비모수적 추정을 통한 쌀 농가의 생산성 및 수익성 변화 요인 분석*

성재훈** 추성민***

Keywords
총요소생산성(Total Productivity Factor), 기술 변화(technical change), 효율성 변화(efficiency change), Lowe 지수, 자료포락분석(DEA)

Abstract
This study analyzes changes in the profitability and productivity of Korean rice farms. Also we decomposes changes in the profitability into changes in terms-of-trade, technical change, technical efficiency change, scale efficiency change and mix efficiency change. To be specific, we constructs Lowe index which is ideal for the measurement of quantity change. Also, we apply data envelopment analysis methodology for decomposing TFP into the several efficiency measures. Farm production cost survey covering the period 2003 to 2016 is incorporated. The results show that the terms-of-trade would have the largest and negative effects on farms' profitability. Also, rice farms in Korea are technically efficient, but they exhibited much lower mix efficiency. Lastly, farm operator's age would have negative effects on farms' mix efficiency, while larger farms tend to have greater mix efficiencies than smaller farms.

차례

1. 서론
2. 분석 모형
3. 분석 자료
4. 분석 결과
5. 요약 및 결론

* 이 연구는 한국농촌경제연구원 일반연구과제 "지속가능한 농업·농촌을 위한 OECD 연구 네트워크 대응"의 지원에 의해 작성되었음.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원.

*** 한국농촌경제연구원 연구원, 교신저자. e-mail: sungmincheu@krei.re.kr

1. 서론

생산성의 향상은 장기적인 소득 증가 및 해당 산업의 성장과 높은 관련성을 가지며, 이러한 이유로 일반 제조업, 은행업 등 여러 산업에서 생산성에 관한 연구가 이루어져 왔다(예: Hall and Mairesse, 1995; Casu et al., 2004). 특히 농업부문은 새로운 노동력 유입의 제한, 인구 고령화, 농지 전용 등 주요 투입요소의 이탈로 인해 생산성 향상의 상대적 중요성이 크다고 할 수 있으며, 농산물 시장 개방에 따른 경쟁 심화에 대응하기 위해서도 지속적인 생산성 향상이 중요하다. 한국 농업은 이러한 여러 대내외적 어려움에도 꾸준히 생산성을 향상시켜 생산량을 확대해왔다.

그러나 최근 한국과 미국 등에서는 농업의 생산성 증가율이 전반적으로 감소하는 추세에 있다는 실증분석이 이루어지면서(Anderson et al. 2018; Plastina and Lence 2018; 권오상 외 2015) 농업부문에 대한 우려가 제기되고 있다. Anderson et al.(2018)은 1910년부터 2007년까지의 장기 자료를 사용하여 1990년대 이후 미국 농업의 다요소생산성(multifactor productivity) 연평균 성장률이 둔화되었음을 분석하였다. 한국에서는 권오상 외(2015)가 1971년부터 2013년까지 국내 농업의 총요소생산성이 연평균 1.82% 성장하였으나 최근 연도인 2000년부터 2013년까지는 연평균 0.81% 성장에 그치고 있음을 밝히고 있다. 생산성 감소 추세가 지속되면 생산량 감소, 대외경쟁력 약화 등으로 이어질 수 있으며(Anderson et al. 2018) 궁극적으로 농업소득의 감소로 이어질 가능성이 있다. 이러한 흐름 속에서 농업의 생산성 변화를 계측하고 그 요인을 분해하는 것은 현황에 대한 분석과 정책적 시사점을 도출하기 위한 필수적인 작업이라 할 수 있다.

특히 생산성 변화를 야기하는 요인에 대한 분석은 세부적인 정책적 방향성을 제시할 수 있다는 측면에서 생산성 변화에 대한 시계열적 분석보다 더 구체적인 논의를 가능하게 한다. 국내에서는 안동환 외(1999)가 한국 쌀 농업의 생산성 변화를 기술 변화(technical change)와 효율성 변화(efficiency change)로 분리하여 분석하였으며, 1993년부터 1997년까지 효율성 변화가 한국의 쌀 생산성 증가를 주도하고 있음을 밝힌 바 있다. 또한 권오상·김용택(2000)은 한국 농업의 생산성 변화를 기술 변화 효과와 규모수익의 효과로 분리하였고, 권오상(2010)은 R&D 투자 효과를 추가로 고려하여 생산성 변화를 기술변화 효과, 규모 효과, 그리고 R&D 투자 효과로 구분하였다. 전웅찬·김관수(2018)는 기술 효율성에 집중하여 국내 쌀 산업의 비효율성이 약 1% 수준에 불과한 것으로

분석하여 기존의 기술 보급보다는 새로운 기술개발에 대한 투자가 더 의미 있음을 주장하였다.

해외에서도 생산성 분해에 관한 연구가 지속적으로 이루어져 왔다(Capalbo 1988; Morrison et al. 2005; O'Donnell 2012; O'Donnell 2014; Plastina and Lence 2018). 언급된 대부분의 연구들은 기술발전(technical progress)이 미국 농업의 장기적인 생산성 증대의 주요 동인으로 작용하였음을 밝히고 있으며, Plastina and Lence(2018)는 나아가 단기적인 연간 총요소생산성의 변화는 기술발전보다는 가격마진 효과(markup effect)와 상관성이 높음을 밝히고 있다.

그러나 O'Donnell(2012)을 제외한 연구들은 생산성 변화를 나타내는 총요소생산성 지수(total factor productivity index)를 직접 분리하기보다는 거리함수(distance function)나 비용함수를 추정하여 생산성 변화율을 구하고 있으며 이에 따라 각각의 방식으로 구한 생산성 변화 간에는 차이가 발생한다. 권오상·김용택(2000)의 분석 결과에 따르면 두 방식으로 구한 생산성 변화의 전반적인 추세는 유사하게 나타나나, 일부 연도에 대해서는 총요소생산성 지수의 변화와 쌍대함수를 통해 계측한 생산성의 변화의 방향이 다른 경우도 발견되었다. 이러한 차이는 총요소생산성의 변화와 그 요인에 대한 해석을 어렵게 하며 정책적 의사결정을 어렵게 할 수 있다(O'Donnell 2012). 또한 Plastina and Lence(2018)는 투입물 거리함수를 추정하여 얻은 총요소생산성 변화의 타당성을 총요소생산성 지수와의 높은 상관성으로 판단하고 있음을 통해 총요소생산성 지수의 직접적인 분리의 유의미성을 간접적으로 확인할 수 있다.

한편, 한국의 쌀 산업은 종사 농가 수와 경지면적 등을 고려할 때 한국 농업에서 중심적인 역할을 담당하고 있음을 알 수 있으며 쌀 산업은 특히 여러 FTA 체결 과정에서도 양허대상에서 제외되는 등 많은 보호를 받아왔다. 2015년 쌀 관세화(관세율 513%) 이후에도 실질적으로 TRQ 이상의 물량은 수입되지 않고 있으며, 최근 한미 FTA 재협상 과정에서도 정부는 쌀이 협상 대상이 아님을 강조하였다. 그러나 최근 정부가 가입 여부를 검토하고 있는 포괄적·점진적 환태평양경제동반자협정(CPTPP)은 쌀, 쇠고기 등을 양허대상에 포함하고 있어 농업계의 우려가 커지고 있다. 이처럼 쌀 시장 또한 언제든 개방이 가시화될 수 있으며 이에 대응하기 위해 지속적인 생산성 향상에 대한 고민이 필요하다고 판단된다.

이에 본 연구에서는 O'Donnell(2008)이 제안한 총요소생산성 지수를 직접 분리하는 방법을 한국 쌀 농업에 적용하여 생산성 변화에 대한 요인별 분리를 시도한다. 구체적으로 총요소생산성 지수를 기술 변화, 기술 효율성 변화(technical efficiency change)와 규모 및 혼합 효율성 변화(scale

and mix efficiency change)로 세분화하며, 총요소생산성 지수를 각 요인의 곱으로 분리한다.[1] 이러한 요인별 분리를 통해 생산성 향상을 위해 어떠한 정책 수단(예: R&D 투자, 교육 및 훈련 프로그램, 보조금 및 세금 등)이 사용되어야 하는지에 대한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대한다(O'Donnell 2012).

한편, 총요소생산성은 다수의 투입요소와 산출물을 포괄하는 총투입 및 총산출의 비율로 계산되며 이 과정에서 각각에 대한 지수 구축이 요구된다. 총요소생산성 분석의 일관성은 이론적 기반을 확보한 지수의 선택에 근거하며(권오상·김용택 2000), 본 연구에서는 공리적 지수이론(axiomatic index theory)이 제시하는 공리를 기준으로 각 지수를 평가하고 생산성 분석에 가장 적합한 지수를 선정한다. 이를 통해 기존의 연구에서 주로 사용되어 왔던 Laspeyres 지수, Paasche 지수, Törnqvist 지수 등의 한계를 지적하고 국내 연구에서 활용되지 않았던 Lowe 지수를 이용하여 총요소생산성 지수를 계측하고 그 요인을 분리한다. 본 연구의 학술적 기여도는 다음과 같이 정리할 수 있다. 먼저 본 연구는 국내 쌀 농가의 생산성을 기술효율성, 규모효율성, 혼합효율성으로 세분화하였다. 또한 기존의 연구와는 달리 농가단위 자료를 바탕으로 농가의 특징에 따른 생산성 및 수익성 변화를 분석하였다. 이러한 본 연구의 농가 단위 생산성 및 수익성 분석 결과는 국내 쌀 농가의 생산성 변화 추이와 변화 요인 분석에 중요한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 또한 생산성 변화 분석에 더 적합하다고 평가받는 Lowe 지수를 사용함으로써 국내 생산성 분석 관련 지수에 대한 논의를 확장하고 국내 쌀 농가 생산성 추정의 엄밀성에 기여하였다.

본 연구는 총요소생산성 변화 요인 분리를 위해 비모수적 방법(nonparametric method)인 자료포락분석(Data Envelopment Analysis, 이하 DEA)을 선택하였다. DEA는 확률적 오차와 비효율성을 구분하는 확률경계분석(Stochastic Frontier Analysis, 이하 SFA)과 달리 확률적 오차를 비효율성으로 간주하여 비효율성이 일부 과다 추정될 확률이 있다는 단점이 있다. 또한 DEA는 생산기술의 볼록성을 가정하고 있다. 이는 생산기술에 대한 지나친 제약으로 작용할 수 있으며 이는 기술효율성을 과소추정하고 전문화에 시사점을 제한할 수 있다(Chavas and Kim 2015).[2] 하지만 이러

1 이렇듯 각 요인의 곱으로 표현할 수 있는 총요소생산성 지수를 곱에 대해 완전한 총요소생산성 지수(multiplicatively-complete TFP index)라 정의하는데(O'Donnell 2008), Laspeyres 지수, Paasche 지수 등 생산성 분석에 자주 사용되는 다수의 지수들이 해당 지수로 분류된다.

2 해당 사항을 지적해 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다. 분석 결과 이미 쌀 생산의 기술효율성이 1에 가깝다는 점을 감안한다면, 볼록성 가정으로 인한 기술효율성의 과소추정 문제는 연구 결과에 큰 영향을 미치지 못할 것으로 생각된다. 하지만 보다 정교한 분석

한 한계에도 상대적으로 분석이 용이하다는 점, 그리고 총요소생산성의 변화를 기술적 비효율성, 규모 효율성 등의 효율성 지표의 변화로 세분화할 수 있다는 점을 반영하여 본 연구에서는 효율성 지표의 계측에 DEA를 활용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 총요소생산성 지수를 직접 분리하는 방법과 본 연구에서 사용하는 Lowe 지수와 기존에 사용된 지수에 대한 이론적 검토를 통해 생산성 변화 분석에 적합한 지수를 선택한다. 또한 DEA를 활용한 총요소생산성 지수 분석 방법에 대해 논의한다. 제3장에서는 본 연구에서 사용한 자료에 대해 살펴본 후 제4장에서 분석 결과에 대해 논의한다. 분석 결과는 농가 특성별 총요소생산성의 변화 특성에 대해 확인하고 총요소생산성 지수 분리 결과를 제시한다.

2. 분석 모형

2.1. 수익성 및 생산성 분리

본 연구에서는 쌀 농가의 총요소생산성과 생산성 변화 추이를 분해하기 위하여 O'Donnell(2008; 2010; 2012)을 적용하였다. O'Donnell(2012)은 j생산자의 t기 수익성($Profitability_{jt}$)과 총요소생산성(TFP_{jt})을 아래 식 (1)과 같이 분해하였다.

$$\begin{aligned} Profitability_{jt} &= \frac{q_{jt}}{x_{jt}} \times \frac{p_{jt}}{w_{jt}} = TFP_{jt} \times TT_{jt} \\ TFP_{jt} &= TFP_t^* \times ITE_{jt} \times IME_{jt} \times RISE_{jt} \\ &= TFP_t^* \times ITE_{jt} \times ISE_{jt} \times RME_{jt} \end{aligned} \qquad \text{식 (1)}$$

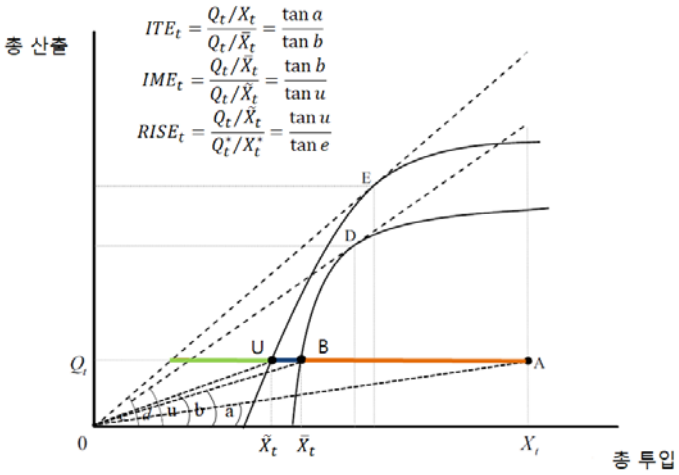
여기서 x_{jt}와 q_{jt}는 j 기업의 t시점에서의 M개의 투입재와 N개의 산출물 수량을 나타내는 수량 벡터들이며, w_{jt}와 p_{jt} 투입재 가격과 산출물 가격을 나타내는 가격 벡터들을 의미한다. Q_{jt}와 X_{jt}

을 위해 Chavas and Kim(2016)과 Chavas and Kim(2015) 등에서 제시된 방법을 바탕으로 생산기술의 볼록성에 대한 가정을 검정하고 이를 분석에 고려하지 않은 점은 명백한 본 연구의 한계점 중의 하나이다.

는 총산출량(aggregate output) 그리고 총투입량(aggregate input)을 나타내며, P_{jt}와 W_{jt}는 총산출물 가격과 총투입재가격을 의미한다. 구체적으로 총 산출량(총 투입량)은 N개의 산출물(M개의 투입재) 수량을 $Q_{jt} = Q(q_{jt})(X_{jt} = X(x_{jt}))$을 통해 하나로 합친 것을 의미한다. $Q()$와 $X()$는 음수가 아니며(nonnegative), 감소하지 않고(nondecreasing), 선형 동차성(linearly homogeneous)을 가진 집계함수(aggregator function)를 뜻한다. 총산출량과 총투입량이 결정되면, P_{jt}와 W_{jt}는 각각 $p_{jt}q_{jt}/Q_{jt}$와 $w_{jt}x_{jt}/X_{jt}$로 계측된다. TFP_{jt}는 총산출량과 총투입량의 비율로 계측되며, 교역조건 혹은 거래조건(term of trade)을 나타내는 TT_{jt}는 총산출가격과 총투입재가격의 비율로 계측된다. 마지막으로 TFP_t^*는 t기의 최대 총요소생산성 값을 의미한다.

ITE_{jt}(input oriented technical efficiency)는 투입 기술효율성, IME_{jt}(input oriented mixed efficiency)는 투입 혼합효율성, $RISE_{jt}$(residual input oriented scale efficiency)는 투입 잔여 규모효율성, ISE_{jt}(input oriented scale efficiency)는 투입 규모효율성, RME_{jt}(residual mix efficiency)는 잔여 혼합효율성을 뜻한다. TFP_{jt}를 구성하는 5가지 효율성의 개념은 <그림 1>과 <그림 2>를 통해 손쉽게 이해할 수 있다. 구체적으로, 생산자 j가 t기에 A라는 점에서 생산을 하고 있다고 가정하자. 즉, t기의 생산자 j는 X_t만큼 투입하고 Q_t만큼 생산한다. 총요소생산성은 총산출량과 총투입량의 비율로 계측할 수 있다. 따라서 <그림 1>에서의 총요소생산성은 <그림 1> 위에 있는 각 지점과 원점을 지나는 직선의 각도를 통해 계측이 가능하다.

그림 1. ITE, IME, RISE의 개념



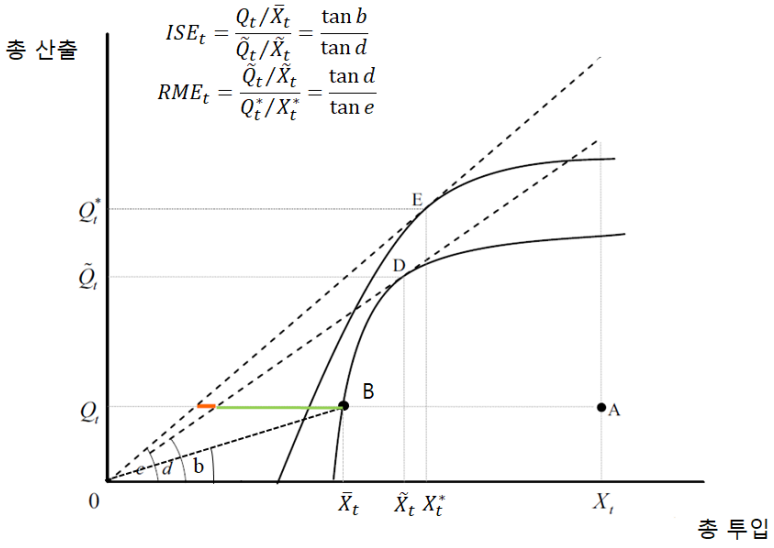
자료: O'Donnell(2008)의 내용을 수정하였음.

만약 생산자 j가 기술 효율성을 증가시키면 같은 산출량(aggregate output)을 생산하는 데 투입되는 총투입(aggregate input)을 줄일 수 있다. 구체적으로 점 B를 지나는 곡선을 농가가 생산을 위해 필요한 투입재들 간의 비율 변화 없이 도달할 수 있는 생산가능집합의 경계선이라고 하다면, 생산자 j는 투입재들 간의 비율 변화 없이 오직 기술효율성을 증가만을 통해 생산가능집합의 경계선(이하 생산 프론티어) 점 B에서 생산이 가능하게 된다. 기술 효율성은 이러한 효율성 증가를 통한 총요소생산성 증가를 의미하며, 원점과 점 A를 지나는 직선의 기울기를 원점과 점 B를 지나는 직선의 기울기로 나누어 줌으로써 계측할 수 있다.

투입 혼합 효율성은 이러한 투입재 비중에 대한 제약이 없을 경우의 총요소생산성 증가를 계측한다. 구체적으로 투입재 비중에 대한 제약이 없으면 생산자 j의 생산 프론티어는 확장하게 되며 생산자 j는 기존의 생산 프론티어 위의 점 B가 아니라 새로운 생산 프론티어 위에 있는 점 U에서 생산이 가능하게 된다. 이는 투입재 평면에서 투입재 비중에 대한 제약이 없어지면 동일한 투입재를 사용해 더 많은 생산이 가능해짐을 통해 설명할 수 있다. 이를 다시 투입재-생산물 평면으로 나타내면 생산 프론티어가 위쪽으로 확장하는 것과 동일한 결과를 낳게 된다. 이에 따라 같은 산출량을 생산하는 데에 사용되는 투입량 역시 $\overline{X_t}$에서 $\widetilde{X_t}$로 감소하게 된다. 투입 혼합 효율성은 이러한 생산 프론티어 확장을 통한 총요소생산성 증가를 의미하며, 원점과 점 B를 지나는 직선의 기울기를 원점과 점 U를 지나는 직선의 기울기로 나누어줌으로써 계측할 수 있다.

비록 생산자 j가 점 U에서 생산을 하더라도 생산자 j의 총요소생산성은 극대화된 생산성(maximum productivity, 이하 MP)인 점 E에서의 총요소생산성(TFP_t^*)보다 작다. 잔여 규모효율성은 기술효율성과 혼합 효율성이 극대화된 점에서의 총요소생산성과 생산성이 극대화된 점에서의 총요소생산성의 차이를 계측한다. 여기서 “규모”라는 단어는 새로운 생산 프론티어 위에서의 이동을 나타내기 위해 사용되었다. 점 U에서 MP에 도달하기 위해서는 투입재와 관련된 제약뿐만 아니라 산출물에 관한 제약도 없어야 한다. “잔여”는 기술효율성과 혼합효율성을 고려한 이후에도 남아있는 효율성 요소를 나타내기 위해 사용하였다.

그림 2. ISE, RME의 개념



자료: O'Donnell(2008)의 내용을 수정하였음.

규모효율성은 앞서 언급하였듯이 생산 프론티어상의 이동을 의미한다. 즉, 규모효율성은 기술 효율적인 점 B에서의 총요소생산성과 점 B를 지나는 생산 프론티어상에서 가질 수 있는 최대의 총요소생산성과의 차이를 나타낸다. 규모효율성은 투입재들 간의 비중과 산출물들 간 비중의 변화가 없기 때문에 혼합효율성과는 구별된다. 규모효율성은 규모수익 즉, 투입요소들의 비율을 일정하게 유지시키면서 총 투입량을 변화시켰을 때의 총산출의 변화와 밀접하게 관련되어 있다. 구체적으로 규모수익불변을 가정하였을 경우 생산자 j의 총산출량은 원점과 점 B를 지나는 직선 위에 있을 것이다. 하지만 만약 규모수익불변에 관한 가정이 없을 경우, 생산자의 생산 프론티어는 <그림 2>의 점 B를 지나는 곡선으로 확장된다. 이에 따라 생산자는 규모수익 효과가 없어지는 점 D까지 생산을 증가시켜 생산성을 증대시킬 수 있다. 총산출량은 투입량이 증가함에 따라 생산 프론티어 위를 이동하게 되며, 생산자는 규모수익 효과가 없어지는 점 D에서 생산이 가능하게 된다. 따라서 규모효율성은 원점과 점 B를 지나는 직선의 기울기를 원점과 점 D를 지나는 직선의 기울기로 나눔으로써 계측이 가능하다.

마지막으로 잔여 혼합 효율성은 생산자 j의 MP(점 E)에서의 총요소생산성과 점 D에서의 총요소생산성 차이를 나타낸다. 앞서 언급하였듯이 점 E는 투입재들의 비율과 산출물들의 비율에 대한 제약이 없는 생산 프론티어상에 있는 점이다. 따라서 "혼합"이라는 단어는 점 D에서 점 E로 이동하기 위해서는 산출물과 투입재의 비율에 관한 제약을 없애야 된다는 것을 의미한다. 또한 "잔여"라

는 말은 두 생산 프론티어의 모양이 다를 경우, 점 D에서 점 E로 이동하기 위해서는 규모수익의 변화를 수반할 수 있음을 의미한다.

따라서 t기의 생산자 j와 t'기의 생산자 k의 수익성과 생산성 차이 역시 아래 식 (2)를 통해 분해할 수 있다.[3]

$$\begin{aligned}\frac{Profitability_{jt}}{Profitability_{kt'}} &= \frac{TFP_{jt}}{TFP_{kt'}} \times \frac{TT_{jt}}{TT_{kt'}} \\ \frac{TFP_{jt}}{TFP_{kt'}} &= \frac{TFP_t^*}{TFP_{t'}^*} \times \frac{ITE_{jt}}{ITE_{kt'}} \times \frac{IME_{jt}}{IME_{kt'}} \times \frac{RISE_{jt}}{RISE_{kt'}} \\ &= \frac{TFP_t^*}{TFP_{t'}^*} \times \frac{ITE_{jt}}{ITE_{kt'}} \times \frac{ISE_{jt}}{ISE_{kt'}} \times \frac{RME_{jt}}{RME_{kt'}}\end{aligned} \qquad \text{식 (2)}$$

2.2. 총요소생산성 지수의 구축

다수의 투입재 및 산출물 수량과 가격 등의 변화를 하나의 숫자로 요약하는 다양한 지수들(예: Laspeyres 지수, Paasche 지수, Fisher 지수)이 제안되면서 이러한 지수들이 충족해야 할 필수적인 수리적 특성을 나타내는 시험(tests) 또는 공리(axioms)에 대한 논의도 함께 이루어져 왔다. 이러한 논의가 발전된 공리적 지수이론(axiomatic index theory)은 여러 공리를 검토하고 중요한 공리를 충족시키는 지수를 제안 및 평가하는 접근방식을 일컫는다.[4]

O'Donnell(2013)은 <부록 1>에서 제시하고 있는 9개 공리를 기준으로 주요 지수를 평가하며, 다기간(multitemporal) 또는 다수간(multilateral) 비교를 위한 지수 중 해당 공리를 충족하는 지수를 적합한(proper) 지수로 정의하고 있다. 9개 공리를 모두 충족하는 지수에는 Lowe 지수, Geary 지수, Färe and Primont 지수 등이 있으며 본고에서는 이중 Lowe 지수를 이용하여 총요소생산성을 계측하였다.[5]

---

3 본 연구에서는 투입재를 기준으로 생산성을 분석하였다. 이는 산출물이 쌀과 부산물뿐이기 때문에 산출물을 바탕으로 혼합 효율성을 분석하는 데에는 한계가 있기 때문이다.

4 지수를 구축하는 방법으로는 공리적 접근법과 경제이론적 접근법(economic theoretic approach)이 있다. 경제이론적 접근법은 지수는 Malmquist 지수와 같이 생산기술이나 소비자의 선호를 나타내는 함수를 바탕으로 지수를 구축하는 방법이다. 공리적 접근법은 목적에 필요한 공리들을 바탕으로 지수를 구축할 수 있다는 장점이 있으나, 공리의 선택과 공리들 간의 상대적 중요성 간의 차이가 나타날 수 있다. 이에 반해 경제이론적 접근법을 통해 구축된 지수는 공리선택과 관련된 어려움은 극복할 수 있으나, 연속된 기간이나 다양한 개체들 간의 비교를 위해 지수가 갖추어야 할 일반적인 공리를 만족시키지 못할 수 있다(Veelen and Weider 2008).

Laspeyres 지수, Paasche 지수, Fisher 지수, Törnqvist 지수, Malmquist 지수 등은 9개 공리 중 이행성 공리를 충족시키지 못한다(Balk 2008; O'Donnell 2008; O'Donnell 2013; O'Donnell 2012). 이를 해결하기 위해 흔히 Elteto and Koves(1964)와 Szulc(1964)가 제안한 기하평균을 적용하지만, 이 경우 다시 일치성 공리를 충족하지 못하게 된다는 한계가 있다(O'Donnell 2013; O'Donnell 2012). 반면에, O'Donnell(2013)은 Lowe 지수가 9개 공리를 모두 충족시킴에 따라 해당 지수가 산출량과 총요소생산성 변화를 측정할 때 보다 적합한(proper) 지수임을 밝히고 있다.[6] 또한 Lowe 지수는 기준가격을 이용함으로써, 가격 자료가 없는 투입재 혹은 산출재 역시 고려할 수 있다는 장점이 있다(Hill 2010). 마지막으로 생산성 분해에 자주 이용되는 Malmquist 지수는 기술변화와 기술 효율성 변화는 계측할 수 있지만, 범위효율성과 혼합효율성을 식별하는 데에는 한계가 있다(O'Donnell, 2008; O'Donnell, 2010).

s시점 h농가의 총요소생산성과 r시점 j농가의 총요소생산성과의 차이 혹은 변화를 나타내는 Lowe 지수는 아래 식 (3)을 통해 계측하였다. Lowe 지수는 기준 가격을 이용하여 산출물과 투입재를 통합하였다.

$$TFP_{jt,hs} = \frac{p_0{}' q_{hs}}{w_0{}' x_{hs}} / \frac{p_0{}' q_{jt}}{w_0{}' x_{jt}} \qquad \text{식 (3)}$$

본 연구에서는 기준 가격으로 동일한 모집단을 이용한 5년 동안의 농산물생산비조사에 속한 각 농가별 투입·산출물의 가격을 평균하여 계측하였다.[7]

---

5 관련 공리에 대한 설명은 <부록 1>에 제시하였다.

6 Lowe 지수는 소비자물가지수와 물량지수(ex, Greary Khamis 물량지수)를 구축하는 방법으로 일반적으로 사용하는 방법이다(Hill 2010; Balk and Diewert 2010). Lowe 지수의 단점은 다음과 같다. 우선, 가격 변화를 계측하는 지수로서의 Lowe 지수는 기준연도와 비교연도가 멀어질수록 편향이 증가하는 단점이 있다(Balk and Diewert 2010). 둘째, 산출지수로서의 Lowe 지수 적절성은 기준가격을 어떻게 설정하느냐에 달려 있다(Hill 2010). 마지막으로 Lowe 지수는 생산량 변화를 계측하기 위해 필요한 공리들을 바탕으로 구축된 지수이다. 따라서 Fisher 지수, Törnqvist 지수 등과 같이 경제학적 가정을 바탕(exact)으로 하며, 대응되는 함수형태(superlative)도 가지지 않는다.

7 Greary Khamis 물량지수의 한 품목의 기준가격은 해당 총생산액을 총 생산량으로 나누어서 산출한다. 이는 생산비중이 큰 개체의 가격에 더 큰 가중치 부여하는 방식이다. 이에 반해 O'Donnell(2012)에서는 농가별 투입·산출물 가격을 평균하여 기준가격을 계측하였다. 이러한 접근법은 각 개체의 가격에 동일한 가중치를 부여하는 접근법이다. 첫 번째 방법은 시장의 상황을 반영했다는 장점과 동시에 생산비중이 큰 개체가 기준가격에 더 큰 영향을 미친다는 단점이 있다(Hill 2010). 이에 반해 두 번째 방법은 첫 번째 방법과는 달리 모든 개체의 가격이 기준가격에 동일한 영향을 미치는 반면, 분석에 사용된 개체들이 모두 비슷하다는 가정을 바탕으로 한다. 본 연구에서는 앞서 언급하였듯이 농산물생산비조사에 포함된 농가들의 가중치가 같은 시도 안에서는 동일하게 부여된다는 점, 본 연구가 쌀 농가만을 대상으로 한여 농가 간의 이질성이 적다는 점을 고려하여 두 번째 방법을 통해 기준 가격을 계측하였다.

2.3. 총요소생산성 구성 요소 계측

본고에서는 식 (4)와 같은 선형 프로그램(linear programming)을 통해 총요소생산성을 구성하는 효율성들을 계측하였다.[8]

$$
\begin{aligned}
ITE_{jt} &= D_I^t(q_{jt}, x_{jt})^{-1} = \min_{\rho,\theta}\{\rho:\ Q\theta \geq q_{jt}; \rho x_{jt} \geq X\theta; \theta'\iota = 1; \lambda, \theta \geq 0\} \\
ISE_{jt} &= \min_{\rho,\theta}\{\rho:\ Q\theta \geq q_{jt}; \rho x_{jt} \geq X\theta;\ \lambda, \theta \geq 0\}/ITE_{jt} \\
IME_{jt} &= \min_{\nu,\theta}\{w_0{}'\nu / w_0{}' x_{jt}:\ Q\theta \geq q_{jt}; \nu \geq X\theta; \theta'\iota = 1; \nu, \theta \geq 0\} \\
TFP_t^* &= \max_{z,\nu,\theta}\{p_0{}' z : z \leq Q\theta; X\theta \leq \nu; w_0{}'\nu = 1; \theta'\iota = 1; z, \nu, \theta \geq 0\}
\end{aligned}
\qquad \text{식 (4)}
$$

여기서 Q는 N개의 산출물을 생산하는 J_t개의 농가 혹은 사업자의 $N \times J_t$ 산출물 행렬, X는 산출물 생산을 위해 투입되는 M개의 투입재를 나타내는 $M \times J_t$ 투입재 행렬, ι은 $J_t \times 1$ 단위행렬을 뜻한다.

식 (4)의 $\theta'\iota = 1$는 생산함수가 변동규모수익(variable return to scale)을 가짐을 의미한다. ITE_{jt}의 역수는 일반적인 변동규모수익(variable return to scale)을 가정한 투입 중심의 자료포락분석(Input-oriented Data Envelopment Analysis)에서 계측한 효율성 지수와 일치한다. 따라서 ISE_{jt}는 고정규모수익(constant return to scale) 가정하에서의 효율성의 역수를 ITE_{jt}로 나눈 값과 같다. 마지막으로 IME_{jt}와 TFP_t^*의 목적식은 Lowe 지수를 이용하여 도출하였다. 만약 Paasche 지수를 이용할 경우에는 p_0, w_0 대신 p_{jt}, w_{jt}를 이용할 수 있다.

3. 분석 자료

분석 자료는 앞서 언급한 2003~2016년 농산물생산비조사를 이용하였다. 본 연구에서는 농산물생산비조사에 있는 표본을 무작위로 선정된 표본으로 간주하였다. 이는 농산물생산비조사의 가중

8 산출을 중심으로 한 총요소생산성 구성요소 계측은 O'Donnell(2012)에 설명되어 있다.

치가 도별 논 면적으로 주어져 있기 때문이다. 이러한 가중치는 전국 평균 생산비를 계측하는 데에는 적합할 수 있으나, 생산성과 수익성을 분석하는 데에는 부적합하다. 본 연구에서 사용된 산출물과 투입재에 대한 기초통계량은 <표 1>과 같다. 단, 여기서 비용으로 된 항목은 농가구입가격지수로 디플레이트하였으며, 생산에 투입된 자본 서비스는 Kimura and Sauer(2015)에서 사용한 이용자 비용(user costs) 접근법을 바탕으로 계측하였다.[9] 마지막으로 결측치로 예상되는 값을 가지고 있는 농가는 분석에서 제외하였다.[10]

표 1. 투입 및 산출요소 기초통계량

변수명		단위	평균	표준편차	최대	최소
투입	종묘	kg	3.5	21.7	770.0	0.0
	종자	kg	88.3	139.3	3,000.0	0.0
	무기질비료	kg	979.1	1,982.3	67,440.0	0.0
	유기질비료	kg	2,852.0	6,499.4	222,620.0	0.0
	입분제	kg	53.9	166.9	15,020.0	0.0
	유액수화제	리터	12,276.0	22,029.5	445,600	0.0
	영농전기	kw	50.4	212.5	11,335.0	0.0
	기타영농광열	-	0.4	14.4	1,350.0	0.0
	축력사용시간	시간	0.0	0.4	20.0	0.0
	위탁영농면적	㎡	18,466.0	31,256.0	846,348.0	0.0
	유류	리터	83.1	213.8	7,684.5	0.0
	남성노동	시간	148.0	174.8	3,670.0	0.0
	여성노동	시간	53.1	94.9	2,725.0	0.0
	경지면적	㎡	12,634.0	18,002.0	3,555,073.0	1,556.0
	소농구비	천 원	15.1	24.6	833.5	0.0
	기타자재	천 원	152.8	486.1	33,915.2	0.0
	자본	천 원	2,079.6	6,012.5	199,574.8	444.0
	기타비용	천 원	103.4	289.5	18,611.0	0
산출	쌀	kg	7,970	11,955.3	212,924	240
	부산물	kg	6,810	10,076.4	181,851	0

자료: 통계청 Microdata Integrated Service(MDIS), 농산물생산비조사(2003~16년).

9 이용자 비용(user costs) 접근법은 만약 생산자가 생산에 투입된 자산을 임대하여 사용하였을 경우 지불해야 할 금액을 통해 생산에 투입된 자산의 가치를 계측하는 방법이다. 따라서 이용자 비용은 일종의 농지의 임차료나 자산의 임대료의 개념과 비슷하지만, 명시적인 거래가 없다는 점에서 암묵적 임대료라고 할 수 있다.

10 구체적으로 종자와 종묘의 사용이 모두 0인 1,332개의 생산자료는 연구에서 제외하였다. 이는 총 관측치 17,757개의 7.5%에 해당한다.

4. 분석 결과

<표 2>는 2003~2016년 각 농가들의 생산성과 수익성 관련 지수들을 계측하고 이를 연도별로 평균한 값을 나타낸다. 구체적으로 농가의 평균 수익성과 최대 총요소생산성(TFP^*), 평균 총요소생산성은 분석 기간 동안 연도별 변동은 있지만 감소하는 추세를 가지는 것으로 분석되었다.[11] 같은 표본을 가지고 있는 2003~2007년, 2008~2012년, 그리고 2013~2016년 동안의 수익성과 생산성 관련 지표는 마지막인 2013~2016년을 제외하고 대부분이 감소하고 있는 것으로 계측되었다. 특히 교역조건(TT)은 세 기간 모두에서 감소하는 추세를 가지고 있는 것으로 분석되었다.

표 2. 연도별 평균수익성 및 생산성 수준

연도	$Profitability$	TT	TFP	TFP^*	$TFPE$
2003	1.8179	1.1648	1.5739	3.1940	0.4928
2004	2.0686	1.1171	1.8644	3.0819	0.6050
2005	1.8133	1.0040	1.8187	2.9174	0.6234
2006	1.7711	0.9912	1.7977	3.3851	0.5311
2007	1.6605	0.9795	1.7085	3.1622	0.5403
2008	1.6231	1.1626	1.4129	2.7493	0.5139
2009	1.5277	1.0738	1.4407	2.8773	0.5007
2010	1.2782	1.0257	1.2608	2.4803	0.5083
2011	1.4776	1.1162	1.3381	2.4629	0.5433
2012	1.3399	1.0393	1.3067	2.5362	0.5152
2013	1.3961	1.1828	1.1939	2.1236	0.5622
2014	1.4109	1.1375	1.2720	2.3603	0.5389
2015	1.3877	1.0139	1.3827	2.6253	0.5267
2016	1.1998	0.8946	1.3571	2.4858	0.5460

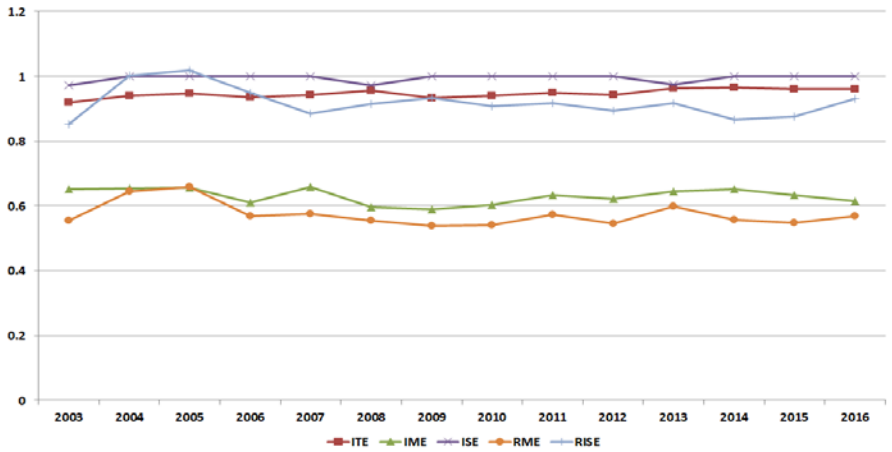
주: $Profitability$, TT, TFP, TFP^*, $TFPE$는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 최대 총요소생산성 대비 총요소생산성 비율을 나타냄.

자료: 저자 작성.

11 이러한 감소추세는 농산물생산비조사의 표본이 5년마다 바뀌기 때문일 수도 있다. 또한 최대 총요소생산성의 변동은 기술진보뿐만 아니라 환경적인 요소의 변동으로 인한 것일 수 있다. 하지만 자료의 한계상 모집단의 변화와 환경적인 요인이 수익성과 총요소생산성에 미치는 영향을 식별하기에는 한계가 있으며, 이는 본 연구의 한계이기도 하다.

<그림 3>은 총요소생산성을 구성하는 효율성들의 수준들을 나타낸다. 흥미로운 점은 기술효율성과 규모수익성은 분석기간 동안 0.9 이상인 것으로 나타났다. 이는 쌀 농가들이 이미 투입재 비율을 고정하였을 경우에 도달할 수 있는 생산 프론티어의 가장 효율적인 지점에서 생산을 유지하고 있음을 의미한다. 하지만 혼합 효율성은 대부분의 분석 기간 동안 0.6 이하인 것으로 나타났다. 이는 쌀 농가들이 투입요소들의 사용 비율을 변경할 경우 생산성을 보다 향상시킬 수 있음을 의미한다. 즉, 생산성 향상을 위해서는 농가들이 새로운 환경요소나 기술 상황에 맞춰 재배방법을 변경할 필요가 있음을 의미한다. 하지만 Lowe 지수를 바탕으로 계측한 각 농가들의 생산성과 효율성 지표들을 산술평균하여 통합한 전국단위 혹은 지역단위 생산성과 효율성 지표들은 이행성을 충족시키지 못한다.[12] 따라서 본 연구에서는 생산성과 효율성 지표들의 연평균 증가율을 분석함으로써 생산성과 효율성의 변화를 보다 정확하게 분석하고자 한다.

그림 3. 연도별 효율성지수들의 수준 변화



주: *ITE*, *IME*, *ISE*, *RME*, *RISE*는 각각 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성, 잔여 혼합효율성, 투입 잔여 규모효율성을 나타냄.

자료: 저자 작성.

<표 3>은 농산물생산비조사 중 공통의 모집단을 가지는 세 기간을 나누어 생산성과 수익성 그리고 그 구성요소들의 연평균 증가율을 계측한 결과이다. 단, 연평균 증가율 계측에는 각 기간 동안 지속적으로 농산물생산비조사에 포함된 관측치만을 대상으로 하였다. 예를 들어, 2003~2007년의 연

12 이는 Lowe 지수뿐만 아니라 이행성을 갖추기 위해 Elteto and Koves(1964)와 Szulc(1964)가 제안한 기하평균을 적용한 지수들에도 공통적으로 나타나는 한계점이다(Waschka et al. 2003).

평균 증가율은 2003~2007년 5년 동안 지속적으로 포함된 농가만을 분석에 포함하였다. 마지막으로 두 기간 h와 s 동안의 지수 Z의 연평균 증가율은 식 (5)를 통해 계측되었다.[13]

$$\ln Z \equiv (\ln Z_s / \ln Z_h) / (s - h) \qquad \text{식 (5)}$$

식 (5)의 장점은 가산성(additivity)이다. 즉, 농가들의 생산성 혹은 수익성 관련 지수들의 연평균 증가율을 평균함으로써 우리나라 쌀 산업 전체의 생산성 혹은 수익성 관련 지수들의 연평균 증가율을 도출할 수 있다는 것이다. 또한 수익성 그리고 생산성을 구성하는 효율성의 연평균 증가율의 합과 차를 통해 수익성과 생산성의 연평균 증가율을 계측할 수 있다.

표 3. 수익성 및 생산성 구성요소의 연평균 변화율

단위: %

구분	2003~2007년	2008~2012년	2013~2016년
$\triangle profitability$	-2.55	-6.10	-5.83
$\triangle TT$	-4.39	-3.08	-9.72
$\triangle TFP$	1.84	-3.02	3.89
$\triangle TFP^*$	-0.25	-2.02	5.25
$\triangle ITE$	0.83	-0.43	-0.10
$\triangle IME$	0.49	0.62	-1.48
$\triangle ISE$	-0.06	-0.10	0.13
$\triangle RISE$	0.77	-1.19	0.22
$\triangle RME$	1.32	-0.47	-1.38
$\triangle TFPE$	2.09	-1.00	-1.36

주: $Profitability$, TT, TFP, TFP^*, ITE, IME, ISE, $RISE$, E, $TFPE$는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성, 투입 잔여 규모효율성, 잔여 혼합효율성, 최대 총요소생산성 대비 총요소생산성 비율을 나타냄.

자료: 저자 작성.

13 식 (5)의 접근법은 연도별로 변화하는 농가의 규모 및 표본의 차이를 반영하지 못하는 단점이 있다. 하지만 본 연구에서는 앞서 언급하였듯이 농산물생산비조사에 5년 동안 포함된 농가 각각의 총요소생산성과 효율성 지표들의 변화량을 이용하였다. 이는 농가 각각의 연평균증가율 계산에 있어 이행성의 문제는 물론 연도별 표본의 차이가 발생하지 않는다는 것을 의미한다. 또한 본 연구에서 사용한 농산물생산비조사는 한 시도에 속한 표본들은 모두 무작위표본(random sample)으로 간주하며, 전국 단위 추정치 계측을 위해서는 한 시도에 속한 모든 표본은 같은 가중치를 가진다. 이러한 접근법은 농산물 가격이나 투입재 가격에 영향을 미치는 압도적(dominant) 농가는 존재하지 않는다는 것을 가정한다. 이에 따라 본 연구는 농산물생산비조사의 표본설계 가정을 바탕으로 농가들이 동일한 가중치를 가진다고 가정하였으며, 이에 따라 산술평균을 바탕으로 전국단위 생산성, 수익성, 그리고 효율성 지표 변화율을 계측하였다.

분석 결과, 농가의 수익성 악화는 거래조건의 악화 때문인 것으로 분석되었다. 구체적으로 세 기간 동안의 수익성은 연평균 각각 2.55%, 6.10%, 5.83%씩 감소하였으며, 거래조건은 연평균 각각 4.39%, 3.08%, 9.72%씩 감소하였다. 총요소생산성은 2008~2012년을 제외한 두 기간에서 모두 증가한 것으로 나타났다. 하지만 2003~2007년 동안의 총요소생산성 상승은 기술효율성과 혼합효율성의 증가로 인한 것인 반면, 2013~2015년 동안의 총요소생산성 상승은 최대 총요소생산성의 증가에 기인한다. 마지막으로 최대 총요소생산성은 마지막 기간인 2013~2016년을 제외하고는 감소한 것으로 나타났다.

만약 거래조건이 좋아지면 농가들은 경지면적을 확대하여 수익 극대화를 추구할 것이다. 하지만 새로운 농경지에는 기존의 재배 방법이 비효율적일 수 있다. 따라서 혼합 효율성은 감소할 것을 예상할 수 있다. 반대로 거래조건이 악화되면 농가들은 생산성이 높은 농지를 제외한 한계지에서의 경작을 포기하게 되고 이로 인해 혼합효율성은 증가하게 된다. 하지만 본 연구의 분석 결과, 거래조건과 혼합효율성의 변화에는 큰 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 구체적으로 2003~2007년과 2008~2012년에는 직관과 같이 혼합효율성이 거래조건과 반대방향으로 움직인다. 하지만 2013~2016년의 경우, 혼합효율성은 거래조건과 같은 방향으로 움직인 것으로 확인할 수 있다. 만약 농가들이 거래조건에 따라 자신들의 농가경영을 유동성 있게 변경한다면, 정부에서 이러한 거래조건 변화에 대해 크게 염려할 필요가 없을 것이다. 하지만 분석 결과 우리나라 쌀 농가는 거래조건 변화라는 외부 여건 변화에 유동적으로 대처하지 못하는 것으로 나타났으며, 이는 우리나라 농가가 거래조건 변화에 매우 취약할 수 있음을 의미한다.

<표 4>는 경지면적을 기준으로 생산성과 수익성, 그리고 그 구성요소의 분석 기간별 평균 수준을 나타낸다. 분석 결과, 먼저 수익성과 총요소생산성은 경지면적이 클수록 증가하는 모습을 확인하였다.[14] 거래조건이 경지면적과 상관없이 거의 동일한 수준으로 나타난 것을 통해 경지규모 증가에 따른 수익성 개선이 대부분 총요소생산성의 개선에 의한 것으로 해석할 수 있다. 두 번째로 규모효율성과 기술효율성은 경지규모와 관계없이 모두 0.9 이상인 것으로 계측되었다. 이는 국내 쌀 농가들이 이용가능한 기술을 효율적으로 사용하여 생산하고 있으며 한국 쌀 생산 기술이 규모수익불

14 분석 기간별 0.5ha 미만 농가의 수익성 및 총요소생산성과 2.0ha 이상 농가의 수익성 및 총요소생산성 각각에 대한 t 검정을 실시한 결과 2003~2007년 0.5ha 미만 농가와 2.0ha 이상 농가의 수익성 차이를 제외하고는 모두 유의수준 1% 내에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

변(constant return to scale)임을 의미한다. 한편, 경지면적이 2.0ha 이상인 농가의 혼합효율성은 다른 농가에 비해 상대적으로 높은 경향이 있는 것으로 나타났다.[15]

표 4. 수익성 및 생산성 관련 지수의 분석 기간별 평균: 경지면적 기준

경지 면적	분석기간	*Prof*	*TT*	*TFP*	*TFP**	*ITE*	*IME*	*ISE*	관측치
0.5ha 미만	2003~2007년	1.77 (0.452)	1.08 (0.199)	1.66 (0.347)	2.88 (-)	0.95 (0.082)	0.66 (0.123)	0.96 (0.073)	181
0.5~1ha		1.83 (0.436)	1.06 (0.199)	1.75 (0.339)	2.98 (-)	0.92 (0.111)	0.61 (0.109)	0.99 (0.019)	251
1~2ha		1.87 (0.423)	1.04 (0.199)	1.81 (0.339)	2.72 (-)	0.93 (0.114)	0.64 (0.121)	0.98 (0.031)	203
2ha 이상		1.85 (0.376)	0.99 (0.174)	1.88 (0.329)	2.73 (-)	0.96 (0.083)	0.71 (0.134)	0.95 (0.070)	115
0.5ha 미만	2008~2012년	1.37 (0.336)	1.09 (0.186)	1.27 (0.272)	2.14 (-)	0.96 (0.078)	0.64 (0.124)	0.95 (0.083)	159
0.5~1ha		1.42 (0.331)	1.08 (0.180)	1.33 (0.288)	2.33 (-)	0.92 (0.107)	0.58 (0.114)	0.99 (0.032)	194
1~2ha		1.52 (0.349)	1.09 (0.191)	1.41 (0.314)	2.42 (-)	0.94 (0.103)	0.58 (0.123)	0.99 (0.028)	143
2ha 이상		1.62 (0.370)	1.07 (0.237)	1.54 (0.332)	2.52 (-)	0.97 (0.073)	0.64 (0.137)	0.98 (0.044)	69
0.5ha 미만	2013~2016년	1.25 (0.312)	1.07 (0.295)	1.19 (0.268)	2.03 (-)	0.97 (0.061)	0.66 (0.136)	0.96 (0.068)	209
0.5~1ha		1.32 (0.324)	1.07 (0.320)	1.26 (0.258)	2.24 (-)	0.95 (0.088)	0.59 (0.109)	0.99 (0.018)	210
1~2ha		1.39 (0.281)	1.05 (0.208)	1.35 (0.273)	2.22 (-)	0.96 (0.079)	0.61 (0.114)	0.99 (0.031)	186
2ha 이상		1.50 (0.310)	1.03 (0.203)	1.48 (0.291)	2.27 (-)	0.98 (0.059)	0.69 (0.134)	0.97 (0.049)	164

주 1) *Prof*, *TT*, *TFP*, *TFP**, *ITE*, *IME*, *ISE*는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성을 나타냄.

2) *TFP**는 각 경지규모별 최대 총요소생산성임. 따라서 생산성 분해에 사용되는 전체 표본을 바탕으로 한 최대 총요소생산성과 구별됨.

3) 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

자료: 저자 작성.

<표 5>는 경지면적을 기준으로 생산성과 수익성, 그리고 그 구성요소의 연평균 변화율을 계측한

15 2008~2012년 0.5ha 미만 농가와 2.0ha 이상 농가 간 혼합효율성 외에는 모든 기간에 대해 2.0ha 이상 농가와 다른 농가와의 혼합효율성 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

결과이다. 분석 결과, 경지면적이 증가할수록 수익성과 거래조건의 감소율이 낮은 것으로 분석되었다.[16] 한편, 대규모 농가의 총요소생산성 변화는 소규모 농가의 총요소생산성 변화보다 빠른 것으로 분석되었다.[17] 1.0~2.0ha의 경지면적을 가진 중간 규모 농가들의 혼합효율성은 전 분석 기간 동안 개선된 것으로 나타났다.

표 5. 수익성 및 생산성 관련 지수의 연평균 증가율: 경지면적 기준

단위: %

경지 면적	분석 기간	$\triangle prof$	$\triangle TT$	$\triangle TFP$	$\triangle IME$	$\triangle ITE$	$\triangle ISE$
0.5ha 미만	2003~2007년	-2.77 (0.076)	-4.86 (0.046)	2.09 (0.065)	-3.21 (0.052)	-0.14 (0.035)	0.82 (0.029)
0.5~1ha		-2.62 (0.071)	-4.55 (0.045)	1.93 (0.063)	1.25 (0.054)	0.90 (0.048)	-0.14 (0.009)
1~2ha		-2.68 (0.062)	-4.16 (0.040)	1.48 (0.058)	2.11 (0.059)	1.49 (0.044)	-0.46 (0.011)
2ha 이상		-1.80 (0.056)	-3.67 (0.037)	1.88 (0.051)	1.81 (0.054)	1.04 (0.033)	-0.57 (0.023)
0.5ha 미만	2008~2012년	-6.65 (0.070)	-4.08 (0.043)	-2.57 (0.066)	0.37 (0.057)	0.06 (0.030)	-0.16 (0.033)
0.5~1ha		-6.01 (0.074)	-3.15 (0.046)	-2.86 (0.072)	1.31 (0.061)	-0.57 (0.037)	-0.38 (0.016)
1~2ha		-5.75 (0.055)	-2.52 (0.045)	-3.23 (0.062)	1.09 (0.060)	-0.67 (0.031)	0.29 (0.015)
2ha 이상		-5.79 (0.069)	-1.75 (0.079)	-4.04 (0.091)	-1.73 (0.086)	-0.66 (0.025)	-0.01 (0.017)
0.5ha 미만	2013~2016년	-7.10 (0.091)	-9.73 (0.061)	2.63 (0.091)	-3.63 (0.079)	0.29 (0.029)	0.18 (0.027)
0.5~1ha		-7.34 (0.089)	-10.84 (0.062)	3.50 (0.080)	-1.03 (0.078)	-0.43 (0.047)	-0.12 (0.012)
1~2ha		-4.87 (0.091)	-9.50 (0.061)	4.63 (0.084)	0.38 (0.082)	-0.08 (0.038)	0.38 (0.018)
2ha 이상		-3.38 (0.073)	-8.53 (0.056)	5.16 (0.072)	-1.44 (0.075)	-0.19 (0.025)	0.11 (0.027)

주 1) $Prof$, TT, TFP, TFP^*, ITE, IME, ISE는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성을 나타냄.

2) 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

자료: 저자 작성.

16 분석 기간별 0.5ha 미만 농가와 2.0ha 이상 농가의 수익성 및 거래조건 변화율의 차이는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

17 분석 기간별 0.5ha 미만 농가와 2ha 이상 농가의 총요소생산성 변화율의 차이는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

경영주의 연령과 생산성, 수익성, 그리고 그 구성요소 간의 관계를 분석한 결과는 <표 6>과 같다. 분석 결과, 농가 경영주의 나이가 증가할수록 수익성과 총요소생산성은 감소하는 경향이 있는 반면, 거래조건은 경영주의 나이에 무관하게 일정한 것으로 나타났다.[18] 이는 경영주 연령 상승에 따른 수익성의 감소가 주로 총요소생산성의 감소에 의한 것임을 의미한다. 다음으로 총요소생산성을 구성하는 효율성 중 기술효율성과 규모효율성은 연령에 따라 크게 변화하지 않는 것으로 분석되었다. 하지만 혼합효율성은 경영주의 연령과 일부 기간에 대해 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.[19] 이는 농가 경영주의 나이가 증가할수록 투입요소의 사용이 다른 연령대에 비해 상대적으로 경직되어 생산성이 다른 연령대에 비해 떨어질 수 있음을 시사한다. 결과적으로 고령농의 낮은 혼합효율성은 고령농의 총요소생산성과 수익성에 부정적인 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 또한 고령화가 지속될 경우 혼합효율성이 감소할 수 있으며 이는 쌀 생산의 총요소생산성을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다고 해석할 수 있다.

분석 기간별 동일 연령대의 수익성, 교역조건, 총요소생산성을 비교하면, 동일 연령대 농가는 시간이 지남에 따라 수익성이 악화되었음을 알 수 있으며 이러한 수익성의 악화는 주로 총요소생산성의 감소에 의한 것으로 분석되었다. 특히 70대 이상 고령농의 수익성은 2003~2007년 1.82에서 2013~2016년 1.30으로 약 28.6% 감소하여 다른 연령대에 비해 악화 정도가 가장 큰 것으로 분석되었다.[20] 동 기간 70대 이상 고령농의 총요소생산성은 약 28.3% 감소한 것으로 나타났다.[21] 이를 통해 최근의 고령농들은 2000년대 중반 고령농에 비해 오히려 영농활동에서의 어려움이 커진 것으로 판단할 수 있다. 한편, 총요소생산성의 감소는 주로 최대 총요소생산성의 감소에 의한 것으로 분석되었다. 전술한 바와 같이 최대 총요소생산성은 기술 발전 외에도 환경적인 요소에 의해서도 영향을 받을 수 있으며, 약 10년 정도의 분석 기간을 고려할 때 생산에 부정적인 환경적 요소가 최대 총요소생산성에 더 큰 영향을 미쳤을 것으로 해석된다.

---

18 50세 미만 농가와 70세 초과 농가의 수익성 및 총요소생산성의 차이에 대한 t 검정 결과, 2008~2012년 기간에는 유의수준 5% 내에서 통계적으로 유의하였으며, 2013~2016년에는 총요소생산성의 차이만 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하였다.

19 50세 미만 농가와 70세 초과 농가의 혼합효율성 차이에 대한 t 검정 결과 2008~2012년 기간은 유의수준 5% 내에서 통계적으로 유의하였으나 다른 기간의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

20 t 검정 결과 유의수준 1% 내에서 통계적으로 유의하였다.

21 t 검정 결과 유의수준 1% 내에서 통계적으로 유의하였다.

표 6. 수익성 및 생산성 관련 지수의 분석 기간별 평균: 경영주 연령 기준

연령	분석 기간	*Prof*	*TT*	*TFP*	*TFP**	*ITE*	*IME*	*ISE*	관측치
50세 미만	2003~2007년	1.83 (0.470)	1.04 (0.194)	1.77 (0.366)	2.97 (-)	0.95 (0.097)	0.66 (0.130)	0.97 (0.060)	144
50대		1.83 (0.418)	1.05 (0.193)	1.76 (0.355)	2.72 (-)	0.93 (0.106)	0.65 (0.129)	0.97 (0.058)	192
60대		1.82 (0.429)	1.05 (0.200)	2.27 (0.340)	2.77 (-)	0.93 (0.102)	0.64 (0.120)	0.97 (0.052)	315
70세 초과		1.82 (0.423)	1.06 (0.171)	1.73 (0.351)	2.76 (-)	0.94 (0.099)	0.64 (0.119)	0.98 (0.048)	99
50세 미만	2008~2012년	1.53 (0.398)	1.08 (0.180)	1.43 (0.347)	2.42 (-)	0.96 (0.085)	0.65 (0.141)	0.98 (0.050)	68
50대		1.51 (0.361)	1.08 (0.193)	1.41 (0.326)	2.39 (-)	0.96 (0.088)	0.63 (0.127)	0.98 (0.058)	131
60대		1.44 (0.352)	1.08 (0.184)	1.35 (0.303)	2.45 (-)	0.94 (0.100)	0.60 (0.125)	0.97 (0.058)	218
70세 초과		1.41 (0.326)	1.09 (0.203)	1.31 (0.281)	2.39 (-)	0.94 (0.094)	0.60 (0.122)	0.97 (0.059)	148
50세 미만	2013~2016년	1.38 (0.334)	1.04 (0.211)	1.34 (0.269)	2.17 (-)	0.97 (0.061)	0.65 (0.124)	0.98 (0.039)	35
50대		1.40 (0.340)	1.04 (0.329)	1.37 (0.302)	2.25 (-)	0.97 (0.066)	0.66 (0.136)	0.98 (0.042)	186
60대		1.37 (0.314)	1.06 (0.306)	1.33 (0.292)	2.34 (-)	0.96 (0.075)	0.64 (0.128)	0.98 (0.049)	284
70세 초과		1.30 (0.308)	1.07 (0.207)	1.24 (0.275)	2.13 (-)	0.96 (0.077)	0.62 (0.126)	0.98 (0.052)	264

주 1) *Prof*, *TT*, *TFP*, *TFP**, *ITE*, *IME*, *ISE*는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성을 나타냄.

2) *TFP**는 각 경지규모별 최대 총요소생산성임. 따라서 생산성 분해에 사용되는 전체 표본을 바탕으로 한 최대 총요소생산성과 구별됨.

3) 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

자료: 저자 작성.

끝으로 <표 7>은 경영주 연령 기준으로 생산성과 수익성, 그리고 그 구성요소의 연평균 변화율을 계측한 결과이다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 경영주의 연령과 수익성 변화율은 일정한 관계를 나타내지 않는 것으로 분석되었다. 총요소생산성의 경우 50세 미만 농가의 변화율이 70세 초과 농가의 변화율에 비해 더 낮은 것으로 나타났다. 혼합효율성의 경우, 젊은 농가의 변화율이 고령농가에 비해 더 큰 경향이 있는 것으로 나타났다.[22] 한편, 규모효율성은 일정한 관계를 확인할

22 모든 분석 기간에서 50세 미만 농가와 70세 초과 농가의 혼합효율성 차이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

수 없었으나, 70세 초과 농가의 경우 세 분석 기간 동안 평균적으로 개선되는 모습을 확인할 수 있다.

표 7. 수익성 및 생산성 관련 지수의 연평균 증가율: 경영주 연령 기준

단위: %

연령	분석 기간	$\triangle prof$	$\triangle TT$	$\triangle TFP$	$\triangle IME$	$\triangle ITE$	$\triangle ISE$
50세 미만	2003~2007년	-1.62 (0.066)	-3.49 (0.048)	1.87 (0.058)	0.60 (0.058)	0.55 (0.039)	-0.16 (0.016)
50대		-2.38 (0.065)	-4.65 (0.044)	2.27 (0.061)	0.72 (0.058)	0.46 (0.041)	-0.05 (0.020)
60대		-3.19 (0.071)	-4.61 (0.045)	1.42 (0.063)	0.38 (0.054)	1.10 (0.048)	-0.15 (0.009)
70세 초과		-2.16 (0.075)	-4.48 (0.042)	2.32 (0.067)	0.25 (0.071)	1.10 (0.052)	0.36 (0.019)
50세 미만	2008~2012년	-5.34 (0.074)	-3.12 (0.045)	-2.22 (0.075)	1.47 (0.069)	0.34 (0.030)	0.13 (0.017)
50대		-5.85 (0.068)	-2.53 (0.051)	-3.32 (0.069)	0.09 (0.064)	-0.42 (0.030)	-0.10 (0.018)
60대		-6.28 (0.074)	-3.29 (0.046)	-3.00 (0.072)	0.64 (0.061)	-0.68 (0.037)	-0.30 (0.016)
70세 초과		-6.40 (0.057)	-3.24 (0.061)	-3.15 (0.070)	0.67 (0.067)	-0.43 (0.033)	0.07 (0.019)
50세 미만	2013~2016년	-6.89 (0.070)	-8.40 (0.058)	1.51 (0.084)	-4.43 (0.082)	-0.45 (0.031)	0.11 (0.021)
50대		-5.49 (0.086)	-9.32 (0.063)	3.83 (0.070)	-1.95 (0.072)	-0.61 (0.036)	0.02 (0.022)
60대		-5.49 (0.089)	-9.53 (0.062)	4.04 (0.080)	-1.21 (0.078)	-0.26 (0.047)	0.11 (0.012)
70세 초과		-6.30 (0.094)	-10.39 (0.063)	4.09 (0.087)	-1.05 (0.082)	0.49 (0.039)	0.23 (0.022)

주 1) $Prof$, TT, TFP, TFP^*, ITE, IME, ISE는 각각 수익성, 거래조건, 총요소생산성, 최대 총요소생산성, 투입 기술효율성, 투입 혼합효율성, 투입 규모효율성을 나타냄.

2) 괄호 안은 표준편차를 나타냄.

자료: 저자 작성.

5. 요약 및 결론

본 연구는 한국 쌀 농가의 수익성과 생산성 변화 추이를 다양한 효율성 지표로 분해하여 쌀 생산의 수익성과 생산성 변화의 특징을 분석하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 농가의 평균 수익성과 최대 총요소생산성(TFP^*), 평균 총요소생산성은 분석기간 동안 감소하는 추세를 가지는 것으로 나타났다. 특히 수익성의 악화는 거래조건의 악화와 밀접한 관련이 있는 것으로 분석되었다. 한편, 수익성과 총요소생산성은 경지면적(경영주 연령)과 양(음)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타난 반면, 거래조건은 경지면적이나 경영주 연령과 무관하게 일정한 모습을 띠었다.

다음으로 쌀 산업의 생산기술은 불변규모수익의 특징을 가지는 것으로 나타났으며 이러한 생산기술의 특징은 경영주 연령이나 재배면적에 큰 영향을 받지 않는 것으로 분석되었다. 또한 쌀 산업의 기술효율성 역시 0.9 이상인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 쌀 농가들이 이미 투입재 비율을 고정하였을 경우에 도달할 수 있는 생산 프론티어의 가장 효율적인 점에서 생산하고 있음을 의미한다.

세 번째로, 총요소생산성은 혼합효율성에 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 분석 결과, 혼합효율성은 다수의 분석 기간 동안 0.6 이하인 것으로 나타났다. 이는 생산성 향상을 위해서는 농가들이 새로운 환경 요소나 기술 상황에 맞춰 재배 방법을 변경할 필요가 있음을 의미한다. 또한 우리나라 쌀 농가는 거래조건 변화라는 외부여건 변화에 대응하여 재배 방법이나 농가경영 방식을 유동적으로 변화시키지 못하는 것으로 분석되었다. 경지면적별로는 2.0ha 이상의 경지면적을 가진 대농의 혼합효율성이 다른 농가에 비해 상대적으로 큰 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 농가 경영규모화가 총요소생산성 향상에 긍정적인 영향을 끼쳤음을 의미한다. 하지만 농가 경영주의 나이가 많을수록 혼합효율성이 감소하는 것으로 나타나 농가의 고령화가 계속 진행될 경우 쌀 생산의 총요소생산성은 지속적으로 감소할 수 있음을 시사하였다.

국가별 혹은 지역별로 적용되던 수익성 및 생산성 변화 추이 분해 방법을 농가단위 자료에 적용하고 이를 바탕으로 우리나라 쌀 농가들의 수익성과 생산성의 특징을 분석하였다는 점은 본 연구가 생산성 관련 문헌에 기여하는 점이라고 할 수 있을 것이다. 하지만 분석 방법과 자료의 제약으로 인해 본 연구 역시 많은 한계점을 가지고 있다. 본 연구의 한계점을 요약하면 다음과 같다. 우선, 비록 경영주의 나이와 영농규모에 따른 분석을 실시하였지만, 생산성과 수익성, 그리고 효율성을 결정짓

는 요인에 대한 인과분석이 이루어지지 않았다. 둘째, 환경적 요인에 대한 통제가 이루어지지 않았다. 최대 총요소생산성은 기술진보뿐만 아니라 환경적 요인 변화에 큰 영향을 받는다. 특히 대부분이 노지재배인 쌀은 이러한 환경적 요인의 변화에 민감할 수밖에 없다. 하지만 농산물생산비조사는 농가 위치에 대한 정보를 제공하지 않아 환경적 요인 변화에 대한 통제가 불가능하다는 한계가 있다. 셋째, 5년마다 갱신되는 농산물생산비조사의 표본 변화가 결괏값에 미치는 영향을 통제하지 못하였다. 마지막으로, 자료의 한계로 인해 2017년 농산물생산비조사를 연구에 반영하지 못하였다. 이는 2017년 농산물생산비조사에는 자본재에 대한 사용연수 자료가 공개되어 있지 않기 때문이다.

<부록 1>

O'Donnell(2013)은 아래 9개 공리를 이용하여 지수를 평가하며, 본 연구에서도 이를 동일하게 적용한다.

A1. 단조성(monotonicity) 공리

A2. 선형 동차성(linear homogeneity) 공리

A3. 일치성(identity) 공리

A4. 0차 동차성(homogeneity of degree zero) 공리

A5. 비례성(proportionality) 공리

A6. 시간-공간 전환(Time-Space Reversal) 공리

A7. 이행성 공리

A8. 순환성(Circularity) 공리

A9. 단위변환 중립(commensurability) 공리

본고는 O'Donnell(2013; 2012)와 Balk(1995)를 참조하여 각 공리를 산출물 수량지수(output quantity index)를 통해 설명하고자 한다. i기업의 t시점에서의 투입재와 산출물의 수량을 $x_{it} \in R_+^M$, $q_{it} \in R_+^N$, 각각의 가격을 $w_{it} \in R_+^M$, $p_{it} \in R_+^N$로 나타낼 때, 서로 다른 시점 간(t, t') 산출물과의 차이 혹은 변화를 나타내는 산출물 수량지수 QI는 다음과 같이 정의된다. 즉 QI는 각 시점 및 기업의 산출물과 가격 정보를 요약하는 하나의 함수로 이해할 수 있다.

$$\begin{aligned} QI&: R_{++}^{4N} \rightarrow R_{++} \\ (q^t, q^{t'}, p^t, p^{t'}) &\rightarrow QI(q^t, q^{t'}, p^t, p^{t'}) \end{aligned} \qquad \text{부식 (1)}$$

먼저, 단조성 공리는 비교시점의 수량이 기준시점 수량보다 클 때 지수가 증가하고 반대의 경우 지수가 감소함을 의미한다. 즉, $q^2 \geq q^1$일 때 $QI(q^0, q^2, p^0, p^1) > QI(q^0, q^1, p^0, p^1)$이 성립하며 $q^2 \geq q^0$일 때는 $QI(q^2, q^1, p^0, p^1) < QI(q^0, q^1, p^0, p^1)$가 된다. 선형 동차성 공리는 비교시점의 수량이 비례적으로 증가할 경우 지수 또한 동일한 비율로 증가함을 나타낸다. 즉 $\lambda > 0$에 대해 $QI(q^0, \lambda q^1, p^0, p^1) = \lambda QI(q^0, q^1, p^0, p^1)$로 표현된다. 일치성 공리는 산출물 수량의 변화가 없을 경

우 지수의 값이 1이 되어야 한다는 공리로 $QI(q^0,q^0,p^0,p^1)=1$로 나타낼 수 있다. 네 번째 공리인 0차 동차성 공리는 기준시점과 비교시점의 수량에 동일한 값을 곱할 경우 지수의 값에 변화가 없어야 한다는 내용으로 수식으로 표현하면 $QI(\lambda q^0,\lambda q^1,p^0,p^1)=QI(q^0,q^1,p^0,p^1)$와 같다($\lambda>0$). 비례성 공리는 두 번째와 세 번째 공리로부터 유도될 수 있으며(Balk 1995) 비교 시점의 수량이 기준시점 수량의 $\lambda(>0)$ 배수일 때 지수의 값이 λ가 됨을 의미한다. 시간-공간 전환 공리는 $t=0$ 대비 $t=1$을 나타내는 지수가 $t=1$시점 대비 $t=0$시점을 나타내는 지수의 역수임을 의미하며 $QI(q^0,q^1,p^0,p^1)=1/QI(q^1,q^0,p^1,p^0)$으로 표현된다. 이행성 공리는 두 시점 간 비교에서 계산된 지수가 중간 시점을 거쳐 계산된 지수와 동일한 값이어야 함을 나타낸다. 즉, $QI(q^0,q^2,p^0,p^2)=QI(q^0,q^1,p^0,p^1)QI(q^1,q^2,p^1,p^2)$가 성립하여야 한다. 순환성 공리는 $QI(q^0,q^1,p^0,p^1)QI(q^1,q^2,p^1,p^2)QI(q^2,q^0,p^2,p^0)=1$로 나타낼 수 있으며, 실질적으로 이행성 공리와 동일하다. 마지막 공리인 단위변환 중립 공리는 지수가 산출물 수량의 단위 변환(예: 킬로그램 → 파운드)에 대해 중립적이어야 함을 의미한다. 이 공리는 Λ를 대각요소가 0보다 큰 대각행렬로 정의할 때 $QI(q^0\Lambda,q^1\Lambda,p^0\Lambda^{-1},p^1\Lambda^{-1})=QI(q^0,q^1,p^0,p^1)$로 표현된다.

<부록 2>

부표 1. 투입 및 산출요소 기초통계량(2003~2007년)

변수명		단위	평균	표준편차	최대	최소
투입	종묘	kg	1.4	11.4	312.5	0.0
	종자	kg	82.0	104.1	1,970.0	0.0
	무기질비료	kg	961.8	1,736.9	67,440.0	0.0
	유기질비료	kg	2,791.0	5,225.2	110,500.0	0.0
	입분제	kg	64.6	91.6	2,244.0	0.0
	유액수화제	리터	13,969.8	21,938.6	379,830.0	0.0
	영농전기	kw	36.2	168.0	6,589.0	0.0
	기타영농광열	-	0.2	4.3	250.2	0.0
	축력사용시간	시간	0.0	0.7	20.0	0.0
	위탁영농면적	㎡	3,043.2	8,478.7	105,289.3	0.0
	유류	리터	81.0	205.7	7,684.5	0.0
	남성노동	시간	183.9	186.1	3,670.0	0.0
	여성노동	시간	64.8	96.0	1,738.0	0.0
	경지면적	㎡	11,718.0	13,704.1	266,548.8	1,983.5
	소농구비	천 원	12,358.7	19,175.3	223,689.0	0.0
	기타자재	천 원	98,961.9	193,189.2	4,413,308.0	0.0
	자본	천 원	1,524,861.1	3,595,472.0	115,531,685.8	1,529.0
	기타비용	천 원	70,813.7	181,796.2	5,192,613.0	0.0
산출	쌀	kg	7,126.9	8,948.7	185,272.0	240.0
	부산물	kg	6,229.1	7,523.7	148,039.0	0.0

자료: 통계청 Microdata Integrated Service(MDIS), 농산물생산비조사(2003~2007년).

부표 2. 투입 및 산출요소 기초통계량(2008~2012년)

변수명		단위	평균	표준편차	최대	최소
투입	종묘	kg	3.4	19.5	770.0	0.0
	종자	kg	79.8	117.0	3,000.0	0.0
	무기질비료	kg	851.3	1,518.6	30,960.0	0.0
	유기질비료	kg	2,319.8	5,484.2	222,620.0	0.0
	입분제	kg	48.4	201.4	15,020.0	0.0
	유액수화제	리터	10,724.3	18,901.5	414,596.0	0.0
	영농전기	kw	37.9	134.8	2,894.0	0.0
	기타영농광열	-	0.7	22.5	1,350.0	0.0
	축력사용시간	시간	0.0	0.2	12.0	0.0
	위탁영농면적	㎡	24,717.0	30,753.2	549,588.0	0.0
	유류	리터	63.8	153.0	3,885.0	0.0
	남성노동	시간	125.8	149.7	3,329.0	0.0
	여성노동	시간	46.4	89.1	2,725.0	0.0
	경지면적	㎡	11,224.4	14,973.3	355,073.0	1,556.0
	소농구비	천 원	14,878.1	21,347.4	462,396.0	0.0
	기타자재	천 원	146,213.5	230,883.5	3,680,900.0	0.0
	자본	천 원	1,843,456.6	5,056,442.6	100,343,465.7	896.1
	기타비용	천 원	80,930.2	168,617.0	3,754,760.5	0.0
산출	쌀	kg	7,000.9	9,378.6	141,000.0	450.0
	부산물	kg	5,951.8	7,940.7	129,985.0	0.0

자료: 통계청 Microdata Integrated Service(MDIS), 농산물생산비조사(2008~2012년).

부표 3. 투입 및 산출요소 기초통계량(2013~2016년)

변수명		단위	평균	표준편차	최대	최소
투입	종묘	kg	6.6	32.1	760.0	0.0
	종자	kg	109.0	196.0	2,300.0	0.0
	무기질비료	kg	1,186.5	2,722.2	55,360.0	0.0
	유기질비료	kg	3,701.5	8,852.7	138,301.0	0.0
	입분제	kg	47.5	186.8	8,000.0	0.0
	유액수화제	리터	12,287.2	25,855.8	445,600.0	0.0
	영농전기	kw	87.2	323.3	11,335.0	0.0
	기타영농광열	-	0.3	4.3	250.0	0.0
	축력사용시간	시간	0.0	0.3	17.0	0.0
	위탁영농면적	㎡	29,732.1	41,438.9	846,348.0	0.0
	유류	리터	113.5	284.6	5,255.5	0.0
	남성노동	시간	132.9	185.5	2,508.0	0.0
	여성노동	시간	47.2	100.1	1,726.0	0.0
	경지면적	㎡	15,875.5	25,167.8	283,502.0	1,982.0
	소농구비	천 원	18,901.9	33,259.2	833,544.0	0.0
	기타자재	천 원	233,038.2	867,430.8	33,915,200.0	0.0
	자본	천 원	3,150,856.0	8,966,213.7	199,574,779.0	443.6
	기타비용	천 원	178,707.2	472,083.5	18,610,995.3	0.0
산출	쌀	kg	10,408.5	17,090.0	212,924.0	556.0
	부산물	kg	8,759.5	14,407.0	181,851.0	580.0

자료: 통계청 Microdata Integrated Service(MDIS), 농산물생산비조사(2013~2016년).

참고문헌

권오상. 2010. “한국 농업의 생산성 변화에 있어 규모효과와 R&D 투자효과.”『농업경제연구』제51호 제2권. pp. 67-88. UCI : G704-000586.2010.51.2.005

권오상, 김용택. 2000. “한국 농업의 생산성 변화 요인 분석.”『농업경제연구』제41권 제2호. pp. 25-48.

권오상, 반경훈, 윤지원. 2015. “한국 농업 KLAM자료의 구축과 생산성 변화 요인 분석.”『농업경제연구』제56권 제3호. pp. 69-103. UCI : G704-000586.2015.56.3.001

안동환, 강봉순, 권오상. 1999. “확률적 프론티어 접근법을 이용한 한국 쌀 농업의 생산성 변화 분리 계측.”『농업경제연구』제40권 제1호. pp. 37-61.

전응찬, 김관수. 2018. “한국 쌀 농가의 기술 효율성 분석-완전효율을 고려한 확률 경계모형을 중심으로.”『농업경제연구』제59권 제2호. pp. 1-16. DOI : 10.24997/KJAE.2018.59.2.1

통계청 Microdata Integrated Service(MDIS). 2003~2016.『농산물생산비조사』.

Andersen, M. A., J. M. Alston, P. G. Pardey, and A. Smith. 2018. “A Century of U.S. Farm Productivity Growth: a Surge then a Slowdown.” *American Journal of Agricultural Economics.* vol. 100, no. 4, pp. 1072-1090. DOI: 10.1093/ajae/aay023

Balk, B. M. 2008. *Price and Quantity Index Numbers: Models for Measuring Aggregate Change and Difference.* Cambridge University Press, New York.

Balk, B. M. 1995. “Axiomatic Price Index Theory: A Survey.” *International Statistical Review.* vol. 63, no. 1, pp. 69-93. DOI: 10.2307/1403778

Balk, B. M. and W. E. Diewert. 2010. *The Lowe Consumer Price Index and its Substitution Bias.* PRICE AND PRODUCTIVITY MEASUREMENT: Volume 6--Index Number Theory, 9, 187-196.

Capalbo, S. 1988. “Measuring the Components of Aggregate Productivity Growth in U.S. Agriculture.” Western *Journal of Agricultural Economics.* vol. 13, pp. 53-62.

Casu, B., C. Girardone, and P. Molyneux. 2004. “Productivity Change in European Banking: A Comparison of Parametric and Non-Parametric Approaches.” *Journal of Banking & Finance.* vol. 28, no. 10, pp. 2521-2540. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2003.10.014

Chavas, J. P. and K. Kim. 2016. “On the Microeconomics of Specialization: the Role of Non-Convexity.” Atlantic *Economic Journal.* vol. 44, no. 3, pp. 387-403. DOI: 10.1007/s11293-016-9507-5

Chavas, J. P. and K. Kim. 2015. “Nonparametric Analysis of Technology and Productivity under Non-Convexity: a Neighborhood-based Approach.” *Journal of Productivity Analysis.* vol. 43, no. 1, pp. 59-74. DOI: 10.1007/s11123-014-0383-1

Elteto, O. and P. Koves. 1964. “On a Problem of Index Number Computation Relating to International Comparison.” *Statisztikai Szemle.* vol. 42, pp. 507-518.

Hall, B. H. and J. Mairesse. 1995. “Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms.” *Journal of Econometrics.* vol. 65, pp. 263-293. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01604-x

Hill, P. 2010. Lowe indices. PRICE AND PRODUCTIVITY MEASUREMENT: Volume 6--Index Number Theory, 9, 197-216.

Kimura, S. and J. Sauer. 2015. “Dynamics of dairy farm productivity growth: Cross-country comparison.” *OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers*. No. 87. OECD Publishing, Paris. DOI: 10.1787/5jrw8ffbzf7l-en

Morrison P. C. and R. Nehring. 2005. “Product Diversification, Production Systems, and Economic Performance in U.S. Agricultural Production.” *Journal of Econometrics*. vol. 126, pp. 525-548. DOI: 10.1016/j.jeconom.2004.05.012

O’Donnell, C. J. 2014. “Econometric Estimation of Distance Functions and Associated Measures of Productivity and Efficiency Change.” *Journal of Productivity Analysis*. vol. 41, pp. 187-200. DOI: 10.1007/s11123-012-0311-1

O’Donnell, C. J. 2013. “Alternative Indexes for Multiple Comparisons of Quantities and Prices.” Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Papers No. WP05/2012, University of Queensland.

O’Donnell, C. J. 2012. “Nonparametric Estimates of the Components of Productivity and Profitability Change in U.S. Agriculture.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 94, no. 4, pp. 873-890. DOI: 10.1093/ajae/aas023

O’Donnell, C. J. 2008. “An Aggregate Quantity-Price Framework for Measuring and Decomposing Productivity and Profitability Change.” Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Papers No. WP07/2008, University of Queensland.

Plastina A. and S. H. Lence. 2018. “A Parametric Estimation of Total Factor Productivity and its Components in U.S. Agriculture.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 100, no. 4, pp. 1091-1119. DOI: 10.1093/ajae/aay010

Szulc, B. 1964. “Indices for Multi-regional Comparisons.” *Prezeglad Statystyczny(Statistical Review)*. vol. 3, pp. 239-254.

Van Veelen, M., and van der Weide, R. 2008. A note on different approaches to index number theory. American *Economic Review*. vol. 98, no. 4, pp. 1722-30. DOI: 10.1257/aer.98.4.1722

Waschka, A., W. Milne, J. Khoo, T. Quirey and S. Zhao. 2003. “Comparing Living Costs in Australian Capital Cities.” ABS Presentation to 32nd Conference of Economicsts, 29th September - 1st October 2003, Canberra, Australia.

원고 접수일: 2019년 3월 25일
원고 심사일: 2019년 4월 12일
심사 완료일: 2019년 9월 20일