 결과는 <그림 1> 및 <그림 2>의 주요 결과와 전반적으로 일치하며, 사후 전 기간에 걸쳐 경상소득과 농업소득 모두 유의한 감소가 유지된다. 또한 농업소득의 감소폭이 경상소득을 상회하는 패턴도 동일하게 나타난다. 이는 극단값으로 인한 추정의 불안정성이 본 연구의 주요 결과에 영향을 미치지 않음을 확인하는 결과로 해석될 수 있다.

그림 5. 극단값 조정을 통한 강건성 검정



주: 본 그림은 식 (6)의 사건사분석 추정법을 추정한 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점(k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 세로축은 실질 경상소득 로그값의 변화(좌), 실질 농업소득 로그값의 변화(우)를 나타낸다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 표본 감소로 인해 누적하여 처리하였다.

6. 추가 분석 및 논의

지금까지의 결과는 남성 경영주 사망 이후, 여성농업인 가구의 경상소득이 감소하고 농업소득은 더 큰 폭으로 감소함을 보였으며, 이는 제2장에서 논의했던 이론적 배경과 연구가설에 부합하는 결과이다. 본 절에서는 한 걸음 더 나아가 농업소득이 경상소득보다 더 크고, 장기적으로 심화되는 메커니즘을 탐색한다. 농업소득 감소는 두 가지 서로 다른 경로에서 발생할 수 있다. 첫째, 노동력 상실로, 남성 경영주 사망으로 인해 농업 경영의 핵심 노동력이 직접 소실되고, 이를 대체하지 못하여 농업 생산이 감소하는 경로이다. 둘째, 노동 유인 감소로, 경영주 사망 이후 가구의 경제적 필요가 줄어들면서 생존 배우자가 농업 노동을 확대할 유인이 존재하지 않아, 사망 경영주의 노동력이 보완되지 못하는 경로이다. 결국, 두 가지 경로는 남성 경영주 사망으로 인한 노동력 공백이 발생할 때 이를 대체할 수 있는가, 그리고 대체할 유인이 존재하는가의 문제로 요약될 수 있다.

두 경로는 농업소득 감소라는 동일한 결과를 예측하지만 정책적 함의는 상이하다. 노동력 상실이 주된 원인이라면 대체 노동력 공급 정책이나 농기계 운용 교육 등이 필요하며, 노동 유인이 감소한다면, 자원의 효율적 배분 및 농업 생산성 관점에서 농업 경영 지속에 대한 유인체계와 적극적인 경영 승계·이양 지원이 필요할 수 있다.

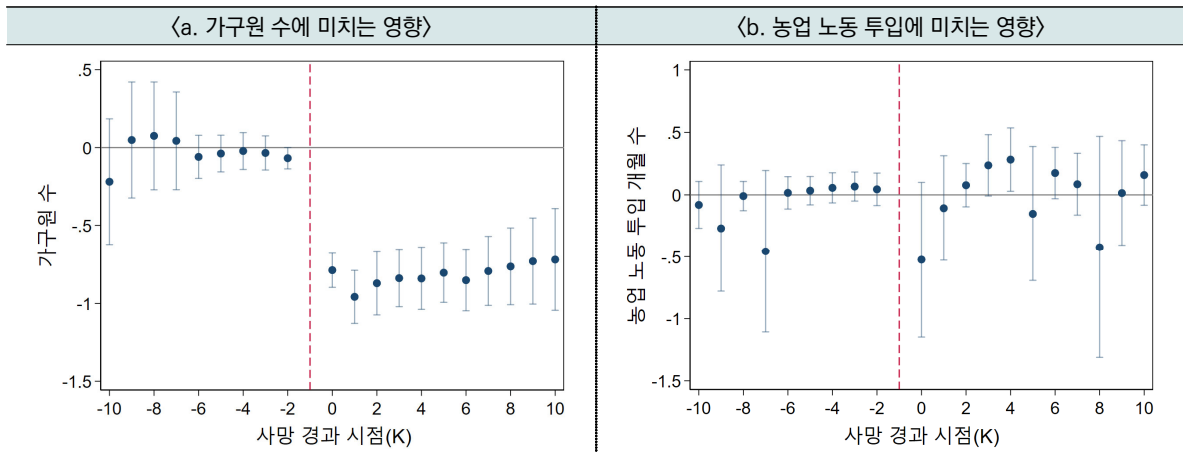
〈그림 6〉은 가구원 수와 농업 노동 투입을 성과변수로 한 결과를 제시한다. 〈그림 6a〉에서 가구원 수는 사전 시점에서 0 근처를 유지하다가 k=0 시점에서 약 -0.7 수준으로 급감한 이후 사후 전 기간에 걸쳐 유의하게 감소하는 것으로 나타난다. 이는 남성 경영주 사망으로 인해 가구원 수가 즉각적으로 감소하고, 이후 부부 2인 가구에서 여성 1인 가구로의 전환이 고착화됨을 의미한다. 따라서, 남성 경영주 사

망으로 인한 추가적인 동거 가구원의 노동 공급을 예상하기는 어려우며, 미망인이 된 여성농업인 개인의 노동 투입에 의존하고 있음을 시사한다.

〈그림 6b〉의 농업 노동 투입을 살펴보면, 사전 시점의 추정계수는 사망 이전 남성 경영주의 농업 노동 투입량을 반영하며 0 근처에서 안정적으로 유지된다. 사후 시점에서는 생존 배우자인 여성농업인의 농업 노동 투입량이 측정되는데, 전 기간에 걸쳐 추정계수가 0 근처에 분포하며 체계적인 변화가 관찰되지 않는다. 이는 남성 경영주 사후에도 생존 배우자의 농업 노동 투입량이 이전 남성 경영주와 유사한 수준으로 유지되고 있음을 시사한다.

주목할 점은 농업 노동 투입량이 사후 시점에서 유의하게 감소하지 않음에도 불구하고 농업소득은 지속적으로 감소한다는 점이다. 이는 여성농업인의 농업 노동 투입량은 사망 전 남성 경영주와 유사한 수준을 유지하고 있음에도 남성 경영주의 노동력을 질적으로 완전히 대체하지는 못하고 있음을 시사한다. 농업 경영 역량, 농기계 운용 능력, 영농 의사결정 경험 등 남성 경영주에 귀속된 인적 자본은 대체되기 어렵기 때문으로 해석된다. 한편 이러한 배경에는 가구의 경제적 환경 변화가 작용하고 있을 가능성이 있으며, 이는 두 번째 경로와 관련이 깊다. 이를 판단하기 위해 〈그림 7〉에서는 가구의 경제적 후생 변화를, 〈그림 8〉에서는 소득 구성의 변화를 순차적으로 검토한다.

그림 6. 남성 경영주 사망이 가구원 수 및 농업 노동 투입에 미치는 영향



주: 본 그림은 식 (6)의 추정 결과로부터 도출한 사건사분석법의 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점(k=0)을 기준으로 한 상대 시점이며, 양끝단(k≤-10, k≥+10)은 누락하여 처리하였다. 기준 시점은 사망 직전 연도(k=-1)이며, 표준오차는 가구 단위 군집 표준오차를 사용하였다.

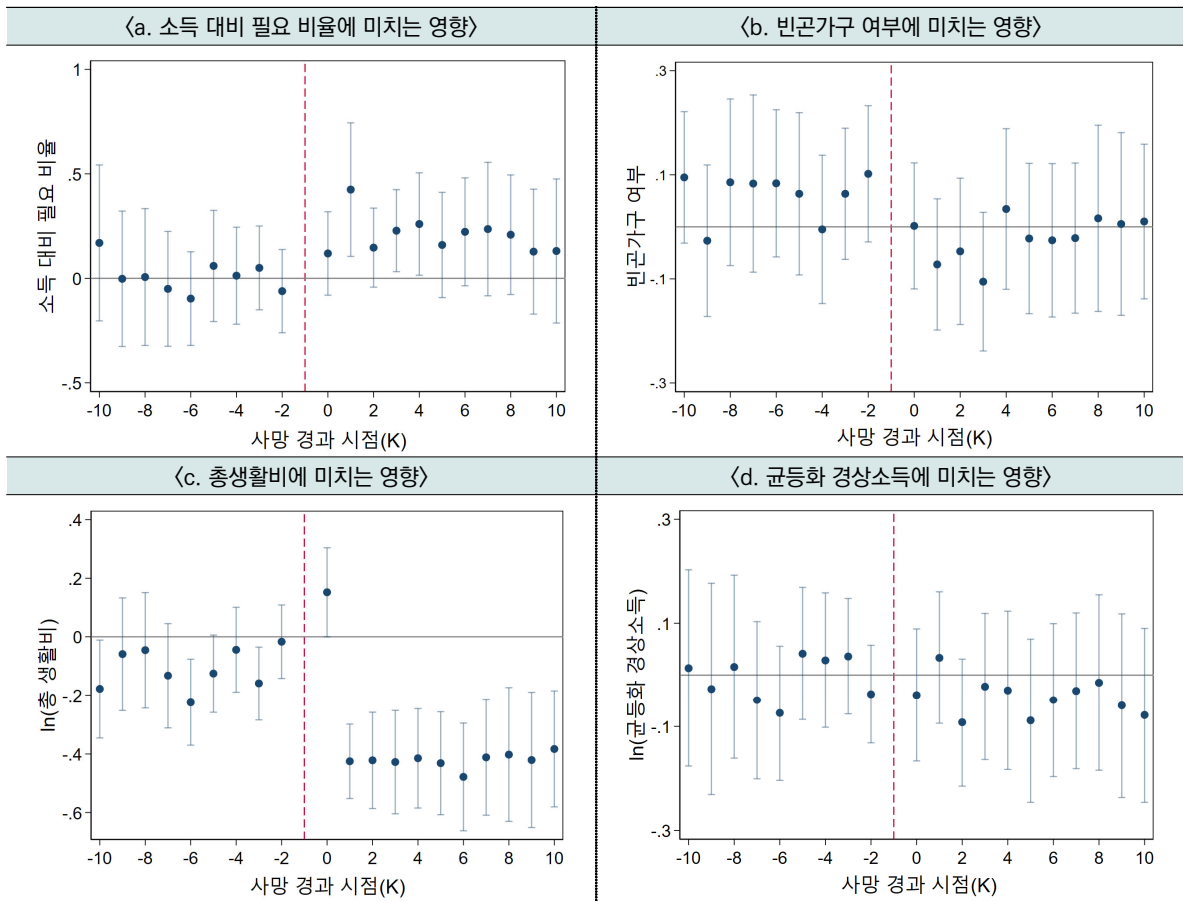
자료: 저자 작성.

〈그림 7〉은 소득 대비 필요 비율(Income to Needs Ratio: INR), 빈곤가구 여부, 총생활비, 균등화 경상소득을 성과변수로 한 추정 결과를 제시한다.¹⁰⁾ 〈그림 7a〉의 소득대비 필요 비율은 사전 시점에서

¹⁰⁾ 소득 대비 필요 비율(INR)=가처분소득/최저생계비(기준 중위소득 50%)로 계산되며, 1.0이상이면 가구 소득이 기본적인 생활비를 충족할 수 있다는 것을 의미한다. 빈곤가구 여부는 가구 i가 t연도의 가처분소득이 빈곤선 이하이면 1을 갖는 더미변수이며, 2014년까지는 최저생계비를 이용하였고, 2015년도 이후에는 기준 중위소득의 50%를 기준으로 하였다. 균등화 경상소득은 경상소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 것이며, 실질금액(2020=100) 기준이다.

0 근처를 유지하다가 $k=0$ 직후 큰 폭으로 상승한 이후 전 기간에 걸쳐 양(+)의 수준을 유지한다. 이는 실질 경상소득이 약 25.9% 감소함에도 불구하고 가구의 경제적 후생은 악화되지 않음을 의미한다. <그림 7b>의 빈곤가구 여부 분석에서도 사후 시점에서 빈곤 확률이 감소하는 방향성이 관찰되며, 비록 통계적으로 유의하지 않으나 소득 대비 필요 비율 결과와 일관된 방향성을 보인다. <그림 7c>의 총생활비는 사망시점($k=0$)에서 일시적으로 증가하며, 이는 병원비나 장례비일 가능성이 높다. 하지만, 이후 시점에서 약 -0.4 수준으로 유의하게 감소하며, <그림 7d>의 균등화 경상소득 역시 사후 시점에서 차이가 발생하지 않는 것으로 나타난다.

그림 7. 남성 경영주 사망이 가구의 경제적 후생에 미치는 영향



주: 본 그림은 식 (6)의 추정 결과로부터 도출한 사건분석법의 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점 ($k=0$)을 기준으로 한 상대 시점이며, 양끝단($k \leq -10, k \geq +10$)은 누적하여 처리하였다. 기준 시점은 사망 직전 연도($k=-1$)이며, 표준오차는 가구 단위 군집 표준오차를 사용하였다.

자료: 저자 작성.

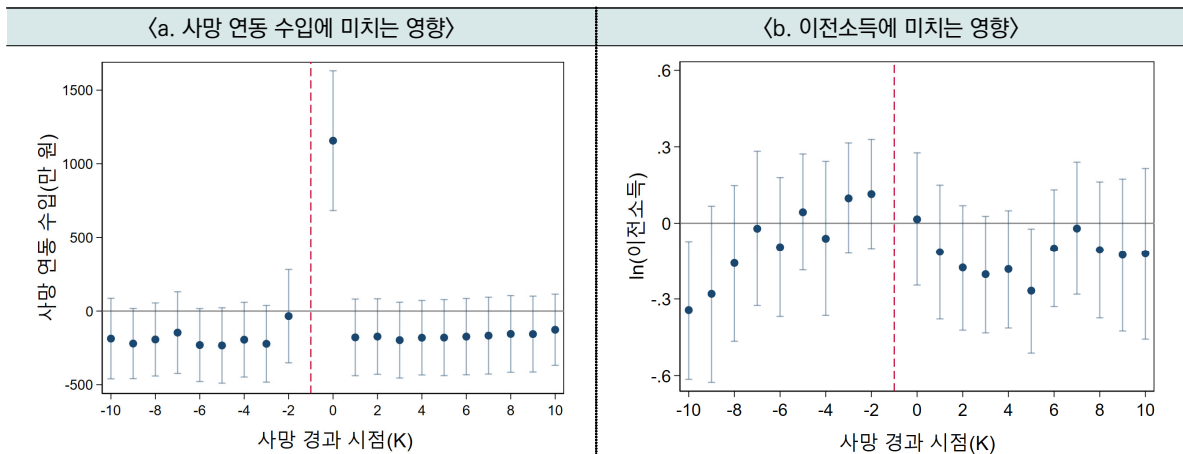
이러한 결과를 종합하면, 가구주 사망 이후 소득과 지출이 동시에 감소하면서 1인 가구로 전환된 생존 배우자의 경제적 후생이 사망 이전 수준에서 크게 악화되지 않는 것으로 해석된다. 이러한 결과는 서론에서 제시한 도시 가구의 사례(Sevak et al., 2003; Burkhauser et al., 1991; Hurd & Wise, 1989)와는 분명한 차이를 보인다. 도시 가구에서의 사별이 고령 여성의 노동시장 이탈을 의미한다면,

농가에서의 사별은 가구와 농업경영체가 결합된 농가의 특성이 충격을 완화하는 방향으로 작동하고 있음을 시사한다.

이러한 후생 유지는 한국 농업의 소농 구조와도 무관하지 않아 보인다. 한국 농가는 영세한 소규모 경작 구조를 특징으로 하여, 부부 2인이 공동으로 경영하던 농지 규모 자체가 크지 않을 수 있다(유찬희 외, 2018). 따라서 경영주 사망으로 가구원 1인이 감소할 경우, 소득 감소폭과 가구 필요 감소폭이 유사한 수준으로 나타나 1인당 후생이 유지되는 구조적 특성이 반영된 결과로 해석할 수 있다. 만약 대규모 상업농이었다면 경영주 사망으로 인한 농업 경영 공백이 훨씬 치명적으로 작용했을 수 있을 것이다.

〈그림 8〉은 사망 연동 수입과 이전소득을 성과변수로 한 추정 결과를 제시하며, 후생 유지의 배경에 자리한 소득 구성의 변화를 보여준다. 〈그림 8a〉의 남성 경영주의 사망과 관련된 사망 연동 수입을 살펴보면, $k=0$ 시점에서 경조금·퇴직금·사회보험 일시금·개인연금 일시금·보장성 보험 해약금 등 경영주 사망이라는 이벤트에 직접 연동된 일시적 비정상 수입이 약 1,000만 원 수준 급증하였다가 $k=+1$ 이후 즉각적으로 소멸하는 것으로 나타난다. 이는 〈그림 7a〉의 소득 대비 필요 비율의 단기적 급등이 지속 가능한 소득 증가가 아니라 일회성 수입에 기인함을 시사한다. 아울러 사망 연동 수입이 $k=0$ 시점에서 급증하는 패턴은 본 연구의 사망 가구 식별이 적절히 이루어졌음을 간접적으로 지지하는 증거로도 해석할 수 있다.

그림 8. 남성 경영주 사망이 가구의 소득구성 변화에 미치는 영향



주: 본 그림은 식 (6)의 추정 결과로부터 도출한 사건사분석법의 추정치와 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가로축은 가구주 사망 시점 ($k=0$)을 기준으로 한 상대 시점이며, 양끝단($k \leq -10, k \geq +10$)은 누적하여 처리하였다. 기준 시점은 사망 직전 연도($k=-1$)이며, 표준오차는 가구 단위 군집 표준오차를 사용하였다.

자료: 저자 작성.

〈그림 8b〉의 이전소득은 오히려 감소하는 패턴이 관찰되며, 통계적으로 유의한 구간도 존재한다. 이는 몇 가지 제도적 맥락에서 이해할 수 있다. 농업직불금은 경작 면적에 비례하여 지급되므로 영농 규모 축소가 직불금 감소로 이어질 수 있으며, 국민연금 유족연금의 경우 본인 연금과의 병급 제한으로 인해 유족연금 수급 시 본인 연금이 감액될 수 있다. 이러한 결과는 선행 연구에서 제시한 바와 같이 유족연

금이나, 공적 보조금 등 이전소득이 경상소득 감소를 완충할 것이라는 기대와 배치되는 것으로, 현행 복지제도가 농가 경영주 사망 가구의 소득 충격을 충분히 완충하지 못하고 있음을 시사한다 (Burkhauser et al., 1991; Hurd & Wise, 1989).

이러한 결과를 종합하면 다음과 같은 메커니즘을 생각해 볼 수 있다. 경영주 사망 직후에는 사망 연동 일시 수입이 유입되면서 단기적으로 후생이 개선되나, 이는 일회성 수입에 불과하다. 이후 장기적으로는 가구원 수 감소와 생활비 감소로 인해 가구 필요가 줄어들면서 2인 가구의 후생 수준이 1인 가구의 후생 수준으로 전환되는 양상이 나타난다. 이 과정에서 소득이 감소한 만큼 가구 필요도 감소하면서 생존 배우자의 실질적인 경제적 압박이 심화되지 않는다. 선행 연구에 따르면 배우자 사망 이후 생존 배우자가 경제적 압박에 대응하여 노동 공급을 늘리는 부가 노동자 효과(AWE)가 나타날 수 있으나, 본 연구에서는 경제적 압박 자체가 악화되지 않으면서 이러한 유인이 발생하지 않았을 가능성이 존재한다. 그 결과 생존 배우자가 농업 노동을 확대할 유인이 크지 않은 상황에서, 소실된 남성 경영주의 노동력이 보완되지 못하는 상황이 지속되면서 농업소득의 장기적 감소가 심화되는 것으로 해석할 수 있다.

결국 본 연구의 결과는 단순한 노동력 상실만으로는 농업소득의 장기적 감소를 완전히 설명하기 어려우며, 가구 필요 감소로 인해 추가적인 노동 유인이 악화되는 경로가 중요한 보완적 메커니즘으로 작용할 가능성을 시사한다. 표면적으로는 생존 배우자의 경제적 후생이 악화되지 않는다는 점에서 긍정적으로 해석될 여지가 있으나, 이는 농업 생산성 저하와 농업 경영 축소를 수반할 수 있다는 점에서 개인의 후생 유지가 곧 농업의 지속 가능성을 담보하지는 않음을 시사한다.

한편, 본 연구의 자료만으로는 두 경로의 상대적 기여도를 정량적으로 분리하기 어렵다. 특히 농업 노동 투입이 유지됨에도 농업소득이 감소한다는 관찰은 질적 노동력 대체 불가의 증거로 해석될 수 있으나, 가구주 사망 이후 생존 배우자가 보다 관리가 용이한 작목으로 전환하거나 작부체계를 변경하였을 경우에는 이러한 해석이 유효하지 않을 수도 있을 것이다. 작목 구성이나 경작 방식의 변화를 추적할 수 있는 자료가 뒷받침된다면 메커니즘을 보다 정밀하게 식별할 수 있을 것이며, 이는 향후 연구 과제로 남긴다.

본 연구에서는 여성농업인이 사망 이후에도 농업에 계속 종사하는 것으로 나타나, 낙담 노동자 효과(DWE)가 뚜렷하게 확인되지는 않았다. 그러나 이는 패널 이탈 편향 및 농업을 포기한 가구와 무관하지 않을 수 있으므로, 보다 종합적인 연구가 필요하다. 아울러 가구 특성별로 이질성 분석을 수행한다면, 더욱 풍부한 분석이 가능할 수 있으나, 본 연구는 제한적인 표본 규모로 인해 이를 수행하기 어려운 한계가 있다. 이에 대해서도 향후 후속 연구를 통해 보완될 필요가 있다.

7. 결론 및 시사점

본 연구는 농업 현장의 급격한 고령화로 인해 부부 2인 농가가 남성의 사망 이후 여성 1인 농가로 재편되는 구조적 전환에 주목하여, 남성 경영주의 사망이 미망인이 된 여성농업인 농가의 경상소득과 농업소득에 미치는 인과적 효과를 분석하고자 하였다. 「한국복지패널조사」 2005-2023년 자료를 활용하여 내생적 사망 가능성이 높은 가구를 분석표본에서 제외하고, 정밀 매칭(CEM)을 통해 처치군과 통제군의 공변량 균형을 확보한 후 이중차분법 및 사건사분석법을 적용하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 가구주 사망은 농가의 경상소득을 즉각적이고 영구적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 평균 처치효과 추정 결과, 가구주 사망은 경상소득을 평균 약 25.9% 감소시키는 것으로 나타났으며, 사건사분석 결과 사망 당해 연도에 약 25.5%의 즉각적인 감소가 발생한 이후 사망 후 전 기간에 걸쳐 약 28.0~32.4% 수준의 감소가 지속되었다. 분석 기간 내 어느 시점에서든 소득 회복의 징후가 관찰되지 않아 남성 경영주 사망이 농가소득에 영구적 충격을 가함을 확인하였다. 둘째, 농업소득의 감소폭이 경상소득의 감소폭을 사후 모든 기간에 걸쳐 일관되게 상회하였다. 평균 처치효과 기준으로 가구주 사망은 실질 농업소득을 약 35.4% 감소시키는 것으로 나타나 경상소득 감소폭(25.9%)을 웃돌았으며, 사건사분석 결과 장기로 갈수록 감소폭이 확대되어 사망 후 9년 시점에서는 약 57.3%에 달하였다. 이상의 결과는 <표 3> 및 <그림 1>과 <그림 2>에 제시되어있으며, <그림 3>과 <그림 4>의 Sun & Abraham(2021) 및 Gardner(2021)의 강건형 이중차분법을 활용한 강건성 검증에서도 일관되게 확인되었다. 셋째, 제6장의 추가 분석 결과, 가구주 사망 직후 경조금·퇴직금·보험금 등 사망 연동 일시 수입이 유입되면서 단기적으로 소득 대비 필요 비율이 오히려 상승하는 것으로 나타났다. 그러나 이는 일회성 수입에 불과하며, 이전소득은 오히려 감소하는 추세를 보여, 현행 복지제도가 농가 경영주 사망 가구의 소득 충격을 완충하지 못하고 있음을 시사한다. 장기적으로는 가구원 수 감소로 인해 가구 필요가 줄어들면서 생존 여성농업인의 경제적 후생이 크게 악화되지 않는 수준이 유지되나, 이는 농업 노동 유인을 감소시키고 농업소득의 장기적 감소를 심화시키는 방향으로 작용할 가능성을 시사한다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 정책적 함의를 제공한다. 첫째, 농업소득 감소가 장기로 갈수록 심화된다는 점은 농업 경영 승계 문제의 심각성을 시사한다. 가구주 사망 이후 생존 배우자가 농업을 지속하더라도 농업소득이 지속적으로 감소할 수 있으며, 이는 농업 경영 승계 및 대체 노동력 지원 정책의 필요성을 뒷받침한다. 둘째, 농업 노동 투입이 유지됨에도 농업소득이 감소한다는 점은 생존 여성농업인의 농업 경영 역량 강화가 필요함을 시사한다. 남성 경영주에 귀속된 농업 경영 기술·농기계 운용·영농 의사결정 등의 역량을 여성농업인이 보완할 수 있도록 맞춤형 교육·훈련 지원 체계를 강화할 필요가 있다. 셋째, 표면적으로는 생존 여성농업인의 경제적 후생이 크게 악화되지 않는다는 점에서 긍정적으로 해석될 여지가 있으나, 농업 생산 측면에서는 손실로 이어질 수 있다. 따라서 농업소득 감소에 대응하

는 정책은 생존 여성농업인 개인의 소득 보전에 그치지 않고, 농업 경영 지속에 대한 직접적인 유인 체계 및 영농 규모 축소 가구의 농지를 타 농가로 원활하게 이전하는 체계 마련이 필요하다. 넷째, 본 연구의 추정치는 남성 경영주 사망이 농가소득에 미치는 효과의 하한선으로, 농업을 완전히 포기한 농가와 조사표본에서 이탈한 농가까지 포함할 경우 실제 소득 충격은 더욱 클 것으로 예상된다. 이러한 농가를 포괄하는 별도의 지원 체계 마련이 정책적 과제로 제시된다.

본 연구는 몇 가지 한계를 지닌다. 첫째, 「한국복지패널조사」에서 가구주 사망을 직접 식별하는 변수가 제공되지 않아 간접적 방법으로 사망 가구를 식별하였으며, 이 과정에서 일부 오분류 가능성을 배제할 수 없다. 다만 추가적인 분석에서 사망 당해 연도에 사망 연동 일시 수입이 급증하는 패턴이 관찰된 바, 이는 본 연구의 사망 가구 식별이 적절히 이루어졌음을 간접적으로 지지하는 증거로 해석할 수 있다. 둘째, 내생적 사망 농가를 표본에서 제외한 것은 인과적 식별을 위한 불가피한 선택이었다. 사망이 장기 투병이나 건강 악화 과정과 연동된 경우, 소득 감소가 사망 이전부터 이미 진행되었을 가능성이 높아 사망 자체의 인과효과를 식별하는 것이 어려울 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구의 결과는 내생적 사망 농가를 제외한 표본 구성의 특성상 외생적 사망에 가까운 하위집단에 국한된 효과로 해석하는 것이 적절하다. 이는 외적 타당성의 한계이며, 전체 농가 사망 가구로의 일반화에는 주의가 필요하다. 셋째, 본 연구의 결과는 미망인이 된 여성농업인이 영농 자산을 매각하는지, 일부 경영규모를 이양하는지 등에 대한 조정행태는 확인할 수 없었으며, 하위표본을 이용한 이질성 분석 또한 수행하지 못하였다. 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 마지막으로, 향후 농업 경영체 등록 행정자료와 건강보험 사망 정보를 연계한 보다 포괄적인 분석이 이루어진다면 본 연구의 한계를 극복하고 더욱 정확한 인과적 효과를 추정할 수 있을 것이다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

- 강혜정. (2008). 여성농업인의 경제활동에 영향을 미치는 요인 분석. *농촌경제*, 31(4), 69-81.
- 국가데이터처 KOSIS 국가통계포털. 농업조사, 연령 및 성별 농가인구, 가구원수별 농가. <https://kosis.kr/>
- 국가데이터처 KOSIS 국가통계포털. 농업총조사, 경영주 혼인상태 및 성별 농가, 세대구성별 농가. <https://kosis.kr/>
- 국가데이터처 KOSIS 국가통계포털. 사망원인통계, 직업별 사망자 수. <https://kosis.kr/>
- 김미복, 박성재. (2014). 농업구조 변화와 농가경제, 정책적 시사점. *KREI 농정포커스*, 95.
- 김정근. (2014). 배우자 사별과 중 고령층의 소득수준: 성별영향분석을 중심으로. *Journal of the Korean Gerontological Society*, 34(3), 649-664.
- 김정섭, 오내원, 허주녕. (2014). *농업 고용 노동력 수급 실태와 대응 방안*. 한국농촌경제연구원.
- 염진영, 김선웅. (2019). 여성농업인의 연령집단별 영농활동 비중 결정요인 분석. *농촌경제*, 42(4), 1-21.
- 유찬희, 서홍석, 김태후. (2018). 2013~2017년 농가경제 변화 실태와 시사점. *KREI 농정포커스*, 제179호.
- 조성주. (2024). 소득원 다각화와 사회적 자본이 농가소득에 미치는 영향: 경영주 연령과 농가규모별 차이를 중심으로. *농업경제연구*, 65(4), 1-16.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2008). Mostly harmless econometrics(대체로 해롭지 않은 계량경제학, 강창희·박상근 역).
- Bertoni, D., Cavicchioli, D., Donzelli, M. & Pretolani, R. (2020). Estimating the effects of agri-environmental measures using difference-in-difference coarsened exact matching. *Food Policy*, 90. 101790. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.101790>
- Blair, A., D. P. Sandler, R. Tarone, J. Lubin, K. Thomas, J. A. Hoppin, C. S. Joseph Coble, F. Kamel, C. K. Mustafa Dosemeci, S. H. Z. Charles F. Lynch, N. Rothman. & M. C. Alavanja. (2005). Mortality among participants in the agricultural health study. *Annals of Epidemiology*, 15(4), 279-285. <http://doi.org/10.1016/j.annepidem.2004.08.008>
- Braghieri, L., Levy, R. & Makarin, A. (2022). Social media and mental health. *American Economic Review*, 112(11), 3660-3693. <https://doi.org/10.1257/aer.20211218>
- Borusyak, K., Jaravel, X., & Spiess, J. (2024). Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. *Review of Economic Studies*, 91(6), 3253-3285. <https://doi.org/10.1093/restud/rdae007>
- Burkhauser, R. V., J. S. Butler. & K. C. Holden. (1991). How the Death of a Spouse Affects Economic Well-Being after Retirement: A Hazard Model Approach. *Social Science Quarterly*, 72(3), 504-519. <https://www.jstor.org/stable/42862906?seq=1>
- Callaway, B. & P. H. Sant'Anna. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Chung, J. Y., M. Y. Lee. & M. J. Kim. (2010). A study on the prevalence of chronic diseases, health-related habits and nutrients intakes according to the quality of life in Korean adults. *Korean Journal of Community Nutrition*, 15(4), 445-459.
- Clark, K. & L. H. Summers. (1981). Demographic differences in cyclical employment variation. *Journal of Human Resources*, 16(1), 61-79. <https://doi.org/10.2307/145219>
- De Chaisemartin, C. & X. D'Haultfoeuille. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, 110(9), 2964-2996. <https://doi.org/10.1257/aer.20181169>
- Frost, G., T. Brown. & A. H. Harding. (2011). Mortality and cancer incidence among British agricultural pesticide users. *Occupational Medicine*, 61, 303-310. <http://doi.org/10.1093/occmed/kqr067>
- Gardner, J. (2021). Two stage difference-in-differences. *Working paper*.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of*

- Econometrics*, 225(2), 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
- Hou, X., Q. Hu, X. Liang, & J. Xu. (2023). How do low-carbon city pilots affect carbon emissions? Staggered difference in difference evidence from Chinese firms. *Economic Analysis and Policy*, 79, 664-686. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.06.030>
- Hurd, M. D. & D. A. Wise. (1989). The Wealth and Poverty of Widows: Assets Before and After the Husband's Death. *NBER Working Paper*, 2325.
- Iacus, S. M., King, G. & Porro, G. (2012). Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20(1), 1-24. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr013>
- Ko, S. B., K. H. Lee. & K. S. Lee. (고상백 외, 2012). The status of agricultural injuries in Korea and implications. *Journal of the Korean Medical Association*, 55(11), 1070-1077.
- Lundberg, S. (1985). The added worker effect. *Journal of Labor Economics*, 3(1), 11-37. <https://www.jstor.org/stable/2535048>
- McGarry, K. & R. F. Schoeni. (2005). Medicare Gaps and Widow Poverty. *Social Security Bulletin*, 66(1), 58-74. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1092154>
- Mincer, J. (1962). Labor force participation of married women: A study of labor supply. In H. G. Lewis (Ed.), *Aspects of Labor Economics*, 63-105. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Reed, M. (2020). The labor force participation of Indian women before and after widowhood. *Demographic Research*, 43(24), 673-706. <https://doi.org/10.4054/demres.2020.43.24>
- Schmidheiny, K. & S. Siegloch. (2023). On event studies and distributed-lags in two-way fixed effects models: Identification, equivalence, and generalization. *Journal of Applied Econometrics*, 38(5), 695-713. <https://doi.org/10.1002/jae.2971>
- Sevak, P., D. Weir. & R. Willis. (2003). The economic consequences of a husband's death: Evidence from the HRS and AHEAD. *Social Security Bulletin*, 65, 31-44.
- Singh, I., L. Squire. & J. Strauss. (1986). *Agricultural Household Models: Extensions, Application and Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Streeter, J. L. (2020). Gender differences in widowhood in the short-run and long-run: Financial, emotional, and mental wellbeing. *The Journal of the Economics of Ageing*, 17, 100258. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100258>
- Sun, L. & S. Abraham. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Wang, Y. & S. Shimokawa. (2024). A trade-off between lives and the economy? Subsidizing dining out under the COVID-19 pandemic in Japan. *Food Policy*, 124, 102625. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2024.102625>
- Weir, D. R., R. J. Willis. & P. A. Sevak. (2002). The Economic Consequences of Widowhood. *University of Michigan Retirement Research Center Working Paper*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1084677>
- Yarba, I., & Yassa, A. D. (2022). Does stock market listing boost or impede corporate investment? *Borsa Istanbul Review*, 22(2), 285-294. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.04.001>
- Zick, C. D. & K. R. Smith. (1991). Patterns of economic change surrounding the death of a spouse. *Journal of Gerontology*, 46(6), S310-S320. <https://doi.org/10.1093/geronj/46.6.S310>