www.krei.re.kr
eISSN 2713-9506
2024년 12월호

제47권 제4호 (통권 201호)

농촌경제

Journal of Rural Development

한국농촌경제연구원

KREI
한국농촌경제연구원

한국농촌경제연구원은 농림경제 및 농촌사회 발전에 관한 종합적인 조사, 연구를 통하여 농업정책 수립을 지원하고 국민경제 발전과 국민복지 증진에 이바지하기 위해 설립된 정부 출연 연구기관입니다.

제47권 제4호 (통권 201호)

농촌경제

Journal of
Rural Development

농촌경제는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다.

일반논문

원고 접수일: 2024년 8월 22일
원고 심사일: 2024년 9월 20일
심사 완료일: 2024년 12월 18일

제47권 제4호: 1~25 (2024. 12.)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.4.001

개별기업 자료를 이용한 식품제조업의 생산성 측정과 변화 요인 분해*

김성용**, 김나흔***, 조남욱****

차례

Keywords

식품제조업(Food manufacturing industry), 총요소생산성(Total factor productivity), 생산함수(Production function), 집계 생산성(Aggregate productivity), 요인 분해(Factor decomposition), 자원 재분배(Resource reallocation)

Abstract

이 논문은 식품제조업의 생산성을 분석하기 위해 기업 단위의 재무제표 패널자료로부터 부가가치 생산함수를 추정하여 개별기업별로 총요소생산성을 도출하였다. 분석 기간인 2001~2021년을 4개의 기간으로 구분하여 기업의 진입과 퇴출을 고려한 동태적인 관점에서 집계 생산성의 변화 요인을 4가지 요인(존속기업 생산성, 존속기업 간 자원 재분배 효과, 진입기업 생산성, 퇴출기업 생산성)으로 분해하였다. 분석 결과에 따르면 기업의 평균생산성이 향상함에도 2021년 집계 생산성은 2001년 수준에는 못 미쳤다. 식품제조업을 10개 산업으로 분류할 때 기타식품제조업과 육가공산업에서 생산성 수준과 성장률이 상대적으로 높았다. 생산성 변화의 동적 분해에 따르면 개별기업의 생산성 향상에 못지않게(어느 기간에는 그 이상으로) 기업의 순진입효과를 높이는 것이 집계 생산성 향상에 중요한 것으로 나타났다. 2016년 이후로 집계 생산성 향상에 미치는 자원 재분배의 효과는 작아질 뿐만 아니라 부(-)의 효과를 보였다. 식품제조업의 생산성 향상을 위해서는 진입 및 퇴출 장벽을 없애 식품제조업의 시장 생태계를 더욱 경쟁적으로 만들 필요가 있다. 이와 함께 존속기업의 생산성을 높이기 위한 대책으로 R&D 지원이나 중소업체가 선도 기술을 빠르게 습득하도록 하는 기술 확산 정책이 요구된다.

* 이 논문은 2022년도 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2022 S1A5A2A03052008).
** 경상국립대학교 식품자원경제학과 교수, 농업생명과학연구원 책임연구원, 교신저자, e-mail: sungyong@gnu.ac.kr
*** 한국농촌경제연구원 연구원.
**** 경상국립대학교 대학원 농업경제학과 박사과정.

Journal of Rural Development 47(4): 1-25 (December 2024)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.4.001

Measuring Aggregate Productivity and Its Decomposition Using Firm-level Data: Korean Food Manufacturing Case*

Kim Sung-Yong**, Kim Na-Heun***, Jo Nam-Uk****

Keywords

Food manufacturing industry, Total factor productivity, Production function, Aggregate productivity, Factor decomposition, Resource reallocation

Abstract

This study uses the Levinsohn and Petrin technique to estimate the Cob-Douglas production function from a panel data of firm-level financial statements. The total factor productivity of each firm in the Korean food manufacturing industry is then derived. The productivity analysis covers the period from 2001 to 2021, which is divided into four periods. We identify the drivers of changes in aggregate productivity from a dynamic perspective, taking into account the entry and exit of firms. The results of the analysis indicate a notable increase in aggregate productivity since 2011, but it remains below the level observed in 2001. When the food manufacturing industry is divided into 10 sub-industries, the productivity levels and growth rates of other food manufacturing industries and meat processing industries were found to be relatively high. The dynamic Olley-Pakes productivity decomposition shows that the increase in the net entry effect of firms is as significant as (and, in some periods, more substantial than) the productivity growth of individual firms for aggregate productivity growth. Since 2016, the impact of resource reallocation on aggregate productivity growth has not only diminished but also turned negative. These findings suggest that to enhance productivity growth in food manufacturing, the market ecosystem of food manufacturing should be made more competitive and dynamic by removing entry and exit barriers. In addition, R&D support for firms and technology diffusion policies that facilitate the rapid acquisition of technology by small and medium-sized firms from frontier firms are necessary measures to boost the productivity of surviving firms.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF-2022 S1A5A2A03052008).

** Professor, Department of Food and Resource Economic, Gyeongsang National University(Inst. of Agri & Life Sci), Corresponding author. e-mail:sungyong@gnu.ac.kr

*** Researcher, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

**** Ph,D. Student, Department of Agricultural Economics, Gyeongsang National University.

1. 서론

생산성은 투입 대비 산출이 얼마나 효율적인가를 나타내는 지표이다. 생산성 향상은 GDP 증가로 귀결되기 때문에 일국의 경제뿐만 아니라 한 산업의 부가가치 증대에도 필요불가결하다. 한 산업의 생산성, 즉 집계 생산성(aggregate productivity)은 그 산업을 구성하는 개별기업의 생산성을 가중 평균한 값이기 때문에, 그 성장률은 산업에 속하는 기업 구성에 따라 달라진다. 따라서 집계 생산성이 향상하려면 ① 해당 산업에서 일정 기간 지속하여 영업활동을 하는 존속기업의 생산성이 향상하거나, ② 존속기업보다 더 높은 생산성을 가진 신규기업이 해당 산업으로 진입하거나, ③ 존속기업에 비해 낮은 생산성을 가진 기업이 산업에서 탈퇴하는 경우이다. 또한 개별기업의 생산성은 변하지 않더라도 기업 간 시장점유율 변화로 인해 노동력과 같은 자원이 생산성이 낮은 기업에서 높은 기업으로 이동하는 자원 재분배 효과가 나타날 때 집계 생산성은 향상한다.

2000년대 들어 제조업 생산성이 전 세계적으로 정체하거나 더디게 늘어나 개별기업 수준의 생산성 분석을 통해 그 원인을 규명하는 논의가 국내외적으로 활발하게 진행되었다(Foster et al., 2001; Bartelsman et al., 2013; 안상훈, 2006; 이병기, 2014). 선행 연구의 대부분은 산업을 구성하는 개별기업이나 사업체를 존속기업, 진입기업, 탈퇴기업과 같이 유형별로 구분하여 각 유형의 기업이 집계 생산성 수준이나 성장률에 미치는 기여도를 분석한다(Foster et al., 2001; Baily et al., 1992; Disney et al. 2003). 우리나라에서도 통계청의 광공업제조업 조사와 같은 사업체나 기업 단위의 투입 및 산출에 관한 자료 이용이 가능해짐에 따라 개별기업 수준의 생산성 분석을 통해 특정 산업에서 집계 생산성 변화의 원인을 규명하는 다수의 연구가 수행되었다(안상훈, 2006; 이병기, 2014; 김민호, 2017; 한국생산성본부, 2023). 선행 연구들은 각기 다른 국가와 산업을 대상으로 시행되어 생산성 변화의 요인을 분석한 결과도 다소 다르지만, 공통점은 개별기업 단위의 투입·산출 자료를 이용했다는 점과, 분석 결과에 따르면 국가와 산업을 불문하고 존속기업 간 자원 재분배의 효과와 진입기업의 생산성이 집계 생산성 향상에 기여하는 비중이 매우 높았다는 점이다.

식품제조업은 국민의 생명과 건강을 담보하는 식품의 생산 주체이며, 타 산업과 비교하여 취업유발계수가 10억 원당 13.5명으로 전 산업 평균 11.0명에 비해 일자리 창출 효과가 상대적으로 높다. 따라서 식품제조업에서 생산성 향상의 문제는 타 산업에 못지않게 매우 중요하다. 그런데도 식품제조업에 국한하여 개별기업 수준의 생산성 분석과 집계 생산성의 변화를 규명한 연구는 최순·김한호(2021) 외에는 찾아보기 어렵다.

이 연구는 선행 연구와 맥을 같이 하여 기업의 생성-진입-성장/퇴출이라는 생애주기 특성을 고려하여 식품제조업의 생산성 문제를 동적인 관점에서 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 식품제조업의 집계 생산성을 존속기업, 진입기업, 탈퇴기업으로 구분되는 개별기업 단위의 기여도로 분해하여 집계 생산성의 변화 추이와 특징, 그리고 변화 요인을 심층적으로 규명한다. 식품제조업의 생산성 변화에

대한 요인을 파악한다면 우리나라 식품제조업의 생산성 향상을 위한 대책이나 구조개선의 방향을 정하는 데 유용할 것이다. 예를 들면 존속기업의 생산성을 향상하는 것이 더 중요하다면 이들 기업이 새로운 기술을 도입하거나 조직 개선을 위한 보조금, 세제 감면 등과 같은 금융 지원이 필요할 것이다. 반면에 시장의 자원 배분 기능을 높여 생산성이 높은 기업으로 더 많은 자원이 배분되는 것이 더 중요하다면 시장의 효율성과 관련된 각종 규제를 개선하는 것이 더욱 효과적일 수 있다.

이 연구는 다음과 측면에서 선행 연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 식품제조업의 생산성 분석에 초점을 맞추어 생산성 변화의 동태적인 분석이 가능하도록 20년이라는 긴 기간의 자료를 사용하였고, 2008년 금융위기, 2019~2020년 코로나19 팬데믹 등이 분석 기간에 포함되도록 하였다.

둘째, 개별 식품 제조기업의 재무제표로부터 생산함수 추정에 필요한 산출과 투입 요소를 추출하여 불균형 패널자료를 구축하였다. 총요소생산성(total factor productivity, 이하 TFP)은 성장회계(한국생산성본부, 2023)나 생산성 지수 구축(최순·김한호, 2021) 방식이 아닌 개별기업 자료로부터 컵-더글러스 유형의 생산함수를 직접 추정하여 계산하였다.

셋째, 생산함수를 추정할 때 생산성과 투입 변수 간 동시성 문제를 해결하기 위해 생산성의 대리변수를 사용하는 방식을 적용하였다. 다만, 생산성의 대리변수로 투자 변수를 사용하는 Olley & Pakes(1996) 방식의 경우 투자 변수가 '0'의 값을 가지는 경우가 많아 추정 계수의 효율성이 떨어지는 문제가 있다. 이 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 중간재 비용을 대리변수로 사용하는 Levinsohn & Petrin(2003) 방식을 적용하였다.

넷째, 생산성의 변화 요인을 분석할 때 분석 기간을 5년 또는 10년 단위로 구분하지 않고 연도별 집계 생산성의 고점과 저점을 기준으로 네 구간으로 구분하였다. 그리하여 생산성이 향상하거나 감소하는 기간, 그리고 정체하는 기간별로 존속기업, 진입기업, 탈퇴기업의 집계 생산성에 대한 기여도가 얼마나 다른지를 분석하였다. 이러한 분석 결과로부터 식품 제조기업의 생산성 저하, 자원 배분의 왜곡, 시장규제, 한계기업의 잔존 등을 저성장을 극복하기 위한 선결과제로 제시하였다.

마지막으로, 이 연구는 외부 기관으로부터 회계감사를 받는 외감기업만을 대상으로 진행하였다. 외감기업은 매출액이나 자산 측면에서 일정 규모 이상의 기업을 의미함으로 종업원 수 10인 미만의 영세기업 비중이 90%에 달하는 우리나라 식품제조업 모집단을 대표하기에는 표본 수나 구성의 측면에서 다소 한계가 있다. 하지만 분석 대상을 외감기업에 국한할 때 얻게 되는 이점도 있다. 첫째, 회계 자료의 신뢰성을 확보할 수 있어 생산성 추정 시 발생할 수 있는 측정오차를 줄일 수 있다. 둘째, 식품제조업의 집계 생산성을 주도하는 집단이 규모가 큰 기업임을 고려할 때 생산성 향상을 위해 영세기업보다 일정 규모 이상인 기업의 역할이 중요하다. 따라서 외감기업 자료로 분석하는 것이 생산성 제고를 위한 정책 제언이나 함의 도출에 더 효과적일 수 있다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 개별기업의 생산함수를 추정하여 TFP를 측정하는 방법을 설명한다. III 장에서는 개별기업의 재무제표 자료로부터 생산함수 추정에 필요한 자료를 구축하는

방법을 설명하고, 생산성의 심층 분석 결과를 제시한다. 생산성 분석은 식품제조업의 집계 생산성 변화 추이, 기간별 집계 생산성 변화 요인의 분해, 세부 산업별 생산성 수준과 성장률의 격차, 생산성 수준과 성장률의 관계 등으로 나누어 설명한다. IV 장에서는 요약과 함께 우리나라 식품제조업의 생산성 제고를 위한 정책 제언을 제시한다.

2. 분석 방법

2.1. 총요소생산성의 추정

시점 t에서 식품 제조기업 i의 부가가치 생산함수가 다음과 같다고 하자.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + z_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

y_{it}는 시점 t에서 기업 i의 부가가치액, k_{it}와 l_{it}는 각각 시점 t에서 기업 i의 자본 투입액과 노동 투입액이다. z_{it}는 연구자가 관측할 수 없는 상태변수로서 기업이 투입 요소의 수량과 부가가치 수준을 결정하는 데 영향을 준다. μ_{it}는 생산 과정에서 나타나는 고유오차로 독립적이고 동일한 분포($(i.i.d)$)를 따른다. 식 (1)의 모든 변수는 로그 형태로 측정되며, z_{it}는 TFP의 로그값이다.

식 (1)에서 노동과 자본은 생산성 z_{it}에 의해 결정되기 때문에 잠재적으로 내생변수이다. 따라서 식 (1)의 계수값을 최소자승법으로 추정하면 불일치(inconsistent) 추정량을 얻게 될 뿐만 아니라 노동계수는 과대 추정되는 반면, 자본계수는 과소 추정되는 문제가 발생한다(Beveren, 2012; Gatto et al., 2011; Levinsohn & Petrin, 2003).

생산함수 추정 시 발생하는 내생성 또는 동시성 문제를 해결하기 위해 Olley & Pakes(이하 OP)와 Levinsohn & Petrin(이하 LP)은 대리변수를 사용하여 연구자가 관측할 수 없는 생산성을 추정이 가능한 함수 형태로 복원하는 방식을 제안하였다. OP의 기본적인 아이디어는 대리변수인 투자 수준의 시계열 궤적을 따라가 보면 생산성을 복원할 수 있다는 것이다. 하지만 대다수 기업의 경우 투자가 매년 이루어지지 않아 투자 수준이 '0'인 기업이 다수 존재한다. 생산함수를 추정할 때 양의 투자 값을 가지는 관측치만 사용하기 때문에 OP 방식은 추정의 효율성 측면에서 손실이 발생한다. LP는 이러한 문제를 해결하기 위해 '0'의 값일 가능성이 적은 중간재를 대리변수로 사용하였다.

이 논문에서는 식품 제조기업의 TFP를 추정하기 위해 LP 방식을 차용하여 생산함수를 추정하였다. Levinsohn & Petrin(2003)에 따라 중간재 수요는 자본과 생산성의 함수로 설정하였다.

$$m_{it} = f(k_{it}, z_{it}) \tag{2}$$

중간재 m_{it}는 생산성 z_{it}에 대해 단조 증가한다고 가정한다. 즉 생산성이 향상하면 기업은 중간재 투입을 늘리는 것으로 간주하였다. 이러한 단조성 가정하에 구해지는 중간재 수요함수의 역함수 $z_{it} = h_{it}(k_{it}, m_{it})$는 연구자가 관측할 수 없는 생산성의 대리변수로 사용할 수 있다. 생산성의 대리변수를 생산함수 (1)에 대입하면 식 (3)의 생산함수를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + h_{it}(k_{it}, m_{it}) + \mu_{it} \\ &= \beta_l l_{it} + \phi_{it}(k_{it}, m_{it}) + \mu_{it} \end{aligned} \tag{3}$$

단, $\phi_{it}(k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h_{it}(k_{it}, m_{it})$

생산함수의 추정은 2단계로 진행된다. 추정의 첫 단계에서는 노동계수를 추정한다. 이를 위해 식 (3)에서 $\phi_{it}(k_{it}, m_{it})$를 추정할 수 있도록 자본 변수와 중간재 변수의 3차 다항식 형태 즉, $\phi_{it} = \sum_{j=0}^{3}\sum_{k=0}^{3-k} \delta_{jk} k_{it}^{j} m_{it}^{k}$ 형태로 근사한 후에 $y = \delta_0 + \beta_l l_{it} + \sum_{j=0}^{3}\sum_{k=0}^{3-k} \delta_{jk} k_{it}^{j} m_{it}^{k}$를 최소자승법으로 추정한다.[1] 이러한 1단계 추정으로부터 노동계수 β_l과 3차 다항식의 계수 δ_{jk}를 추정한다.

추정의 2번째 단계는 자본계수를 추정하는 것이다. 자본계수의 추정을 위해 기업 행위의 동태적 특성을 이용한다. 즉, 기업은 생산성이 지나치게 낮다면 더 이상 영업활동을 지속하지 않는다는 것이다. 이러한 특성은 생산성이 1계 마르코프 과정을 따른다는 가정으로 표현할 수 있다.[2]

$$\begin{aligned} z_{it} &= E(z_{it} \mid z_{it-1}) + \xi_{it} \\ &= g(z_{it-1}) + \xi_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

식 (4)의 ξ_{it}는 고유오차이며 생산성, 자본투입과 서로 독립이다. z_{it}에 관한 수식을 이용하면 식 (4)는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} z_{it} &= g(z_{it-1}) + \xi_{it} = g\left[h_{it-1}(k_{it-1}, m_{it-1})\right] + \xi_{it} \\ &= g\left[\phi_{it-1} - \beta_0 - \beta_k k_{it-1}\right] + \xi_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

---

1) Petrin et al.(2004)에 따르면 3차 다항식 형태의 근사만으로 국지적 가중 추정법(local weighted estimation)과 매우 유사한 파라미터 추정치를 구할 수 있다.

2) 이 가정은 기업은 시점 t의 생산성 수준이 하한값(w_{it-1})을 넘어서야 운영을 계속함을 의미한다.

이때 ϕ_{it-1}는 1단계 추정 결과로부터 $\hat{\phi}_{it-1} = \hat{y}_{it-1} - \hat{\beta}_l l_{it-1}$와 같이 구해진다.

식 (5)를 식 (1)의 생산함수에 대입하고 산출변수에서 노동 투입을 빼면 다음과 같다.[3)]

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + g\left[\hat{\phi}_{it-1} - \beta_k k_{it-1}\right] + \nu_{it}, \quad \text{단, } \nu_{it} = \mu_{it} + \xi_{it} \tag{6}$$

식 (6)에서 $g\left[\hat{\phi}_{it-1} - \beta_k k_{it-1}\right]$를 이전과 같은 방식으로 3차 또는 4차 다항식으로 근사하면 자본계수 β_k는 식 (6)을 비선형 최소자승법으로 추정하여 구할 수 있다.[4)]

위와 같은 2단계 절차에 따라 노동계수와 자본계수가 구해지면 개별기업 수준의 TFP는 다음과 같이 측정한다.

$$\ln TFP_{it} = \ln y_{it} - \hat{\beta}_k \ln k_{it} - \hat{\beta}_l \ln l_{it}$$

2.2. 집계 생산성 측정과 분해

식품제조업에 속한 개별기업의 생산성이 추정되면, 집계 생산성은 개별기업의 생산성을 식 (7)과 같이 가중 평균을 하여 구할 수 있다. z_{it}와 w_{it}는 각각 t년도 개별기업 i의 로그 생산성, 개별기업의 가중치를 의미한다.

$$Z_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} z_{it} \tag{7}$$

통상적으로 개별기업의 가중치는 식품제조업의 부가가치 총액이나 종사자 수에서 개별기업이 차지하는 비중으로 구해진다. 이 연구에서는 명목 부가가치액 비중을 가중치로 사용하였다.

집계 생산성은 Olley & Pakes(1996)에 따라 식 (8)과 같이 두 성분으로 분해할 수 있다.[5)]

---

3) 산출변수에서 노동 투입을 빼 주는 이유는 식 (4)의 고유오차가 자본 투입과 무관하나 노동 투입과는 상관되기 때문이고, 식 (6)의 β_0는 복잡성을 피하려고 생략하였다.

4) ξ_{it}가 자본투입과 무관하다는 가정, 즉 $E[\xi_{it} \mid k_{it}] = 0$는 자본계수를 식별하기 위한 적률 조건이다. 이 적률 조건을 이용하여 자본계수를 GMM 방식으로 추정할 수도 있다. 그 절차를 기술하면 다음과 같다. ① 자본계수 추정값 β_k^*를 임의로 정한다. ② 모든 i와 t에 대해 생산성 추정치 $\hat{z}_{it} = \hat{\phi}_{it} - \beta^* k_{it}$를 구한다. ③ $\hat{z}_{it}$가 구해지면, $g(z_{it-1})$을 $\hat{z}_{it-1}$로 구성된 다항식으로 근사한 후에 $z_{it} = g(z_{it-1}) + \xi_{it}$를 추정하여 잔차 $\hat{\xi}_{it}(\beta_k^*)$를 구한다. ④ 잔차값 $\hat{\xi}_{it}(\beta_k^*)$를 이용하여 적률조건 $\frac{1}{N}\frac{1}{T}\sum_i\sum_t \hat{\xi}_{it}(\beta_k^*)k_{it} = 0$을 충족하는 β_k^*를 찾아낸다.

5) 식 (8)의 유도 과정은 〈부록〉의 제1절을 참조하시오.

$$Z_t = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} z_{it} + \sum_{i=1}^{N_t}(z_{it} - \bar{z}_t)\left(w_{it} - \frac{1}{N_t}\right) \\ = \bar{z}_t + cov(w_{it}, z_{it}) \quad (8)$$

식 (8)의 Z_t는 로그값으로 표현된 t년도의 집계 생산성이다. 우변의 첫 번째 성분은 산업에 속한 개별 기업들의 평균생산성이며, 두 번째 성분은 개별기업의 규모와 생산성 간의 공분산이다. 식 (8)의 우변에서 공분산은 '생산성이 높은 기업이 부가가치액으로 측정한 기업 활동을 더 활발하게 하고 있는가?'라는 자원의 재분배 효과를 측정한다. 예를 들어, 공분산이 정(+)의 값이라면 생산성이 높은 기업이 부가가치액도 상대적으로 크다고 해석할 수 있다.

식 (8)에서 두 성분의 시계열 변화 패턴을 통해 집계 생산성 변화의 원인을 규명할 수 있다. 즉, 집계 생산성 향상이 개별기업의 평균생산성 향상에 기인한 것인지, 아니면 부가가치가 더 큰 기업의 생산성이 상대적으로 더 크게 향상한 것인지 달리 말하여, 정(+)의 자원 재분배 효과에 기인한 것인지를 파악할 수 있다.

2.3. 생산성 변화의 측정과 분해

생산성의 동적 변화 즉, 특정 기간의 생산성 변화를 몇 가지 요인으로 분해하는 방법으로 지금까지 논의된 것은 크게 네 가지이다. Baily, Hulten & Campbell(이하 BHC) 방법, Griliches & Regev(이하 GR) 방법, Foster, Haltiwanger & Krizan(이하 FHK) 방법, 그리고 Melitz & Polanec(이하 MP) 방법이다. 이 방식들은 분해식을 구성하는 항목이 존속기업의 생산성 변화, 존속기업의 자원 재분배 효과, 진입기업의 생산성, 탈퇴기업의 생산성 등으로 구성된다는 측면에서는 상당히 유사하나, 항목별로 생산성 변화를 측정할 때 기준으로 삼는 생산성은 서로 다르다.[6]

이 연구에서는 다양한 요인 분해 방법들 가운데 MP 방식을 따랐다. 그 이유는 선행연구(Melitz & Polanec, 2015)가 지적하는 바와 같이 생산성 변화의 평가 기간이 긴 경우에 신규 진입기업의 효과가 지나치게 크게 추정되거나, 분해식의 좌변 값과 우변 값이 서로 정확하게 일치하지 않는 문제점(BHC와 FHK 방식)을 해결하기 위해서이다. 이 연구에서도 2005~2009년 기간의 생산성 변화를 FHK 방식으로 분해하면, 진입기업과 탈퇴기업의 효과를 합한 순진입효과가 생산성 변화의 87.2%를 설명하는 것으로 나타나는 측정 오류의 문제가 발생하였다.

MP 방식에 의한 생산성 변화의 요인 분해를 논의하기 전에 몇 가지 항목을 정의하자.

$w_{G_t} = \sum_{i \in G} w_{it}$는 기업 집단 G의 집계점유율이다. 이에 대응하는 기업 집단 G의 집계 생산성은

6) 각각의 분해 방법과 장단점에 대해서는 Melitz & Polanec(2015)와 Levinsohn & Petrin(2012) 등을 참조하시오.

$Z_{G_t} = \sum_{i \in G}(w_{it}/w_{G_t})z_{it}$이다. 기업 집단 G의 사례로 존속기업 집단(S), 진입기업 집단(E), 탈퇴기업 집단(X) 등을 고려할 수 있다. 즉, $S, E, X \subset G$ 이다.

식품제조업의 연도별 집계 생산성은 세 가지 유형의 기업 집단 즉, 존속기업(S), 진입기업(E), 탈퇴기업(X)의 집계 생산성과 집계점유율의 함수로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Z_1 = w_{S1}Z_{S1} + w_{X1}Z_{X1} = Z_{S1} + w_{X1}(Z_{X1} - Z_{S1}) \quad (9\text{-}1)$$

$$Z_2 = w_{S2}Z_{S2} + w_{E2}Z_{E2} = Z_{S2} + w_{E2}(Z_{E2} - Z_{S2}) \quad (9\text{-}2)$$

위의 식 (9-1)과 (9-2)에서 하첨자 1과 2는 생산성 변화를 측정할 때 기준연도와 비교연도를 각각 의미한다. 식 (9-1)은 기준연도의 집계 생산성은 존속기업의 생산성과, 탈퇴기업과 존속기업 간 생산성 차이의 합으로 측정됨을 의미한다. 식 (9-2)는 비교연도의 집계 생산성은 존속기업의 생산성과, 진입기업과 존속기업 간 생산성 차이의 합으로 측정됨을 의미한다. 두 시점 집계 생산성의 변화 $\triangle Z$는 식 (9-1)에서 (9-2)를 빼서 구할 수 있다.

$$\triangle Z = (Z_{S2} - Z_{S1}) + w_{E2}(Z_{E2} - Z_{S2}) + w_{X1}(Z_{S1} - Z_{X1}) \quad (10)$$

식 (10)의 우변에서 첫 번째 항은 존속기업의 생산성 변화를 나타내고, 두 번째 항은 진입기업과 존속기업 간 생산성 격차, 세 번째 항은 탈퇴기업과 존속기업 간 생산성 격차를 각각 의미한다. 따라서 세 항은 각각 존속기업, 진입기업, 탈퇴기업이 집계 생산성의 변화에 얼마나 기여했는가 하는 기여도를 나타낸다.

존속기업의 생산성 변화는 BHC나 FHK와 같이 집단 내 효과(가중치를 적용하지 않은 평균생산성의 변화)와 집단 간 효과(존속기업 간 시장점유율 변화의 효과)로 다시 분해할 수 있다. 이를 위해 Z_{S1}와 Z_{S2}에 식 (8)을 각각 적용한 후에 식 (10)에 대입하면 다음과 같게 된다.[7]

$$\triangle Z = \triangle \bar{z}_S + \triangle cov(z_S, w_S) + w_{E2}(Z_{E2} - Z_{S2}) + w_{X1}(Z_{S1} - Z_{X1}) \quad (11)$$

식 (11)에서 첫 번째 항 $\triangle \bar{z}_S$는 가중치를 적용하지 않은 존속기업의 평균생산성 변화, 달리 말하면 생산성 분포의 이동에 따른 효과를 의미한다. 두 번째 항 $\triangle cov(z_S, w_S)$는 존속기업 간 시장점유율의 재분배에 따른 효과를 의미하며 존속기업의 시장점유율과 생산성의 공분산이 증가한 정도로 측정된다.

7) 식 (11)의 유도 과정은 〈부록〉의 제2절을 참조하시오.

세 번째 항은 신규기업의 진입 효과를 측정한다. 진입기업의 생산성(Z_{E2})이 존속기업의 생산성(Z_{S2})보다 크다면, 집계 생산성은 향상할 것이다. 이때 향상 정도는 두 집단의 생산성 차이($Z_{E2} - Z_{S2}$)뿐만 아니라 진입기업의 시장점유율(w_{E2})에 따라 달라진다. 네 번째 항은 탈퇴기업의 효과를 측정한다. 탈퇴기업의 생산성(Z_{X1})이 존속기업의 생산성(Z_{S1})보다 낮다면 집계 생산성은 향상할 것이다. 이때 향상 정도는 두 집단의 생산성 차이($Z_{S1} - Z_{X1}$)뿐만 아니라 탈퇴기업의 시장점유율(w_{X1})에 따라 달라진다.

3. 분석 자료와 결과

3.1. 분석 자료

이 연구에서는 투입과 산출에 관한 개별기업 수준의 데이터를 확보하기 위해 한국평가데이터(KoData)의 기업 재무제표 자료를 사용하였다. 한국평가데이터 자료는 기업 신용조사를 목적으로 수집된 자료라서 무엇보다 자료의 신뢰성을 보장할 수 있으며, 기업의 재무 상태와 영업실적에 대한 풍부한 정보뿐만 아니라 종업원 수에 대한 정보도 얻을 수 있다는 장점이 있다. 다만, 이 연구에서 분석 대상으로 선택된 기업의 구성을 보면 대기업 53개(5.6%), 중기업 716개(83.7%), 소기업 134개(10.7%)로 총 903개이다. 그리하여 종업원 수 10인 미만의 영세기업 비중이 90%에 달하는 우리나라 식품 제조기업의 모집단과 비교할 때 그 구성 비율이 다름을 유의할 필요가 있다. 또한 대다수 선행 연구에서 사용된 통계청의 광업제조업조사 자료와 비교하여 관측치 수가 적고 규모별 구성 비율이 달라서 비교 시에 주의할 필요가 있다.

분석 대상기업은 10차 한국표준산업분류(KSIC10)에 따라 C10(식료품제조업)과 C11(음료제조업)에 해당하는 식품 제조기업으로 선정하였고, 2001년부터 2021년까지의 기업 재무제표 자료를 분석에 사용하였다. 이 기간은 정부가 식품산업을 육성하기 위해 다양한 대책[8]을 마련한 시기이고, 세계적인 금융위기(2008년)와 제조업 전체가 크게 위축된 시기(2011년)도 포함한다. 따라서 분석 자료는 경기변동과 정부 정책의 변화에 따라 식품제조업에 새로운 기업이 진입하거나 생산성 약화로 기존 기업이 탈퇴하는 등 시장구조 변화와 그에 따른 식품제조업 생산성의 장기적인 변화 패턴을 분석하는 데 적합하다고 판단된다.

생산함수를 추정할 때 종속변수로 생산액이나 매출액을 사용한 선행 연구(노용환·홍성철, 2011; 최순·김한호, 2021; 김원혁 외, 2021; 이병기, 2014; 한진희, 2003)와는 달리 이 연구에서는 부가가치를

8) 정부는 2008년(식품산업 발전 종합대책: 식품산업 중장기 비전과 발전전략 제시)과 2019년(식품산업 육성 대책: 5대 유망 식품 집중 육성) 두 차례 대책을 마련하였고, 국가식품클러스터가 조성되기 시작한 2007년에는 식품산업을 위한 다양한 정책 입안이 시행되었다.

사용하였다(우진희, 2019; 김민호, 2017; 안상훈, 2006). 이는 여타 산업과 달리, 식품 제조기업의 총 원가에서 원재료가 차지하는 비중이 40~60%로 높고 1차 식품 제조기업의 산출물(예: 제분 기업의 밀가루)이 2차 식품 제조기업의 공정(예: 제과 기업의 과자류)에 중간재로 사용될 여지가 많다. 이러한 이유로 매출액 대신에 부가가치액을 종속변수로 사용하여 생산성이 과대 추정되지 않도록 하였다. 기업별 부가가치액은 재무제표로부터 다음과 같이 계산하였다.

부가가치액=법인세비용 차감 전 순이익+인건비+순금융비용+임차료+조세공과금+감가상각비

설명변수인 노동 변수는 종업원 수를 사용하였는데, 부가가치액 항목이 인건비를 포함하기 때문에 노동을 대변하는 변수로 선행 연구와 같이 급여액을 사용하는 것을 무리라고 판단하였다.[9] 종업원 수에는 국민연금을 받지 않는 직원(일용직, 계약직)도 포함되었으나 정규직과 계약직의 구분이 어려워 따로 구분하지 않았다. 자본 변수는 유형 고정자산액을 대리변수로 사용하였는데, 유형 고정자산액은 기계 및 장치, 설비 등에 대한 지출액을 합한 금액으로 산출하였다.[10]

생산함수를 추정할 때 생산성의 대리변수로 사용한 중간재 투입액은 재무제표로부터 다음과 같이 계산하였다(Gal, 2013).

중간재 투입액=매출원가+판매관리비-[(제조원가의) 급여+퇴직급여+복리후생비+교육훈련비+
감가상각비]-[(판매관리비의) 급여+퇴직급여+복리후생비+교육훈련비+감가상각비]

추정에 사용된 변수 중 금액으로 표현된 변수는 모두 명목 형태이므로 실질 금액으로 변환하였다. 부가가치액은 '생산자물가지수 중 음식료품 지수'를, 유형 고정자산액은 '최종재 자본재지수'를, 중간재 투입액은 '생산자물가지수 중 총지수'를 각각 사용하여 실질 금액으로 환산하였다.

생산성 분석에는 총 903개 기업의 재무제표 자료로부터 추출하거나 생성한 부가가치액, 유형 고정자산액, 중간재 투입액, 종업원 수에 대한 불균형 패널자료가 사용되었다. 이에 대한 기술통계량은 〈표 1〉과 같다.

9) 선행 연구에 따르면 노동 변수로 노용환·홍성철(2011), 김원혁 외(2021), 안상훈(2006), 이병기(2014), 한진희(2003)는 종업원 수를 사용했지만, 우진희(2019), 김민호(2017), 최순·김한호(2021)는 총급여액을 사용하였다.

10) 자본 변수로 최순·김한호(2021)는 임차료, 유형자산 감가상각비, 자본의 기회비용의 합계를 사용했지만, 우진희(2019)를 비롯한 대다수의 선행 연구에서는 유형 고정자산의 연말 잔액이나 연초 잔액과 연말 잔액의 평균액을 사용하였다. 유형고정자산의 연말 잔액은 선행 연구의 영구재고법(Gal, 2013)으로 추정한 자본 스톡과 큰 차이가 없다. 이는 유형 고정자산 연말 잔액도 다음과 같이 영구재고법과 같은 방식으로 집계되기 때문이다:
유형 고정자산 연말 잔액(t)=유형 고정자산 연말 잔액$(t-1)$+유형 고정자산 투자액(t)-유형 고정자산 감가상각액(t)

〈표 1〉 분석에 사용된 변수의 기술통계량(단위: 백만 원, 명)

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
부가가치액	14,115	44,630	18	940,340
유형 고정자산액	20,803	84,950	4	2,225,142
중간재 투입액	47,086	121,899	135	3,064,199
종업원 수	143	389	3	10,370

3.2. 분석 결과

3.2.1. 총요소생산성의 추정

식 (1)의 생산함수를 추정한 결과가 〈표 2〉이다. LP 모형 외에도 비교를 위해 OLS 모형과 패널 고정효과 모형을 추가하였다. 패널 고정효과 모형은 개별기업의 고정효과를 생산성으로 간주하여 기업 간 생산성의 차이를 반영하나 시간에 따른 생산성의 변화를 반영하지 못한다.

〈표 2〉에서 보듯이 OLS 모형과 패널 고정효과 모형에 의한 노동계수와 자본계수의 추정치는 LP 모형보다 1.5~2.8배가량 더 컸다. 이는 생산성과 투입물 간 내생성 문제(OLS 모형)에 기인하거나 생산성의 시간 변화를 미반영(패널 고정효과 모형)한 결과로 보인다. 자본계수와 노동계수를 합한 규모의 산출 탄력성은 0.52~0.92로 모두 1보다 작았다.[11] 식품제조 기술의 규모수익 불변 여부에 대한 χ^2 검정(또는 t 검정) 결과, 세 모형에서 모두 귀무가설이 기각되었다.

〈표 2〉 추정방식별 생산함수의 추정 결과

구분	OLS 모형		고정효과 모형		LP 모형	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	8.5225***	0.0833	9.5556***	0.1022		
β_l	0.6591***	0.0084	0.5047***	0.0118	0.4303***	0.0072
β_k	0.2670***	0.0066	0.2428***	0.0076	0.0948***	0.0235
관측치 수	8,900		8,900		8,892	
규모수익 불변 검정	12.06*** (〈0.001)a		25.26*** (〈0.001)a		486.05*** (〈0.001)b	

주 1) ***는 유의확률이 0.001보다 작음을 의미함.
2) a는 t 검정의 통계량과 유의확률값을, b는 Wald 검정의 유의확률값을 각각 의미함.

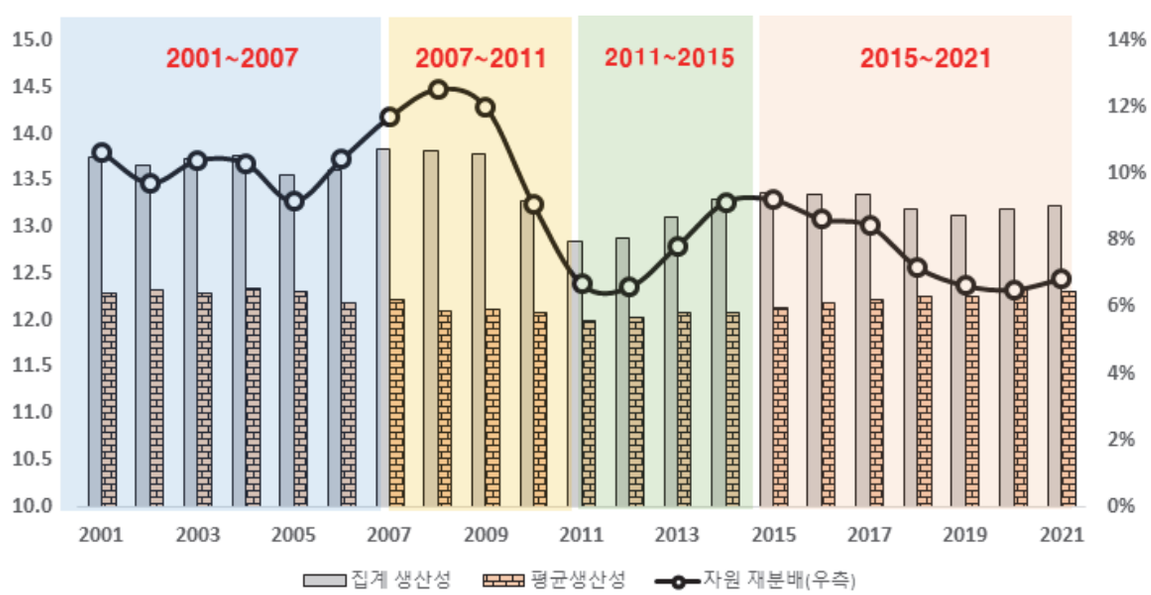
11) 우진희(2019)의 연구에 따르면 우리나라 제조업의 평균 규모 수확 정도는 0.8로 추정되었다.

3.2.2. 집계 생산성의 시계열 변화

식 (8)에 의해 도출된 식품제조업 전체의 집계 생산성과 개별기업의 평균생산성, 그리고 자원 재분배 정도를 의미하는 공분산의 비중을 나타낸 것이 〈그림 1〉이다. 〈그림 1〉의 두 막대그래프에서 우측 막대그래프로 나타낸 식품 제조기업의 평균생산성은 2011년 이후 지속적으로 향상하여 2021년 12.31로 2001년 평균생산성 12.29를 넘어섰다. 반면, 좌측 막대그래프로 나타낸 식품제조업의 집계 생산성은 2021년 13.217로 측정되었는데, 이는 2001년 13.753 대비 0.536만큼 감소한 수치이다. 이러한 평균생산성과 집계 생산성의 차이는 자원 재분배 정도를 나타내는 공분산 값에 기인한다. 즉, 분석 기간에 개별기업의 평균생산성은 향상하였지만, 규모가 상대적으로 큰 기업에서 생산성이 정체 내지 둔화하였음을 의미한다. 이에 대해서는 다음 절에 좀 더 자세히 설명한다.

한편, 식품제조업의 생산성을 기간별로 구분하여 보면 〈그림 1〉에서 보듯이 지난 20여 년간 성장과 정체, 하락을 반복하는 등 다소 역동적인 변화를 보였다. 연도별 집계 생산성의 저점과 고점을 기준으로 2001~2021년을 4개 구간으로 구분하여 그 변화를 살펴보았다. 먼저, 2001~2007년 기간 동안 식품제조업 생산성은 2005년 경기침체에도 불구하고 연평균 1.38%의 성장률을 보였다.[12] 하지만 2007~2011년 기간에 식품제조업 생산성은 2008년 금융위기 여파와 애그플레이션 영향으로 인해 큰 폭으로 감소하여 연평균 -24.8%의 성장률을 보였다.

〈그림 1〉 식품제조업의 집계 생산성 변화: 총요소생산성 기준



12) TFP가 로그값으로 표현되었기 때문에 생산성의 연평균 변화율은 $(TFP_{t+N} - TFP_t)/N$과 같이 계산하였다.

2011~2015년 동안 식품제조업 생산성은 연평균 13.0%의 성장률을 보일 만큼 큰 폭으로 향상하였는데, 이 시기는 저금리 기조와 더불어 식품 제조의 원재료가 되는 국제 곡물 및 에너지 가격 등이 안정적이었다.[13] 한편, 2016~2021년 생산성은 그 이전 기간에 비해 정체하였는데, 이 시기는 금리 상승, 낮은 경제성장률로 인한 국내 수요 부진, 원자재 가격 상승 등으로 기업 재무 상태와 영업실적이 악화한 시기이다. 2021년은 코로나19 팬데믹 영향으로 비대면 온라인 식품구매에 대한 소비자 선호가 급격히 증가하여 전년 대비 3.1%의 생산성 성장률을 보였다.

3.2.3. 집계 생산성 변화의 요인 분해

개별기업의 평균생산성은 〈그림 1〉에서 보는 바와 같이 2001년 대비 2021년에 증가하였다. 이는 개별기업들이 평균적으로 이전보다 더 높은 생산 효율성을 달성했음을 의미한다. 그렇다면 이러한 평균생산성의 향상에도 불구하고 집계 생산성은 오히려 낮아진 이유는 무엇일까? 이는 기업 규모와 생산성의 공분산을 나타내는 성분, 달리 말하면 식 (8)의 우변에서 두 번째 항목인 자원 재분배 효과가 상대적으로 작아졌기 때문이다.

〈그림 1〉에서 실선 그래프는 집계 생산성에서 자원 재분배 효과가 차지하는 퍼센트 비중이다. 자원재분배 효과의 비중은 2001년 10.7%에서 2021년 6.8%로 작아졌다. 이는 부가가치 측면에서 규모가 상대적으로 큰 기업에서 생산성 향상의 정도가 줄어들었음을 의미한다. 결과적으로 지난 20년간 개별기업의 생산성은 평균적으로 증가했지만, 시장 효율성 저해로 인해 자원 재분배가 생산성 향상에 미치는 정(+)의 효과가 줄어들어 집계 생산성이 감소했다고 할 수 있다.

집계 생산성에서 자원 재분배의 효과에 대해 좀 더 상세하게 분석하여 보자. 먼저, 식 (8)에 따라 집계생산성을 기업 평균생산성과 공분산 성분으로 분해하면, 식품제조업의 집계 생산성을 좌우하는 것은 평균생산성이다. 예를 들어 2021년 식품제조업의 집계 생산성은 13.217이다. 이를 분해하면 기업의 평균생산성은 12.312, 자원 재분배 효과를 나타내는 공분산은 0.905로, 기업의 평균생산성이 집계 생산성의 크기를 좌우한다. 집계 생산성에서 자원 재분배 효과가 차지하는 비중은 〈그림 1〉에서 보듯이 연도마다 다소 차이가 나지만 대개 6.5~12.5% 정도에 불과하다. 하지만 집계 생산성의 변화를 기간별로 구분하여 보면 얘기는 달라진다.

앞서 언급한 4개의 기간별로 식품제조업의 집계 생산성 변화를 분해한 결과가 〈표 3〉이다. 〈표 3〉의 각 수치는 기간별 집계 생산성과 요인별 기여도의 연평균 변화율이며, 괄호 안의 값은 집계 생산성 변화율에 대한 요인별 기여도 변화율의 비중이다. 각 기간에 대해 평균생산성과 자원 재분배 효과의 변화가 각각 집계 생산성 변화에 기여한 결과는 다음과 같다.

---

13) 이 시기에 나타난 거시경제 상황을 기술한 것으로, 생산성 변화가 금리나 국제 곡물이나 에너지 가격의 변화, 경기 변동 등에서 비롯되었음을 의미하는 것은 아니다.

첫째, 2001~2007년 기간의 경우 개별기업의 평균생산성이 감소하였지만, 정(+)의 자원 재분배 효과가 더 큼에 따라 평균생산성의 감소분을 상쇄하여 집계 생산성이 향상하였다.

둘째, 2015~2021년 기간의 경우 개별기업의 평균생산성이 향상하였지만, 부(-)의 자원 재분배 효과가 더 큼에 따라 평균생산성의 증가분을 상쇄하여 집계 생산성이 하락하였다.

셋째, 모든 기간에서 자원 재분배 효과가 개별기업의 평균생산성보다 집계 생산성의 향상에 기여하는 정도가 더 컸다.

이러한 분석 결과는 집계 생산성을 향상하는 데 자원 재분배의 효과가 얼마나 중요한지를 말해준다. 자원 재분배의 효과는 존속기업 간 시장점유율 변화로 인해 나타나기도 하지만, 식품제조업에 진입하거나 탈퇴하는 기업으로 인한 산업구조의 변화로도 나타날 수도 있다. 기업의 진입과 탈퇴로 인해 자원의 재분배가 발생할 때 집계 생산성에 어떠한 변화를 초래하는가는 집계 생산성의 동적 변화 요인을 분석한 다음 절의 내용이다.

〈표 3〉 기간별 집계 생산성의 변화와 요인별 기여도(연평균 성장률 기준)

기간	집계 생산성 변화	요인별 기여도(%)	
		기업 평균생산성	자원 재분배 효과
2001~2007	0.0138(100.0)	-0.0118(-85.5)	0.0256(185.5)
2007~2011	-0.2485(100.0)	-0.0583(23.4)	-0.1902(76.6)
2011~2015	0.1298(100.0)	0.0365(28.1)	0.0933(71.9)
2015~2021	-0.0240(100.0)	0.0305(-127.1)	-0.0545(227.1)

3.2.4. 진입과 탈퇴를 고려한 집계 생산성 변화의 요인 분해

전술한 바와 같이 식품제조업의 집계 생산성은 개별기업의 생산성 분포가 이동함에 따라, 달리 말하여 개별기업의 평균생산성이 향상하거나 감소함에 따라 변할 수도 있지만, 기업 구성의 변화에 의해서도 영향을 받는다. 여기서 기업 구성의 변화는 존속기업 간 시장점유율이 변하거나, 새로운 기업이 식품제조업으로 진입하거나, 존속하던 기업이 식품제조업에서 탈퇴함으로써 나타나는 시장점유율의 변화를 의미한다.

따라서 집계 생산성 변화의 요인은 ① 존속기업의 평균생산성 변화, ② 존속기업 간 시장점유율의 변화, ③ 신규기업의 진입 효과, ④ 탈퇴기업의 효과로 구분된다. 이러한 네 가지 요인을 고려한 집계 생산성 변화의 요인 분해가 식 (11)이다. 〈표 4〉는 앞서 구분한 기간별 집계 생산성의 변화에 식 (11)을 적용한 결과이다. 기간별로 집계 생산성이 어떠한 요인에 의해 얼마나 변화했는지를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 2001~2007년 동안 집계 생산성이 8.3% 증가한 것은 존속기업의 평균생산성이 18.3% 증가하고 존속기업 간 자원 재분배 효과도 8.6%로 나타나 집계 생산성의 향상에 기여했기 때문이다. 하지만 존속기업, 진입기업, 탈퇴기업의 구성비와 생산성 차이가 부(-)로 나타나 집계 생산성의 향상을 일부

상쇄하였다. 달리 말하면, 탈퇴기업이 존속기업보다 생산성이 오히려 높고 신규 진입기업의 생산성은 존속기업에 비해 크게 낮아 순진입효과(=진입효과+탈퇴효과)는 집계 생산성을 −18.6%나 감소시켰다.

둘째, 2007~2011년 동안 집계 생산성이 99.5% 감소한 이유는 존속기업의 평균생산성이 향상하고 존속기업보다 생산성이 높은 기업이 신규 진입함에도 탈퇴기업의 효과가 −70.1%로 평균생산성의 증가분을 상쇄하였기 때문이다. 이는 세계 금융위기로 많은 기업의 영업실적과 재무 상태가 좋지 않았던 점을 미루어볼 때, 탈퇴기업의 부(-) 효과가 컸던 것은 생산성이 높은 기업의 퇴출보다는 존속기업 생산성의 상대적인 둔화로 인해 나타난 결과로 해석할 수 있다. 이 밖에 존속기업 간 자원 재분배 효과가 −63.6%인 점도 집계 생산성을 낮추는 요인이었다.

셋째, 2011~2015년 동안 집계 생산성이 52.0% 증가한 이유는 진입기업과 탈퇴기업의 효과를 합한 순진입효과의 기여도가 60.8%로 가장 컸기 때문이다. 이는 금융위기 이후의 기저효과도 있지만, 실제 세계 경제가 회복되고 실물경기가 살아나면서 상대적으로 생산성이 높은 기업이 식품제조업에 진입하거나 과거 생산을 중단한 기업이 영업을 재개했기 때문이다.

마지막으로, 2015~2021년 동안 집계 생산성이 14.4% 감소한 이유는 자원 재분배 효과가 −22.7%로 다른 요인의 기여도에 비해 상대적으로 컸기 때문이다. 즉, 동 기간 개별기업의 평균생산성 성장률은 20.6%로 다른 기간에 비해 높았음에도 생산성이 향상한 기업의 시장점유율이 상대적으로 낮음으로 인해 부(-)의 자원 재분배 효과가 더 크게 나타나 집계 생산성의 감소를 초래했다고 해석할 수 있다. 이 외에도 존속기업보다 생산성이 낮은 기업이 신규로 진입하거나, 반대로 생산성이 높은 기업의 퇴출에 따른 순진입의 부(-)의 효과도 집계 생산성이 감소하는 요인으로 작용하였다.

이상의 결과를 종합하면 집계 생산성을 향상하기 위해서는 개별기업의 생산성을 높이는 노력도 중요하지만, 산업구조의 체질을 개선하는 것도 중요함을 시사한다. 산업구조의 체질 개선은 ① 생산성이 높은 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 더 높은 시장점유율을 가질 때, ② 생산성이 높은 기업이 산업으로 신규 진입할 때, ③ 생산성이 낮은 기업이 산업 내에 존속하지 않고 퇴출할 때 이루어진다. 따라서 시장점유율이 높은 기업에서 생산성이 향상하도록 불필요한 규제를 개선하거나, 생산성이 높은 기업의 산업 진입을 유도 또는 장려하는 대책, 그리고 생산성이 낮은 기업이 한계기업으로 산업 내에 존속하지 않도록 퇴로를 마련[14]하는 대책이 필요하다.

14) 송상윤(2020)의 연구는 한계기업을 제외할 때 제조업의 노동생산성은 그렇지 않을 때 비해 4.3% 더 커진다고 지적하고 있다.

〈표 4〉 집계 생산성 변화의 요인별 효과와 기여도

기간	요인별 효과				
	평균생산성 변화	시장점유율 재분배	신규기업 효과	탈퇴기업 효과	합계
2001~2007	0.183	0.086	-0.179	-0.007	0.083
2007~2011	0.052	-0.636	0.290	-0.701	-0.995
2011~2015	0.151	-0.239	0.556	0.052	0.520
2015~2021	0.206	-0.227	-0.100	-0.023	-0.144

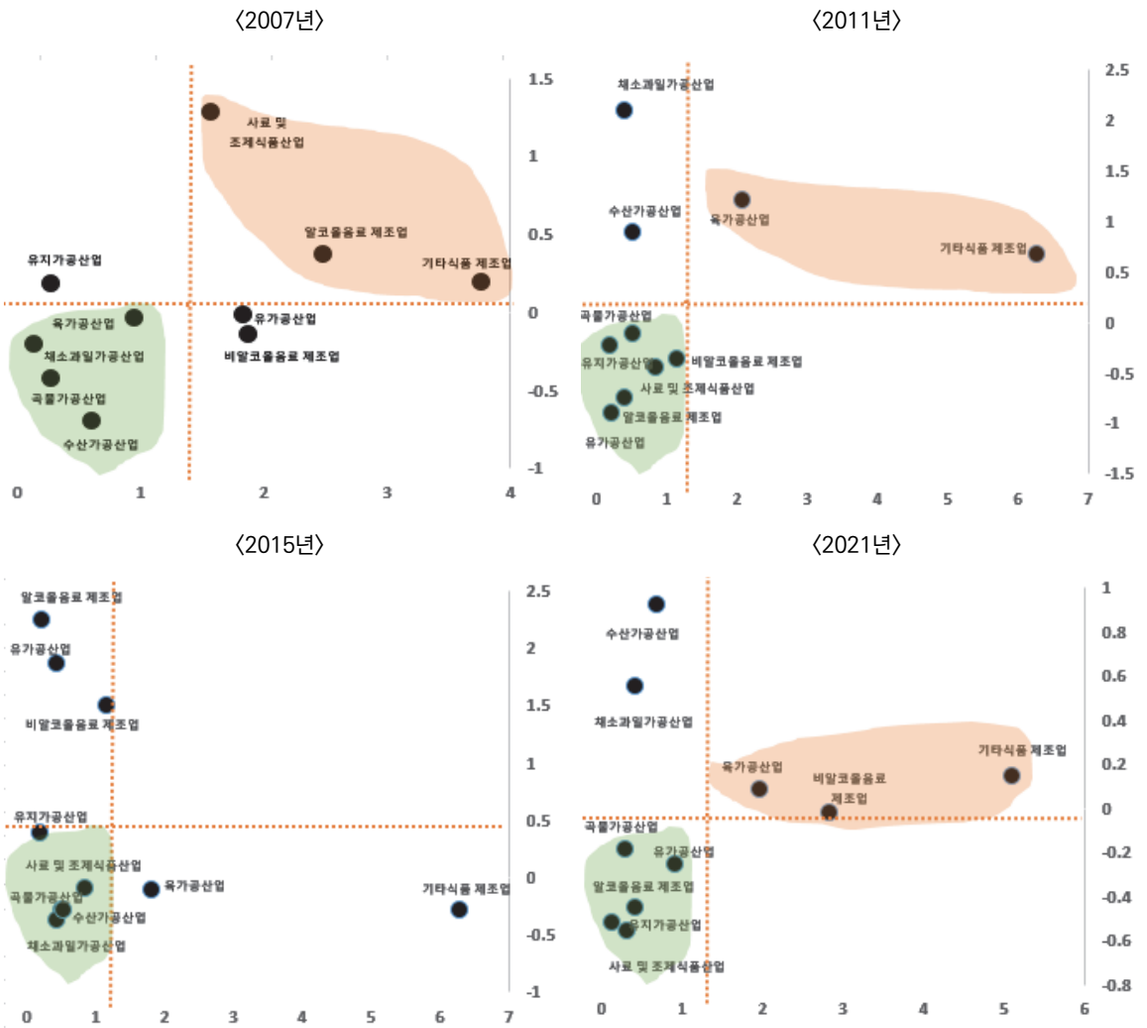
3.2.5. 어떤 기업과 세부 산업에서 생산성 향상을 보이는가?

산업 구성이나 개별기업의 생산성 수준은 세부 산업별로 달라서 생산성 수준과 그 성장률을 세부 산업별로 살펴보는 것은 식품제조업의 생산성 향상을 위해 어떠한 산업이나 기업의 육성이 필요한가에 대한 정보를 줄 수 있을 것이다. 세부 산업별로 진입-성장-퇴출이라는 동태적인 관점에서 생산성 변화 요인을 분석하는 것이 이상적이겠으나 표본 기업을 연도별로 세부 산업별로 구분할 경우, 기업 수가 너무 적어 생산성 변화 요인을 분석하기가 불가능하였다. 따라서 이 절에서는 세부 산업별로 집계 생산성 수준과 변화율만 분석하였는데 그 결과가 〈그림 2〉이다.

〈그림 2〉의 가로축은 각각 TFP의 로그값을 기준으로 계산한 2007년, 2011년, 2015년, 2021년 집계 생산성을 나타낸다. 세로축은 기간별 생산성 성장률을 나타낸다. 세부 산업의 집계 생산성은 식 (7)을 이용하되, 세부 산업별 규모의 차이를 반영하기 위해 가중치는 세부 산업의 부가가치 총액이 아니라 식품제조업의 부가가치 총액을 사용하였다. 세부 산업은 한국표준산업분류(KSIC10) 소분류 기준으로 총 10개 산업으로 구분하였는데, 육가공산업(101), 수산가공산업(102), 채소과일가공산업(103), 유지가공산업(104), 유가공산업(105), 곡물가공산업(106), 기타식품제조업(107), 사료 및 조제식품산업(108), 알코올음료제조업(111), 비알코올음료제조업(112)이다.

세부 산업별로 비교가 쉽게 세부 산업별 생산성의 평균치와 생산성 성장률의 평균치를 기준으로 〈그림 2〉의 사분면을 구성하였다. 〈그림 2〉에서 점선 형태의 수직선과 수평선은 각각 해당 연도(기간)에 대한 생산성 평균치와 생산성 성장률 평균치를 나타낸다. 1사분면은 생산성 수준도 높고 성장률 또한 높은 영역을, 2사분면은 생산성 수준은 낮으나 성장률이 높은 영역을, 3사분면은 생산성 수준과 성장률이 낮은 영역을, 4사분면은 생산성 수준은 높으나 생산성 성장률이 낮은 영역이다.

〈그림 2〉 세부 산업별 생산성 수준과 성장률



주 1) 가로축은 각각 2007년, 2011년, 2015년, 2021년 집계 생산성을 나타냄.
2) 세로축은 각각 2001~2007년, 2007~2011년, 2011~2015년, 2015~2021년의 생산성 성장률을 나타냄.
3) 점선 형태의 수직선과 수평선은 각각 해당 연도(기간)에 대한 생산성 평균치와 생산성 성장률 평균치임.
4) 한국표준산업분류(KSIC)에 명시된 소분류 산업명을 약식으로 변경함.

지난 20년간 생산성이 큰 폭으로 증가한 산업은 육가공산업이다. 육가공산업의 위치는 2007년 3사분면에서 2011년 1사분면으로, 2015년 4사분면, 2021에는 1사분면으로 이동하였다. 이는 동기간 육류 소비가 많이 증가한 것에 기인한 것으로 보인다.[15] 기타식품제조업의 경우 2007년 1사분면, 2011년 1사분면, 2015년 4사분면, 2021년 1사분면에 위치하는 바와 같이 시기마다 생산성 향상 정도가 다르지만 다른 산업에 비해 상대적으로 높은 생산성 수준을 유지하고 있다. 이는 신규 기술을 적용하거나 혁신적인 신제품을 생산하는 신규기업의 경우 모두 기타식품제조업으로 분류하기 때문에 나타난 결과로 판단된다. 비알코올음료제조업은 4사분면→3→2→1사분면으로, 알코올음료제조업은 1사분면→3→2→3사분면으로 시기마다 그 위치가 변하고 있다. 이는 이들 제조업은 경기 변동에 민감하여 생산성

[15] 2001~ 2021년 동안 1인당 돼지, 한우, 닭 소비량은 연평균 각각 2.5%, 2.7%, 3.4% 증가하였다.

수준과 성장률이 시기마다 큰 차이를 보인 것으로 판단된다. 한편, 곡물가공산업은 시기와 관계없이 3사분면에 위치하여 세부 산업 평균치에 못 미치는 낮은 생산성 수준과 성장률을 보였다.

2015~2021년 기간에 주목할 점은 수산가공산업의 생산성이 큰 폭으로 증가한 것이다. 차후 정교한 분석이 필요하지만, 이 시기 수산식품 수출이 증가한 것과 관련성[16]이 높아 보이나 수산가공산업의 생산성 수준이 평균적으로 낮은 것은 해결해야 할 과제이다.

2015~2021년 세부 산업별 생산성 수준과 성장률을 주목한다면 식품제조업의 생산성 향상을 위해서는 기타식품제조업과 육가공산업, 그리고 비알코올음료제조업 분야에서 혁신을 도모할 선도 기업을 육성하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 특히, 건강기능식품 등과 같은 고부가가치 제품을 생산하는 기업들이 포함된 기타식품제조업의 경우 식품제조업의 생산성 향상을 견인할 혁신이 요구된다. 또한 생산성과 수출의 연관성을 고려할 때 식품 수출을 통하여 식품제조업의 생산성 향상을 도모하는 것도 효과적인 전략인 것으로 판단된다.

다음으로 어떤 기업에서 생산성 향상이 더 크게 나타나는가를 살펴보았다. 생산성 향상 정도를 결정하는 변수로 연구개발투자액, 인적자본 수준, 모방이 어려운 기술·자원·인력 등과 같은 핵심 자원이나 가치를 고려할 수 있다(Syverson, 2011). 하지만 논의를 단순화하기 위해 이 연구에서는 이러한 요인들에 의해 초기 생산성 수준이 결정된다고 가정하였다. 그리하여 개별기업의 생산성 성장률이 초기 생산성 수준과 어떻게 관련되는지를 살펴보기 위해 식 (12)와 같이 오차항 성분이 기업 고정효과(η_i)와 시간효과(μ_t)로 구성된 패널 이원오차성분 모형을 추정하였다.

$$TFPGrowth_{it\rightarrow T} = \beta_l \ln TFP_{it} + \beta_q \ln TFP_{it}^2 + \eta_i + \mu_t + \nu_{it} \quad (12)$$

식 (12)에서 종속변수 $TFPGrowth_{it\rightarrow T}$는 개별기업의 로그 생산성에 대한 3개년 연평균 성장률(CAGR)이다. 초기 생산성과 생산성 성장률의 비선형 관계를 반영하기 위해 설명변수로 개별기업(i)의 로그 생산성과 로그 생산성의 제곱값을 사용하였다. 고유오차 ν_{it}외에도 개별기업의 고정효과와 연도효과를 반영하기 위해 두 오차 성분 η_i와 μ_t을 추가하였다.

분석 결과인 〈표 5〉에서 보듯이 식 (12)의 추정 계수값은 1% 미만에서 모두 유의미하였다. $\ln TFP$의 계수값은 음(-)의 부호이나, $\ln TFP^2$의 계수값은 양(+)의 부호로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 기업의 초기 생산성 수준이 높을수록 3년 후의 생산성 성장률은 감소함을 의미한다. 2011년 기점으로 생산성 수준에 큰 변화가 일어났음을 고려하여 분석 기간을 2001~2011년과 2012~2021년으로 나누어 추정하더라도, 〈표 5〉의 (2)열과 (3)열에서 보듯이 그 결과가 다르지 않다.

16) 김원혁 외(2021)는 통계청의 광업제조업조사의 사업체 자료(2000~2017년)를 이용하여 제조업의 생산성과 수출 간에 정(+)의 관계가 있음을 보였다.

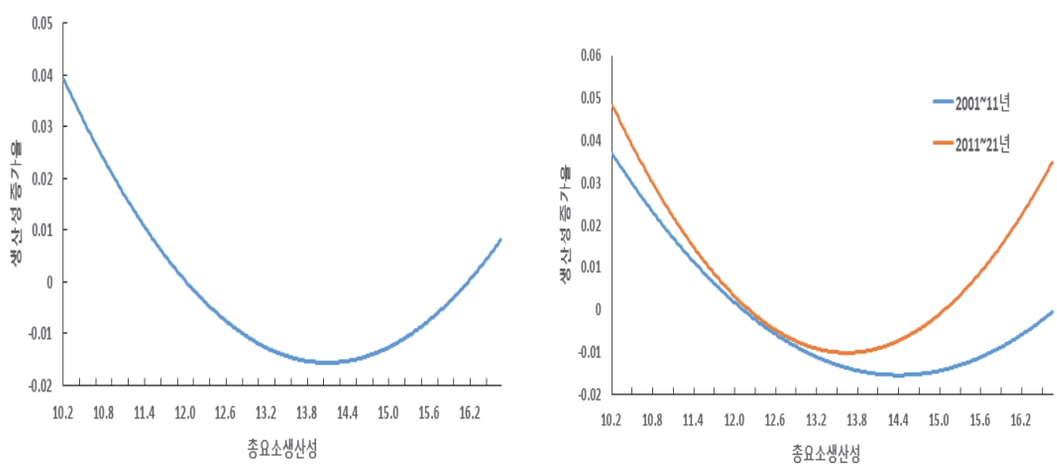
〈표 5〉 생산성 성장률에 관한 패널 데이터 모형의 추정 결과

구분	(1) 2001~2021년	(2) 2001~2011년	(3) 2011~2021년
상수항	18.8078*** (1.9284)	16.3905*** (4.8969)	23.8004*** (3.1443)
$\ln TFP$	-2.6211*** (0.3182)	-2.2319*** (0.5439)	-3.3884*** (0.5248)
$\ln TFP \times \ln TFP$	0.0886*** (0.0131)	0.0729*** (0.0221)	0.1180*** (0.0220)
고정효과	○	○	○
연도효과	○	○	○
N	5,808	2,088	2,836
R^2	0.246	0.203	0.265
생산성 증가율의 변곡점인 로그 TFP 수준	14.07	14.53	13.66

주 1) 괄호 안의 값은 표준오차임.
2) ***는 유의확률이 0.0001보다 작음을 의미함.

〈표 5〉의 추정 결과를 이용하여 초기 생산성을 로그 생산성의 1백분위수부터 99백분위수까지 증가시킬 때 생산성 성장률의 변화를 나타낸 것이 〈그림 3〉이다. 3년 후 생산성은 〈그림 3〉에서 보듯이 로그생산성이 2001~2011년에는 16.2를 초과할 때, 2011~2021년에는 15.1을 초과할 때 비로소 향상하였다. 하지만 15.1이나 16.2에 달하는 로그 생산성은 표본 기업에서 존재하지 않는 높은 수치이다.

〈그림 3〉 초기 생산성 수준과 생산성 성장률의 관계



주: 좌측 그림은 2001~2021년 기간을 대상으로, 우측 그림은 2001~2011년과 2011~2021년을 대상으로 초기 생산성과 생산성 성장률 간의 관계를 나타낸 것임.

이상의 분석 결과가 의미하는 바는 우리나라 식품제조업의 경우 시간 흐름에 따라 집계 생산성이 정체 내지 둔화하거나, 또는 평균생산성의 성장률이 높지 않은 것은 그간 평균생산성의 향상을 주도한 기업들이 생산성이 높지 않은 기업이었기 때문이다.[17] 즉, 집계 생산성 성장률의 둔화는 위의 추정 결과가 말해주듯이 개별기업의 생산성 수준이 집계 생산성의 향상을 견인할 만큼 충분히 높지 않았다는 것으로 식품제조업에서 생산성 향상을 주도할 혁신기업의 부재를 의미한다.[18]

4. 요약 및 결론

이 연구는 지난 21년(2001~2021년)간 기업 단위의 재무제표 패널자료를 구축하여 식품제조업을 대상으로 생산성 변화의 추이와 요인을 분석하였다. 선행 연구와는 달리 기업 단위의 투입과 산출 변수를 이용하여 추정한 생산함수로부터 개별기업의 TFP를 도출하였고, 이를 가중 평균하여 집계 생산성 지표를 연도별로 측정하였다. 생산성 변화의 요인은 기업의 진입과 퇴출을 고려한 동태적인 관점에서 존속기업의 생산성 기여 효과, 존속기업 간 시장점유율 재분배 효과, 진입기업 및 퇴출 기업의 생산성 기여 효과로 분해하였다.

이 연구의 주요 결과와 그에 따른 정책적 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 생산성과 노동 및 자본 상호 간의 동시성에 기인한 내생성 문제를 해결하는 추정 방법을 적용할 때 우리나라 식품제조업의 평균적인 규모 수확 정도는 0.53으로 규모 수확 체감 정도가 제조업 평균에 비해 컸다. 개별기업의 TFP을 가중 합산한 집계 생산성은 2011년 이후 상승하였으나 여전히 2001년 수준에는 못 미치는 것으로 나타나 우리나라 식품제조업이 성장 단계를 넘어서 포화 상태에 도달한 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 식품제조업의 지속적인 성장을 도모하기 위해서는 생산성 제고를 위한 혁신이 필요불가결함을 의미한다.

둘째, 집계 생산성에서 평균생산성의 비중이 압도적으로 높지만, 집계 생산성의 향상을 위해서는 개별기업의 생산성 향상에 못지않게, 효율적인 자원 재분배도 매우 중요하다. 왜냐하면 2016년 이후로 신규기업 진입의 효과나 존속기업 간 자원 재분배 효과는 작아졌을 뿐만 아니라 집계 생산성의 향상에도 부(-)의 영향을 주었기 때문이다. 이러한 결과는 현행 규제나 제도 또는 정부 지원이 시장의 효율적인 자원 배분을 왜곡하는 것이 아닌지 검토해 볼 필요성을 제시한다. 생산성 향상에 기여하는 자원 재분배 효과를 고려할 때 기업의 진입 및 퇴출 장벽을 없앰으로써 식품제조업의 시장 환경을 더욱 경쟁적으

17) 식 (8)에서 규모가 큰 기업의 평균생산성이 향상할 때 정(+)의 자원 재분배 효과로 인해 집계 생산성의 향상 정도가 커지게 됨을 알 수 있다.

18) 새로운 기업의 진입이나 개별기업의 혁신으로 인해 이들 기업의 생산성 수준이 높아지면 존속기업 가운데 일부는 이를 따라잡는 과정(catch-up)을 통해 생산성이 향상하는 반면, 새로운 기술을 따라잡지 못하는 기업들은 산업으로부터 퇴출하는 혁신의 발산과 창조적 파괴 과정을 통해 집계 생산성이 향상한다(Gort & Klepper, 1982).

로 만드는 것이 중요하다. 즉, 식품 제조기업의 시장 진입과 탈퇴가 자유로운 역동적인 산업생태계를 조성함으로써 생산성이 높은 기업은 시장에 진입하고 또 생산성이 낮은 기업은 시장에서 도태되도록 창조적인 파괴 과정이 요구된다.

셋째, 집계 생산성의 향상을 위해서는 생산성이 높은 기업이 단기적인 유동성 문제로 인해 산업에서 이탈하지 않도록 금융 지원을 하고, 반대로 생산성이 낮은 기업이 무분별한 금융 지원으로 인해 한계기업(zombie firms)으로 전락하여 산업 내에 존속하는 것을 막을 필요가 있다.[19] 중소기업의 경우 존속하는 대기업에 비해 생산성이 높은 경우가 많아 자원이 이러한 기업으로 재배분되도록 하는 정부 정책의 추진이 필요하다. 아울러 과도한 규제로 효율적인 기업이 폐업하지 않도록 하는 규제 개선이 요구된다. 생산성이 높고 규모가 큰 존속기업의 경우 집계 생산성에 미치는 자원 재분배 효과가 큼을 고려할 때 이들의 생산성을 지속해서 높이기 위한 R&D 지원은 집계 생산성의 향상에 필수적이다. 아울러 중소기업체가 선도 기술을 빠르게 습득하여 선도 기업과의 생산성 격차를 좁히는 기술 확산 정책도 병행할 필요가 있다.

넷째, 식품제조업의 집계 생산성을 향상하려면 생산성 수준이 높은 선도 기업을 육성하여 산업생태계의 혁신을 유도할 필요가 있다. 세부 산업별로는 2015~2021년을 기준으로 할 때 기타식품제조업, 육가공산업, 비알코올음료제조업 분야가 여타 산업보다 생산성 수준과 성장률이 상대적으로 높았다. 기타식품제조업 분야에 속한 건강기능식품에 대한 소비자의 관심 증가와 제품의 고부가가치 측면을 고려할 때 이러한 산업 분야에서 혁신을 도모할 선도 기업을 양성할 필요가 있다.

이러한 관점에서 정부가 2019년 발표한 식품산업 육성 대책은 식품제조업의 생산성이 둔화하고 있는 시점에서 시의적절한 대책이라 판단된다. 세부 대책으로 제시된 맞춤형 특수식품, 기능성식품과 같은 성장 잠재력이 높은 5대 유망 식품의 집중적인 육성, 혁신적인 산업생태계 조성을 위한 제도 정비 및 규제 개선, 연구개발 지원 등은 신규기업의 진입을 유도하고 존속기업의 생산성 향상에 크게 기여할 여지가 있기 때문이다. 하지만 기업의 생애주기와 생산성 향상이 본질상 동적이고 장기적인 문제임을 고려할 때 식품산업 진흥 기본계획의 수정 작업을 통해 과거 정책을 보완하는 생산성 대책을 지속해서 마련할 필요가 있다.

19) 한계기업은 혼잡효과로 인해 정상적인 식품 제조기업의 투자, 고용 및 총요소생산성에 부정적인 영향을 주고, 종국에는 식품제조업의 성장을 저하한다. 김성용 외(2023)에 의하면 식품제조업 분야에서 한계기업 비중은 2021년 기준으로 10%이며, 최대 지속기간이 2~4년인 한계기업 비중은 46.8%, 5~8년 지속되는 중기 한계기업 비중은 11.3%에 달하여 한계기업으로 인한 자원 배분의 왜곡 문제가 심각한 것으로 보고되었다.

참고문헌

김민호. (2017). 자원분배와 생산성: 한국 제조업의 역동성과 시사점. 한국개발연구원.

김성용, 김나흔, 유순미. (2023). 식품제조기업의 한계기업 동향과 특징. *농업경영·정책연구*, 50(4), 553-577.

김원혁, 이윤수, 박진호. (2021). 제조업의 수출과 생산성 간 관계 분석: 사업체 단위 자료를 이용하여. *Journal of Economic Theory and Econometrics*, 32(3), 103-134. http://doi.org/10.22812/jetem.2021.32.3.004

노용환, 홍성철. (2011). 한국 중소제조업의 성장경로 연구: 사업체 수준 통합자료 분석. *통계연구*, 16(2), 82-109. UCI : G704-001484.2011.16.2.005

안상훈. (2006). 생산의 국제화와 산업구조 및 생산성의 변화: 미시데이터의 분석과 국제비교. 한국개발연구원.

우진희. (2019). 제조업의 사업체 단위 생산성 분석. *월간 재정포럼*, 276(9), 8-37.

이병기. (2014). 기업 진입·퇴출의 생산성 효과와 진입규제 개혁과제. *한국경제연구원 정책연구*, 2014(20), 1-81.

송상윤. (2020). 한계기업이 우리나라 제조업 노동생산성에 미친 영향. *BOK이슈노트*, 2020(7), 105-122.

최순, 김한호. (2021). 식품 제조업의 동태적 산업 생산성 성장 요인 분석: 사업체의 진입·이탈을 고려하여. *농업경제연구*, 62(2), 63-88.

한국생산성본부. (2023). 2022 산업별 총요소생산성과 자원 재분배. KPC.

한진희. (2003). 진입·퇴출의 창조적 파괴 과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석. *KDI 정책연구*, 25(2), 5-22. UCI : G704-001088.2003.25.2.002

Bartelsman, E., Haltiwanger, J.C., & Scarpetta, S. (2013). Cross-country difference in productivity: The role of allocation and selection. *American Economic Review*, 103(1), 305-334.

Baily, M., Hulten, C., Timothy, B., Caves, E., & Campbell, D. (1992). Productivity dynamics in manufacturing plants. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 187-267.

Beveren, I.V. (2012). Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98-128. https://doi.org/10.2139/ssrn.1004429

Disney, R. Haskel, J., & Heden, Y. (2003). Restructuring and productivity growth in UK manufacturing. *The Economic Journal*, 113(489), 666-694. https://doi.org/10.1111/1468-0297.t01-1-00145

Foster, L., Haltiwagner, J., & Krizan C.J. (2001). Aggregate productivity growth: Lesson from microeconomic evidence. NBER Studies in Income and Wealth, vol 43: New Development in Productivity Analysis. Chicago and London: University of Chicago Press, 303-363.

Gatto, M.D., Liberto, A.D., & Petraglia, C. (2011). Measuring productivity. *Journal of Economic Surveys*, 25(5), 952-1008.

Gal, P.N. (2013). Measuring total factor productivity at the firm level using OECD-ORBIS. *Economics Department Working Papers*, No1049, OECD. https://doi.org/10.1787/5k46dsb25ls6-en

Gort, M. & Klepper, S. (1982). Time paths in the diffusion of product innovations. *Economic Journal*, 92(367), 630-653. https://doi.org/10.2307/2232554

Griliches, Z., & Regev, H. (1995). Firm productivity in Israeli industry: 1979-1988. *Journal of Econometrics*, 65(1), 175-203. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01601-u

Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-342. https://doi.org/10.1111/1467-937x.00246

Levinsohn, J., & Petrin, A. (2012). Measuring aggregate productivity growth using plant-level data. *RAND Journal of Economics*, 43(4), 705-725. https://doi.org/10.1111/1756-2171.12005

Melitz, M.J., & Polanec, S. (2015). Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit. *RAND Journal of Economics*, 46(2), 362-375. https://doi.org/10.1111/1756-2171.12088

Olley, S., & Pakes, A. (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64(6), 1263-1298. https://doi.org/10.2307/2171831

Petrin, A., Poi, B.P., & Levinsohn, J. (2004). Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables. *The Stata Journa*l, 4(2), 113-123. https://doi.org/10.1177/1536867x0400400202

Syverson, C. (2011). What determines productivity? *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365. https://doi.org/10.1257/jel.49.2.326

부록

1. 식 (7)에서 식 (8)의 유도 과정

$$
\begin{aligned}
N_t \cdot cov(w_{it}, z_{it}) &= \sum_{i}^{N_t}(w_{it}-\overline{w}_t)(z_{it}-\overline{z}_t) \\
&= \sum_{i=1}^{N_t}(w_{it}z_{it}) - \sum_{i=1}^{N_t}\overline{w}_t z_{it} - \sum_{i=1}^{N_t}\overline{z}_t w_{it} + N_t\overline{z}_t\overline{w}_t \\
&= Z_t - N_t\overline{w}_t\overline{z}_t \quad (\because \overline{w}_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it}/N_t = 1/N_t) \\
&= Z_t - \overline{z}_t
\end{aligned}
$$

본문에서는 편의상 $N_t cov(w_{it}, z_{it}) = cov(w_{it}, z_{it})$라고 정의하였다.

2. 식 (11)의 유도 과정

산업에 속한 기업 구성에 대한 정의에 따르면, 1기에 산업을 구성하는 기업은 잔존기업과 탈퇴기업인 반면, 2기에 산업을 구성하는 기업은 잔존기업과 신규로 진입하는 기업이다. 따라서 1기의 집계 생산성을 나타내는 식 (9-1)은 다음과 같이 유도된다.

$$
\begin{aligned}
Z_1 &= w_{S1}Z_{S1} + w_{X1}Z_{X1} = (1-w_{X1})Z_{S1} + w_{X1}Z_{X1} \quad (\because w_{S1} = 1-w_{X1}) \\
&= Z_{S1} + w_{X1}(Z_{X1} - Z_{S1})
\end{aligned}
$$

같은 방법으로 2기의 집계 생산성을 나타내는 식 (9-2)는 다음과 같이 유도된다.

$$
\begin{aligned}
Z_2 &= w_{S2}Z_{S2} + w_{E2}Z_{E2} = (1-w_{ES})Z_{S2} + w_{E2}Z_{E2} \\
&= Z_{S2} + w_{E2}(Z_{E2} - Z_{S2})
\end{aligned}
$$

식 (11)의 우변에서 $\triangle\overline{z}_S + \triangle cov(z_S, w_S)$는 다음과 같이 유도된다.

$$
\begin{aligned}
(Z_{S2} - Z_{S1}) &= \left[\overline{z}_{S2} + cov(z_{S2}, w_{S2})\right] - \left[\overline{z}_{S1} + cov(z_{S1}, w_{S1})\right] \quad (\because \text{식 (8)를 } Z_{S2}\text{와 } Z_{S1}\text{에 각각 적용}) \\
&= \left[\overline{z}_{S2} - \overline{z}_{S1}\right] + \left[cov(z_{S2}, w_{S2}) - cov(z_{S1}, w_{S1})\right] \\
&= \triangle\overline{z}_S + \triangle cov(z_S, w_S)
\end{aligned}
$$

일반논문

원고 접수일: 2024년 11월 11일
원고 심사일: 2024년 11월 27일
심사 완료일: 2024년 12월 18일

제47권 제4호: 27~54 (2024.12.)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.4.002

공간적 의존성을 고려한 농작물재해보험의 피해율 추정과 활용

지연구*, 이진권**

Contents

Keywords

농작물재해보험(Crop insurance), 자연재해 피해율(Natural Disaster Damage rate), 공간적 의존성(Spatial Dependency), 보험요율(Insurance rate), 공간계량경제학(Spatial Econometrics)

Abstract

우리나라의 자연재해로 인한 피해를 보상하는 농작물재해보험의 보험요율은 '시군'이라는 행정구역 단위 피해율을 기반으로 산출된다. 하나의 자연재해가 동시에 여러 시군에 영향을 미치는 경우 '시군' 단위로 집계된 자연재해 피해율은 '시군' 간 유사한 패턴을 보이게 된다. 인접 '시군' 간 피해율의 의존성을 고려하는 공간계량경제학적 방법을 도입하여 분석한 결과, 자연재해 피해율이 통계적으로 인접 '시군' 간 의존성이 존재하며, 이를 고려하는 추정 방법이 보다 좋은 추정량을 얻을 수 있음을 확인하였다. 아울러 공간회귀모형에 의한 추정 피해율을 활용하는 방법들을 제안하였다.

* ㈜한국보험솔루션 대표(경제학 박사).
** 서강대학교 경제학과 교수, 교신저자. e-mail: jlee22@sogang.ac.kr

Journal of Rural Development 47(4): 27-54 (December 2024)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.4.002

Estimation and Application of Damage Rates of Crop Insurance Using Spatial Dependency

Ji Yeongu*, Lee Jinkwon **

Keywords

Crop insurance, Natural Disaster Damage rate, Spatial Dependency, Insurance rate, Spatial Econometrics

Abstract

The insurance rates for crop insurance that compensate for damage caused by natural disasters are calculated based on the damage rates at city or county level in Korea. When a single natural disaster affects multiple cities or counties simultaneously, the aggregated natural disaster damage rates at the city or county level show similar patterns. In this study, spatial econometric methods that consider the dependency of damage rates between adjacent cities or counties confirms that there is a cross sectional dependency between adjacent cities or counties, and that estimation methods considering this dependency provide better estimates. Based on those results, new methods of estimating the damage rates of each city or county is proposed.

* CEO of Korea Insurance Solution Co., Ltd. (Ph.D. in Economics).

** Professor of Economics, Sogang University, corresponding author. e-mail: jlee22@sogang.ac.kr.

1. 서론

정부는 거대한 각종 자연재해의 반복적 발생으로 인한 농작물의 피해(수확량 감소)로부터 농업인의 소득 안정화를 도모하기 위해 2001년 농작물재해보험을 정책성보험으로 도입하고, 태풍 등 자연재해로 인한 피해를 보험회사를 통하여 보험가입 농가에게 보상하고 있다. 농가는 보험가입을 통하여 자연재해 피해를 보상받을 수 있고, 정부의 보험료 지원에 따라 보험가입 비용을 낮출 수 있어 저렴하게 자연재해 위험을 관리할 수 있는 기회를 얻게 된다. 보험가입 농가는 자연재해가 발생하지 않으면 그 해 부담한 보험료를 손해로 인식하고, 평균적으로 예상되는 피해 수준보다 보험료가 높은 경우 보험가입을 하지 않으며, 이웃 또는 인접 지역 보험가입자의 보험료와 자신의 보험료를 비교함으로써 보험료 부담의 적절성을 평가하기도 한다.

또한 보험회사는 농가의 보험료 부담의 형평성을 제고하기 위해 보험가입 농가의 예상 피해율[1]과 보험요율[2]이 동일하도록 결정하고자 한다.[3] 다만, 이를 위해서 해당 가입 농가에 대한 장기간의 관찰(예 100년 이상)이 필요하나, 이는 현실적으로 불가능하다. 이에 대한 대안으로 보험회사는 다수의 보험가입자를 동질 위험집단(Class)으로 모아(Pooling) 집단별 평균 예상 피해율을 계산하여 집단 내의 모든 보험가입자에 동일하게 적용하는 방식을 선택한다. 농작물재해보험의 동질 위험집단은 농어업재해보험법에 의해 행정구역 단위(시군 또는 읍면)로 정해져 있으나, 이들 지역단위의 자연재해 통계 역시 충분하지 않을 수 있다.

한편, 국립식량과학원(2018)에 의하면, 농작물의 생육은 기상요소와 밀접한 관련이 있다. 논에 재배하는 벼는 7~8월 태풍을 동반한 강우에 의해 주로 피해를 받는데 이 시기는 영양생장기 후반이거나 또는 출수 후 등숙 초기에 해당하는데, 수온이 높고 정체탁수로 침수 및 관수기간이 길어지면 피해가 급격히 증가한다고 한다.[4] 이러한 기상요소는 농작물 피해가 많은 지역에서 동시에 관찰된다. 즉, 기후변화를 포함하는 자연재해 위험이 동시에 2개 이상의 행정구역 단위 이상에 영향을 미치고 각각 이들 행정구역 단위로 집계[5]되는 경우 이들 행정구역 단위가 작을수록 자연재해 통계는 더 높은 유사성을 갖게 된다. “모든 것은 다른 것과 관련되어 있다. 그러나 가까운 것은 멀리 있는 것들보다 더 관계가 있다”는 지리학의 제1법칙(Tobler, 1970)은 자연재해를 대상으로 하는 농작물재해보험 등의 보험료 계산에서도 당연히 고려될 수 있는 가설이다.

---

1) 피해율은 경작면적 대비 피해면적의 비율(면적피해율) 또는 예상생산액 대비 피해금액의 비율(금액피해율)로 계산할 수 있다. 단위당 생산액이 일정한 경우 면적피해율과 금액피해율은 동일하게 취급할 수 있으므로 이 논문에서의 피해율은 금액피해율 또는 면적피해율을 의미한다. 다만, 통상적으로 보험요율과 대응되는 피해율은 금액피해율에 해당한다.

2) 보험요율은 위험노출단위(예를 들어 보험가입금액 1원, 차량 1대 등)당 보험가입자가 부담하는 금액을 의미하며, 사업비 등 부가적인 요소를 포함하나 이 논문에서는 보험금 지급에 충당되는 부분만을 고려하는 위험률을 의미하는 것으로 제한한다.

3) 개별가입자에 대한 보장 급부와 반대급부인 보험료 부담이 일치해야 한다는 보험요율 산출원칙을 의미한다.

4) 출수는 이삭이 패는 시기, 등숙은 낱알이 익어가는 시기, 침수는 식물체의 일부가, 관수는 식물체 전체가 물에 잠기는 것을 말한다.

5) Lesage(1999)에 의하면 공간적 의존성은 크게 자료수집의 공간 단위와 인구사회학적 요인에 의하여 발생된다.

본 연구에서 대표적인 자연재해보험인 농작물재해보험을 대상으로 일반적으로 사용되고 있는 보험요율 산출 단위인 시군[6]의 자연재해 피해율이 통계적으로 인접 시군 간 관련성을 가지는지와 이를 고려하는 추정 방법이 보다 효율적인지를 검토함으로써 통계량 부족으로 인한 피해율 예측의 어려움을 개선하고, 인접 지역 간 보험료 부담의 형평성을 제고할 수 있는지를 검토하고자 한다. 이러한 검토를 통하여 농작물재해보험을 이용하는 보험가입 농가에게 보다 정확한 보험료를 적용하고 이를 통하여 보험가입 농가들의 보험료 부담의 형평성을 제고함으로써 농작물재해보험에 대한 신뢰 제고에 기여할 수 있다.

2. 자연재해 위험관리와 농작물재해보험

2.1. 농작물재해보험 개요

자연재해 피해는 광범위하고 동시다발적으로 발생하는 특성이 있다. 정부는 자연재해로 인한 농어업생산물의 경제적 손실을 보상하기 위하여 농어업재해보험법을 제정하고, 손해보험회사(수산업협동조합중앙회 포함)로 하여금 농어업재해보험을 운영하도록 하고 있다. 농작물재해보험은 2001년 사과·배 품목에 대한 시범사업을 시작으로 그 대상품목을 점차 확대하여 왔다. 2023년 말 현재 사과·배·벼·복숭아·콩·고추 등 70개 작물이 농작물재해보험으로 인수되고 있으며, 콩·포도·양파·마늘·고구마·가을감자·양배추 등 7개 농작물은 농업수입보험도 판매되고 있다. 농작물재해보험은 자연재해로 인한 생산량 감소 피해를, 농업수입보험은 생산량 감소와 판매가격 하락을 함께 고려한 수입 감소 피해를 보장하고 있다.

2.2. 농작물재해보험요율

보험회사는 농어업재해보험법 제9조(보험료율의 산정)에 따라 재해보험의 보험요율을 객관적이고 합리적인 통계자료를 기초로 하여 보험목적물별, 보상방식별, 행정구역 단위(특별시·광역시·도·특별자치도 또는 시·군·자치구)로 산정하되, 2022년부터 보험업법 제129조에 따른 보험료율 산출의 원칙에 부합하는 경우에는 자치구가 아닌 구·읍·면·동 단위로도 보험료율을 산정할 수 있도록 동 법률이 개정되었다. 보험회사는 현재 '구'로 구성되어 있는 광역시 또는 일부 시는 '구'를 구분하지 아니한 총 162개 시(특별시·광역시·특별자치 포함)군을 위험 구분 단위로 하여 보험요율을 산출하여 왔으며, 2022년부터 사과 및 배 품목의 일부 시군에 대하여는 읍·면·통합동 단위로 산출하고 있다. 농작물재해보험의 요율은 보험운영 결과를 반영하여 매년 재산출되고 있으며, 재해로 인한 수량감소와 가격감소를 보장

[6] 2022. 1. 1. 이전에는 농어업재해보험법 시행령으로 정하는 행정구역인 시군(市郡)을 기준으로 하여 산출하도록 규정되어 있었다.

하는 농업수입보험은 농작물재해보험의 보험요율(수량감소 보장)에 가격변동성을 추가적으로 고려하고 있다.

2.3. 농작물재해보험 경험손해율과 보험요율

농작물재해보험 및 농업수입보험은 자연재해를 대상으로 운영되는 보험으로 태풍 등의 자연재해에 의한 손해를 보장하는 보험상품이다. 특정 연도의 대형 태풍은 전국적으로 영향을 줄 수 있으며, 특히 수확기 근처의 태풍은 광범위한 지역에서 동시에 큰 손해를 끼칠 수 있다. 결과적으로 보험회사는 2002년 433.4%, 2003년 290.8%, 2012년 357.1%의 높은 손해율을 경험한 바 있다.

현재의 농작물재해보험 및 농업수입보험의 보험요율은 읍·면·동 단위로 산출하고 있는 사과·배 품목의 일부 시군을 제외하고 자체 시군만의 보험 경험실적을 반영하여 독립적으로 산출하고 있으므로 특정 연도의 이상 사고에 의해 특정 시군의 보험요율은 자연환경을 포함한 생육환경이 유사한 인접 지역의 보험요율과 크게 다를 수 있다. 특히, 가입 규모가 충분히 크지 않은 시군의 경우에는 특정 연도의 보험금 지급 실적에 따라 손해율 변동성이 클 수 있으며, 해당 시군구의 보험료가 상대적으로 크게 변동할 수 있다.

2.4. 농작물재해위험의 공간적 의존성

한반도는 매년 평균 1~2개의 태풍에 의해 직간접적으로 영향을 받는다. 한국에 영향을 미친 태풍의 경로(왼쪽)와 태풍과 강우로 인하여 벼를 포함한 대부분의 농작물이 큰 피해를 입는다. 대형 태풍이 전국적으로 영향을 미쳤던 2002년, 2003년, 2012년의 농작물재해보험의 피해율은 위에서 언급한 바와 같이 매우 높았는데, 이는 태풍 등 자연재해가 이동 경로에 따라 전국적 또는 국지적으로 농작물의 수량손실에 직접적으로 유사한 영향을 미쳤기 때문이다.

인접 지역 간 공간적 의존성이 존재하는 경우 보험회사는 해당 시군의 보험가입 실적에 따른 통계신뢰도 이외에 농작물 재배의 공간적 유사성(농작물 재배 방법, 기상요건 등)을 고려한 손실위험도의 추정이 필요할 수 있다. 보험회사는 공간적 의존성을 고려하는 대표적인 방법으로 기상요건과 물리적인 거리를 함께 고려하여 농작물재해보험 및 농업수입보험의 요율산출을 고려할 수 있다. 이는 생명보험의 인접연령 간 사망위험률을 평활하는 것과 같이 특정 시군과 인접 시군 간 재해위험을 평활(Smoothing)하는 효과도 가져올 수 있다.

2.5. 문헌 검토

공간회귀분석(Spatial regression analysis)은 공간자료, 지리정보 데이터(georeferenced data), 센서스 데이터가 갖고 있는 공간의존성, 공간이질성(spatial heterogeneity) 등을 계량경제적 방법으로 분석하는 기법(econometric techniques)으로, 회귀모형에서 독립변수와 종속변수를 공간의존적 관점에서 분석하며, 공간적 관측값 사이의 내부 상관은 왜, 어떻게 자기 상관(spatial autocorrelation)이 나타나는가? 어떻게 이것을 측정하는가? 이것은 공간적 불균질이나 의존성과 어떤 관련을 갖는 것인가? 등을 다룬다(김광구, 2003).

공간적 자기상관성 또는 공간의존성을 분석하는 사례는 지역계획학, 도시 및 지역경제학, 보건의료학, 범죄학 등 다양하게 존재한다(김현중 외, 2015; 정은애 외, 2015; 김동하 외, 2016; 김찬용·임업, 2016; 박진철 외, 2016). 국내의 경우 기후 환경적 요인을 설명변수로 하는 농작물의 생산량 예측은 일부 시도되고 있으나, 피해율에 대한 검토는 이루어지지 않고 있다. 최성천·백장선(2016)은 공간패널회귀모형을 이용한 양파생산량을 추정하였고, 경북대학교(2015)는 주요 과수작물의 생산량 예측모형 개발연구에서 기상청 기후변화정보센터에서 제공하는 2100년까지의 시나리오 데이터를 활용하여 과수 생산량의 변화를 예측하였다.

최근 미국에서 농작물 생산이 유사한 기후적 특성, 유사한 농업기술 등에 따라 공간적으로 의존되는 경향을 가짐에 따라 Park et al.(2020)은 공간보간에 대한 베이지안 크리깅(Bayesian Kriging) 기법을 이용하여 보다 정확한 생산량의 산출이 가능함을 보였다. 이 논문은 기후 공간의 결과가 물리적 공간의 결과보다 좋은 예측 결과(out-of-sample)를 보였으며, 지역간 손해율의 형평성을 개선하는데 도움이 되는 것으로 평가된다.

본 연구는 한반도라는 지역이 유사한 기후적 특성을 갖는다는 점을 고려하여 물리적 공간과 기후적 공간에서 공간적 의존성이 존재하는지를 통계적으로 검증해 보고, 공간의존성이 존재하는 경우 이를 고려하는 공간계량경제학적 방법론을 적용하여 추정된 분석 결과를 활용함으로써 자연재해 위험률 추정의 개선을 도모하고자 한다.

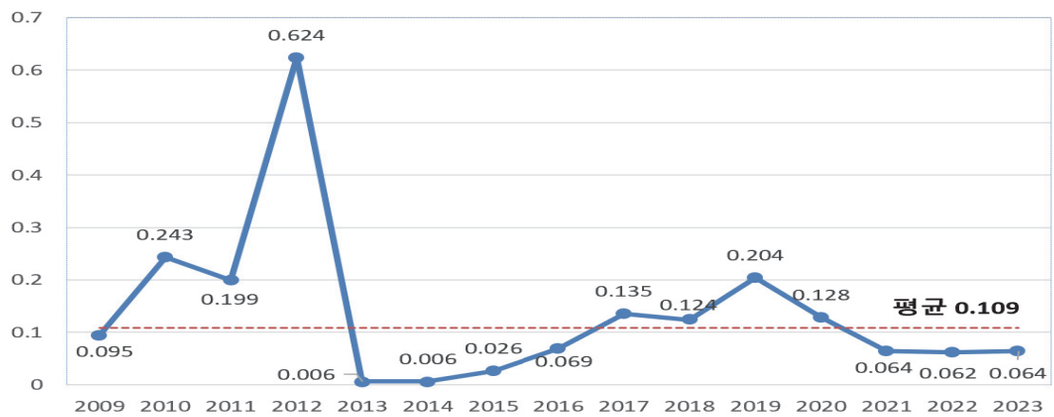
3. 연구자료 및 방법

3.1. 연구자료

이 논문은 농작물재해보험 벼품목의 연도별(2009~2023)·시군별 면적피해율[7] 자료를 이용하였으며, 판매실적이 없는 시군과 연도별 면적피해율이 100% 이상인 자료는 제외하였다. 60% 이상 피해율을

나타낸 연도는 지난 15년간 1회(2012)였다. 큰 태풍이 있었던 2012년 이후 최근까지 피해율이 50%를 넘는 큰 피해는 없는 것으로 나타났다(〈그림 1〉 참조).

그림 1. 연도별 면적피해율



출처: 농업정책보험금융원〈https://www.apfs.kr/〉. 농어업재해보험연감 각 연도.

벼품목의 농작물재해보험 피해율에 영향을 미치는 대상 재해는 크게 가뭄, 침관수, 태풍, 저온, 고온 등으로 아래 〈표 1〉과 같이 정리할 수 있다. 국립식량과학원(2018)에 의하면, 벼품목의 생육단계별 가뭄피해는 이앙기에 육묘 기간이 연장되면 모는 노화하고, 이앙기가 늦어져 분얼 확보 및 출수 지연 등으로 수량에 영향을 끼친다. 여름철 태풍의 통과, 장마전선의 정체, 국지호우 등으로 수해 발생이 빈번하여 수잉기와 출수기 전후에 침관수 피해가 가장 크게 나타난다. 태풍에 의한 강한 바람으로 벼 줄기와 잎, 영화 등에 대한 물리적 손상 및 생리적 장해를 유발한다. 벼 생육단계별로 최적온도, 최고최저 한계온도가 있어, 온도가 너무 높거나 작은 경우 피해를 받게 된다. 벼의 냉해 유형으로는 유수형성기부터 개화기까지 냉온으로 벼의 생식기관이 정상적으로 형성되지 못하거나 화분 수정에 장해를 일으켜 불임현상이 나타나거나, 영양생장기의 장기간 저온으로 생육이 지연되어 출수가 지연되기도 한다. 고온장해는 기온이 지나치게 높아 벼의 생육이 저해되거나 출수기에 불임을 유발시켜 쭉정이가 증가되고 수확량의 감소를 가져온다.

표 1. 벼 생육주기에 따른 기상재해 및 결과

시기	4월			5월			6월			7월			8월			9월			10월		
	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하
벼 생육 시기	모 기를 때						새끼 칠 때 (분얼기)						이삭필 때 (개화기)						수확할 때		
				모낼 때						이삭 생길 때 (유수형성기) /이삭 밸 때 (수잉기)						익을 때					

7) 보험요율 산출 시에는 면적피해율보다는 금액피해율(= $\frac{\text{보험금}}{\text{보험가입금액}}$) 또는 손해율(= $\frac{\text{지급보험금}}{\text{보험료}} = \frac{\text{보험금}}{\text{보험가입금액} \times \text{보험요율}}$)을 사용한다.

(계속)

시기		4월			5월			6월			7월			8월			9월			10월		
		상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하	상	중	하
기상재해 결과	가뭄 (월합강수량)	모내기 지연, 이삭 수 감소								이삭패기 지연, 여묾 불량												
	침관수(일최다강수량), 태풍(순간최대풍속)						이삭 수 감소				흰 이삭, 쓰러짐, 여묾 불량											
	저온(평균최저기온)	모생육 부진			이삭 수 감소			이삭패기 지연, 벼알 수 감소			여묾 불량											
	고온(평균최고기온)									벼알 수 감소, 불임(쭉정이)				이삭발육 정지								

주: 국립식량과학원(2018)의 식량작물 주요 기상재해 피해양상 및 피해기준 설정(1단계) 요약.

기상자료는 기상정보 개방포털의 관측소별 종관기상관측자료[8]를 사용하였다. 2018년부터 2023년까지 월별 기상관측소별 평균기온(℃), 평균최고기온(℃), 평균최저기온(℃), 월합강수량(mm), 일최다강수량(mm), 평균풍속(m/s), 최대풍속(m/s), 최대순간풍속(m/s) 자료가 사용되었다(〈표 2〉 참조).

표 2. 월별 기상자료(2018~2023년 평균)

구분	평균기온 (℃)	평균최고기온 (℃)	평균최저기온 (℃)	월합강수량 (mm)	일최다강수량 (mm)	평균풍속 (m/s)	최대풍속 (m/s)	최대순간풍속 (m/s)
1	-0.8	4.2	-5.4	27.3	13.3	2.3	8.9	15.4
2	1.7	6.9	-3.0	38.5	20.4	2.3	8.9	15.1
3	6.9	12.6	1.6	61.1	25.4	2.5	9.6	16.4
4	12.2	18.1	6.6	89.9	35.7	2.5	10.0	17.1
5	17.7	23.6	12.2	94.2	39.5	2.2	9.1	15.6
6	21.7	26.8	17.5	130.2	54.6	2.0	7.9	13.5
7	25.0	29.1	21.8	296.8	93.5	2.0	8.4	14.7
8	25.6	29.9	22.3	263.6	84.8	2.0	9.1	15.8
9	20.9	25.8	17.0	154.6	64.6	1.9	8.7	14.9
10	14.7	20.5	10.0	75.7	38.7	1.9	8.6	14.9
11	8.3	13.6	3.8	61.1	26.6	2.1	9.1	15.7
12	1.1	5.8	-3.2	38.0	15.6	2.3	9.1	15.9
평균	12.9	18.1	8.4	110.9	42.7	2.2	9.0	15.4

자료: 기상정보개방포털〈https://data.kma.go.kr〉.관측소별 종관기상관측자료.

기상관측소가 해당 시군에 없거나 중심에 분포하고 있지 않으므로 기상관측소별 관측자료의 해당 시군별 적용은 해당 시군의 중심좌표에서 가장 가까운 3개 관측소와의 거리의 역수로 표준화한 가중치 평균값을 사용하였다. 예를 들어 서울의 기상자료 값은 서울에서 가장 가까운 관측소(서울, 수원, 인천)의 관측값을 0.8316/0.0963/0.0720으로 가중평균한 값을 사용하였다(〈표 3〉 참조).

[8] 종관기상관측이란 정해진 시각의 대기 상태를 파악하기 위해 모든 관측소에서 같은 시각에 실시하는 지상관측을 의미한다.

표 3. 시군별 기상자료 작성을 위한 가중치 계산

지역	인접 관측지점			거리(100km)(Distance)			거리의 역수(inv.Dist)			가중치(Weight)		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
서울	서울	수원	인천	0.0324	0.2800	0.3746	30.8260	3.5712	2.6698	0.8316	0.0963	0.0720
부산	부산	밀양	울산	0.0990	0.4288	0.4451	10.1048	2.3319	2.2466	0.6882	0.1588	0.1530
대구	대구	밀양	구미	0.0994	0.3826	0.3879	10.0566	2.6136	2.5782	0.6595	0.1714	0.1691
인천	인천	인천	서울	0.1449	0.2671	0.5878	6.9031	3.7440	1.7012	0.5590	0.3032	0.1378
광주	광주	정읍	장흥	0.0584	0.4085	0.4745	17.1286	2.4479	2.1076	0.7899	0.1129	0.0972
대전	금산	청주	보은	0.2504	0.3028	0.3708	3.9938	3.3026	2.6967	0.3997	0.3305	0.2699
울산	울산	부산	밀양	0.0821	0.4941	0.4982	12.1749	2.0239	2.0072	0.7513	0.1249	0.1239
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…	…

지도자료는 구 국가공간정보포털(http://www.nsdi.go.kr)[9]로부터 광역시도와 시군구 지도를 각각 내려받아 QGIS프로그램을 이용, 농작물보험의 위험 구분인 162개 시군 별로 재구성(광역시를 하나의 시단위로 취급)하였다(〈표 4〉 참조).

표 4. 지도파일 설명

파일 종류	내용
shp	공간 데이터(시·군·구)가 표시된 지도 파일
dbf	지역에 한 종속변수와 설명변수들인 속성 파일
shx	shp 파일과 dbf 파일을 연결하는 Index 파일

QGIS프로그램을 이용하여 162개 시군별로 재구성된 지도 파일과 연도별 피해율 및 연도별 기상자료를 결합하여 STATA와 공간계량경제학에서의 분석도구인 Geoda[10]를 이용·분석하였다. 연도별 기상자료는 벼품목의 생육단계별 영향을 주는 기상요소로 국립식량과학원(2018)에서 제시한 가뭄(월합강수량, 4~8월), 침관수(일최다강수량, 6~9월), 태풍(순간최대풍속, 6~9월), 저온(평균최저기온, 4~9월), 고온(평균최고기온, 7~9월)을 사용하였다(〈표 5〉 참조).

표 5. 손실자료와 기상자료의 대응

손실자료	기상자료	비고
연간 면적피해율	평균최고기온(7~9월), 평균최저기온(4~9월), 월합강수량(4~8월), 일최대강수량(6~9월), 순간최대풍속(6~9월)	기상자료는 국립식량과학원(2018) 참고

9) 행정구역 경계지도는 통계지리정보서비스(https://sgis.kostat.go.kr/)에서 내려받을 수 있다.

10) 국내외 많은 학술논문에서 분석 도구로 Geoda(https://geodacenter.github.io/) 프로그램을 사용하고 있다.

3.2. 연구방법

3.2.1. 공간의존성과 추정통계량의 특성

고전적인 선형회귀모형(Linear Regression Model)이 좋은 추정량(불편성, 효율성)을 갖기 위해서 독립(설명)변수의 외생성(Exogeneity), 잔차의 등분산성(Homoscedasticity) 및 비상관성(nonautocorrelation), 잔차의 정규성(Normality) 등을 충족하여야 한다(Greene, 2012). 이러한 가정 중에서 등분산성·비상관성 가정이 충족되기 위해서 오차항의 분산 크기는 모든 관측치에서 일정하고 오차항이 서로 독립이어야 한다. 특정 현상이 공간적 상호작용과 지역적 확산효과에 의한 경우 특정 지역의 독립변수가 해당 지역 종속변수뿐만 아니라 인접 또는 인근지역 종속변수에 영향을 주거나, 홍수 등 자연재해 피해를 행정구역별로 집계하는 과정에서 수계(水系) 등 실질과 다른 집계단위를 사용함에 따라 특정지역 오차항이 인접 지역 오차항과 서로 독립적이지 않은 경우가 존재한다. 이러한 공간의존성의 존재는 효율적인 OLS(Ordinary Least Square) 추정량을 가질 수 없게 한다. 특히, 태풍, 폭우, 서리 등 자연재해는 지형적 또는 기상적 조건에 따라 전국적 또는 넓은 지역에 동시에 발생되는 특성을 가지므로 시군별로 각각 집계된 농작물 피해율은 특정 지역과 인접 지역의 경험실적이 서로 공간적으로 의존되어 있다는 가설을 세울 수 있다.

3.2.2. 공간의존성의 모형화(Modeling Spatial Dependency) 및 추정 절차[11)]

공간상에서 발생한 특정 현상이 인접 지역과 통계적으로 유의미한 공간적 자기상관성을 보인다면, 모형에 공간적 의존성을 변수로 투입하여 추정하는 방법인 공간시차모형(Spatial Autoregressive Model: SAR) 또는 회귀모형의 잔차 구조에 이를 결합하여 추정하는 방법인 공간오차모형(Spatial Error Model: SEM)이 고려될 수 있다(Anselin, 1988). 공간의존성을 모형화하는 과정은 공간의존성 구조 설정, 공간의존성 존재 여부 검정, 공간의존성 반영 모형 설정 등의 절차를 거친다. 이들 절차는 〈표 6〉과 같이 요약된다.

추가로 설정된 모형 중 어느 것이 더 적절한지에 대한 판단 과정을 거친다. 이 논문은 비교를 위해 기본적인 OLS 회귀 추정을 포함한다. 일반적으로 OLS 회귀 추정량이 불편추정량이며 효율적이기 위하여는 오차의 정규성, 등분산성, 종속변수와 오차항 간 자기상관이 없어야 한다. 이에 대한 가설검정으로 오차항의 정규성은 Jarque-Bera 통계량을, 등분산성은 Breusch-Pagan 및 White 통계량을, 종속변수와 오차항의 공간적 자기상관성 진단은 LM(Lagrange Multiplier), Robust LM Test를 이용한다. 이러한 오차항에 대한 공간적 자기상관성 진단 결과에 따라 SAR모형 또는 SEM모형이 선택되며,

11) 이성우 외(2006), 이희연·노승철(2013) 및 기타 연구들의 일반적인 이론 부분을 참조할 수 있다.

모두 유의한 경우 추가적으로 Robust LM Test에 따라 적합한 모형이 선택된다. Robust LM Test에서도 모두 유의한 경우 결정계수 R2, 로그우도(Log Likelihood), AIC(Akaike Info Criterion), SC(Schwarz Criterion) 등 적합도 비교를 통해 설명력이 높은 모형이 최종적으로 선택된다.

표 6. 공간의존성의 모형화

절차	내용
1) 공간의존성 구조 설정	① 경계인접(Contiguity) 방법 선택[12)] ② 공간적 상호관계를 나타내는 공간가중행렬(W_{ij}) 생성
2) 공간의존성 존재 검증	① 탐색적 자료 분석 ② 전역적 공간의 자기상관관계 파악(Moran's I 활용(Moran, 1950)) ③ 지역적 공간의 자기상관관계 파악(LISA(Local Index of Spatial Association) 활용(Anselin, 1995))
3) 공간의존성 반영 모형설정	① 공간시차모델(SAR): 특정지역 독립변수가 특정지역뿐만 아니라 인접 지역까지 직접 영향을 주는 것으로 모형화 ② 공간오차모형(SEM): 인접 지역 간 오차항이 서로 독립적이지 않은 경우의 모형화

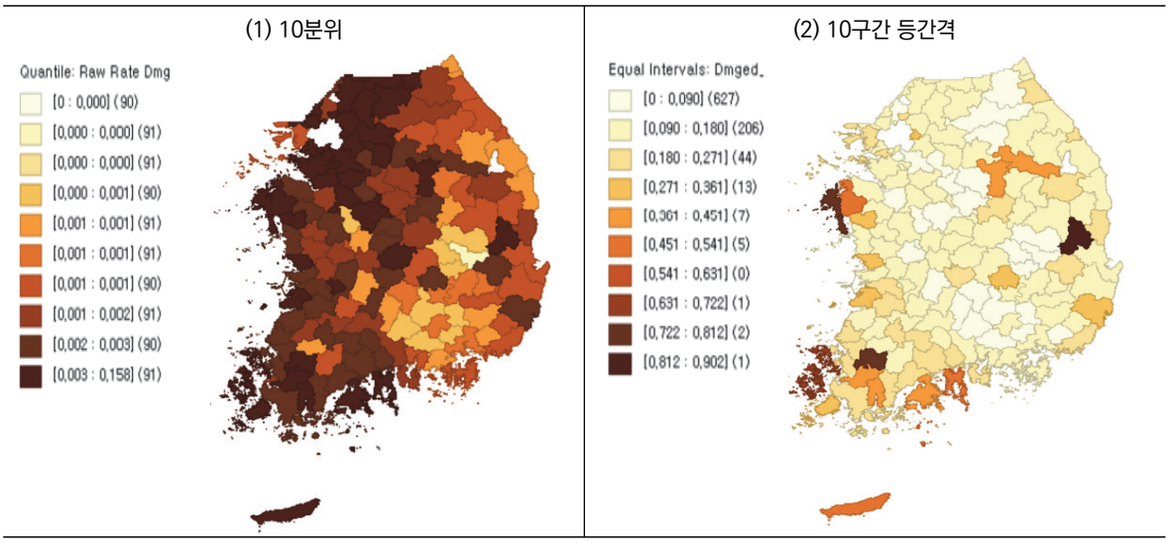
4. 피해율 분석 결과와 활용

4.1. 피해율의 단계 구분도(탐색적 공간자료 분석)

본 연구에서는 공간자료를 탐색적으로 분석하기 위해 시군별 피해율의 10분위 및 10구간 등간격(Equal intervals) 구분도가 〈그림 2〉와 같이 작성되었다. 10구간 등간격 및 10분위 구분도를 통하여 남서해안과 중부내륙, 동해안 등에서 지역적 유사성을 보인다는 점에서 벼 면적피해율의 지역적 의존성을 탐색적으로 확인할 수 있다. 전체 162개 시군 중 최근 6년간 보험가입 실적이 있는 시군은 총 151개 시군이며, 보험 미가입 11개 시군은 지도상에 나타나지 않는다.

12) 경계인접(Contiguity) 방법은 경계선을 공유하는 Rook 방법, 경계선과 꼭짓점을 공유하는 Queen 방법, 꼭짓점만을 공유하는 Bishop 방법 중에 선택할 수 있다.

그림 2. 10분위 및 10구간 등간격(Equal Intervals) 구분도



주: 지도상 표시되지 않은 지역은 보험 미가입 지역이다(예: 제주도의 제주시).

4.2. 공간가중행렬 구축

공간가중행렬은 공간회귀분석 툴인 Geoda를 이용·생성하였고, 경계인접방법은 퀸(queen)(order 1)[13]을 사용하였다. 162개 시군 중 가입 실적이 없는 시군을 제외한 151개 시군을 대상으로 공간가중행렬을 생성하였다. 퀸 방법에 의한 인접 경계는 평균 4.9개, 최대 인접 경계는 9개였다(〈표 7〉 참조).

표 7. 인접관계 요약통계 및 인접경계 시군수

(1) Summary of Connectivity

Matrix	Description
Dimension	151×151
Store as	151×151
Links	
total	738
min	0
mean	4.9
max	9

(2) Connectivity

# of links	Obs
0	1주)
1	5
2	12
3	18
4	23
5	33
6	27
7	23
8	6
9	3
sum	151

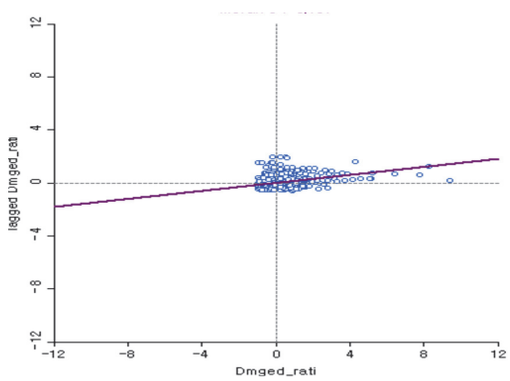
주: 제주 서귀포시는 제주 제주시가 인접 지역이나 보험가입 실적이 없으므로 인접 시군이 없는 것으로 나타났다.

13) 특정 시군과 직접 경계선을 공유하고 있는 시군만 선택하는 방법이다.

4.3. 공간적 자기 상관성 검정

〈그림 3〉은 인접 지역 간 면적피해율의 관련성이 그림과 이를 요약한 Moran's I로 표시되어 있다. 즉, 특정 지역의 면적피해율(Dmg_ratio1)과 인접 지역의 면적피해율 가중평균값(lagged Dmg_ratio1)의 산포도와 이를 적합한 선형 회귀선의 기울기는 Moran's I에 해당하며, 0.123(p-value = 0.000)이다. 이는 특정 시군의 면적피해율과 인접 시군 간 자기상관관계가 전역적으로 존재함을 의미한다. 이 결과는 특정지역의 면적피해율이 낮으면 인접 지역의 면적피해율의 가중평균값도 낮으며, 특정 지역의 면적피해율이 높으면 인접 지역 면적피해율의 가중평균값도 높게 나타난다는 의미이다.

그림 3. Moran's I



4.4. 회귀모델 검정

OLS(Ordinary Least Square) 수행 후 잔차의 정규성에 대한 Jarque-Bera 검정 결과, 동 오차항의 정규성이 기각(오차항이 비정규분포)되는 것으로 나타나며, 오차의 등분산성을 검정하는 Breusch-Pagan 및 Whitet 검정에서 등분산한다는 귀무가설을 1% 이내의 확률로 기각함으로써 잔차의 비정규성과 오차의 이분산성을 고려하는 모형의 선택이 필요하다(〈표 8〉 참조).

표 8. 잔차의 정규성 및 오차의 등분산성 검정

검정 내용	정규성(normaility)	이분산성(hetroskedasticity)	
	Jarque-Bera	Breusch-Pagan	White
검정 결과	21,000***	491.81***	334.05***

주: *, **, ***는 각각 0.1, 0.05 및 0.01의 유의수준을 나타냄.

공간회귀모형 선정을 위한 검정에서 LM-lag 및 LM-error는 모두 1% 이내의 확률로 유의하였고, Robust LM-error는 1% 이내의 확률로 유의하였으나, Robust LM-lag는 유의하지 않아 SEM모형의 선택이 적절한 것으로 나타났다(〈표 9〉 참조).

SAR 및 SEM 공간패널모형에 대하여 확률효과 또는 고정효과 추정의 선택을 위한 Hausman 검정을 실시하였다. Hausman 검정 결과 SAR 및 SEM 모두 1% 이내의 확률로 고정효과 추정을 지지하였다.

표 9. 공간회귀모형 선정을 위한 검정 결과

Test	검정 결과
Lagrange Multiplier(LM)-lag	60.717***
Robust LM-lag	0.004
Lagrange Multiplier(LM)-error	168.853***
Robust LM-error	108.140***

주: *, **, ***는 각각 0.1, 0.05 및 0.01의 유의수준을 나타냄.

4.5. 공간회귀 분석 결과

2018년부터 2023년까지 전국의 151개 시군을 대상으로 SAR 및 SEM모형으로 고정효과 분석을 실시한 결과, SAR 고정효과 추정[14]에서 인접 지역의 기상변수에 의하여 유의수준 1% 이내의 확률로 영향을 받는 것으로 나타났으며(ρ = 0.308[15]), SEM 고정효과 추정으로 분석한 결과, 역시 유의수준 1% 이내의 확률로 인접 지역과 관련(λ= 0.330[16])되어 있는 것으로 나타났다. 결과적으로 SAR 고정효과 추정에 의하여 한 시군의 벼 면적피해율은 인접 시군의 기상변수에 대하여 높은 확률로 설명할 수 있으며, SEM 고정효과 추정에 의하여 그 면적 피해결과가 유사한 형태로 나타난다고 설명할 수 있다. 즉, 기상요소라는 설명변수가 일단(一團)의 지역에 영향을 준다는 의미로 해석할 수 있다. 앞 〈표 5〉의 기상요소를 대상으로 분석한 결과, 월합강수량은 OLS 추정은 5월과 7월에 벼의 면적피해율에 영향을 미치나, SAR모형은 5월에만, SEM모형은 6월에만 면적피해율에 영향을 주었다. 순간최대풍속은 OLS 추정이 6월, 7월 및 9월에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, SAR모형과 SEM모형은 8, 9월에 영향을 주는 것으로 나타났다. 최고기온은 OLS 추정이 7월에, SAR모형은 9월에 영향을 주는 것으로 나타났다. 최저기온은 OLS 추정이 4월과 6월에, SAR·SEM모형은 6월에만 면적피해율에 영향을 주었다. 추가적으로 SAR모형과 SEM모형의 R^2, Log-likelihood, AIC 및 BIC를 살펴보았다. R^2는 SAR모형(0.323)이 SEM모형(0.320)보다 다소 높았으나, Log-likelihood는 SEM모형(1321.8)이 SAR모형(1320.9)보다 다소 높았으며, AIC 및 BIC는 SEM모형(각각 −2581.7, -2432.6)이 SAR모형(각각 −2353.8, -1661.3)보다 더 낮은 것으로 나타나 SAR모형 보다는 SEM모형의 선택이 바람직하다고 결론지을 수 있다.

14) 패널공간계량은 MLE를 사용하기 때문에 우발적 모수(Incidental Parameter Problem) 문제에서 자유롭지 않을 수 있다. 다만 본 연구의 경우 종속변수의 적합 값을 사용해 피해율을 추정하므로 우발적 모수 문제가 큰 문제가 되지는 않을 것으로 판단된다. 그러나 본 연구에서는 강건성을 검증을 목적으로 우발적 모수 문제의 해결을 위해 Lee & Yu(2010)가 제시한 방법을 적용한 추정도 진행하였으며, 그 결과에는 큰 차이가 없음을 확인하였다. Lee & Yu(2010) 방법의 추정결과는 〈부록 1〉에 제시하였다.

15) ρ는 종속변수인 특정 시군의 면적피해율과 인접 시군의 면적피해율의 공간적 상관관계를 나타내는 것으로, 값이 클수록 공간적 상관이 강하다는 것을 의미한다.

16) λ는 종속변수인 특정 시군의 면적피해율과 인접 시군의 면적피해율의 오차항 간의 공간적 상관관계를 나타내는 것으로, 값이 클수록 종속변수 간 공간적 상관이 강하다는 것을 의미한다.

표 10. 공간회귀 분석 결과

구분		OLS	SAR(Fixed Effect)	SEM(Fixed Effect)
		계수(오차항)	계수(오차항)	계수(오차항)
월합 강수량	4월	-0.00016 (0.00013)	-0.00025 (0.00021)	-0.00038 (0.00033)
	5월	0.00014 ** (0.00006)	0.00011 * (0.00006)	0.00012 (0.00008)
	6월	0.00009 (0.00008)	0.00014 (0.00009)	0.00022 * (0.00012)
	7월	-0.00018 *** (0.00004)	-0.00007 (0.00005)	-0.00009 (0.00007)
	8월	-0.00003 (0.00004)	0.00001 (0.00003)	0.00001 (0.00004)
최대 강수량	6월	0.00025 (0.00016)	0.00006 (0.00015)	-0.00001 (0.00020)
	7월	0.00013 (0.00011)	-0.00006 (0.00010)	-0.00003 (0.00012)
	8월	0.00006 (0.00012)	0.00012 (0.00008)	0.00014 (0.00011)
	9월	0.00004 (0.00010)	0.00004 (0.00007)	0.00006 (0.00009)
순간 최대 풍속	6월	-0.00446 ** (0.00182)	-0.00173 (0.00226)	-0.00194 (0.00309)
	7월	0.00445 *** (0.00171)	0.00140 (0.00151)	0.00168 (0.00188)
	8월	-0.00162 (0.00137)	-0.00294 ** (0.00138)	-0.00346 ** (0.00169)
	9월	0.00525 *** (0.00097)	0.00432 *** (0.00129)	0.00548 *** (0.00166)
최고기온	7월	-0.01252 ** (0.00574)	-0.00235 (0.00527)	-0.00096 (0.00654)
	8월	0.00794 (0.00548)	0.00200 (0.00480)	0.00558 (0.00666)
	9월	-0.00391 (0.00756)	-0.01403 * (0.00728)	-0.01617 (0.00992)
최저기온	4월	-0.01021 * (0.00569)	0.01010 (0.00841)	0.01254 (0.01186)
	5월	-0.00111 (0.00654)	0.00216 (0.00567)	0.00093 (0.00750)
	6월	-0.01579 ** (0.00753)	-0.02833 ** (0.01369)	-0.03795 ** (0.01807)
	7월	0.01172 (0.00860)	-0.00676 (0.00978)	-0.01385 (0.01202)
	8월	0.00242 (0.00898)	0.01151 (0.00896)	0.01356 (0.01138)
	9월	0.00829 (0.00581)	0.01012 (0.00731)	0.01157 (0.01063)
상수항		0.17120 (0.14743)	- -	- -
Spatial rho(SAR) Spatial lambda(SEM)		- -	0.30826 *** (0.10782)	0.32956 *** (0.11391)
Variance(sigma2_e)		- -	0.00310 *** (0.00069)	0.00309 *** (0.00067)
R-squared Log-likelihood AIC BIC		0.2675 1063.359 -2080.717 -1970.109	0.3225 1320.905 -2353.809 -1661.308	0.3202 1321.838 -2581.676 -2432.596

주: *, **, ***는 각각 0.1, 0.05 및 0.01의 유의수준을 나타냄.

4.6. 연구결과의 활용

4.6.1. 농작물재해보험 요율산출

보험업법 제129조(보험요율 산출의 원칙)에 따르면, 보험회사는 보험요율을 산출할 때 객관적이고 합리적인 통계자료를 기초로 대수(大數)의 법칙 및 통계신뢰도를 바탕으로 하여야 하며, 보험요율이 보험금과 그 밖의 급부(給付)에 비하여 지나치게 높지 아니하며, 보험요율이 보험회사의 재무건전성을 크게 해칠 정도로 낮지 아니하고, 보험요율이 보험계약자 간에 부당하게 차별적이지 아니하도록 산출하여야 한다.[17] 여기에서는 보험요율이 보험계약자 간에 부당하게 차별적이지 않도록 농작물재해보험에서의 위험분류 단위인 '시군'을 대상으로 보험요율을 산출하여 적용한다.

표 11. 사고 발생빈도만을 고려할 경우의 k와 α에 의한 사고건수

$1-\alpha$ \ k	0.3	0.2	0.1	0.05	0.01
0.90	30	68	271	1,082	27,060
0.95	43	96	384	1,537	38,416
0.99	74	166	663	2,654	66,358
0.999	120	271	1,083	4,331	108,274

위에서의 언급한 보험요율 산출의 원칙 중 현재 농작물재해보험의 통계신뢰도는 관찰치의 확률변동(random fluctuation, $1-\alpha$)을 추정치에 대하여 일정 범위(k)로 제한시키는 변동제한법(limited fluctuation approach)[18]이 적용된다. 실무적으로 총손해액(T)과 총손해액의 평균(τ)의 차이가 100k% 이하일 확률이 $1-\alpha$ 이상이어야 하는 사고건수를 계산하고,[19] 여기에 손해액의 변동성$(1+(\frac{\text{손해액 표준편차}}{\text{손해액 평균}})^2)$을 추가 반영하여 전신뢰도(full credibility)를 만족하는 사고건수를 산출한다(〈표 11〉 참조). 위험분류 단위인 시군별 경험 사고건수가 이 방법에 의해 산출된 전신뢰도 사고건수보다 적은 경우 부분 통계신뢰도 (z =)를 적용한다. 또한 시군의 통계신뢰도가 1보다 작아 부분 통계신뢰도가 적용되$\sqrt{\frac{\text{시군 사고건수}}{\text{전신뢰도 사고건수}}}$는 경우 그 부족한 부분($1-z$)에는 신뢰도 보수(the complement of credibility)가 적용된다.(이희춘 외, 2017) 신뢰도 보수는 차년도 평균피해율의 예상치로서의 정확성과 차년도 평균 기대피해율의 예상치로서의 불편성 등의 특성을 가져야 한다(Boor, 1995). 실무적으로 사용되는 신뢰도 보수는 차년도 평균피해율의 예상치인 현행 보험요율이다.

17) 보험업법(법률 제20242호, 2024. 2. 6., 일부개정) 제129조.

18) 이는 신뢰도 기법 중 비교적 간편하고, 보편적으로 사용하는 방법으로 현재 손해보험 참조순보험요율 검증 시 적용하고 있다.

19) 이는 다음 식과 같이 표현된다. $\Pr[|T-\tau| \leq k\tau] \geq 1-\alpha$

4.6.2. 피해율, 보험요율 및 손해율

보험요율을 신규로 산출하는 경우 보험통계가 없을 때는 피해율을 추정하여 보험요율로 산출한다. 여기서 피해율은 보험가입 대상 가액 중 피해를 입은 금액의 비율을 의미한다. 만약 화폐단위로 표시된 자료가 없는 경우 피해율을 추정할 수 있는 다른 단위(수확량, 면적 등)를 기준으로 할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 이 논문에서 사용하고 있는 면적피해율은 보험가입 대상면적 중 피해를 입은 면적의 비율이다. 대상면적 단위당 생산액을 보험가입 대상면적에 곱하여 전체 생산액을 추정할 수 있고, 피해면적에 단위당 생산액을 곱하여 피해액을 추정하는 경우 금액기준 피해율과 면적기준 피해율은 동일하며, 전체 생산액을 보험가입금액으로 설정하고 피해액 전액을 보험금으로 지급하는 보험의 경우 금액피해율은 보험요율과 동일하다. 따라서 면적피해율은 금액피해율과 같고 또한 보험요율과 그 의미를 같이 한다.

실제로 보험계약을 인수하는 경우 추정된 피해율(산출된 보험요율) 수준과 실제 피해율 수준은 차이가 발생할 수 있다. 위험도가 높은 집단이 보험을 선택하는 문제인 역선택과 보험가입 후 관리를 소홀히 하는 도덕적 해이가 발생할 수 있기 때문이다. 이 경우 보험회사의 보험료 수입에 비하여 보험금 지급액이 더 커질 가능성이 높아진다. 보험회사는 검증 가능한 보험료 수입 대비 보험금 지급액의 비율인 손해율을 근거로 보험요율을 산출하는 것이 일반적이다. 이는 회계보고서를 근거로 감독당국의 확인이 용이하기 때문이다. 손해율이 100%라는 의미는 보험금 지출과 보험료 수입이 동일하다는 의미로 이는 사용된 보험요율 수준이 적정하다는 것이다. 손해율이 150%라는 것은 보험료 수입 대비 보험금 지출이 50% 더 많은 것이므로 향후 보험료 수입으로 이를 충당하려면 보험요율이 50% 인상되어야 함을 의미하고, 반대로 손해율이 50%라는 것은 보험요율을 50% 낮추어야 함을 의미한다. 일반적으로 보험계약이 인수되면 보험 성과는 손해율로 측정되고 이 손해율을 기준으로 보험요율이 조정되는 방향과 폭이 결정된다.

이 논문에서는 금액기준 대신 면적기준의 피해율을 사용한다. 전년도에 산출한 '당년도 예상피해율'[20]은 당년도에 적용하는 보험요율과 같은 의미로 사용하며, '당년도 경험피해율'은 당년도 적용 보험요율의 실제 결과로 차년도 적용할 보험요율 산출의 기초자료가 된다. 여기에서 $\left(\frac{\text{당년도 경험피해율}}{\text{당년도 예상피해율}}\right)$ 값이 1이면 손해율은 100%, 1.5면 손해율은 150%, 0.5면 손해율은 50%임을 유추할 수 있다. 따라서 현행 요율산출방식에서 신뢰도 보수로 적용하고 있는 손해율 100%에 대한 기준을 피해율에도 동일하게 적용할 수 있다. 여기에서 당년도 경험피해율 산출에 사용된 통계자료가 충분하지 않은 경우 신뢰도 보수로서 당년도 예상피해율[21]을 적용할 수 있다. 즉, 통계신뢰도 반영 당년도 경험피해율은 '당년도

20) 당년도 예상피해율은 전년도에 과거 평균 피해율로서 산정된다.

21) 신뢰도 보수는 부분 신뢰도가 적용되는 대상에 따라 결정된다. 보험요율을 산출하기 위해 손해율이 사용되는 경우 신뢰도 보수는 손해율 100%가 적용된다. 이는 전년도 산출한 당년도 현행 보험요율 수준이 적정하다면, 현행 보험요율이 적용되는 보험료와 이 보험요율이 적용되는 계약의 지급보험금이 서로 동일할 것이라는 가정에 기반한다. 같은 맥락에서 손해율 대신 피해율을 사용하

경험피해율×z + 당년도 예상피해율×(1-z)'로 계산된다. 즉, 경험피해율이 예상피해율과 다른 경우 신뢰도 가중 평균 예상피해율로 조정된다. 다만, 여기에서는 급격한 요율변동이 이루어지지 않도록 조정요인(=$\frac{\text{신뢰도반영 경험피해율}}{\text{예상피해율}}$ - 1)의 범위 내에서 실제 조정률을 결정한다.

4.6.3. 현행 요율산출방식의 한계와 통계신뢰도 조정

농작물재해보험에서 특정 시군의 통계량이 충분하면 해당 시군만의 통계만을 사용하여 해당 시군의 보험요율을 산출할 수 있다. 특정 시군의 통계량이 전신뢰도를 충족할 만큼 충분하지 않을 때 이를 보완하는 과정에 이 연구는 관심을 가진다. 현재의 보험요율 산출방식은 해당 시군의 통계량이 부족할 때 위 4.6.2.에서 기술한 바와 같이 부분 신뢰도와 신뢰도 보수를 도입하여 통계신뢰도 반영 경험피해율을 산출한다. 여기에서의 신뢰도 보수는 과거 통계량이 충분하지 않았을 해당 시군의 당년도 예상피해율(보험요율)이 적용된다는 점과 당년도 예상피해율에 영향을 주었던 과거 기상요소와 당년도 경험피해율에 영향을 준 기상요소가 서로 달라 피해율이 달라질 수 있다는 점이 한계점으로 지적될 수 있다. 다만, 기상 여건이 다른 문제는 당년도 예상피해율(전년도까지의 다년간(예 5년, 10년 등) 이동평균) 및 당년도 경험피해율(당년도까지의 다년간 이동평균)을 사용한다는 점과 다년간의 기상 여건이 향후 1년간 평균적으로 발현될 것이라는 가정하에 수용 가능하다.

앞서 언급한 바와 같이 농작물 손해의 원인인 자연재해는 동시에 다수의 시군뿐만 아니라 동일 시군 내에서도 다수의 농가에 동시에 발생하는 특성을 가지므로 농가별로 집계된 통계자료를 사용함에 있어 농가별 사고통계 자료 간 독립성이 결여될 수 있다.[22] 이는 결국 안정적인 피해율 산출에 제약 요소로 작용한다. 충분한 통계량을 확보하기 위해 특정 시군만을 사용하는 경우 상당히 긴 관찰 기간(예를 들어 100년, 200년 등)이 필요하나, 이는 현실적이지 않다. 따라서 통계기간을 크게 늘리지 않으면서 예측의 정확성을 제고하는 방식으로의 전환이 필요하다. 이러한 점을 고려하여 통계신뢰도는 농작물재해보험에서 일반적으로 사용하고 있는 전신뢰도 기준[23]보다 강화된 기준[24]을 이 연구에서 적용한다(<표 11>에서 사고건수 38,416건을 기준으로 사용).[25] 이는 인접 시군의 피해율을 반영할 수 있도록 여지를 제공한다. 즉, 전신뢰도 충족 사고건수를 늘려 해당 시군의 통계신뢰도 ($z = \min\left[\sqrt{\frac{\text{시군 사고건수}}{\text{전신뢰도 사고건수}}}, 1\right]$)를 낮추고 신뢰도 보수의 적용을 확보하기 위함이다. 이러한 기준의 전신뢰도 기준 사고건수를 적용하여 현

고 있는 이 논문은 당년도 예상피해율을 신뢰도 보수로 사용한다.

22) 풍수해보험요율의 산정 및 검증방법에 대한 고찰(이희춘 외, 2017).

23) 연도별 손해액과 연도별 손해액 평균의 차이(변동)가 10%(범위계수 k) 이하일 확률(1-α)이 95% 이상인 사고건수를 기준으로 하고 있다.

24) 위 주 21)에서 범위계수 k는 1% 이하로 변경하였다.

25) 보험사고의 독립성에 근거한 전신뢰도 기준을 정확하게 적용하기 위하여는 하나의 자연재해(예 태풍)가 다수의 농가에 피해를 주는 경우 이를 하나의 보험사고로 간주하고 통계처리를 하는 것이 필요하나, 이와 관련된 논의는 이 논문의 목적이 아니므로 전신뢰도를 충족하는 사고건수를 확대하여 적용하였다.

행 방법으로 시군별 통계적 신뢰도(z)를 계산하면 〈표 12〉과 같다. 6년간의 자료에 근거한 시군별 통계적 신뢰도의 평균은 29.7%(최대 85.1%, 최소 0.6%)로 계산된다. 다만, 실무적으로 시군별 신뢰도가 너무 낮은 경우 일정률(예 30%)의 최저 신뢰도가 적용된다.

표 12. 시군별 피해율 자료의 통계신뢰도

구분	평균	최댓값	최솟값
통계신뢰도	0.297	0.851	0.006

주: z는 통계신뢰도로 (0≤z≤1)의 값을 가진다.

4.6.4. 공간회귀분석 결과를 활용한 경험피해율 산출

자연재해는 광범위한 지역에 동시에 영향을 미친다는 점에서 앞서 분석한 공간회귀분석 결과를 적절하게 활용함으로써 피해율 예측의 정확성을 제고할 수 있다. 첫 번째는 해당 시군의 당년도 경험피해율을 "4.5. 공간회귀 분석 결과"에서 추정된 해당 시군 경험피해율로 대체하는 방법이다. 즉, 인접 지역의 피해율 정보를 추가로 활용함으로써 얻어지는 더 좋은 추정값을 직접 사용하는 것이다. 두 번째는 모형에 의한 공간회귀 추정값을 직접 사용하는 것 대신 신뢰도 보수로서 이를 적용하는 것이고, 세 번째는 모형에 의한 공간회귀 추정값을 사용하지 않고 인접 시군의 경험피해율을 신뢰도 보수로서 활용하는 방법이다.

표 13. 공간회귀분석 결과를 활용한 당연도 신뢰도 반영 경험피해율 산출 방법

구분	시군 경험피해율	통계 신뢰도	신뢰도 보수	신뢰도 반영 당년도 경험피해율(차년도 예상피해율)
현행	당년도 경험피해율	z	당년도 예상피해율	당년도 경험피해율×z +당년도 예상피해율×(1-z)
방법1	당년도 공간회귀 추정값	z	전년도 공간회귀 추정값	당년도 공간회귀 추정값×z +전년도 공간회귀 추정값×(1-z)
방법2	당년도 경험피해율	z	당년도 공간회귀 추정값	당년도 경험피해율×z +당년도 공간회귀 추정값×(1-z)
방법3	당년도 경험피해율	z	인접 시군 경험피해율	당년도 경험피해율×z +인접 시군 경험피해율×(1-z)

첫 번째 방법으로 위 '4.5. 공간회귀 분석 결과'에서 선택된 고정효과 SEM모형으로부터 인접 시군의 면적피해율이 고려된 해당 시군별 면적피해율을 시군 더미변수와 연도 더미변수를 포함하는 최소제곱회귀(Least Squares Dummy Variables: LSDV)모형으로 추정[26]할 수 있다. 분석대상 통계기간

26) 매 연도별 기상조건의 차이가 발생하므로 LSDV에서 시군더미와 연도더미를 함께 사용하였다. 회귀분석 결과 시군더미만 사용하는 경우보다 연도더미를 함께 사용하는 경우 통계적으로 유의(확률 10%)한 시군 수가 증가하였다(150개 시군 중 시군더미만 사

(2018~2023) 전체의 면적피해율은 연도별로 추정된 면적피해율 추정치를 통계기간 동안 해당 지역별로 합산된 경작면적에 대한 해당지역의 매 연도별 경작면적의 비율을 가중치로 적용하여 경작면적 가중 면적피해율을 계산하였다.[27] 분석대상 통계기간 동안 인접 시군의 피해율을 반영하여 추정된 면적피해율[28]은 〈표 14〉 방법 1과 같다. 151개 시군 중 인접 시군이 없는 서귀포시를 제외한 150개 시군의 경우 인접 시군의 피해율이 해당 시군의 피해율 산출에 반영되었다. 인접 시군 면적피해율이 반영되어 추정된 면적피해율은 평균 6.1%(실제는 7.8%), 최대 28.3%(실제는 30.0%), 최소 0.9%(실제는 1.5%)였다. 평균은 실제값보다 추정값이 1.7%(p) 감소하였고, 시군별로 증가하거나 감소한 시군이 존재한다. 면적피해율이 증가하는 시군은 인접 시군의 면적피해율이 평균적으로 더 높기 때문이며, 면적피해율이 감소하는 시군은 그 반대이다. 이는 주변에 비하여 면적피해율이 낮거나 높은 지역이 인접 지역과의 의존성을 고려됨으로써 평활(Smoothing)되는 효과를 가지기 때문이다. 결과적으로 피해율의 변화에 따라 보험료 부담도 영향을 받게 된다.

두 번째 방법은 시군별 면적피해율의 통계신뢰도가 부족한 경우 현재의 보험요율이 아니라 첫 번째 방법의 공간회귀모형 추정값을 신뢰도 보수로 사용하는 방법이다. 〈표 14〉의 방법 2는 방법 1의 시군별 면적피해율 추정값을 신뢰도 보수로 사용하여 계산된 면적피해율[29]을 나타낸다. 인접 시군 면적피해율이 반영된 추정 면적피해율을 신뢰도 보수로 사용함으로써 평균은 7.2%로 조정된다.

세 번째 방법은 인접 시군의 경험피해율을 신뢰도 보수로 사용하는 것으로, 〈표 14〉의 방법 3에 제시되어 있다. 이는 해당 시군과 인접 시군의 피해율을 신뢰도 가중평균한 피해율로 7.7% 수준이다. 실무적 관점에서 모형으로부터의 추정값을 직접 이용하기 어려운 경우 대안적 방법으로 인접 시군의 면적피해율을 신뢰도 보수로서 직접 사용할 수 있는 방법이다. 〈표 14〉의 방법 2에서는 신뢰도 보수로서 인접 시군의 공간적 의존성이 고려된 추정값을 사용하나, 방법 3에서는 인접 시군의 피해율을 직접 사용한다는 점에서 차이가 있다.

〈표 14〉의 현행 방식은 해당 시군의 경험 면적피해율에 해당 시군의 통계신뢰도를 적용하고, 신뢰도 보수로 해당 시군의 현행 보험요율을 적용한다. 현행 방식은 현재 시군별 보험요율이 해당 시군에서의 과거 경험에 따라 결정되었을 것이므로 통계량이 충분하지 않을 경우 통계신뢰도가 낮은 과거의 평균 피해율을 신뢰도 보수로 사용한다는 점에서 정확성보다는 안정성에 초점이 맞춰져 있다.

용한 경우 69시군, 연도더미를 함께 사용한 경우 94개 시군이었음).

27) 연도별 면적피해율이 음(-)의 값을 가지는 경우 이는 0으로 치환하였다.

28) 시군별로 통계기간 내 연도별 피해율을 추정하고 연도별 경작면적 비중 값을 적용하여 시군별 경험피해율 예측하였다. 다만, 지역더미가 통계적으로 유의(10% 수준)하지 않은 경우 해당 시군의 피해율은 관찰값인 경험피해율을 적용하였다.

29) 인접 시군의 피해율을 반영하여 추정된 시군별 면적피해율이 통계적으로 유의(확률 10% 기준)하지 않은 경우 신뢰도 보수를 적용하지 않고 해당 시군의 면적피해율을 그대로 사용한다.

표 14. 인접 지역의 피해율을 활용한 시군별 보험요율 산출 예시(일부)

시군	시군 피해율	인접 시군 피해율	현행 방법	방법 1	방법 2	방법 3
1	0.032	0.036	0.035	0.024	0.026	0.035
3	0.068	0.053	0.081	0.016	0.032	0.058
5	0.023	0.047	0.023	0.012	0.023	0.040
7	0.015	0.049	0.016	0.011	0.015	0.039
8	0.049	0.050	0.050	0.033	0.039	0.050
9	0.042	0.052	0.043	0.023	0.042	0.048
10	0.090	0.099	0.103	0.074	0.079	0.096
11	0.153	0.044	0.143	0.104	0.119	0.077
13	0.049	0.053	0.053	0.035	0.041	0.051
17	0.060	0.059	0.059	0.037	0.044	0.059
18	0.032	0.051	0.036	0.020	0.024	0.046
19	0.047	0.066	0.051	0.028	0.034	0.060
20	0.053	0.065	0.058	0.029	0.036	0.062
21	0.042	0.029	0.046	0.020	0.027	0.033
22	0.051	0.050	0.055	0.035	0.040	0.050
23	0.044	0.032	0.045	0.028	0.033	0.035
24	0.033	0.040	0.034	0.018	0.033	0.037
25	0.062	0.042	0.067	0.043	0.049	0.048
:	:	:	:	:	:	:
151	0.107	0.080	0.115	0.097	0.100	0.088
152	0.077	0.103	0.078	0.076	0.077	0.095
153	0.048	0.042	0.047	0.036	0.048	0.044
154	0.052	0.049	0.052	0.046	0.052	0.050
155	0.042	0.043	0.043	0.039	0.042	0.043
156	0.063	0.060	0.058	0.080	0.075	0.061
157	0.092	0.047	0.084	0.067	0.092	0.060
159	0.066	0.030	0.065	0.044	0.056	0.050
160	0.062	0.173	0.058	0.032	0.062	0.140
161	0.035	0.050	0.035	0.026	0.029	0.046
162	0.038	0.048	0.040	0.018	0.024	0.045
평균	0.078	0.075	0.080	0.061	0.072	0.077
최댓값	0.300	0.209	0.314	0.283	0.294	0.243
최솟값	0.015	0.029	0.016	0.009	0.012	0.029

주 1) 피해율은 통계기간(2018~2023)의 평균 면적피해율임.
2) 현행 방법은 당년도의 경험피해율 및 예상피해율의 통계신뢰도 가중평균값임.
3) 방법 1은 당년도 및 전년도 공간회귀 추정값의 통계신뢰도 가중평균값임.
4) 방법 2는 당년도의 경험피해율과 공간회귀 추정값의 통계신뢰도 가중평균값임.
5) 방법 3은 당년도의 경험피해율과 인접 시군 경험피해율의 통계신뢰도 가중평균값임.
6) 전체 시군에 대한 자료는 〈부록 1〉 참조.
7) 162개 시군 중 보험 가입 실적이 없는 11개 시군은 위 표에서 제외됨.

이러한 현행 요율 산출 상의 단점을 보완하기 위해 모형에 의한 공간회귀 추정값을 해당 지역의 피해율로 대체하여 사용하거나(방법 1) 신뢰도 보수로서 활용(방법 2)하는 것을 제시하였다. 이는 해당 시군의 경험피해율 외에 인접 시군의 경험피해율까지 추가 반영함으로써 보다 좋은 추정량을 사용한다는

장점을 가질 수 있다. 이에 더하여 방법 1은 인접 시군의 경험피해율을 고려한 해당 시군의 경험피해율 추정치를 해당 시군의 경험피해율에 직접 대체하여 사용함으로써 정확한 대응이라는 강점을 가지나, 추정치를 산출하기 위한 과정에서 독립변수, 모형 등의 선택에 따라 추정치가 달라질 수 있으므로 검증 가능성에 제약이 따르고, 해당 시군의 면적피해율이 낮을 때 인접 시군의 높은 면적피해율을 반영한 추정치로 직접 대체함으로써 해당 지역의 거부감이 있을 수 있다는 점에서 단점이 존재한다. 방법 2는 방법 1과 같이 좋은 추정량을 사용한다는 장점과 함께 공간회귀 추정치를 신뢰도 보수로 사용함으로써 예상 피해율의 정확성과 불편성이라는 신뢰도 보수의 요건을 충족한다는 추가적인 장점이 있다. 반면, 방법 1과 같은 검증 가능성에 대한 제약과 공간회귀 추정치를 보완적으로 사용한다는 점에서 거부감이 줄어 들 수 있으나 여전히 해당 지역의 거부감 가능성은 존재한다. 한편, 모형에 의한 공간회귀 추정값을 사용하지 않고 인접 시군의 경험피해율을 신뢰도 보수로서 활용(방법 3)하는 것은 검증 가능성이 높으나 해당 지역이 아닌 인접 지역의 면적피해율을 신뢰도 보수로 직접 사용한다는 점에서 정확한 대응이 아닐 수 있다는 점과 인접 지역의 면적피해율이 충분한 통계량에 의하여 추정되었는지에 관계 없이 신뢰도 보수로 여신뢰도($1-z$)를 가진다는 단점을 가진다.

표 15. 공간회귀분석 결과를 활용한 경험피해율 산출 방법의 장·단점

구분	장점	단점
방법 1	공간회귀 추정량 사용(좋은 추정량) 경험피해율 직접 대체 사용(정확한 대응)	검증가능성 제약 해당 지역의 거부감 강함(직접 사용)
방법 2	공간회귀 추정량 사용(좋은 추정량) 신뢰도 보수 요건(정확성, 불편성) 충족	검증가능성 제약 해당 지역의 거부감 약함(간접 사용)
방법 3	검증 가능성	가장 부정확한 대응 통계량에 관계 없이 전신뢰도 가짐

5. 결론

보험요율은 객관적이고 합리적인 통계자료를 기초로 대수의 법칙 및 통계신뢰도를 확보하고 수지균등과 급부·반대급부의 원칙을 고려하여 산출되어야 한다. 생명보험의 위험률은 연령별 사망률 등 연령 공간의 차이를 고려하여 위험률이 산출된다. 생명보험 위험률은 이웃 연령 간(공간적 자기상관과 유사) 상당한 연관성이 존재한다는 사실을 전제로, 위험률의 보정(Graduation)을 통하여 연령 간 위험률의 불규칙성을 제거하는 방법을 사용한다. 손해보험의 경우에는 지역적 위험의 차이를 고려하여 지역별로 위험률 산출되는 경우가 있다. 이 경우 주로 사회적 또는 법률적으로 인정된 분류(행정동·법정동, 시군구, 광역시도 또는 이들을 유사한 위험으로 묶어 낸 등지(等地)[30] 등)가 동질위험집단으로 사용된다. 농

[30] 1997년 이전 화재보험 요율서는 전국의 법정동 단위의 위험등지(危險等地)를 설정하여 사용하였다.

작물재해보험의 경우에도 이러한 행정단위별(시군 또는 읍면) 위험분류를 적용하고 있다.

보험회사는 행정단위인 시군별로 농가가 부담하는 보험료가 예상 보험금(피해액)과 동일하도록 보험요율을 산출한다. 이 보험의 보험요율인 예상피해율 산출에 필요한 통계가 충분하지 않은 경우 예상 피해율을 정확하게 예측하는 것은 용이하지 않다. 현행 농작물재해보험은 경험통계가 충분하지 않을 때 경험피해율의 신뢰도 보수로서 이전 연도에 산출한 예정피해율(현행 보험요율)을 적용한다. 이는 경험통계가 부족하여 사용하는 신뢰도 보수로 과거 충분하지 않았던 경험통계를 사용하는 문제점을 가지게 된다.

이 논문은 이러한 문제점을 개선하기 위해 자연재해는 동시에 2개 이상의 행정구역 단위에 피해를 미칠 가능성이 높고, 행정구역 단위로 피해가 집계되는 경우 행정단위가 작을수록 인접 행정단위간 더 높은 피해의 유사성을 가진다는 점에 착안하였다. “모든 것은 다른 것과 관련되어 있다. 그러나 가까운 것은 멀리 있는 것들보다 더 관계가 있다”는 지리학의 제1법칙을 농작물재해보험의 피해율 산출에서 인용 가능한 가설로 채택하고 검증한 결과, 자연재해 피해율이 통계적으로 인접 시군 간 관련성을 가지며 이를 고려하는 추정 방법이 보다 좋은 추정량을 얻을 수 있음을 확인하였다. 즉, 일단의 지역에 공통의 영향을 주는 자연재해를 행정단위 별로 집계하는 과정에서 행정구역간에 의존성이 존재할 수 있고, 이를 고려하는 요율산출방법이 시군별 보험가입자에게 보다 정확한 보험료를 적용할 수 있다는 시사점을 제공한다.

이를 바탕으로 시군별 경험피해율을 공간회귀 추정치로 대체하는 방안(방법 1), 시군별 경험피해율의 신뢰도 보수로서 동 공간회귀 추정치를 적용하는 방안(방법2), 인접 시군의 경험피해율을 신뢰도로 사용하는 방안(방법 3)을 제안하였다. 방법 1은 경험피해율에 대한 공간회귀 추정치를 직접 활용한다는 측면에서 가장 적절한 대응이나, 해당 시군의 경험피해율이 인접 시군의 경험피해율을 반영한 값으로 대체된다는 점에서 해당 시군의 불만이 있을 수 있는 단점이 존재한다. 방법 2는 공간회귀 추정치가 신뢰도 보수의 요건을 충족한다는 측면에서 활용이 가능하며, 이는 직접적 보다는 간접적 방법에 의하여 보완적으로 사용된다는 점에서 방법 1의 단점이 완화될 수 있다. 방법 3은 공간회귀모형 추정치에 대한 검증가능성이라는 제약 문제를 고려하여 도입한 방법이나, 해당 시군의 경험피해율을 보완하는 신뢰도 보수로서 인접 시군의 경험피해율을 사용한다는 측면에서 대응의 문제가 단점으로 지적될 수 있다.

해당 시군의 피해율 계산 시 인접 지역의 피해율 정보를 이용하여 보정함으로써 해당 지역의 피해율의 신뢰성을 높이고 이를 통하여 보험요율 산출의 정확성을 제고할 수 있는 방안을 검토하였다. 다만, 2018년부터 2023년까지 6년간의 농작물재해보험 가입농가의 면적피해율 자료를 본 연구에 사용하였다. 동 공간회귀 추정 방법은 기상요소의 선택과 회귀모형의 선택에 따라 지역별 피해율의 추정치가 달라질 수 있다는 점에서 당장에는 실무에서 검증가능성에 제약이 있을 수 있다. 따라서 본 방법론이 견고함(robustness)을 검증할 수 있는 추가 연구들이 필요하다. 만일 본 연구의 방법론에 따른 추정 피해율

이 견고한 것으로 검증된다면, 향후 실무에 적용될 수 있을 것으로 기대한다. 실제로 보험개발원에서 개발한 대재해모델(CAT Mode)에 근거하여 지진위험 참조순보험요율이 산출된 사례가 있고, 최근 항공기 결항 또는 출발 지연 시 그 지연시간에 따라 일정액의 보험금이 지급되는 지수형 항공기 지연보험의 참조순보험요율이 산출되어 운영되고 있다는 점에서 실제로 활용가능성이 존재한다. 특히, 2022년부터 사과, 배 품목에서 일부 시군에 대하여는 읍·면·동 단위로 보험요율을 산출하고 있다는 점에서 인접 지역의 피해율 정보를 활용하는 방안이 더욱더 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

경북대학교. (2015). 주요 과수작물의 생산량 예측모형 개발 연구.

국립식량과학원. (2018). 식량작물 주요 기상재해 피해양상 및 피해기준 설정(1단계).

금융위원회(2023). 보험업법. 법률 제19780호.

기상정보개방포털. 〈https://data.kma.go.kr/〉. 관측소별 종관기상관측자료. 검색일: 2024. 6. 9.

김광구. (2003). 공간자기상관의(spatial autocorrelation) 탐색과 공간회귀분석(spatial regression)의 활용. *정책분석평가학회보*, 13(1), 273-306.

김동하, 강기연, 손소영. (2016). 공간가중회귀 모형을 이용한 서울시 에너지 소비에 따른 이산화탄소 배출 분석. *대한산업공학회지*, 42(2), 96-111. http://doi.org/10.7232/JKIIE.2016.42.2.096

김찬용, 임업. (2016). 기업 규모별 고용자수 분포가 지역의 고용 성장에 미치는 영향: 공간계량경제모형의 응용. 국토연구, 통권 89, 93-110. http://doi.org/10.15793/kspr.2016.89..006

김현중, 이종길, 여관현. (2015). 서울특별시 공공도서관 접근성의 지역간 격차와 결정요인. *서울도시연구*, 16(4), 109-127. http://doi.org/10.23129/seouls.16.4.201512.109

농업정책보험금융원. 〈https://www.apfs.kr/〉. 농어업재해보험연감 각 연도. 검색일: 2024. 6. 10.

박진철, 김창훈, 한준희. (2016). 시공간 분석을 이용한 결핵 사망률추정. *한국데이터정보과학회지*, 27(5), 1183-1191. http://doi.org/10.7465/jkdi.2016.27.5.1183

이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. (2006). 공간계량모형응용. 박영사.

이희연, 노승철. (2013). 고급통계분석론: 이론과 실습(제2판). 문우사.

이희춘, 임현택, 신동호, 이준석, 이준오, 김용성. (2017). 풍수해보험요율의 산정 및 검증방법에 대한 고찰. *한국방재학회논문집*, 17(2), 101-115. http://doi.org/10.9798/KOSHAM.2017.17.2.101

정은애, 성현곤, 노정현. (2015). 공간자기상관성을 고려한 의류 소매업 매출액 영향요인분석. *국토계획*, 50(5), 215-231. UCI: G704-000338.2015.50.5.004

최성천, 백장선. (2016). 공간 패널 회귀모형을 이용한 양파 생산량 추정. *응용통계연구*, 29(5), 873-885. UCI: G704-000408.2016.29.5.002

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93-115. https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

Boor, J. A. (1995). The complement of credibility. *Casualty Actuarial Society Forum, 1995 Fall*, 325-349.

Greene. W. H. (2012). *Econometric Analysis*, 7th(international). Pearson.

Lee, L.F. & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of econometrics*, 154(2), 165-185. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.08.001

LeSage, J. (1999). Spatial econometrics, Web Book. https://citeseerx.ist.psu.edu/

Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23. https://doi.org/10.2307/2332142

Park, E., B.W. Brorsen, & A. Harri. (2020). Spatially Smoothed Crop Yield Density Estimation: Physical Distance vs Climate Similarity. Journal of Agricultural and Resource Economics, 45(3), 533-548.

Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. E*conomic Geography*, 46, 234-240. https://doi.org/10.2307/143141

부록

부표 1. 공간회귀 분석 결과(Lee & Yu, 2010)

구분		OLS	SAR(Fixed Effect)	SEM(Fixed Effect)
		계수(오차항)	계수(오차항)	계수(오차항)
월합 강수량	4월	-0.00016 (0.00013)	-0.00025 (0.00021)	-0.00038 (0.00033)
	5월	0.00014 ** (0.00006)	0.00011 * (0.00006)	0.00012 (0.00008)
	6월	0.00009 (0.00008)	0.00014 (0.00009)	0.00022 * (0.00012)
	7월	-0.00018 *** (0.00004)	-0.00007 (0.00005)	-0.00009 (0.00007)
	8월	-0.00003 (0.00004)	0.00001 (0.00003)	0.00001 (0.00004)
최대 강수량	6월	0.00025 (0.00016)	0.00006 (0.00015)	-0.00001 (0.0002)
	7월	0.00013 (0.00011)	-0.00006 (0.0001)	-0.00003 (0.00012)
	8월	0.00006 (0.00012)	0.00012 (0.00008)	0.00014 (0.00011)
	9월	0.00004 (0.0001)	0.00004 (0.00007)	0.00006 (0.00009)
순간 최대 풍속	6월	-0.00446 ** (0.00182)	-0.00173 (0.00226)	-0.00194 (0.00309)
	7월	0.00445 *** (0.00171)	0.00140 (0.00151)	0.00168 (0.00188)
	8월	-0.00162 (0.00137)	-0.00294 ** (0.00138)	-0.00346 ** (0.00169)
	9월	0.00525 *** (0.00097)	0.00432 *** (0.00129)	0.00548 *** (0.00166)
최고기온	7월	-0.01252 ** (0.00574)	-0.00235 (0.00527)	-0.00096 (0.00654)
	8월	0.00794 (0.00548)	0.00200 (0.0048)	0.00558 (0.00666)
	9월	-0.00391 (0.00756)	-0.01403 * (0.00728)	-0.01617 (0.00992)
최저기온	4월	-0.01021 * (0.00569)	0.01010 (0.00841)	0.01254 (0.01186)
	5월	-0.00111 (0.00654)	0.00216 (0.00567)	0.00093 (0.0075)
	6월	-0.01579 ** (0.00753)	-0.02833 ** (0.01369)	-0.03795 ** (0.01807)
	7월	0.01172 (0.0086)	-0.00676 (0.00978)	-0.01385 (0.01202)
	8월	0.00242 (0.00898)	0.01151 (0.00896)	0.01356 (0.01138)
	9월	0.00829 (0.00581)	0.01012 (0.00731)	0.01157 (0.01063)
상수항		0.17120 (0.14743)	- -	- -
Spatial rho(SAR) Spatial lambda(SEM)		- -	0.30826 *** (0.10782)	0.32956 *** (0.11391)
Variance(sigma2_e)		- -	0.00372 *** (0.00083)	0.00370 *** (0.0008)
R-squared Log-likelihood AIC BIC		0.2675 1,063.359 -2,080.717 -1,970.109	0.3225 1,031.928 -2,015.86 -1,904.81	0.3202 1,032.705 -2,017.41 -1,906.37

주: *, **, ***는 각각 0.1, 0.05 및 0.01의 유의수준을 나타냄.

부표 2. 인접 지역의 피해율을 활용한 시군별 보험요율 산출 예시(전체 시군)

시군	시군 피해율	인접 시군 피해율	현행 방법	방법1	방법2	방법3	시군	시군 피해율	인접 시군 피해율	현행 방법	방법1	방법2	방법3
1	0.032	0.036	0.035	0.024	0.026	0.035	47	0.066	0.072	0.067	0.059	0.066	0.070
3	0.068	0.053	0.081	0.016	0.032	0.058	48	0.068	0.044	0.070	0.046	0.053	0.051
5	0.023	0.047	0.023	0.012	0.023	0.040	49	0.050	0.048	0.055	0.033	0.038	0.049
7	0.015	0.049	0.016	0.011	0.015	0.039	50	0.053	0.063	0.052	0.038	0.053	0.060
8	0.049	0.050	0.050	0.033	0.039	0.050	51	0.036	0.041	0.038	0.021	0.036	0.040
9	0.042	0.052	0.043	0.023	0.042	0.048	52	0.054	0.057	0.053	0.039	0.045	0.056
10	0.090	0.099	0.103	0.074	0.079	0.096	53	0.066	0.099	0.062	0.040	0.053	0.082
11	0.153	0.044	0.143	0.104	0.119	0.077	54	0.056	0.069	0.051	0.033	0.041	0.065
13	0.049	0.053	0.053	0.035	0.041	0.051	55	0.191	0.137	0.196	0.170	0.187	0.181
17	0.060	0.059	0.059	0.037	0.044	0.059	56	0.050	0.067	0.049	0.030	0.041	0.058
18	0.032	0.051	0.036	0.020	0.024	0.046	57	0.034	0.051	0.034	0.019	0.024	0.046
19	0.047	0.066	0.051	0.028	0.034	0.060	58	0.093	0.144	0.092	0.068	0.086	0.107
20	0.053	0.065	0.058	0.029	0.036	0.062	59	0.043	0.058	0.041	0.032	0.035	0.054
21	0.042	0.029	0.046	0.020	0.027	0.033	60	0.062	0.077	0.062	0.040	0.053	0.068
22	0.051	0.050	0.055	0.035	0.040	0.050	61	0.115	0.075	0.115	0.091	0.105	0.099
23	0.044	0.032	0.045	0.028	0.033	0.035	62	0.083	0.075	0.080	0.056	0.068	0.079
24	0.033	0.040	0.034	0.018	0.033	0.037	63	0.148	0.127	0.161	0.137	0.142	0.137
25	0.062	0.042	0.067	0.043	0.049	0.048	64	0.047	0.128	0.049	0.039	0.043	0.090
26	0.023	0.064	0.024	0.022	0.023	0.051	65	0.273	0.191	0.290	0.257	0.266	0.236
27	0.054	0.045	0.059	0.031	0.040	0.049	66	0.099	0.105	0.105	0.081	0.091	0.102
28	0.045	0.032	0.047	0.029	0.034	0.036	67	0.076	0.093	0.074	0.051	0.068	0.082
29	0.016	0.046	0.018	0.010	0.012	0.037	68	0.118	0.104	0.122	0.093	0.111	0.114
30	0.055	0.064	0.063	0.039	0.044	0.062	69	0.065	0.074	0.066	0.043	0.057	0.068
31	0.030	0.037	0.032	0.019	0.030	0.034	70	0.120	0.104	0.121	0.094	0.115	0.117
32	0.048	0.044	0.049	0.026	0.033	0.045	71	0.077	0.093	0.082	0.052	0.061	0.088
33	0.058	0.056	0.059	0.041	0.046	0.057	72	0.038	0.075	0.040	0.022	0.027	0.064
34	0.075	0.035	0.083	0.052	0.059	0.047	73	0.104	0.060	0.110	0.091	0.095	0.073
35	0.068	0.041	0.067	0.048	0.054	0.049	74	0.091	0.060	0.096	0.069	0.076	0.070
36	0.076	0.043	0.050	0.022	0.076	0.053	75	0.068	0.087	0.069	0.044	0.053	0.080
37	0.034	0.057	0.034	0.024	0.034	0.050	76	0.062	0.091	0.066	0.038	0.048	0.079
38	0.029	0.062	0.028	0.021	0.029	0.052	77	0.096	0.119	0.098	0.071	0.088	0.103
39	0.068	0.053	0.073	0.049	0.061	0.062	78	0.136	0.113	0.143	0.120	0.129	0.126
40	0.039	0.066	0.040	0.038	0.039	0.058	79	0.094	0.070	0.094	0.072	0.081	0.080
41	0.021	0.061	0.025	0.027	0.021	0.049	80	0.096	0.074	0.099	0.074	0.082	0.082
42	0.021	0.051	0.025	0.013	0.021	0.042	81	0.083	0.078	0.080	0.059	0.066	0.080
43	0.036	0.058	0.037	0.025	0.036	0.051	82	0.116	0.102	0.121	0.090	0.108	0.112
44	0.130	0.066	0.145	0.100	0.109	0.085	83	0.064	0.106	0.063	0.040	0.047	0.093
45	0.069	0.065	0.067	0.053	0.058	0.066	84	0.047	0.069	0.051	0.029	0.047	0.062
46	0.075	0.071	0.074	0.053	0.075	0.072	85	0.076	0.052	0.079	0.057	0.076	0.067

(계속)

시군	시군 피해율	인접 시군 피해율	현행 방법	방법1	방법2	방법3	시군	시군 피해율	인접 시군 피해율	현행 방법	방법1	방법2	방법3
86	0.091	0.066	0.096	0.076	0.091	0.075	125	0.039	0.041	0.041	0.026	0.039	0.040
87	0.031	0.046	0.028	0.017	0.031	0.042	126	0.084	0.059	0.085	0.061	0.084	0.066
88	0.074	0.057	0.075	0.050	0.074	0.063	127	0.043	0.048	0.041	0.027	0.043	0.047
89	0.029	0.043	0.026	0.021	0.029	0.039	128	0.039	0.041	0.040	0.027	0.039	0.040
90	0.038	0.064	0.039	0.024	0.038	0.056	129	0.105	0.091	0.108	0.078	0.105	0.097
91	0.044	0.053	0.044	0.023	0.044	0.051	130	0.064	0.095	0.074	0.050	0.064	0.086
92	0.020	0.049	0.021	0.009	0.020	0.038	131	0.082	0.073	0.081	0.067	0.082	0.076
94	0.222	0.000	0.245	0.156	0.222	0.222	132	0.094	0.079	0.077	0.069	0.094	0.083
95	0.223	0.136	0.240	0.199	0.212	0.182	133	0.175	0.089	0.160	0.135	0.147	0.115
96	0.081	0.165	0.088	0.055	0.081	0.140	134	0.061	0.067	0.061	0.045	0.061	0.063
97	0.179	0.154	0.185	0.170	0.177	0.173	135	0.020	0.069	0.021	0.020	0.020	0.045
98	0.128	0.163	0.130	0.105	0.125	0.133	136	0.111	0.058	0.108	0.095	0.100	0.074
99	0.139	0.140	0.147	0.113	0.129	0.139	137	0.219	0.069	0.233	0.267	0.253	0.114
100	0.102	0.140	0.105	0.076	0.091	0.118	138	0.028	0.053	0.030	0.017	0.028	0.045
101	0.180	0.128	0.193	0.162	0.171	0.153	139	0.022	0.053	0.023	0.017	0.022	0.044
102	0.104	0.100	0.106	0.081	0.089	0.102	140	0.029	0.029	0.027	0.017	0.029	0.029
103	0.059	0.162	0.062	0.035	0.044	0.123	141	0.103	0.112	0.100	0.105	0.104	0.110
104	0.115	0.145	0.119	0.092	0.104	0.129	142	0.055	0.136	0.056	0.047	0.055	0.112
105	0.081	0.088	0.088	0.062	0.081	0.086	143	0.114	0.096	0.124	0.101	0.105	0.101
106	0.209	0.113	0.215	0.183	0.201	0.181	145	0.061	0.059	0.053	0.048	0.061	0.060
107	0.171	0.104	0.186	0.146	0.154	0.124	146	0.109	0.049	0.110	0.091	0.096	0.067
108	0.098	0.149	0.108	0.075	0.082	0.134	147	0.081	0.053	0.057	0.055	0.081	0.061
109	0.059	0.043	0.057	0.035	0.059	0.048	148	0.163	0.099	0.171	0.171	0.169	0.119
110	0.072	0.068	0.077	0.045	0.072	0.069	149	0.072	0.086	0.066	0.053	0.072	0.082
111	0.136	0.209	0.142	0.111	0.124	0.173	151	0.107	0.080	0.115	0.097	0.100	0.088
112	0.123	0.176	0.128	0.099	0.112	0.148	152	0.077	0.103	0.078	0.076	0.077	0.095
113	0.300	0.140	0.314	0.283	0.294	0.243	153	0.048	0.042	0.047	0.036	0.048	0.044
114	0.055	0.052	0.054	0.034	0.055	0.053	154	0.052	0.049	0.052	0.046	0.052	0.050
115	0.143	0.030	0.150	0.134	0.137	0.064	155	0.042	0.043	0.043	0.039	0.042	0.043
116	0.094	0.086	0.103	0.090	0.091	0.088	156	0.063	0.060	0.058	0.080	0.075	0.061
117	0.061	0.062	0.065	0.037	0.061	0.062	157	0.092	0.047	0.084	0.067	0.092	0.060
118	0.032	0.045	0.037	0.030	0.032	0.041	159	0.066	0.030	0.065	0.044	0.056	0.050
119	0.067	0.051	0.054	0.047	0.053	0.056	160	0.062	0.173	0.058	0.032	0.062	0.140
120	0.040	0.039	0.042	0.027	0.032	0.039	161	0.035	0.050	0.035	0.026	0.029	0.046
121	0.053	0.033	0.050	0.038	0.043	0.039	162	0.038	0.048	0.040	0.018	0.024	0.045
122	0.039	0.041	0.038	0.026	0.031	0.040	평균	0.078	0.075	0.080	0.061	0.072	0.077
123	0.048	0.045	0.054	0.032	0.037	0.046	최대	0.300	0.209	0.314	0.283	0.294	0.243
124	0.080	0.054	0.081	0.059	0.065	0.062	최소	0.015	0.029	0.016	0.009	0.012	0.029

주 1) 피해율은 통계기간(2018~2023)의 평균 면적피해율임.
2) 현행 방법은 당년도의 경험피해율 및 예상피해율의 통계신뢰도 가중평균값임.
3) 방법 1은 당년도 및 전년도 공간회귀 추정값의 통계신뢰도 가중평균값임.
4) 방법 2는 당년도의 경험피해율과 공간회귀 추정값의 통계신뢰도 가중평균값임.
5) 방법 3은 당년도의 경험피해율과 인접 시군 경험피해율의 통계신뢰도 가중평균값임.
6) 162개 시군 중 보험 가입 실적이 없는 11개 시군은 위 표에서 제외됨.

농촌경제 제47권 제4호(통권 201호)

발행일	2024. 12. 21.
발행인	한두봉
발행처	한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500) 58321 전라남도 나주시 빛가람로 601
홈페이지	http://www.krei.re.kr
정기간행물 등록	전남, 마00026
편집·디자인	㈜에이치에이엔컴퍼니(02-2269-9917)

eISSN 2713-9506

2024
Vol.47 No.4

Journal of Rural Development

ARTICLES

한국농촌경제연구원
전라남도 나주시 빛가람로 601
T. 1833-5500 F. 061) 820-2211