

개별기업 자료를 이용한 식품제조업의 생산성 측정과 변화 요인 분해*

김성용**, 김나흔***, 조남욱****

차례

1. 서론	3
2. 분석 방법	5
3. 분석 자료와 결과	10
4. 요약 및 결론	21

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 중소기업체가 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.

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 취업유발 계수가 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 최순김한호(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 t 에서 식품 제조기업 i 의 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 t 에서 기업 i 의 부가가치액, k_{it} 와 l_{it} 는 각각 시점 t 에서 기업 i 의 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.

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

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.

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

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

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_l 과 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⁾

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

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.

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

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 기업이 시점 t 의 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⁾

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

식 (6)에서 $g[\hat{\phi}_{it-1} - \beta_k k_{it-1}]$ 를 이전과 같은 방식으로 3차 또는 4차 다항식으로 근사하면 자본계수 β_k 는 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 t 년도 개별기업 i 의 로그 생산성, 개별기업의 가중치를 의미한다.

$$Z_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} z_{it} \quad (7)$$

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_0 는 복잡성을 피하려고 생략하였다.

4) ξ_{it} 가 자본투입과 무관하다는 가정, 즉 $E[\xi_{it} | k_{it}] = 0$ 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 i 와 t 에 대해 생산성 추정치 $\hat{z}_{it} = \hat{\phi}_{it} - \beta_k^* k_{it}$ 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.

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

식 (8)의 Z_t 는 로그값으로 표현된 t 년도의 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 측정된 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 G 의 집계점유율이다. 이에 대응하는 기업 집단 G 의 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 G 의 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.

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

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

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 ΔZ 는 식 (9-1)에서 (9-2)를 빼서 구할 수 있다.

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

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⁾

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

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

⁷⁾ 식 (11)의 유도 과정은 <부록>의 제2절을 참조하십시오.

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 다를 수 있음을 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(식품제조업)과 C11(음료제조업)에 해당하는 식품 제조기업으로 선정하였고, 2001년부터 2021년까지의 기업 재무제표 자료를 분석에 사용하였다. 이 기간은 정부가 식품산업을 육성하기 위해 다양한 대책⁸⁾을 마련한 시기이고, 세계적인 금융위기(2008년)와 제조업 전체가 크게 위축된 시기(2011년)도 포함한다. 따라서 분석 자료는 경기 변동과 정부 정책의 변화에 따라 식품제조업에 새로운 기업이 진입하거나 생산성 악화로 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.

$$\text{부가가치액} = \text{법인세비용 차감 전 순이익} + \text{인건비} + \text{순금융비용} + \text{임차료} + \text{조세공과금} + \text{감가상각비}$$

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).

$$\begin{aligned} \text{중간재 투입액} = & \text{매출원가} + \text{판매관리비} - [(\text{제조원가}) \text{ 급여} + \text{퇴직급여} + \text{복리후생비} + \text{교육훈련비} + \\ & \text{감가상각비}] - [(\text{판매관리비}) \text{ 급여} + \text{퇴직급여} + \text{복리후생비} + \text{교육훈련비} + \text{감가상각비}] \end{aligned}$$

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. 유형 고정자산의 연말 잔액은 선행 연구의 영구재고법(Gal, 2013)으로 추정된 자본 스톡과 큰 차이가 없다. 이는 유형 고정자산 연말 잔액도 다음과 같이 영구재고법과 같은 방식으로 집계되기 때문이다:

$$\text{유형 고정자산 연말 잔액}(t) = \text{유형 고정자산 연말 잔액}(t-1) + \text{유형 고정자산 투자액}(t) - \text{유형 고정자산 감가상각액}(t)$$

〈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.

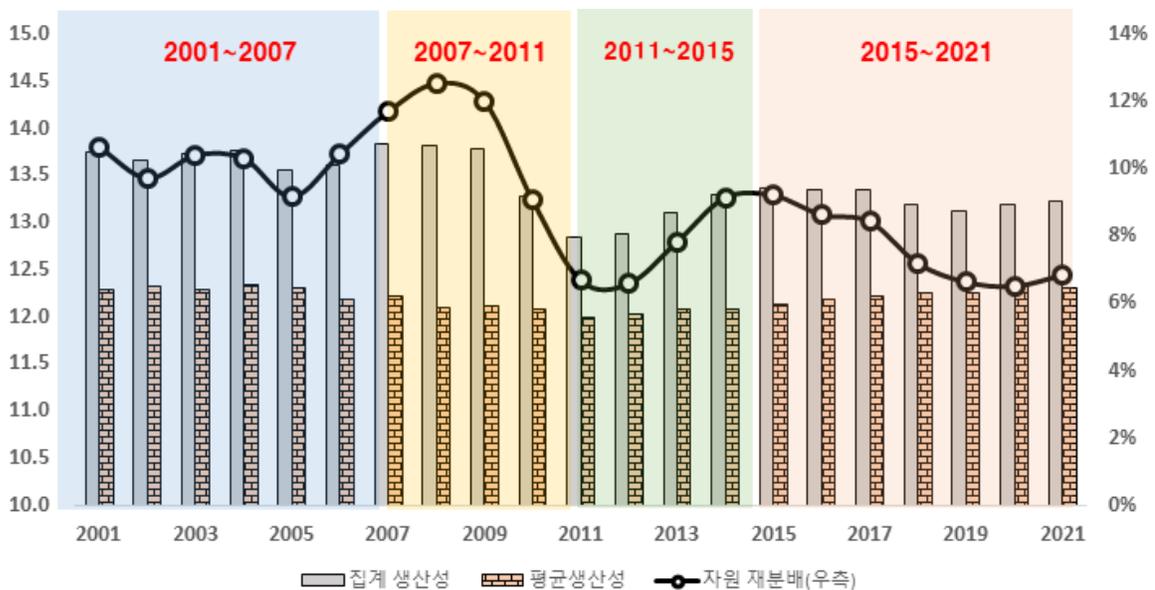
11) 우진희(2019)의 연구에 따르면 우리나라 제조업의 평균 규모 수확 정도는 0.8로 추정되었다.

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 막대 그래프로 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 평균 생산성과 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: 중요요소생산성 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 평균 생산성의 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. 자원 재분배 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 개별 기업의 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 집계 생산성을 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(+)¹의 자원 재분배 효과가 더 큼에 따라 평균생산성의 감소분을 상쇄하여 집계 생산성이 향상하였다.

둘째, 2015~2021년 기간의 경우 개별기업의 평균생산성이 향상하였지만, 부(-)²의 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 순진입효과와 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 마련¹⁴⁾하는 대책이 필요하다.

14) 송상운(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

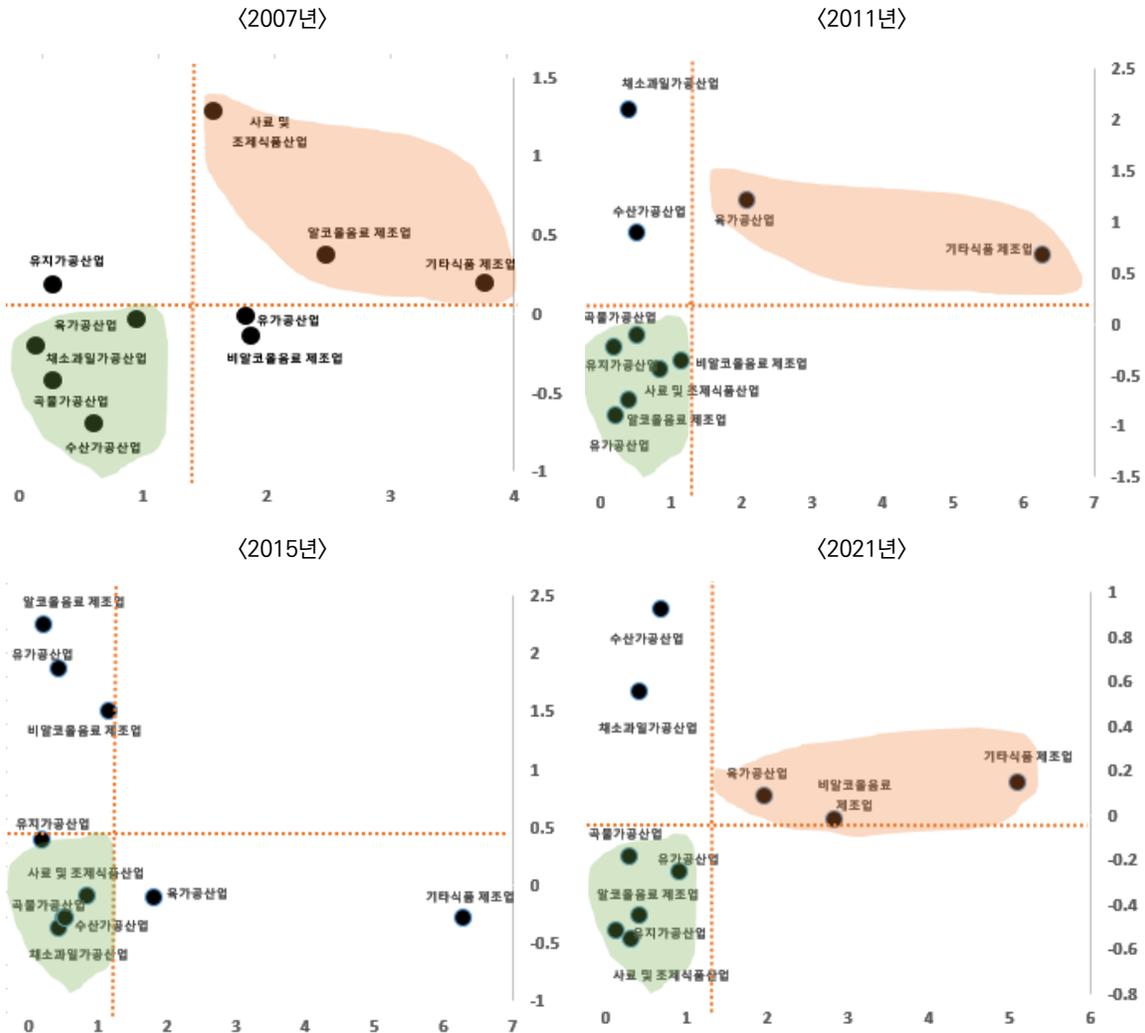
3.2.5. 어떤 기업과 세부 산업에서 생산성 향상을 보이는가?

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, 2021년에는 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 관련성¹⁶⁾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.

$$TFPGrowth_{it \rightarrow T} = \beta_1 \ln TFP_{it} + \beta_2 \ln TFP_{it}^2 + \eta_i + \mu_t + \nu_{it} \quad (12)$$

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 연도 효과를 반영하기 위해 두 오차 성분 η_i 와 μ_t 을 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

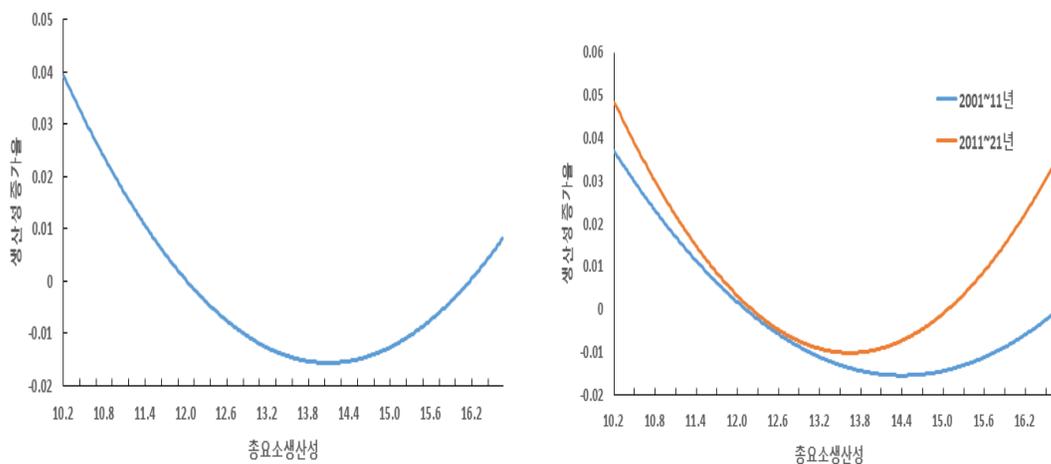
구분	(1) 2001~2021년	(2) 2001~2011년	(3) 2011~2021년
상수항	18.8078*** (1.9284)	16.3905*** (4.8969)	23.8004*** (3.1443)
$\ln TFP$	-2.6211*** (0.3182)	-2.2319*** (0.5439)	-3.3884*** (0.5248)
$\ln TFP \times \ln TFP$	0.0886*** (0.0131)	0.0729*** (0.0221)	0.1180*** (0.0220)
고정효과	○	○	○
연도효과	○	○	○
N	5,808	2,088	2,836
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 로그 생산성이 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 TFP를 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 향상에 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 없앴으로써 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 크음을 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.



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.

¹⁹⁾ 한계기업은 혼잡효과로 인해 정상적인 식품 제조기업의 투자, 고용 및 총요소생산성에 부정적인 영향을 주고, 중국에는 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 중소기업의 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 중요소생산성과 자원 재분배. KPC.
- 한진희. (2003). 진입·퇴출의 창조적 파괴 과정과 중요소생산성 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](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 Journal*, 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

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

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 탈퇴기업 인 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.

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

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

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