

농작물재해보험이 과수농가의 산출과 기술효율성에 미치는 영향: 확률적 프론티어 분석*

이수환**, 김태후***

Contents

1. 서론	3
2. 분석 모형	6
3. 자료 및 실증모형 구축	8
4. 실증 분석 결과	12
5. 요약 및 시사점	20

Keywords

농작물재해보험(Crop Insurance), 기술효율성(Technical Efficiency), 확률적 프론티어 분석(Stochastic Frontier Analysis), 도덕적 해이(Moral Hazard)

Abstract

본 연구는 국가데이터처의 농가경제조사 자료(과수농가, 2003~2023년 패널)를 활용하여 농작물재해보험이 과수농가의 산출 수준과 기술효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 농작물재해보험이 생산요소 투입과 산출구조에 직접적인 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하여 보험 변수를 생산함수에 포함한 확률적 프론티어 분석 모형을 적용하였다. 실증 결과, 보험 가입 농가는 비가입 농가에 비해 상대적으로 높은 산출 수준을 보였으며, 이는 보험의 위험 완화 기능이 생산활동 참여와 투입활용을 촉진한 결과로 해석된다. 반면, 중간재와 보험 간 교차항은 유의한 음의 값을 보여 보험 가입 후 중간재 투입이 감소하거나 조정될 가능성을 시사했으며, 이는 도덕적 해이에 따른 관리 노력 축소 또는 과도한 안전마진 투입의 합리적 조정이라는 두 가지 해석을 모두 내포한다. 기술효율성 분석에서는 비효율성 평균 증가와 분산 감소가 동시에 나타나 보험이 효율성의 절대 수준과 안정성에 상반된 영향을 미치는 이중적 특성이 확인되었다. 본 연구는 농작물재해보험의 긍정적·부정적 효과를 균형적으로 제시하며, 향후 품목별·재배유형별 분석을 위한 세부 자료 구축의 필요성을 제기한다.

* 이 연구는 한국농촌경제연구원에서 수행한 '농업 소득 안정 정책 효과와 개선과제(1/2차년도)'의 일부를 재분석 후 논문화한 것임. 국문 초록의 영문 번역에 생성형 인공지능(ChatGPT)을 사용하였으며, 해당 결과물을 저자가 확인·수정·보완하여 영문 초록을 작성하였음.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원.

*** 한국농촌경제연구원 연구위원, 교신저자. e-mail: taehoo82@krei.re.kr

Effects of Crop Insurance on the Output and Technical Efficiency of Fruit Farms: A Stochastic Frontier Analysis*

Suhwan Lee**, Taehoo Kim***

Keywords

Crop Insurance, Technical Efficiency, Stochastic Frontier Analysis, Moral Hazard

Abstract

This study analyzes the effects of crop disaster insurance on the output level and technical efficiency of fruit farms by using panel data from the Farm Household Economy Survey conducted by Statistics Korea (fruit farm sample, 2003–2023). To capture the possibility that crop disaster insurance directly alters the relationship between input use and production outcomes, the insurance variable was explicitly incorporated into a stochastic frontier production function. The empirical results indicate that insured farms exhibit higher output levels than uninsured farms, suggesting that the risk-mitigating function of insurance encourages more active production and input utilization. Meanwhile, the interaction term between insurance and intermediate inputs shows a statistically significant negative coefficient, implying a reduction or adjustment in intermediate input use following insurance enrollment. This can be interpreted either as a form of moral hazard, whereby management effort for inputs such as fertilizers and pesticides is reduced, or as a rational correction of excessive precautionary input use under uncertainty. The analysis of technical efficiency further reveals that insurance increases the mean of inefficiency while reducing its variance, indicating a dual effect: a potential relaxation of managerial discipline alongside greater stability through reduced heterogeneity across farms. Overall, the findings highlight both the positive and negative effects of crop disaster insurance and emphasize the need for more detailed data to enable item-specific and cultivation-type analyses in future research.

* This study is based on a reanalysis of part of the research, Effects of Agricultural Income Stabilization Policies and Improvement Tasks (Year 1 of 2), conducted by the Korea Rural Economic Institute.

** Associate Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea

*** Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea. Corresponding author.
e-mail: taehoo82@krei.re.kr

1. 서론

농업은 자연재해로 인한 생산 위험이 큰 산업이며, 이에 따라 발생하는 농가소득의 불안정은 농업의 지속가능성을 저해하는 주요 요인 중 하나이다. 특히, 2000년대 이후 전 세계적인 기후변화로 농작물 피해의 규모와 빈도가 확대됨에 따라, 농가의 체계적인 위험 관리에 대한 중요성은 더욱 부각 되고 있다. 이에 정부는 여타 다른 농업 선진국과 마찬가지로 민관협력체계를 통한 농작물재해보험을 주요 정책 수단으로 운영해 왔다. 2001년 사과와 배 2개 품목을 시범사업으로 도입한 이후 꾸준히 품목 수를 확대 하고 병해충 피해 보장, 일소 피해 보장 추가 등 보상 범위를 확대하였다. 그 결과 2025년 기준 대상 품목은 76개이며, 2024년 전체 농가 기준 가입률은 54.4%, 가입금액은 약 31조 7천억 원으로 사업 규모가 크게 확대되었다.¹⁾ 농작물 재해보험 가입률과 가입금액 증가와 더불어 보험금 규모도 크게 증가 하였다. 2020년 처음으로 보험금이 1조 원을 돌파한 이후 2023년과 2024년에도 보험금이 1조 원²⁾을 모두 넘어 농작물재해보험은 핵심적인 재해위험 대응 수단으로 자리매김하며 농가 경영안정에 도움을 주고 있다. 그러나 재해보험의 정책적 성과를 단순히 가입률이나 보험금 지급 규모와 같은 양적 지표로만 평가하기에는 제도의 경제적 파급 효과를 충분히 설명하는 데 한계가 있다. 특히 보험은 농가의 위험 인식을 변화시키는 제도적 요인으로서, 생산요소의 투입 수준뿐 아니라 주어진 투입 하에 산출을 얼마나 극대화하는지를 결정하는 기술효율성(technical efficiency)에 구조적인 영향을 미칠 가능성이 크기 때문이다.

학계에서는 농작물재해보험이 정책적인 측면에서 성공적으로 운영되고 있는 것과는 별개로, 보험이라는 제도적 요인이 농가의 경영 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지, 그리고 기술효율성이 어떤 영향을 받는지가 주요 연구대상 중 하나이다. 보험 경제학 이론에 따르면, 경영 의사결정 관점에서 보험은 농가가 직면한 경영 위험을 완화함으로써 생산요소를 보다 적극적으로 투입하거나 장기적 투자 결정을 유도할 수 있다. 반면, 일정 수준의 손실이 제도적으로 보장될 경우, 농가에 심리적 안정을 제공하는 동시에, 위험을 과소평가하게 하여 보험의 대표적인 시장실패 요인 중 하나인 도덕적 해이(moral hazard)를 초래할 가능성도 존재한다(Wu et al., 2020).

이와 같은 이론적 배경하에서 농작물재해보험은 노동이나 자본과 같은 물리적 생산요소 그 자체라기 보다는, 위험 완화를 통해 농가의 투입 결정과 생산행태에 심층적인 변화를 유도하는 매개적 제도 요인으로 이해될 수 있다. 이러한 영향은 단순한 투입량의 변화뿐만 아니라, 동일한 투입 조건에서도 산출 격차를 유발하는 기술효율성의 차이로 나타날 가능성이 크다. 특히 보험이 생산 과정에 미치는 경로는 단일하지 않으며, 보험 가입 여부나 보장 수준에 따라 투입 수준 자체가 변화할 뿐 아니라, 개별 투입 요소의 한계효과와 이에 대응하는 농가의 반응 구조가 달라질 수 있기 때문이다. 본 연구는 이러한 복합적

1) 농림축산식품부(2024).

2) 농업정책보험금융원(2025).

효과를 식별하기 위해, 보험 변수를 생산함수에 포함하거나 타 투입 요소와의 교차항을 설정하는 실증적 접근을 취한다. 이는 보험이 농가의 생산 및 관리 행태에 미치는 조절 효과(Moderating Effect)를 계량적으로 식별하기 위한 방법론적 선택이다(Kirkley et al., 1995; Roll, 2019; Russo et al., 2022). 즉, 보험은 동일한 투입 조건에서도 농가의 의사결정과 관리 노력의 질적 차이를 유발하며, 이는 확률적 프론티어 분석(Stochastic Frontier Analysis: SFA) 모형에서 정의되는 기술효율성의 격차로 나타난다.

한편, 보험의 효과와 관련된 기존 선행연구들은 상이한 결과를 제시하고 있다. 예를 들어, Horowitz & Lichtenberg(1993)는 보험 가입이 생산요소 투입을 증가시킨다고 보지만, Quiggin et al.(1994), Smith & Goodwin(1996), Goodwin et al.(2003), Goodwin et al.(2004) 등은 보험이 오히려 투입을 감소시키는 경향이 있다고 분석하였다. 이는 보험의 효과가 생산요소의 위험 특성이나 농가의 경영 환경에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. Ramaswami(1992)의 이론에 따르면, 위험 회피 성향이 강한 농가는 기대 수익뿐만 아니라 수익의 분산까지 고려하여 위험이 큰 자원은 투입을 줄이고 위험이 낮은 자원은 더 많이 투입하는 경향이 있다. 반면, 보험 가입 농가는 일정 수준의 손실 보전을 통해 보다 중립적 태도를 보이며, 이윤 극대화를 위한 적극적인 자원 투입 전략을 채택할 가능성이 크다. Babcock & Hennessy(1996) 또한 보험이 위험도가 높은 자원의 사용을 조장하거나 억제할 수 있다고 지적하였다.

이러한 이론적 논의는 실증 연구에서도 부분적으로 확인된다. Russo et al.(2022)은 이탈리아 포도 재배 농가를 대상으로 한 분석에서 보험 가입 농가가 미가입 농가보다 높은 산출 수준과 기술효율성을 보였으며, 중간재 사용량은 오히려 더 감소하는 것으로 보고하였다. 이는 보험이 농가의 과도한 위험 회피를 완화하고 자원의 투입 구조를 보다 효율적으로 제고한 사례로 해석된다. 반면 앞서 언급한 Roll(2019)은 노르웨이 연어 양식 농가를 대상으로 한 연구에서, 보험 가입이 도덕적 해이를 유발하여 사료 투입은 증가한 반면, 노동 및 자본투입은 감소하는 현상을 확인하였다. 이는 보험금 지급으로 수입 하락 하방선이 지지되기 때문에 경영 긴장도를 낮춘 결과로 해석된다. 국내 연구인 남경수·안병일(2022)도 보험 가입 농가의 연간 노동 투입 시간이 미가입 농가보다 평균 23시간 적었다고 보고하여, 보험이 농가의 경영 행태에 실질적 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 요약하자면, 선행연구들은 보험이 농가의 산출 수준, 기술효율성, 자원 활용 방식에 영향을 미친다는 점에는 대체로 공감하나, 그 효과의 방향성과 강도는 산업 특성, 분석 대상, 자원의 위험 속성에 따라 상이하게 나타난다.

이와 더불어, 보험 및 위험관리 수단을 보다 넓은 경제적 맥락에서 분석한 연구들도 존재한다. Cai(2016)는 농업보험 도입을 자연 실험으로 활용한 연구에서 보험 제공이 특정 작물의 생산을 유의하게 증가시키는 동시에, 차입과 저축과 같은 가계의 재무 의사결정에도 영향을 미친다는 점을 실증적으로 제시하였다. 이는 보험이 단순히 손실을 보전하는 장치를 넘어, 생산 및 자금 운용 전반에 영향을 미치는 제도적 장치임을 보여준다. 또한 Cornaggia(2013)는 미국 농업 부문을 대상으로 위험관리 수단의 공급

확대가 산출 수준 향상과 유의하게 연관되어 있음을 확인하였으며, 이러한 효과가 금융 접근성이 높은 지역에서 더욱 뚜렷하게 나타나는 것으로 분석하였다.

국내에서는 농작물재해보험이 도덕적 해이 여부나 투입 요소에 미치는 영향에 관한 연구는 일부 수행되었으나, 기술효율성에 대한 실증적 분석은 매우 제한적이다. 특히, 정량적 접근을 통해 해당 영향을 구체적으로 규명한 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 농작물재해보험이 농가의 투입 요소 활용 및 기술효율성에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써, 제도의 효과를 평가하고 향후 정책적 개선 방향을 제시하기 위한 기초자료를 제공하고자 한다.

이에 본 연구는 국가데이터처의 농가경제 조사 자료를 활용하여, 농작물재해보험이 과수농가의 산출, 투입 요소, 기술효율성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 분석 대상으로 과수농가를 선택한 이유는, 사과·배 등 주요 과수 품목이 농작물재해보험 제도 도입 초기부터 시범 및 본사업 대상에 포함됐으며, 이에 따라 보험 가입 여부, 보험료, 보험금 지급과 관련된 시계열 자료가 비교적 장기간에 걸쳐 축적되어 있다는 점에 있다. 또한 과수 부문은 재배 기간이 길고 기상 여건에 따른 생산 변동성이 상대적으로 커, 재해보험이 농가의 생산행태와 경영 의사결정에 미치는 영향을 분석하기에 적합한 대상이라는 특성을 보인다.

분석 방법으로는 확률적 프론티어 분석 모형을 적용하며, 종속변수는 과수농가의 농작물 수입으로 설정하고, 설명 변수에는 토지, 노동, 자본, 중간재 등의 주요 생산요소를 포함한다. 보험료 변수는 농가가 위험관리를 위해 지출한 비용 규모를 나타내는 독립 변수로 포함하여, 산출물에 미치는 직접적인 영향과 타 생산요소와의 결합 관계를 분석한다. 또한, 기술효율성 분석에서는 이를 외생변수로 활용하여 재해보험료 지출 수준 변화가 기술적 비효율성에 미치는 영향을 평가한다. 이러한 분석을 통해 농작물 재해보험 비용 지출이 농가의 생산활동을 촉진하는 유인으로 작용하는지, 혹은 도덕적 해이로 인한 투입 효율성 저하나 비효율성 확대와 같은 부작용을 동반하는지를 실증적으로 검토하고자 한다.

나아가 본 연구의 분석 결과는 현행 농작물재해보험 제도의 운용 및 설계와도 정책적으로 연결될 수 있다. 예를 들어, 위험관리 비용 지출이 기술효율성을 제고하는 효과가 확인될 경우, 현재의 보험료 지원 구조나 보장 수준이 농가의 효율적인 자원 활용을 유도하는 방향으로 설계되고 있는지에 대한 근거를 제공할 수 있다. 반대로 보험료 지출액의 증가가 기술적 비효율성을 확대시키는 것으로 나타날 경우, 이는 보장 수준 조정, 자기부담비율 설정, 보험료 차등화 등 제도 개선 논의에 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 따라서 본 연구는 농작물 재해보험의 단순한 소득 보전 효과를 넘어, 농가의 생산행태와 효율성 측면에서 위험관리 비용 지출의 정책적 효과를 점검하고 향후 제도 개선 방향을 모색하는 데 기여하고자 한다.

이 연구의 목적은 다음과 같다. 제2장에서는 초월대수생산함수(Translog Production Function)에 기반한 SFA 모형에 관해 설명한다. 제3장에서는 분석자료를 제시하고 분석 모형을 통해 실증 분석하고자 하는 구체적인 내용을 기술한다. 제4장에서는 분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제5장에서는 요약 및 시사점을 제시한다.

2. 분석 모형

농작물재해보험이 산출, 투입 요소, 기술효율성에 미치는 영향을 분석하기 위해 확률적 프론티어 분석(SFA) 모형을 활용하였다. 본 모형은 Aigner et al.(1977) 및 Meeusen & van den Broeck (1977)에 의해 제안된 이후, Kumbhaker & Lovell (2003) 등에 의해 확장되었다. SFA의 핵심은 주어진 기술 수준과 투입 요소하에서 이론적으로 가능한 최대 산출량, 즉 생산 프론티어를 설정하고, 실제 산출량이 이 프론티어에 얼마나 근접해 있는지를 분석하여 기술효율성을 추정하는 데 있다. 여기서 생산 프론티어는 농가가 완전한 기술적 효율성을 달성했을 때 도달 가능한 이론적 최대 산출 수준이며, 실제 산출이 이에 미치지 못하는 차이는 기술적 비효율성으로 간주된다.

산출과 투입요소, 효율성 간의 관계를 분석하기 위한 방법으로는 단순 생산함수 추정, 자료포락분석(Data Envelopment Analysis: DEA) 등 다양한 접근이 가능하다. 그러나 단순 생산함수 모형은 확률적 교란 요인과 기술적 비효율성을 명확히 구분하기 어렵다는 한계가 있으며, DEA는 비모수적 방법으로서 효율성 측정에는 유용하나 통계적 추론이 제한적이고 측정오차에 민감하다는 단점을 지닌다. 이에 비해 SFA 모형은 확률적 오차항과 기술적 비효율성을 분리하여 추정할 수 있어, 기상 변동성이나 측정오차가 큰 농업 부문의 특성을 보다 적절히 반영할 수 있다. 특히 본 연구는 농작물재해보험과 같이 외생적 충격 및 제도적 요인이 농가의 산출과 효율성에 동시에 영향을 미칠 가능성을 분석하고자 하므로, 확률적 오차를 고려하면서 기술효율성을 추정할 수 있는 SFA 모형이 적합한 분석 도구로 판단된다. 또한 SFA는 생산함수 추정과 기술효율성 분석을 하나의 모형 체계 내에서 수행할 수 있어, 보험이 산출과 투입요소, 나아가 기술효율성에 미치는 영향을 일관된 구조하에서 분석할 수 있다는 장점을 지닌다.

SFA 모형의 오차항은 두 구성 요소로 나뉜다. 첫째, v_i 는 평균이 0이고, 분산이 σ_v^2 인 정규분포를 따르는 대칭 오차항으로, 측정오차나 기타 무작위 요인을 반영한다. 둘째, u_i 는 0 이상의 값을 가지는 비대칭 오차항으로, 개별 농가의 기술적 비효율성을 나타낸다. 이를 포함한 기본적인 SFA 모형은 다음과 같다.

$$y_i = f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta}) \times \exp(v_i - u_i) \quad (1)$$

여기서 y_i 는 농가 i 의 산출(예: 농작물 수입), \mathbf{x}_i 는 투입 요소 벡터, $\boldsymbol{\beta}$ 는 이에 대응하는 계수 벡터이다. 만약, $u_i = 0$ 이면 완전한 기술효율성을 의미하고, $u_i > 0$ 이면, 기술적 비효율성이 존재함을 의미한다. 기술효율성(Technical efficiency: TE)은 다음과 같이 정의된다:

$$TE_i = \frac{y_i}{y_i^*} = \exp(-u_i) \quad (2)$$

여기서 y_i^* 는 이론적으로 가능한 최대 산출량이다. TE_i 가 1에 가까울수록 농가 i 는 효율성이 높고, 0에 가까울수록 비효율성이 높음을 의미한다.

농업생산은 일반적으로 투입 요소 간의 비선형성과 상호작용 효과를 포함한다. 예를 들어, 노동과 자본, 자본과 중간재 간에는 보완 또는 대체 관계가 존재할 수 있다. 이러한 복잡한 관계를 반영하기 위해, 본 연구는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수보다 유연성이 높은 초월대수 생산함수를 채택하였다. 초월대수 생산함수는 이차항과 교차항을 포함함으로써 생산요소 간 관계를 정밀하게 모형화할 수 있으며, 다음과 같은 형태로 표현된다:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_r D_r + \sum_j \beta_j (\ln x_{ij}) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} (\ln x_{ij} \ln x_{ik}) + t_i + v_i + u_i \quad (3)$$

여기서, y_i 는 농가 i 의 연간 농업 총수입을 의미하며, x_{ik} 는 농가 i 의 k 번째 투입 요소를 나타낸다. 투입 요소는 토지면적, 노동 시간, 자본, 중간재, 농작물재해보험 보험료의 다섯 가지로 구성된다. 하첨자 k 와 j 는 각각 투입 요소의 차원을 나타내는 지수로써, 초월대수 생산함수의 1차항과 2차 교차항을 구성한다. 또한, D_r 은 지역 r 에 대한 더미 변수이며, t_i 는 기술변화의 시간적 추세, v_i 는 확률적 오차, u_i 는 기술적 비효율성을 나타내는 단측 오차항이다.

기술적 비효율성 u_i 의 결정요인을 분석하기 위해 Wang(2002)의 확장된 SFA 모형을 활용하였다. 이 접근은 평균 $\mu_i = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\delta}$ 와 분산 $\sigma_{u_i}^2 = \exp(\mathbf{W}_i \boldsymbol{\gamma})$ 을 가지는 절단 정규분포(truncated normal distribution)를 따른다고 가정하며, 이 두 모수를 농가 특성의 함수로 파라미터화한다.

$$u_i \sim N^+(\mu_i = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\delta}, \sigma_{u_i}^2 = \exp(\mathbf{W}_i \boldsymbol{\gamma})) \quad (4)$$

여기서 \mathbf{Z}_i , \mathbf{W}_i 는 각각 농가 i 의 사회경제적 및 재무적 특성을 나타내는 설명 변수 행벡터(row)이며, $\boldsymbol{\delta}$ 와 $\boldsymbol{\gamma}$ 는 이에 대응하는 추정 계수 열벡터(Column)이다.³⁾ 이와 같은 모형은 기술적 비효율성의 평균 수준뿐 아니라 변동성(분산)에 영향을 미치는 외생 요인을 함께 고려할 수 있는 장점이 있으며, 모형 계수는 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation: MLE)을 통해 추정하였다.

3) \mathbf{Z}_i , \mathbf{W}_i 는 연구 의도에 따라 동일할 수도 있고 다르게 설정할 수도 있다.

3. 자료 및 실증모형 구축

농작물재해보험이 산출 및 투입 요소, 기술효율성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해, 본 연구는 국가데이터처의 '농가경제조사' 마이크로데이터를 활용하였다. 분석에 사용된 자료는 2003년부터 2023년까지 21개 연도에 걸친 데이터를 기반으로 하며, 전국과수농가를 대상으로 한 불균형 패널 구조로 구성되었다. 해당 조사는 매년 시행되며, 농가의 소득, 경영비, 자산, 부채 등 다양한 경제 지표를 포함하고 있어 산출 수준과 효율성 분석에 적합하다.

분석 대상은 과수농가로 한정하였고, 동일 농가를 연도별로 추적 가능한 패널 형태로 데이터를 구성하였다. 분석자료에서는 조사 동안 은퇴하거나 신규 진입한 농가가 포함되어 불균형 패널 형태를 띠며, 주요 변수에 결측치 또는 극단 값이 존재하는 경우는 분석에서 제외하였다.

본 연구에 사용된 종속변수는 농작물 재배로 얻은 수입과 재해보험금 등을 포함한 연간 농업 총수입⁴⁾이며, 천 원 단위의 실질 금액 기준으로 집계하였다. 설명 변수로는 생산함수에 포함되는 생산요소인 토지, 노동, 자본, 중간재, 농업재해보험 보험료를 사용하였다. 토지는 해당 농가가 농작물 재배에 실제로 활용한 면적(m^2)을 의미하며, 노동 변수는 가족 노동과 고용 노동을 합산한 연간 총노동 시간(시간/년)으로 정의하였다. 자본은 토지를 제외한 고정자산 총액(만 원)으로 측정하였고, 중간재는 농업생산 과정에서 반복적으로 소모되는 투입재 비용(만 원)을 나타내며, 비료비, 농약비, 종묘비의 합으로 구성되어 있다. 보험료 변수는 농작물재해보험에 대해 농가가 해당 연도에 실제 납입한 보험료 총액⁵⁾(만 원)을 사용하였다. 이들 변수는 모두 연속형이며, 분석 시 로그로 변환하여 활용하였다. 이때 변수 값이 0인 경우에는 로그 계산의 한계를 보완하기 위해 1을 더한 뒤 로그를 취하는 방식으로 전처리를 수행하였다.

기술효율성에 영향을 미칠 수 있는 농가의 사회경제적 및 재무적 특성은 비효율성의 외생적 결정요인으로 설정하였다. 사회경제적 특성으로는 경영주의 연령, 교육 수준, 가족 규모를 고려하였으며, 경영주 연령은 30세 이상 59세 이하, 60세 이상 69세 이하, 70세 이상 세 집단으로 구분하였고, 경영주 교육 수준은 초등, 중등, 고등 과정 이상 세 단계로 나누어 분석하였다. 가족 규모는 1인부터 6인 이상까지 여섯 단계로 구성된 순서형 연속변수로 활용하였다. 농가의 재무적 특성으로는 농작물 재해보험 보험료, 부채비율, 농업 보조금 비율, 농외소득 비율을 포함하였다. 여기서 부채비율은 농가 총자산 대

4) 본 연구의 산출 변수는 농가경제조사 내 품목별 물량(생산량) 정보의 제약으로 인해 실질화된 '농업 총수입(실질)'을 활용하였다. 산출 변수로 물량이 아닌 화폐 가치를 사용할 경우, 추정된 효율성에는 순수한 기술적 관리 능력뿐만 아니라 가격 변동에 따른 시장 대응 능력이 포함될 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구에서 도출된 효율성 지표는 투입물 대비 물리적 산출량만을 의미하는 협의의 기술효율성을 넘어, 주어진 가격 체계와 시장 환경하에서 농가가 달성한 경제적 성과의 상대적 효율성(Economic or Revenue Efficiency)으로 해석하는 것이 타당하다.

5) 농가경제조사 자료에는 농작물재해보험 보험료만을 별도로 식별할 수 있는 변수가 존재하지 않아, 본 연구에서는 불가피하게 농업 부문 보험료 변수를 활용하였다. 이 변수는 농작물재해보험 이외에도 일부 농업 관련 보험료를 포함하고 있어, 엄밀한 의미에서 농작물재해보험 보험료와 완전히 일치하지는 않는다. 이러한 점은 측정오차(measurement error)에 따른 내생성 가능성을 내포하고 있으며, 추정치에 편의가 발생할 수 있는 한계로 인식된다. 다만 본 연구의 분석 대상이 과수농가로 한정되어 있다는 점을 고려할 때, 과수농가의 농업 부문 보험료는 실질적으로 농작물재해보험 보험료가 차지하는 비중이 매우 높은 것으로 알려져 있어 본 연구에서는 농업 부문 보험료 변수를 농작물재해보험 보험료의 대리변수(proxy)로 활용하였다.

비 부채를 의미하며, 농업 보조금 비율은 전체 농가 수입 중 이전소득 내 농업 보조금이 차지하는 비율, 농외소득 비율은 농업 총소득 대비 비농업 소득의 비율을 의미한다. 또한, Sherrick et al.(2004)에서 제시한 농가의 경영 규모 차이가 기술효율성에 미치는 영향을 고려하기 위해 농지 규모를 변수로 포함하였다. 농지 규모는 1ha 미만을 기준범주로 설정하고, 1~3ha, 3ha 이상 두 구간으로 구분한 더미 변수로 구성하였다. 이를 통해 소규모 농가 대비 중·대규모 농가의 경영 여건 차이가 기술효율성 및 그 이질성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

표 1. 농가의 생산 관련 변수의 기초통계량

변수	관측 수 (농가)	농업 총수입 (만 원)	토지 (㎡)	노동 시간 (시간/년)	자본 (만 원)	중간재 (만 원)	보험료 (만 원)
2003	230	3,058 (2,459)	5,610 (5,205)	2,526 (1,555)	9,243 (6,659)	366 (343)	8 (49)
2004	243	3,977 (3,533)	6,091 (6,569)	2,609 (1,907)	10,136 (7,294)	413 (398)	18 (76)
2005	258	3,906 (3,179)	5,825 (6,941)	2,683 (1,977)	10,749 (8,746)	393 (364)	28 (90)
2006	265	3,823 (3,062)	5,571 (6,075)	2,670 (1,885)	11,057 (9,025)	426 (395)	29 (89)
2007	272	3,992 (3,472)	7,503 (33,231)	2,646 (1,859)	10,819 (8,441)	412 (380)	28 (94)
2008	260	3,913 (3,163)	15,692 (16,755)	1,946 (1,219)	11,495 (25,981)	408 (406)	22 (106)
2009	252	3,720 (3,440)	16,410 (16,918)	1,928 (1,277)	11,213 (12,534)	462 (457)	37 (167)
2010	277	4,011 (4,308)	16,089 (14,907)	1,763 (1,149)	11,589 (12,745)	454 (446)	24 (104)
2011	277	4,126 (3,922)	16,201 (15,995)	1,741 (1,107)	12,313 (13,149)	473 (475)	41 (173)
2012	260	3,949 (3,470)	15,926 (16,074)	1,617 (969)	11,242 (11,133)	480 (493)	39 (128)
2013	233	5,012 (4,183)	16,983 (30,354)	1,925 (1,278)	13,496 (10,337)	537 (506)	66 (195)
2014	254	4,696 (4,195)	14,155 (19,693)	1,833 (1,334)	13,156 (10,394)	579 (525)	63 (196)
2015	257	4,500 (4,323)	12,432 (12,249)	1,777 (1,267)	12,684 (12,204)	570 (521)	90 (300)
2016	262	4,581 (4,465)	13,978 (16,452)	1,719 (1,145)	12,940 (12,402)	536 (497)	97 (342)
2017	272	4,668 (4,917)	13,531 (13,841)	1,639 (1,279)	12,743 (11,928)	526 (505)	89 (254)
2018	284	4,405 (4,328)	12,218 (12,153)	1,763 (1,267)	15,352 (14,459)	522 (487)	82 (291)
2019	263	4,165 (4,605)	11,801 (10,227)	1,630 (1,180)	14,495 (13,172)	592 (683)	109 (274)
2020	274	4,816 (5,840)	11,316 (10,561)	1,687 (1,319)	14,999 (17,217)	586 (614)	196 (452)
2021	280	5,280 (5,926)	11,774 (11,572)	1,788 (1,393)	15,401 (16,953)	600 (606)	192 (480)

(계속)

변수	관측 수 (농가)	농업 총수입 (만 원)	토지 (㎡)	노동 시간 (시간/년)	자본 (만 원)	중간재 (만 원)	보험료 (만 원)
2022	285	5,713 (6,436)	12,634 (13,443)	1,891 (1,364)	16,389 (17,278)	673 (665)	180 (483)
2023	254	6,766 (8,264)	11,981 (13,859)	1,933 (1,310)	18,731 (21,136)	791 (806)	274 (593)
전체 평균	-	4,443 (4,630)	12,118 (16,311)	1,894 (1,479)	12,921 (14,020)	516 (526)	83 (292)

주 1) 해당 기초통계량 농가경제조사 과수농가 데이터를 기반으로 산출한 결과이며, 각 연도의 수치는 변수별 평균값을 나타낸다. 괄호 안의 값은 해당 변수의 표준편차를 의미한다.

2) 농가경제조사에서 보험료와 재해보험금은 농작물재해보험뿐만 아니라 농업인안전보험과 농기계종합보험도 포함하지만, 해당 연구에서는 농작물재해보험료와 보험금이라고 가정하고 분석을 시행하였다.

자료: 국가데이터처(2024), 마이크로데이터 통합서비스(MDIS).

본 연구의 목적은 농작물재해보험이 농가의 산출 수준과 기술효율성에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 데 있다. 농작물재해보험은 생산함수의 구조에서 산출에 대한 직접적인 영향뿐 아니라, 다른 생산요소의 투입 행태를 변화시킴으로써 간접적으로도 산출에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 간접효과는 생산함수에 포함된 보험 변수와 주요 생산요소 간의 교차항을 통해 식별된다. 또한, 확률적 프론티어 모형에서는 재해보험이 경영자의 비관측 행태적 요인—예를 들어 노력 수준, 위험 회피 행동, 정보 탐색 정도 등—에 작용하여 기술적 비효율성에도 영향을 미칠 수 있다. 이와 같은 다중 경로를 포착하기 위해 본 연구는 세 가지 분석 절차를 수행하였다.

첫째, 농작물재해보험이 과수농가의 산출에 미치는 직접 효과를 분석하기 위해 생산함수에 농작물재해보험 변수를 포함한 후 산출 탄력성(output elasticity)을 추정하였다. 산출 탄력성은 로그 형태의 생산함수에서 보험료의 로그값에 대한 산출의 편미분 값으로 정의되며, 보험의 산출에 미치는 영향을 정량적으로 나타낸다. 이러한 산출 탄력성은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \epsilon_5 &= \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln x_{5i}} = \beta_5 + \sum_k \beta_{5k} \ln x_{ki} \\ &= \beta_5 + \beta_{51} \ln x_{1i} + \beta_{52} \ln x_{2i} + \beta_{53} \ln x_{3i} + \beta_{54} \ln x_{4i} + \beta_{55} \ln x_{5i} \end{aligned} \tag{5}$$

식 (5)에서 x_5 는 보험을 의미하며, 나머지 x_k 는 토지, 노동, 중간재, 자본을 의미한다. 만약 보험의 산출 탄력성(ϵ_5) 계수가 양(+)의 값을 가지면 농작물재해보험이 농가의 수입을 증대시키는 효과를 가진 것으로 해석할 수 있으며, 음(-)의 값을 가지면 오히려 산출을 저해하는 요인이 될 가능성을 시사한다.

둘째, 재해보험이 생산요소의 투입 결정에 미치는 간접적인 영향을 분석하였다. 이를 위해 재해보험 변수와 주요 생산요소인 토지, 노동, 자본, 중간재 간의 상호작용항을 생산함수에 포함하였다. 이는 Diewert(1978)가 제시한 집약도 탄력성(elasticities of intensity) 개념에 기반한 것으로, 보험이 특정 생산요소의 투입 강도를 변화시키는지를 파악하는 데 목적이 있다.

$$\frac{\partial \varepsilon_5}{\partial \ln x_{ki}} = \beta_{k5} \tag{6}$$

식 (6)에서 상호작용 항의 계수가 양(+)의 값을 가지면, 재해보험이 해당 요소의 사용을 촉진하는 투입 증가 효과(input-enhancing)가 있는 것으로 해석되며, 반대로 계수가 음(-)의 값을 가지면 재해보험이 해당 요소의 투입을 억제하는 투입 절감 효과(input-saving)를 나타낸다.

셋째, 재해보험이 농가의 기술효율성에 미치는 영향을 분석하기 위해, 본 연구는 Wang(2002)이 제안한 확장형 확률적 프론티어 분석 모형을 적용하였다. 본 모형은 기술적 비효율성 u_i 가 평균 μ_i 와 분산 $\sigma_{u,i}^2$ 를 가지는 정규분포로부터 0 이상에서 절단된 절단 정규분포(truncated normal distribution)를 따른다고 가정한다. 여기서 μ_i 와 $\sigma_{u,i}^2$ 는 절단 전 정규분포의 모수에 해당하며, 절단된 분포의 기댓값과 분산은 다음과 같이 정의된다:

$$E(u_i) = \mu_i + \sigma_{u,i} \frac{\phi(\Lambda_i)}{1 - \Phi(\Lambda_i)}, \quad V(u_i) = \sigma_{u,i}^2 \left[1 - \frac{\mu_i \phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} - \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right)^2 \right] \tag{7}$$

여기서 $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$ 는 각각 표준정규분포의 밀도함수와 누적분포함수이며, $\Lambda_i = \mu_i / \sigma_{u,i}$ 는 비효율성의 표준화된 평균이다. 이와 같은 구조에서 $\mu_i = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\delta}$ 와 $\ln(\sigma_{u,i}^2) = \mathbf{W}_i \boldsymbol{\gamma}$ 두 모수를 농가 특성의 함수로 파라미터 화함으로써 기술적 비효율성 분포의 기댓값(수준)과 분산(변동성)에 농가 특성이 미치는 영향을 동시에 분석할 수 있다. 특히, 비효율성의 기댓값은 이 두 모수의 비선형 결합 함수로 정의되기 때문에, 외생변수와 기술적 비효율성 간의 관계가 반드시 단조적일 필요가 없으며, 현실에서 관측되는 다양한 비단조(non-monotonic)적 관계를 설명할 수 있다. 이러한 접근은 비효율성이 반정규분포(Half-normal)나 지수분포(Exponential)를 따른다고 가정하는 전통적인 모형보다 구조적으로 더 유연하며, 복잡한 경제적 메커니즘을 더 정밀하게 반영할 수 있다.

기술적 비효율성에 영향을 미치는 주요 변수로는 경영주의 연령, 교육 수준, 가족 규모, 농지 규모 등 사회경제적 요인과 부채비율, 농업 보조금 비율, 농외소득 비율 등 농가의 재무구조를 반영한 변수들이 포함되었다. 이때 μ_i 와 $\sigma_{u,i}$ 는 절단 정규분포의 평균과 분산을 도출하기 위한 모수으로써 μ_i 와 $\sigma_{u,i}$ 를 농가 특성 함수로 설정하여 얻는 계수값 $\boldsymbol{\delta}$ 와 $\boldsymbol{\gamma}$ 는 해석의 대상이 아니며 추가적인 분석이 이루어져야 한다. 즉, 실질적인 관심은 외생변수가 기술적 비효율성의 기댓값 $E(u_i)$ 과 분산 $V(u_i)$ 에 어떤 영향을 미치는지를 파악하는 데 있다. 이에 본 연구는 무조건부 한계효과(unconditional marginal effects)를 이용하여, 설명 변수의 변화가 기술적 비효율성의 수준과 불확실성에 미치는 영향을 정량적으로 분석하였다. 구체적으로 비효율성의 기댓값 $E(u_i)$ 및 분산 $V(u_i)$ 에 대한 설명 변수 z_{ik} 의 한계효과는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(u_i)}{\partial z_{ik}} &= \delta_k \left[1 - \Lambda_i \frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} - \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right)^2 \right] + w_k \frac{\sigma_{u,i}^2}{2} \left[(1 + \Lambda_i^2) \frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} + \Lambda_i \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right)^2 \right] \\ \frac{\partial V(u_i)}{\partial z_{ik}} &= \frac{\delta_k}{\sigma_{u,i}} \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right) (E(u_i)^2 - V(u_i)) \\ &+ w_k \sigma_{u,i}^2 \left[1 - \frac{1}{2} \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right) \left[\Lambda_i + \Lambda_i^3 + (2 + 3\Lambda_i^2) \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right) + 2\Lambda_i \left(\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right)^2 \right] \right] \end{aligned} \quad (8)$$

위의 한계효과는 특정 외생변수가 기술 비효율성의 위치(수준)와 분산(변동성)에 각각 어떤 방향과 강도로 영향을 주는지를 보여주며, 단순한 회귀계수보다 더 직접적이고 해석력 있는 결과를 제공한다. 특히 본 모형은 비선형성과 절단 분포의 특성을 반영하기 때문에, 외생변수의 변화가 항상 일관된 방향으로 작용하지 않을 수 있다는 점도 고려된다. 예컨대, 경영주의 연령이나 교육 수준은 일정 수준까지는 효율성을 향상시킬 수 있으나, 특정 임계치를 초과하면 오히려 비효율성을 증가시킬 가능성도 존재한다. 이처럼 본 연구는 산출 수준, 투입 요소 활용 방식, 기술효율성, 그리고 비효율성의 결정요인을 종합적으로 분석함으로써, 농업재해보험이 농가의 산출 수준과 효율성에 미치는 영향을 다각도로 규명하고자 한다.

4. 실증 분석 결과

실증 분석의 기초단계로서, 기술적 비효율성이 존재하지 않는다는 전제하에 전통적인 선형 추정 방법인 OLS(Ordinary Least Squares)를 활용하여 Translog 생산함수를 추정하였다. 이후 잔차항의 분포 특성을 검토하기 위해 왜도(Skewness) 검정을 시행한 결과, 잔차의 왜도 계수는 -0.545로 나타나 좌측 비대칭성을 보였으며, 이러한 왜도는 통계적으로 유의한 수준($p < 0.001$)을 나타냈다. 이는 잔차가 정규분포 가정을 충족하지 않고, 생산 대비 실제 관측치의 체계적 편이가 존재함을 의미하는 것으로, 기술적 비효율성의 존재 가능성을 뒷받침한다. 이러한 검정 결과에 근거하여, 본 연구는 확률적 프론티어 분석(SFA) 모형을 적용하여 기술적 비효율성을 모형화하는 것이 더 적절하다고 판단하였다.

이에 따라, 본 연구는 Wang & Schmidt (2002)이 제안한 단일단계 추정법(one-step estimation approach)을 채택하여 SFA 모형을 추정하였다. 특히, 기술적 비효율성의 이질성을 모형에 더 정교하게 반영하기 위해, 비효율성 항의 평균과 분산에 외생변수를 포함한 확장형 모형(모형 3)을 추가로 분석하였다. 모형의 전반적인 적합도는 Wald 통계량 ($\chi^2(24)=2,829.71$, $p < 0.001$)을 통해 검증⁶⁾되었으며, 이는 생산함수에 포함된 설명 변수들이 농가의 산출 수준에 유의미한 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

⁶⁾ 모형 1은 전통적 OLS 추정 모형으로, Wald 검정의 적용 대상이 아니며, 모형의 유의성은 F-검정($F = 467.44$, $p < 0.001$)을 통해 검증되었다. 확률적 프론티어 분석(SFA)을 적용한 모형 2에서는 Wald χ^2 통계량이 $\chi^2(24) = 5,686.69$ ($p < 0.001$)로 나타나, 생산함수의 구조적 유의성이 강하게 지지됨을 확인하였다.

〈표 2〉는 세 가지 모형 간의 결과를 비교한 것이다. 모형 1은 기술적 비효율성을 고려하지 않은 OLS 추정모형이며, 모형 2는 기술적 비효율성이 존재하되 모든 농가가 동일한 수준의 비효율성을 갖는 것으로 가정한 기본 SFA 모형이다. 반면, 모형 3은 비효율성 항의 평균과 분산에 외생변수를 포함하여, 농가 간 기술적 효율성의 이질적인 구조를 반영할 수 있도록 설계된 확장형 SFA 모형이다.

모형 1(OLS)과 모형 2(기초 SFA)는 주요 투입 요소에 대한 계수의 크기 및 통계적 유의성 측면에서 대체로 유사한 추정 결과를 보였다. 이는 두 모형이 동일한 생산함수 구조를 기반으로 하고 있으며, 모형 2가 기술적 비효율성을 고려하였음에도 불구하고 그 구조를 확일적으로 가정함으로써 기술효율성 반영의 폭이 제한되었기 때문으로 해석된다. 그러나 일부 변수에서는 양 모형 간 계수의 부호가 상반되는 결과가 나타났다. 구체적으로, 중간재 및 자본의 일차항, 자본의 이차항, 그리고 노동과 자본, 중간재와 자본, 토지와 보험 간 교차항에서 계수 부호가 반대로 추정되었다. 이는 기술적 비효율성을 균일하게 적용할 경우, 특정 투입 요소의 산출 기여도가 과대 혹은 과소 추정되어 구조적 왜곡이 발생할 수 있음을 시사한다.

반면, 모형 3(확장형 SFA)은 비효율성 항의 평균 및 분산에 외생변수를 도입함으로써 농가 간 이질적인 효율성 구조를 반영하도록 설계되었으며, 이에 따라 계수의 방향성과 통계적 유의성 수준에서 기존 모형들과 차이를 보였다. 이는 생산함수 항과 비효율성 항을 구조적으로 분리함으로써, 각 투입 요소가 산출량 자체에 미치는 효과와 동일한 투입 하에서의 효율성 향상 효과를 명확히 구분할 수 있도록 한 모형의 구조적 특성에서 기인한다. 예컨대, 자본의 일차항은 여전히 통계적으로 유의하지 않지만, 자본의 이차항은 유의미한 양(+)의 계수로 추정되어 자본투입의 한계효과가 비선형적으로 증가함을 시사한다. 또한 노동, 중간재, 보험의 일차항 계수 역시 모형 1과 모형 2와 비교해 변화하였고, 일부는 유의하게 추정되어 비효율성의 이질성이 이들 변수의 생산성 기여도에 영향을 주었음을 나타낸다.

SFA 모형에서는 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)을 적절히 반영하는 것이 모형의 일관성과 추정 결과의 타당성을 확보하는 데 핵심적이다. 일반적인 오차항의 경우 이분산성이 존재하더라도 계수 추정은 대체로 일관성을 유지할 수 있으나, 절편항은 하향 편향될 가능성이 있으며, 기술효율성 추정치에는 왜곡이 발생할 수 있다. 특히, 비효율성 항이 이분산적 구조를 가질 경우, 이를 무시하면 생산함수 계수의 전반이 구조적으로 편향되거나 추정의 일관성이 손상될 수도 있다(Wang & Schmidt, 2002; Kumbhakar & Lovell, 2003). 이러한 점을 고려할 때, 외생변수를 비효율성 항의 평균과 분산에 포함한 모형 3은 기술적 비효율성의 이질성과 오차 구조의 복잡성을 동시에 반영한 분석 틀로서, 이론적 정합성과 실증적 설명력을 갖춘 모형으로 평가될 수 있다.

수식 (3)에 포함된 시간 변수는 분석 기간 과수 부문에 공통으로 작용한 기술변화 또는 산출 수준 추세를 포착하기 위한 변수이다. 추정 결과, 시간 변수의 계수는 세 모형 모두에서 양(+)의 값으로 통계적으로 유의하게 나타나, 분석 기간 동안 전반적인 산출 수준 향상이 지속되었음을 시사한다. 특히 비효율성과 이질성을 통제한 모형 3에서 시간 효과의 크기가 가장 크게 추정된 점은, 기술변화의 영향이 농

가 간 효율성 차이와 구분되어 보다 명확히 식별되었음을 의미한다.

지역 터미 변수⁷⁾ 분석 결과, 기준 지역인 제주에 비해 중부 및 남부 지역은 세 모형(모형 1, 2, 3) 모두에서 유의한 음(-)의 계수를 나타냈다. 반면, 북부 지역은 양(+)의 계수를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 농가의 지역별 산출 수준 격차가 일정 수준 존재함을 시사하여, 특히 중부 및 남부 지역은 제주보다 낮은 산출 수준을 보이고 있음을 보여준다.

한편, 농작물재해보험 변수와 주요 생산요소 간의 상호작용 항은 농작물 재해보험료 지출 수준이 자원 투입 방식에 미치는 영향을 평가하기 위해 포함되었다. 모형 3의 추정 결과에 따르면, 중간재와 보험료 간 교차항($\beta_{\text{중간재, 보험}}$)의 계수는 -0.007로 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타내어, 농가의 농작물 재해보험료 지출 증가가 중간재 투입 수준을 상대적으로 감소 또는 조정과 연관될 가능성이 있음을 보여준다. 반면, 자본 및 노동과 재해보험 간 상호작용 항($\beta_{\text{노동, 보험}}, \beta_{\text{자본, 보험}}$) 계수는 각각 -0.002로 추정되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 토지와 보험 간 교차항($\beta_{\text{토지, 보험}}$) 계수는 0.002로 양의 값을 보였지만 역시 유의하지 않았다. 이러한 결과는 농작물재해보험이 투입 요소 중 특히 중간재 활용 방식에 영향을 미치며, 농작물 재해보험료 지출 수준이 높은 농가에서는 일부 생산요소의 투입 강도가 감소하는 경향이 관측될 수 있음을 시사한다. 나아가, 농작물 재해보험료라는 가격 신호가 자원의 배분 및 생산 전략에 영향을 미치며, 특히 토지 및 노동과 같은 요소에 대해 차별적인 조정 메커니즘을 유발할 가능성이 있음을 암시한다.

표 2. 초월대수(Translog) 생산함수 추정 결과

구분 변수	모형 1 (비효율성 미고려 모형, OLS)			모형 2 (비효율성 고려 모형, SFA)			모형 3 (효율성 및 이질성 고려 모형, SFA)		
	계수	표준 오차	P-값	계수	표준 오차	P-값	계수	표준 오차	P-값
$\beta_{\text{토지}}$	0.066	0.187	0.723	0.075	0.250	0.766	0.182	0.234	0.438
$\beta_{\text{노동}}$	1.537***	0.174	0.000	1.661***	0.239	0.000	1.182***	0.199	0.000
$\beta_{\text{중간재}}$	-0.150	0.199	0.450	0.106	0.282	0.707	0.117	0.258	0.650
$\beta_{\text{자본}}$	0.004	0.247	0.989	-0.163	0.348	0.640	-0.475*	0.284	0.094
$\beta_{\text{토지, 토지}}$	0.003	0.009	0.713	0.001	0.012	0.925	-0.016	0.011	0.154
$\beta_{\text{노동, 노동}}$	0.227***	0.009	0.000	0.229***	0.014	0.000	0.166***	0.011	0.000
$\beta_{\text{중간재, 중간재}}$	0.111***	0.012	0.000	0.121***	0.018	0.000	0.087***	0.015	0.000
$\beta_{\text{자본, 자본}}$	-0.020	0.015	0.200	0.016	0.027	0.550	0.045**	0.022	0.041
$\beta_{\text{토지, 노동}}$	-0.003	0.009	0.696	-0.011	0.014	0.429	-0.015*	0.009	0.102
$\beta_{\text{토지, 중간재}}$	-0.020*	0.009	0.031	-0.016	0.014	0.248	0.001	0.011	0.943
$\beta_{\text{토지, 자본}}$	0.017	0.010	0.110	0.017	0.015	0.266	0.005	0.013	0.724
$\beta_{\text{노동, 중간재}}$	-0.179***	0.009	0.000	-0.177***	0.016	0.000	-0.119***	0.012	0.000
$\beta_{\text{노동, 자본}}$	0.003	0.009	0.743	-0.004	0.015	0.807	-0.004	0.012	0.712
$\beta_{\text{중간재, 자본}}$	0.021*	0.011	0.056	-0.006	0.019	0.753	-0.014	0.016	0.372

7) 지역 터미 변수는 행정구역을 기준으로 4개 권역으로 구분하였다. 북부 지역은 서울특별시·인천광역시·경기도, 중부 지역은 강원특별자치도·대전광역시·세종특별자치시·충청북도·충청남도, 남부 지역은 광주광역시·전북특별자치도·전라남도·부산광역시·대구광역시·울산광역시·경상북도·경상남도, 제주 지역은 제주특별자치도를 포함한다.

(계속)

구분	모형 1 (비효율성 미고려 모형, OLS)			모형 2 (비효율성 고려 모형, SFA)			모형 3 (효율성 및 이질성 고려 모형, SFA)		
	계수	표준 오차	P-값	계수	표준 오차	P-값	계수	표준 오차	P-값
$\beta_{\text{보험}}$	0.056*	0.033	0.087	0.041	0.038	0.275	0.131**	0.059	0.028
$\beta_{\text{보험,보험}}$	0.003**	0.001	0.013	0.003**	0.002	0.032	0.011***	0.001	0.000
$\beta_{\text{토지,보험}}$	-0.001	0.002	0.888	0.001	0.002	0.997	0.002	0.002	0.294
$\beta_{\text{노동,보험}}$	0.001	0.001	0.701	0.001	0.002	0.861	-0.002	0.001	0.110
$\beta_{\text{중간재,보험}}$	-0.008***	0.002	0.000	-0.007***	0.002	0.004	-0.007***	0.002	0.000
$\beta_{\text{자본,보험}}$	0.003	0.002	0.147	0.002	0.002	0.363	-0.002	0.002	0.327
시간	0.008***	0.002	0.000	0.011***	0.002	0.000	0.029***	0.002	0.000
지역(북부)	0.033	0.038	0.387	0.041	0.061	0.495	0.054	0.057	0.338
지역(중부)	-0.180***	0.025	0.000	-0.207***	0.035	0.000	-0.164***	0.033	0.000
지역(남부)	-0.186***	0.022	0.000	-0.209***	0.033	0.000	-0.143***	0.030	0.000
상수항	5.840**	2.644	0.027	5.317	3.280	0.105	10.778***	3.125	0.001
R-squared	0.6717			-			-		
F-test	467.44			-			-		
Log-likelihood	-			-4,796.51			-4,013.61		
Wald χ^2 (df=24)	-			5,686.69 ***			2,829.71 ***		

주 1) 모형 2와 3은 Stochastic Frontier Analysis(SFA) 기반으로, 비효율성 항은 truncated-normal 분포를 따르며, 모형 3에서는 비효율성의 이질성을 설명하기 위해 μ 와 σ_u 함수에 설명 변수를 포함하였다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

3) Log-likelihood 결과는 log pseudolikelihood이다.

자료: 저자 작성.

한편, 주요 생산요소에 대한 산출 탄력성(output elasticity)도 추정하였다. 초월대수 생산함수의 구조적 특성상, 산출 탄력성은 각 변수 계수들의 비선형 결합으로 계산되므로, 개별 계수의 유의성과는 별개로 종합적인 해석이 요구된다. <표 3>은 이 연구의 핵심 모형인 <모형 3>을 기반으로 주요 생산 요소별 산출 탄력성, 규모수익>Returns to Scale: RTS), 기술효율성(Technical Efficiency: TE)의 평균값을 제시한다.

분석 결과, 중간재 투입이 가장 높은 산출 탄력성을 나타내 농업생산에서 핵심적인 생산요소로 기능하고 있음을 확인하였다. 구체적으로 중간재의 산출 탄력성은 0.385로 추정되었으며, 이는 기술적 비효율성과 농가 간 효율성 이질성을 통제한 모형에서도 비료, 종자, 농약 등 생산 과정에 직접적으로 투입되는 중간재가 산출 증대에 가장 큰 기여를 하고 있음을 시사한다. 그다음으로 노동 투입 산출 탄력성은 0.363으로 높게 나타났으며, 이는 과수 생산이 여전히 노동 집약적인 특성을 지니고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 과수 생산에서 중간재의 적절한 사용이 생산성 확보의 핵심 요인인 동시에, 노동 투입 역시 중요한 보완적 역할을 수행하고 있음을 의미한다. 반면, 자본의 산출 탄력성은 모형 3에서 0.145로 추정되어 노동과 중간재보다 상대적으로 낮은 탄력성을 나타냈다. 이는 분석 대상 농가에서 자본투입의 한계 생산성이 상대적으로 낮거나, 기존 자본이 이미 일정 수준 이상 축적되어 추가 투입에 따른 산출 증가 효과가 제한적일 가능성이 있다. 토지의 산출 탄력성은 생산요소 중 가장 낮게 나타났으

며, 이는 단기적으로 토지면적의 조정 가능성이 제한적이고, 토지 자체보다는 노동·중간재와 같은 가변적 투입 요소를 통해 산출이 조정되는 농업생산 구조의 특성을 반영한 결과로 해석할 수 있다. 토지, 노동, 자본, 중간재 등 요소별 산출 탄력성 추정치는 유의수준 1% 내외에서 통계적으로 유의하였다. 한편, 농작물 재해보험 변수의 산출 탄력성은 모형 3에서 0.044(P -값=0.061)로 추정되어 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 이는 농작물 재해보험료 수준이 농가 산출에 미치는 영향은 제한적이나 긍정적인 방향, 즉 보험이 위험관리나 투입 의사결정에 영향을 끼쳐 산출 수준을 높이는 간접 요인으로 작용할 수 있음을 의미한다.

마지막으로 기술효율성(TE)의 평균은 모형 3에서 0.41로 추정되었으며, 이는 분석 대상 과수농가가 잠재적 생산 가능 수준 대비 약 41% 수준의 효율성으로 생산하고 있음을 의미한다. <그림 1>의 과수농가의 기술효율성 분포를 살펴보면, 다수의 농가가 낮은 효율성 구간에 집중되어 있고, 효율성 값이 0.2~0.6 범위에 넓게 분산된 비대칭적 분포 형태를 보인다. 이러한 분포 특성은 일부 고효율 과수농가가 존재함에도 불구하고, 전체적으로 기술적 비효율성이 높은 농가 비중이 크다는 점을 의미하며, 이로 인해 평균 기술효율성이 비교적 낮게 추정된 결과를 뒷받침한다. 이와 같은 결과는 과수 농업이 지닌 생산 구조적 특성과 밀접하게 연관된다. 과수 재배는 다년생 작물이라는 특성상 수목의 수령, 수형 관리, 과원 조성 시점에 따라 산출 수준이 크게 좌우되며, 동일한 투입 수준에서도 수확량과 품질의 편차가 크게 발생할 수 있다. 또한 기상 조건, 개화기·결실기 기후 변동, 병해충 발생, 수확 전 낙과 등 자연적 요인에 대한 노출도가 높아 생산 불확실성이 상대적으로 크다. 이러한 요인들은 단기적인 투입 조정을 통해 산출을 안정적으로 통제하기 어렵게 만들며, 확률적 생산함수 모형에서는 기술적 비효율성 항으로 흡수되어 기술효율성을 낮추는 방향으로 작용했을 가능성이 있다.

규모수익 분석은 생산요소로 토지, 노동, 자본, 중간재를 포함한 경우의 규모수익과 여기에 보험 변수를 추가로 포함한 규모수익을 구분하여 제시하였다. 일반적으로 규모수익 분석은 토지, 노동, 자본, 중간재와 같은 물리적 생산요소의 산출 탄력성을 합산하여 농업생산 기술 자체의 규모수익 특성을 파악하는 데 목적이 있다. 이에 따라 본 연구에서도 우선 전통적인 생산요소만을 포함한 규모수익을 산출하였다. 다만 농작물재해보험은 물리적 투입 요소는 아니지만, 생산자의 위험 노출을 완화하고 위험회피 성향을 감소시킴으로써 투입 요소 사용 및 영농 의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 즉 농작물 재해보험료 지출 수준은 생산 과정에 간접적으로 개입하여 투입 수준과 결합 방식을 변화시킬 가능성이 있으므로, 본 연구에서는 보험 변수를 준생산요소(quasi-input)로 간주하여 규모수익 산출에 포함하였다. 분석 결과, 보험을 포함하지 않았을 경우 모형 3에서 규모수익이 0.933으로 1 미만의 값을 보여, 생산요소의 비례적 증가에 대해 산출이 그보다 낮을 비율로 증가하는 수익 체감 상태(Decreasing Returns to Scale: DRS)에 있는 것으로 산출되었다. 하지만 농작물 재해보험료 변수를 포함하면, 모형 3에서 추정된 규모수익(RTS)은 1과 근접하게 추정되어, 생산 기술이 대체로 규모 수익 불변(Constant Returns to Scale: CRS)에 가까운 특성을 갖는 것으로 해석된다. 이는 보험 변수를 포함할 경우, 위험

완화에 따른 투입 의사결정 변화가 생산함수에서 관측되는 규모수의 특성을 1에 가깝게 만드는 방향으로 나타났음을 의미한다.

표 3. 농가의 생산 요소별 산출 추정치, RTS 및 기술효율성 추정 결과

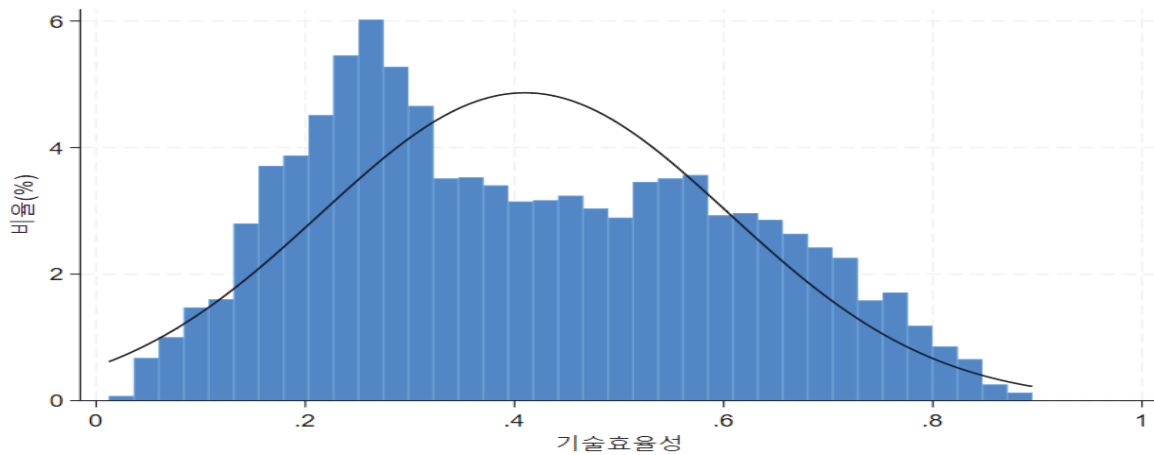
구분	모형 3 (효율성 및 이질성 고려 모형, SFA)		
	추정치	표준오차	p-값
생산요소			
토지	0.041***	0.013	0.002
노동	0.363***	0.018	0.000
자본	0.145***	0.016	0.000
중간재	0.385***	0.014	0.000
보험	0.044*	0.027	0.061
규모수익(RTS, 보험 미포함)	0.933***	0.024	0.000
규모수익(RTS, 보험 포함)	0.976	0.032	0.613
기술효율성	0.4100		

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

2) RTS(보험 미포함)는 토지, 노동, 자본, 중간재의 산출 탄력성 합으로 산출하였고, RTS(보험 포함)는 보험 변수를 추가하여 산출하였음. RTS 귀무가설은 RTS는 CRS ($H_0 : RTS = 1$)이다.

자료: 저자 작성.

그림 1. 과수농가의 기술효율성 분포



자료: 저자 작성.

모형 3을 기반으로 기술적 비효율성의 평균 및 분산에 영향을 미치는 설명 변수의 한계효과(Marginal Effect)를 추정한 결과는 <표 4>에 제시하였다.⁸⁾ 본 분석은 Wang(2002)의 절단정규분포(censored-normal) 기반 SFA 모형을 바탕으로, 비효율성의 평균과 분산을 외생변수의 함수로 설정하고, 각 변수의 영향을 보다 명확히 파악하기 위해 무조건부 한계효과(unconditional marginal

⁸⁾ 한계효과는 부트스트랩 방식(15,000회 반복)을 통해 추정한 결과이다.

effects)를 추정하였다. 한계효과에 대한 신뢰구간은 정규 근사(Normal), 백분위수(Percentile), 편향 보정(Bias Corrected: BC) 방식으로 산출하였고, 분포 비대칭성 보정에 강점을 가진 BC 신뢰구간을 중심으로 해석하였다.⁹⁾

분석 결과, 농작물 재해보험료는 기술적 비효율성의 평균에 대해 양(+의 한계효과(0.0472))를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 계수의 부호만을 기준으로 결과를 해석할 경우, 이는 농작물 재해보험료 수준의 증가가 경영 위험을 완화함으로써 농가의 위험 회피 성향을 완화하거나, 경영 긴장도를 낮추어 기술적 비효율성이 평균적으로 증가할 수 있음을 의미한다. 다만 해당 효과는 통계적으로 유의하지 않아, 보험이 개별 농가의 평균 효율성 수준을 저해한다고 단정하기는 어렵다. 반면, 비효율성 분산에 대해서는 농작물 재해보험료 계수가 음(-)의 값으로 유의하게 추정(-0.0066)되었으며, 이는 보험이 소득 및 생산의 불확실성을 완화하여 농가 간 효율성 변동성을 축소하고, 극단적으로 비효율적인 상태에 놓일 위험을 완화하는 방향으로 작용했을 가능성을 보여준다. 즉, 보험은 일부 농가에서 도덕적 해이로 인한 효율성 저하 가능성을 내포하고 있음에도 불구하고, 극단적으로 비효율적인 상태에 놓일 위험을 완화함으로써 전체 농가 집단의 효율성 분포를 안정화하는 역할을 수행하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 농작물재해보험은 개별 농가의 평균적인 노력 수준을 직접적으로 제고하기보다는, 효율성 분포의 변동성을 줄여 생산활동의 안정성과 투입 의사결정의 일관성을 높이는 역할을 수행한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 보험 변수를 준요소로 포함했을 때 규모수익 특성이 수익 체감 상태에서 규모수익 불변 상태로 전환된 앞선 분석 결과와도 정합적인 결과로 볼 수 있다.

경영주 연령의 기술적 비효율성 평균에 대한 한계효과는 60~69세에서 0.1792, 70세 이상은 0.3085로 모두 통계적으로 유의한 양(+의 한계효과)를 보였다. 특히 고령 경영주일수록 기술적 비효율성이 유의하게 증가할 가능성이 크다는 점을 시사한다. 또한, 기술적 비효율성의 분산에 대해서도 두 연령대 모두 유의한 양(+의 효과가 관측되었으며, 60~69세는 0.1052(BC 신뢰구간 [0.0500, 0.1706]), 70세 이상은 0.1037(BC 신뢰구간 [0.0422, 0.1759])로 나타났다. 이러한 결과는 고령 경영주일수록 기술적 비효율성이 크고 변동성 또한 높은 경영 행태를 보일 가능성을 시사한다.

경영주 교육 수준은 기술적 비효율성의 평균에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았으나, 분산에 대해서는 중등 교육(중학교 졸업자, 0.1270), 고졸 이상(0.2241)에서 모두 유의한 양(+의 효과가 확인되었다. 이는 교육 수준이 높을수록 평균적인 효율성이 반드시 개선되지는 않더라도, 경영 방식이나 전략 선택의 다양성으로 인해 효율성의 불확실성이 확대될 수 있음을 의미한다.

가구원 수에 대한 기술적 비효율성 평균의 한계효과는 -0.0391로 추정되었고, 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 보였으며, 이는 가족 구성원이 많은 농가일수록 노동 투입의 유연성이나 내부 인적자원 활용을 통해 보다 효율적인 생산 구조를 가질 가능성이 있음을 시사한다. 다만, 분산에 대한 영향은 통

⁹⁾ 본 분석은 Kumbhakar et al.(2015)에서 제시된 STATA user-written command를 이용하여 분석하였다. 통계적 유의성에 대한 분석 결과는 95% 신뢰구간을 제시한다.

계적으로 유의하지 않았다. 부채비율은 기술적 비효율성 평균에 대한 한계효과는 -0.0007로 음의 효과를 보였으나, 그 크기는 미미하였고, 분산에 대한 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 마지막으로, 농업 보조금 비율과 농외소득 비율은 기술적 비효율성의 평균 및 분산 모두에 대해 유의한 양(+)의 한계 효과를 보였다. 농업 보조금 비율의 평균 효과는 0.0183, 분산은 0.0025로 나타났다. 농외소득 비율의 경우, 평균에 대해 0.0080, 분산에 대해 0.0021로 추정되었다. 이는 외부 소득원에 대한 의존도가 높을수록 경영의 집중도나 효율성이 저하되고, 효율성의 변동성 또한 증가할 수 있음을 시사한다. 또한 농지 규모 더미 분석 결과, 1ha 미만을 기준으로 할 때 1~3ha 및 3ha 이상 농가는 기술적 비효율성의 평균과 분산 모두에서 유의한 음(-)의 한계효과를 보였다. 이는 농지 규모가 클수록 평균적인 기술적 비효율성이 낮아지고, 농가 간 효율성의 변동성 또한 완화되는 경향이 있음을 의미하며, 규모의 경제와 경영 구조의 안정성이 기술적 효율성 개선에 기여할 가능성을 시사한다.

표 4. 비효율성 결정요인에 대한 한계효과 (부트스트랩 추정 결과)

변수	한계효과	표준오차	P 신뢰구간 (95%)	BC 신뢰구간 (95%)
$\partial E(u_i) / \partial z_{ik}$				
농작물 재해보험료	0.0472	0.0339	[-0.0224, 0.0889]	[-0.0111, 0.1080]
경영주 연령 (60~69세)	0.1792	0.0222	[0.1415, 0.2275]	[0.1362, 0.2212]
경영주 연령 (70세 이상)	0.3085	0.0249	[0.2625, 0.3611]	[0.2588, 0.3580]
경영주 교육 수준 (중등 과정)	0.0179	0.0488	[-0.0478, 0.1459]	[-0.0611, 0.1138]
경영주 교육 수준 (고졸 이상)	0.0362	0.0530	[-0.0365, 0.1738]	[-0.0533, 0.1369]
가구원 수	-0.0391	0.0116	[-0.0689, -0.0229]	[-0.0574, -0.0177]
부채비율	-0.0007	0.0332	[-0.0015, -0.0002]	[-0.0013, -0.0001]
농업 보조금 비율	0.0183	0.0012	[0.0156, 0.0202]	[0.0163, 0.0209]
농외소득 비율	0.0080	0.0006	[0.0070, 0.0091]	[0.0069, 0.0090]
농지 규모 (1~3ha)	-0.2313	0.0209	[-0.2722, -0.1885]	[-0.2747, -0.1919]
농지 규모 (3ha 이상)	-0.2913	0.0308	[-0.3561, -0.2337]	[-0.3504, -0.2284]
$\partial V(u_i) / \partial z_{ik}$				
농작물 재해보험료	-0.0066	0.0025	[-0.0124, -0.0029]	[-0.0102, -0.0006]
경영주 연령 (60~69세)	0.1052	0.0306	[0.0477, 0.1666]	[0.0500, 0.1706]
경영주 연령 (70세 이상)	0.1037	0.0345	[0.0424, 0.1761]	[0.0422, 0.1759]
경영주 교육 수준 (중등 과정)	0.1270	0.0626	[0.0488, 0.3005]	[0.0475, 0.2885]
경영주 교육 수준 (고졸 이상)	0.2241	0.0642	[0.1396, 0.3965]	[0.1415, 0.4103]
가구원 수	0.0058	0.0104	[-0.0121, 0.0278]	[-0.0183, 0.0237]
부채비율	-0.0005	0.0004	[-0.0017, 0.0001]	[-0.0014, 0.0001]
농업 보조금 비율	0.0025	0.0006	[0.001387, 0.0036]	[0.0012, 0.0035]
농외소득 비율	0.0021	0.0005	[0.0011, 0.0029]	[0.0011, 0.0030]
농지 규모 (1~3ha)	-0.0882	0.0204	[-0.1327, -0.0508]	[-0.1261, -0.0465]
농지 규모 (3ha 이상)	-0.0624	0.0307	[-0.1347, -0.0148]	[-0.1214, -0.0049]

주: P 신뢰구간(95%)은 백분위 기반(percentile) 95% 신뢰구간이고, BC 신뢰구간(95%)은 편향 보정(bias-corrected) 방식의 95%이다.

자료: 저자 작성.

5. 요약 및 시사점

본 연구에서는 농작물재해보험이 과수농가의 생산요소 투입과 산출 간의 관계를 변화시킬 수 있다는 점에 주목하여, 재해보험 변수를 생산함수에 포함한 확률적 프론티어 분석(SFA) 모형으로 산출 수준과 기술효율성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 추정 결과, 농작물재해보험 가입 농가는 비가입 농가에 비해 상대적으로 높은 산출 수준을 보였으며, 이는 보험이 기상·재해로 인한 경영 불확실성을 완화함으로써 농가의 생산활동 참여와 투입활용의 적극성을 높이고, 그 결과 산출 증가로 이어지는 경로가 작동했음을 시사한다.

한편, 농업재해보험과 중간재 간의 교차항은 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되었다. 이는 보험 가입이 중간재 투입의 감소 또는 조정을 유발할 가능성을 의미하며, 두 가지 상이한 경제적 해석을 가능하게 한다. 첫째, 재해보험으로 인해 손실 위험이 완충되면서 농가가 비료·농약 등 중간재 관리에 투입 하던 노력을 축소하는 도덕적 해이가 나타났을 가능성이 있다. 실제로 선행 연구에서도 농업재해보험이 노동 투입 및 관리 노력 감소와 같은 행태적 반응을 유발한다는 결과가 보고된 바 있으며, 본 연구의 추정 결과 역시 이러한 맥락과 부합한다. 둘째, 보다 긍정적인 관점에서는 보험을 통해 불확실성이 낮아지면서 농가가 기존에 유지하던 과도한 안전마진적 중간재 투입을 합리적인 수준으로 조정할 결과로도 해석할 수 있다. 즉, 보험이 비효율적 과투입을 완화하는 방향으로 작용했을 가능성 또한 배제할 수 없다. 이에 비해 자본 및 노동과 보험 변수의 상호작용 항은 음(-)의 계수, 토지와 보험 변수의 교차항은 양의(+) 계수로 추정되었으나 모두 통계적으로 유의하지 않아, 농업재해보험이 이러한 생산요소의 활용구조를 체계적으로 변화시키는 영향은 뚜렷하게 관찰되지 않았다.

기술효율성 분석에서는 재해보험이 비효율성의 평균에는 양(+)의 효과를, 비효율성의 분산에는 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는 보험 가입이 평균적으로는 경영 긴장도나 관리 노력을 낮추어 비효율성 증가로 이어질 가능성을 내포하는 동시에, 경영환경의 불확실성을 완화함으로써 농가 간 효율성 수준의 이질성을 감소시키는 안정화 효과도 함께 발생함을 의미한다. 다시 말해, 농업재해보험은 기술효율성의 절대적 수준과 상대적 안정성 사이에서 상충 관계를 형성하는 이중적 구조를 갖고 있으며, 이는 보험제도의 경제적 효과가 단일 방향이 아니라 복합적임을 보여준다.

종합하면, 농업재해보험은 농가의 경영 안정성 제고, 소득 변동성 완화, 효율성 분산 축소 등 정책목표 달성에 기여하는 긍정적 효과를 가지는 동시에, 일부 투입 요소 관리 감소와 같은 도덕적 해이에 따른 비효율성 증가 가능성도 내포하는 이중적 특성을 보인다. 이러한 결과는 농업재해보험이 위험관리 기능을 수행하는 과정에서 투입 관리 유인이 약화되지 않도록, 자기부담비율 조정, 보상체계 개선, 투입 관리와 연계한 보험 설계 등 제도적 보완이 필요함을 시사한다.

한편, 본 연구는 농작물재해보험 보험료가 농가 특성, 재해위험, 제도 설계 등 다양한 요인에 의해 결정될 수 있다는 점에서 잠재적인 내생성 문제를 완전히 해소하지는 못한다. 본 연구에서는 확률적 프론

티어 분석을 통해 관측 불가능한 비효율성을 구조적으로 분리하고, 생산함수의 교차항과 비효율성 방정식을 활용하여 보험의 행태적 효과를 간접적으로 식별하고자 하였으나, 이는 인과적 효과를 엄밀히 식별하기 위한 완전한 식별 전략을 대체하는 것은 아니다. 따라서 추정 결과는 조건부 상관관계로 해석되어야 하며, 향후에는 제도 변화, 외생적 정책 충격, 도구 변수 또는 자연 실험 등을 활용한 분석을 통해 재해보험의 인과적 효과를 보다 정밀하게 규명할 필요가 있다.

나아가 정책적 산출물을 '과수 산출 가치 증가'로, 정책 비용을 '정부 지원분을 포함한 보험료 총액'으로 정의할 경우, 본 연구의 추정 결과는 투입 대비 산출을 비교하는 성과평가 틀로 확장될 수 있다. 예를 들어, 보험료에 대한 산출 탄력성 추정치와 보험료 정부 지원 비율을 결합하면, 재해보험 제도의 편익-비용 구조를 계량적으로 평가하는 것이 가능하다. 다만 이러한 성과평가는 엄밀한 인과 추정과 더불어 추가적인 가정 설정 및 보조 자료의 결합이 필요하므로, 본 연구의 분석 범위를 넘어서는 향후 과제로 남겨둔다. 또한, 농가경제조사 자료가 과수 부문 전체를 통합한 단위로 구축되어 있어 품목별, 숙기별, 재배 방식별 이질성을 세밀하게 반영하지 못한 한계가 있다. 따라서 향후 개별 품목이나 재배 유형에 특화된 세분화된 미시 자료가 확보된다면, 이를 활용한 비교 분석을 통해 농업재해보험의 효과를 보다 정교하게 규명할 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

- 국가데이터처. (2024). 농가경제조사 마이크로데이터 (2003-2023) [데이터셋]. 마이크로데이터 통합서비스(MDIS).
<https://mdis.kostat.go.kr>. 검색일: 2026. 1. 12.
- 남경수, 안병일. (2022). 농작물재해보험 가입이 생산요소 투입량 및 농가 수익에 미치는 영향. *농업경영·정책연구*, 49(2), 157-190. <http://dx.doi.org/10.30805/KJAMP.2022.49.2.157>
- 농림축산식품부. (2024). 2024년 농업보험 운영실적 및 2025년 농업보험 운영계획 인포그래픽.
<https://www.mafra.go.kr/bbs/home/795/573166/artclView.do>. 검색일: 2026. 1. 12.
- 농업정책보험금융원. (2025). 농작물재해보험 주요지표: 가입현황 및 품목 수.
<https://www.apfs.kr/front/contents/sub.do?contId=133&menuId=5365>. 검색일: 2026. 1. 12.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Babcock, B. A. & Hennessy, D. A. (1996). Input demand under yield and revenue insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2), 416-427. <https://doi.org/10.2307/1243713>
- Cai, J. (2016). The impact of insurance provision on household production and financial decisions. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(2), 44-88. <https://doi.org/10.1257/pol.20130371>
- Cornaggia, J. (2013). Does risk management matter? Evidence from the US agricultural industry. *Journal of Financial Economics*, 109(2), 419-440. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1314439>
- Diewert, W. E. (1978). Optimal tax perturbations. *Journal of Public Economics*, 10(2), 139-177.
[https://doi.org/10.1016/0047-2727\(78\)90034-8](https://doi.org/10.1016/0047-2727(78)90034-8)
- Goodwin, B. K. & Smith, V. H. (2003). An ex post evaluation of the conservation reserve, federal crop insurance, and other government programs: program participation and soil erosion. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(2), 201-216. <https://www.jstor.org/stable/40987182>
- Goodwin, B. K., Vandever, M. L. & Deal, J. L. (2004). An empirical analysis of acreage effects of participation in the federal crop insurance program. *American journal of agricultural economics*, 86(4), 1058-1077. <https://doi.org/10.1111/j.0002-9092.2004.00653.x>
- Horowitz, J. K. & Lichtenberg, E. (1993). Insurance, moral hazard, and chemical use in agriculture. *American journal of agricultural economics*, 75(4), 926-935. <https://doi.org/10.2307/1243980>
- Kirkley, J., Squires, D. & Strand, I. (1995). Assessing technical efficiency in commercial fisheries: The mid-Atlantic sea scallop fishery. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(3), 686-697.
<https://doi.org/10.2307/1243235>
- Kumbhakar, S. C. & Lovell, C. K. (2003). Stochastic frontier analysis. Cambridge university press.
<https://doi.org/10.1017/cbo9781139174411>
- Kumbhakar, S. C., Parmeter, C. F. & Tsionas, E. G. (2015). A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139342070>
- Meeusen, W. & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435-444.
<https://doi.org/10.2307/2525757>
- Quiggin, J., Karagiannis, G. & Stanton, J. (1994). Crop insurance and crop production: an empirical study of moral hazard and adverse selection. In *Economics of agricultural crop insurance: theory and evidence*, 253-272. Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-011-1386-1_9
- Ramaswami, B. (1992). Production risk and optimal input decisions. *American Journal of Agricultural Economics*, 74(4), 860-869. <https://doi.org/10.2307/1243183>

- Roll, K. H. (2019). Moral hazard: the effect of insurance on risk and efficiency. *Agricultural Economics*, 50(3), 367-375. <https://doi.org/10.1111/agec.12490>
- Russo, S., Caracciolo, F. & Salvioni, C. (2022). Effects of insurance adoption and risk aversion on agricultural production and technical efficiency: A panel analysis for Italian grape growers. *Economies*, 10(1), 20. <https://doi.org/10.3390/economies10010020>
- Sherrick, B. J., Barry, P. J., Ellinger, P. N. & Schnitkey, G. D. (2004). Factors influencing farmers' crop insurance decisions. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1), 103-114. <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00565.x>
- Smith, V. H. & Goodwin, B. K. (1996). Crop insurance, moral hazard, and agricultural chemical use. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2), 428-438. <https://doi.org/10.2307/1243714>
- Wang, H. J. (2002). Heteroscedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model. *Journal of Productivity Analysis*, 18(3), 241-253. <https://doi.org/10.1023/A:1020638827640>
- Wang, H. J. & Schmidt, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18(2), 129-144. <https://doi.org/10.1023/A:1016565719882>
- Wu, S., Goodwin, B. K. & Coble, K. (2020). Moral hazard and subsidized crop insurance. *Agricultural Economics*, 51(1), 131-142. <https://doi.org/10.1111/agec.12545>

부록

부표 1. 농가의 생산 관련 변수의 기초통계량

변수	관측 수(농가)	경영주 연령	가구원 수	부채비율 (%)	농업 보조금 비율 (%)	교육 수준	농지 규모 (ha)
2003	230	2.16 (0.73)	2.81 (1.13)	- -	0.03 (0.09)	2.30 (0.58)	4.17 (1.72)
2004	243	2.18 (0.76)	2.82 (1.16)	- -	0.02 (0.07)	2.25 (0.56)	4.22 (1.77)
2005	258	2.18 (0.76)	2.84 (1.22)	- -	0.05 (0.12)	2.25 (0.55)	4.22 (1.73)
2006	265	2.23 (0.78)	2.73 (1.14)	- -	0.03 (0.08)	2.23 (0.55)	4.23 (1.77)
2007	272	2.01 (0.78)	2.68 (1.09)	- -	0.03 (0.07)	2.26 (0.56)	4.23 (1.73)
2008	260	1.95 (0.80)	2.68 (1.03)	- -	0.03 (0.06)	2.29 (0.61)	3.99 (1.75)
2009	252	2.07 (0.80)	2.61 (0.96)	0.15 (0.32)	0.06 (0.09)	2.25 (0.63)	3.84 (1.81)
2010	277	2.10 (0.81)	2.60 (0.95)	0.15 (0.32)	0.05 (0.11)	2.29 (0.62)	3.83 (1.77)
2011	277	2.15 (0.80)	2.53 (0.93)	0.16 (0.36)	0.05 (0.09)	2.29 (0.62)	3.87 (1.83)
2012	260	2.22 (0.78)	2.48 (0.90)	0.13 (0.32)	0.04 (0.06)	2.33 (0.64)	3.75 (1.84)
2013	233	2.16 (0.77)	2.40 (0.80)	0.13 (0.25)	0.05 (0.07)	2.29 (0.63)	3.74 (1.80)
2014	254	2.19 (0.77)	2.38 (0.79)	0.13 (0.30)	0.05 (0.08)	2.26 (0.65)	3.59 (1.77)
2015	257	2.29 (0.75)	2.35 (0.76)	0.10 (0.21)	0.06 (0.09)	2.28 (0.64)	3.43 (1.70)
2016	262	2.31 (0.74)	2.32 (0.73)	0.11 (0.28)	0.07 (0.11)	2.34 (0.61)	3.47 (1.73)
2017	272	2.38 (0.72)	2.32 (0.73)	0.10 (0.26)	0.07 (0.12)	2.32 (0.61)	3.34 (1.70)
2018	284	2.25 (0.74)	2.32 (0.86)	0.07 (0.19)	0.08 (0.10)	2.46 (0.59)	3.22 (1.78)
2019	263	2.29 (0.72)	2.29 (0.80)	0.08 (0.25)	0.09 (0.11)	2.48 (0.60)	3.18 (1.67)
2020	274	2.37 (0.70)	2.29 (0.77)	0.07 (0.22)	0.16 (0.17)	2.48 (0.59)	3.11 (1.69)
2021	280	2.41 (0.70)	2.24 (0.70)	0.07 (0.21)	0.16 (0.16)	2.49 (0.59)	3.20 (1.73)
2022	285	2.42 (0.71)	2.24 (0.70)	0.08 (0.23)	0.17 (0.16)	2.49 (0.57)	3.26 (1.81)
2023	254	2.30 (0.74)	2.13 (0.68)	0.10 (0.23)	0.17 (0.16)	2.46 (0.56)	3.09 (1.76)
전체 평균	5,512	2.16 (0.78)	2.47 (0.93)	0.08 (0.23)	0.07 (0.12)	2.34 (0.60)	3.66 (1.80)

주 1) 교육 수준 변수는 가구주 최종학력을 기준으로 범주형 변수를 연속형 지표로 재분류하여 구성하였다. 구체적으로, 미취학·초등학교 중퇴·초등학교 휴학은 1, 초등학교 졸업부터 고등학교 재학까지는 2, 고등학교 졸업 이상(전문대·대학교·대학원 재학·수료·졸업 포함)은 3으로 설정하였다.

2) 경영주 연령은 50~59세를 1, 60~69세를 2, 70세 이상을 3으로 구분하여 연속형 변수로 구성하였다.

3) 가구원 수는 가구 규모에 따라 1인 가구는 1, 2인 가구는 2, 3인 가구는 3, 4인 가구는 4, 5인 가구는 5, 6인 이상 가구는 6으로 재분류하였다.

자료: 국가데이터처(2024), 마이크로데이터 통합서비스(MDIS).