

총요소생산성 분포의 추정방법*

장혜리** · 이영훈***

논문초록

본 연구는 총요소생산성의 분포를 추정하는 실증분석에서 필요한 생산성 추정모형을 비교분석한다. 즉 성장회계모형과 확률생산변경모형을 광공업통계 사업체 자료에 적용하여 실증분석결과를 비교함으로써 총요소생산성의 분포에 관심을 둔 실증분석연구의 모형선택에 관한 시사점을 제시한다. 두 모형을 이용한 실증분석결과와의 차이는 매우 상이하게 나타났는데 그 내용은 다음과 같다. 첫째, 성장회계모형으로 도출한 총요소생산성의 분포는 확률변경모형이 추정한 분포에 비해 상대적으로 광범위하게 분포되어 있어 전반적으로 분산이 크게 나타났다. 이는 산출량은 생산요소 및 생산성에 의해서 결정되지만 생산성과 무관한 임의적 요인, 즉 확률오차의 영향을 받는데 그 부분이 비중이 큼을 의미한다. 따라서 생산성 분포를 분석하는데 확률오차의 영향을 제거하는 것이 중요함을 시사한다. 둘째, 산업별 경쟁환경과 기업간 생산성 격차의 관계를 분석하였는데 두 모형이 서로 다른 결과를 도출하였다. 성장회계모형에 의하면 시장경쟁도와 총요소생산성 분산은 특별한 연관성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 확률변경모형에 의하면 음의 상관관계가 있어서 한국 제조업에서는 경쟁심화에 따라 생산성의 분산도가 더 좁혀짐을 알 수 있다. 즉 경쟁이 심화될수록 기술력이 낮은 기업들이 생존을 위해 생산성을 향상시키거나, 비생산적인 기업이 시장에서 퇴출되기 때문에 시장 내 생존한 기업간 생산성 격차가 감소된다는 추론을 생각할 수 있다.

핵심 주제어: 생산성 분포, 확률변경모형, 시장경쟁

경제학문헌목록 주제분류: D24, L11

투고 일자: 2016. 11. 21. 심사 및 수정 일자: 2017. 5. 19. 게재 확정 일자: 2017. 7. 7.

* 이 연구는 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받았다(NRF-2016S1A3A2923769). 이 논문은 제1저자 장혜리의 박사학위 논문 중 일부를 수정, 보완 하였다.

** 제1저자, 서강대학교 경제학부 SSK사업단 전임연구원, e-mail: hayley.85j@gmail.com

*** 교신저자, 서강대학교 경제학부 교수, e-mail: yhnlee@sogang.ac.kr

I. 연구의 동기

총요소생산성은 경제주체간 생산물 격차의 차이를 설명하는 주요요인이며 개별 경제주체가 성장하는 원동력이다. 따라서 총요소생산성의 측정은 매우 중요하며 다양한 연구가 있어 왔다. 총요소생산성의 측정은 Tinbergen (1942)에 의해 처음 시도되었으며 Abramovitz (1956)와 Solow (1957) 이후 활발히 연구되었다(Griliches, 1995). Solow (1957)가 제시한 Solow 잔차(residual)는 총요소생산성증가율을 측정하는 지수로 산출물증가율에서 생산요소가 산출물증가에 기여한 부분을 차분한 것이다. 이는 가장 대표적인 총요소생산성 측정방법으로 많은 실증분석연구에 사용되어 왔다(Foster et al, 2008; Jorgenson and Stiroh, 2000; Syverson, 2004). 한편 Caselli et al. (1996), Levinsohn and Petrin (2003), Mankiw et al. (1992), Javorcik (2004) 등은 최소자승법(Ordinary Least Square)을 이용하여 회귀분석으로 총요소생산성을 추정하였다. 이들은 지수 산식이 가진 문제점인 가격 자료에 대한 부정확함이 총요소생산성 측정오류(measurement error)로 이어진다고 보고 회귀분석으로 생산함수를 추정하여 총요소생산성을 측정하였다. 이상에서와 같이 총요소생산성의 증가율을 측정하는 방법을 성장회계모형(Growth Accounting Model), 총요소생산성의 수준(Level)을 측정하는 방법을 발전회계모형(Development Accounting Model), 그리고 회귀분석에 의해 총요소생산성을 측정하는 방법을 성장회귀모형(Growth Regression Model)이라 나누어 부르기도 한다(Del Gatto et al., 2011). 그러나 이들 방법은 생산성을 산출에서 투입요소에 의해 설명되지 않는 남은 부분 즉, 생산함수의 잔차로 측정하므로 본 연구에서는 이들을 통틀어 성장회계모형으로 통칭하였다.

Solow모형 이후 많은 연구에서 총요소생산성에 포함된 다양한 요인들에 대해 파악하고 이를 다루려는 다양한 논의가 이뤄졌다(Denison, 1962; Hall, 1988, 1989; Hartley, 2000; Jorgenson and Griliches, 1967; Mata and Louca, 2009). 즉, 잔차로 추정된 총요소생산성 안에는 생산성에 의한 변동뿐만 아니라 생산성과 관련 없는 요인들, 특히 임의적 요인(Random Error) 또는 확률오차(Statistical Noise)라 불리는 요인에 의한 변동까지도 포함되어 있기 때문에 잔차가 총요소생산성을 정확히 대표하지 못한다는 지적이다. 하지만 대부분의 실증분석은 개별기업의 총요소생산

성 보다는 평균생산성의 비교¹⁾ 분석을 연구목적으로 하는 경우가 많다. 이 경우 확률오차의 평균은 0이 되므로 생산함수 추정식의 잔차를 이용한 중요소생산성의 추정은 위에서 지적한 문제점과 무관하게 된다. 이런 이유로 생산함수 잔차를 이용한 생산성 추정방법이 널리 사용되어 왔다. 또한 최근에 생산요소의 내생성을 고려한 추정방법들이 발표되었다. 특히 Olley and Pakes(1996)과 Levinsohn and Petrin(2003)의 통제함수방법(control function approach)을 이용하여 생산함수의 내생성을 통제하는 방법이 널리 적용되었다. 이러한 연구는 확률변경모형을 이용한 연구(Lin and Huang, 2012; Shee and Stefanou, 2015)로 확대되고 있는 추세이다.

하지만 최근의 많은 연구들이 중요소생산성의 분포에 관심을 두고 있다(Aghion et al., 2005; Van Biesebroeck, 2005; Cassiman et al., 2010; Engel and Procher, 2012; Syverson, 2004). 예를 들어, Aghion et al. (2005)은 생산성이 가장 높은 기업과 산업 내 다른 기업과 생산성 격차(생산성의 분산도)에 관심을 두었으며, Syverson(2004)는 시장의 경쟁수준에 따라 생산성 분포의 왜도(Skewness)가 달라짐을 분석하고 있다. 또한 진입·퇴출과 생산성의 관계에 관한 연구들도 진입(퇴출)한 기업들이 전체기업들의 생산성분포에서 어디에 위치할 것인지에 관심을 두고 있으므로 중요소생산성의 분포를 추정하는 것이 필요하다. 중요소생산성의 분포를 분석하기 위해서는 1차적률(평균) 뿐 아니라 2차적률(Second Moment) 또는 3차적률(Third Moment) 등 고차 적률을 추정하게 되는데 이 경우 생산함수 잔차를 이용한 분석은 왜곡을 유발할 가능성이 있다. 확률오차의 1차적률, 즉 평균은 0이나 높은 차수의 적률은 0의 값이 아닐 수 있으므로 잔차를 이용한 추정은 순수한 중요소생산성의 분포를 나타내지 않기 때문이다. 그럼에도 불구하고 중요소생산성의 분포를 분석한 선행연구들은 대부분 생산함수 잔차를 이용한 추정치에 의존하여 왔다. 만약 중요소생산성 추정치인 잔차에서 생산성과 무관한 확률오차를 제거할 수 있다면 중요소생산성의 분포연구는 더 세밀한 분석이 가능할 것이다.

이에 본 연구는 중요소생산성 분포에 대한 실증분석을 수행하는 경우 생산함수의 잔차를 이용하는 방법과 확률오차를 제거하고 추정하는 방법이 얼마나 다른 결과를 초래하는지에 대해 분석하고자 한다. 즉, 실제 사업체 자료를 이용하여 생산함수의 잔차항을 중요소생산성으로 가정한 성장회계모형과 잔차항을 생산성과 오차항으로

1) 예를 들어, 대기업집단과 소기업집단의 생산성 비교, 서로 다른 시장의 생산성 비교 등이 있다.

분해한 확률변경모형(Stochastic Frontier Model)으로 도출한 생산성 분포를 비교한다. 두 방법론이 얼마나 다른 실증결과를 도출하는지 실제자료에 적용하여 비교분석함으로써 총요소생산성의 분포에 관심을 둔 실증분석연구의 모형선택에 관한 시사점을 제시할 것으로 기대한다. 또한 총요소생산성 관련 연구의 주요 주제 중 하나인 산업의 경쟁수준과 생산성 간의 관계에 대하여 위에서 언급한 두 방법론을 이용하여 분석함으로써 방법론의 차이가 얼마나 다른 실증결과를 초래하는지를 분석하려 한다. 경쟁과 생산성 간의 관계에 대한 분석은 산업조직 분야에서 오랜 시간에 걸쳐 논의되어 온 주제로 두 변수간의 관계에 대한 다양한 가설 및 연구결과가 존재한다. 본 연구에서는 이 주제를 심도있게 실증분석하기 보다는 총요소생산성 추정방법의 차이가 실증분석결과의 차이를 비교분석함으로써 모형선택에 대한 시사점을 제시하는데 목적을 두고 있다.

본 연구는 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 본 연구의 배경 및 성장회계모형의 논쟁점에 대해 알아보고, 제Ⅲ장에서는 총요소생산성을 분해하는 모형 중 하나인 확률변경모형에 대해 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 사용된 자료 및 변수에 대해 설명하고 실증분석모형을 제시하였다. 제Ⅴ장은 실증분석결과를 제시하고 해석하였다. 제Ⅵ장에서는 실증분석에 의해 추정된 생산성을 이용해 시장구조와 생산성 분포 간의 관계를 살펴보고, 마지막으로 제Ⅶ장에서 결론 및 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 총요소생산성 추정방법 비교: 성장회계모형과 확률변경모형

본 장에서는 성장회계모형과 확률변경모형의 차이를 논한다. 먼저 Solow 모형에 대해 간략하게 살펴보고 기존연구에서 다뤄진 Solow 모형에 대한 논쟁점에 대해 개괄해 본다. Solow(1957)는 다음과 같은 중립적 기술진보를 가정한 생산함수를 가정하였다.

$$Q = A(t)f(K, L) \quad (1)$$

Q 는 산출량, K 는 자본량을 L 은 노동량을 나타내며 $A(t)$ 는 생산함수를 이동시키는 요인을 나타낸다. 식 (1)을 시간에 따른 변화로 나타내고 양변을 Q 로 나누어 정리하면 다음과 같은 요소의 증가율로 나타낼 수 있다.

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Q}}{Q} - w_K \frac{\dot{K}}{K} - w_L \frac{\dot{L}}{L} \quad (2)$$

w_K 와 w_L 는 각각 자본 그리고 노동에 대한 산출탄력성을 나타낸다. 성장회계모형에서 \dot{A}/A 는 기술변화(Technical Change)를 측정한다고 가정하는데 이 기술변화에는 자본 및 노동 투입 증가에 의해 설명되지 않는 생산의 증가분에 영향을 미치는 모든 요인이 포함되어 있다. 식 (2)는 총요소생산성의 증가율을 측정하는 방법이며 총요소생산성의 수준(level)의 추정은 생산함수의 잔차로 할 수 있다(Hall and Jones, 1999). 총요소생산성 측정치인 잔차가 내포하고 있는 것이 무엇인가에 대한 논의가 있어왔다. Hall(1988, 1989), Hartley et al.(1997), Hartley(2000)는 Solow모형에 의해 측정된 총요소생산성은 실제 기술변화에 의해 설명되는 부분 뿐만 아니라 관찰되지 않은 다른 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있음을 지적하였다. 특히 생산성과는 무관한 임의적 요인으로 불리는 확률오차의 변화에 의해 산출량이 변할 수 있는데 이를 생산성변화에 기인한 산출량의 변화로 측정하게 된다는 지적이다. 성장회계방법에서는 생산함수를 $y = f(x; \beta) + \varepsilon$ 으로 설정할 경우 ε 을 총요소생산성으로 정의한다. 이는 결정적 모형(deterministic model)으로 볼 수 있다. 위 생산함수는 서로 다른 두 기업이 사용하는 생산요소의 양이 동일하며, 생산성이 동일하다면 산출량도 동일하다고 가정하기 때문이다. 그러나 확률적 모형(stochastic model)에서는 서로 다른 두 기업이 사용하는 생산요소의 양이 동일하며, 생산성이 동일하여도 확률오차(기업의 능력 밖의 요인으로 농업의 경우 날씨의 변화)에 따라 두 기업의 산출량이 다를 수 있음을 허용한다. 즉 ε 은 총요소생산성 요인과 확률오차(v)로 구성되어 있다고 가정한다($\varepsilon = TFP + v$). 만일 분석자료가 임의적 요인이 차지하는 비중이 크지 않다면 ε 을 총요소생산성으로 간주하는 것이 크게 문제되지 않으나 반대로 임의적 요인이 차지하는 비중이 크다면 ε 이 총요소생산성을 대변하는 것은 적합하지 않다.

대부분 실증분석연구들이 총요소생산성의 평균치를 비교분석 하였으므로 이러한 오차항의 영향은 미미한 수준일 것이다. 임의적 요인(v)의 평균은 0 이므로 평균생산성에서 그 영향이 사라지기 때문이다. 그러나 만일 연구의 관심이 총요소생산성의 분포를 비교하는데 있다면 식 (2)를 이용한 실증분석은 사실과 다른 시사점을 도출할 수 있다. 예를 들어, 총요소생산성의 분산을 비교하는 경우 ε 의 분산은 다

음과 같다: $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_{TFP}^2 + \sigma_v^2$.²⁾ 이는 총요소생산성의 분산을 실제 값인 σ_{TFP}^2 보다 과대평가할 수 있으며 그 편(Bias)은 오차항 분산인 σ_v^2 의 크기에 영향을 받는다. σ_{TFP}^2 이 1이고 σ_v^2 은 100 인 A산업과 σ_{TFP}^2 이 10이고 σ_v^2 은 1 인 B산업이 있다고 가정할 때 생산함수의 잔차, 즉 성장회계모형을 이용하여 총요소생산성의 분산을 추정하면 A산업은 101, B산업은 11로 추정된다. 실제 생산성의 분산은 B산업이 더 큼에도 A산업의 총요소생산성 분산이 더 크다는 추정결과가 도출 된다. 또한 생산성의 왜도(skewness)를 비교하는 실증분석연구에서도 총요소생산성 추정치에서 오차항을 분리하는 것이 중요할 수 있다. 총요소생산성과 확률오차(v)가 독립적이고 확률오차의 분포가 대칭적이라면 ε 의 왜도나 총요소생산성의 왜도가 동일하다.³⁾ 확률오차의 왜도가 0이기 때문이다. 그러나 확률오차의 분포가 대칭적이지 않다면 비대칭도의 방향에 따라 총요소생산성의 비대칭도를 과대 또는 과소 추정할 수 있다. 따라서 생산성 분포에 관한 연구에서 오차항을 제거한 생산성 추정방법은 중요한 역할을 할 것이다.

한편 기술적 효율성(Technical Efficiency)을 추정하기 위해 만들어진 확률생산변경모형(Stochastic Production Frontier Model)을 활용하여 총요소생산성을 추정할 수 있다. Fecher and Perelman(1992)는 확률변경모형을 이용하여 OECD 국가의 생산함수를 추정하고 기술진보와 기술적 효율성의 변화를 추정함으로써 총요소생산성을 분석하였다. Kim and Lee(2006)은 1960-1990년 기간 중 한국, 대만, 홍콩 등 동아시아국가들의 기술진보속도는 미국 및 서유럽 선진국들에 비하여 느리지만 효율성개선을 통한 경제성장률이 매우 빨랐기 때문에 총요소생산성 증가율이 더 높았다는 실증분석결과를 보여주었다. 이들이 활용한 확률변경모형은 두 가지 장점을 지니고 있다. 첫째는 총요소생산성의 분해가 가능한 것이며, 둘째는 산출량이 생산성과 무관한 확률변동에 따라 변할 수 있음을 모형에 고려하였다는 점이다. 확률생산변경모형을 활용하면 총요소생산성을 기술진보(Technical Progress)와 기술적 효율성의 변화로 분해할 수 있다. 이에 따라 총요소생산성의 움직임을 더 자세히 분석할 수 있게 하는 동시에 실증분석연구(Aw et al., 2001; Baier et al., 2006; Fukao and Kwon, 2006)에서 발견되어온 생산성의 퇴보현상을 설명할 수 있는 장점도 있

2) 총요소생산성(TFP)과 임의적 요인(v) 간에 상관관계가 없다고 가정한다.

3) $skew(\varepsilon_i) = skew(v_i) + skew(TFP_i)$.

다. 즉 한번 습득한 기술은 유지되므로 기술퇴보는 있을 수 없으나 기업 내적 요인 또는 제도변화 등 외적 요인에 의해서 기술적 효율성은 떨어질 수 있다. 이 경우 효율성증가율은 음의 값을 갖게 되어 기술진보율과 효율성증가율을 합한 총요소생산성 증가율은 음의 값을 가질 수 있다. 확률변경모형은 생산변경에 임의적 요인을 포함하여 생산변경이 확률적이라는 가정을 한다. 즉 주어진 투입요소에서 달성 가능한 최대 산출량을 보여주는 생산변경이 임의적 요인(예를 들어 자연재해)에 따라 변할 수 있게 하였다. 따라서 확률변경모형은 임의적 요인에 따라 산출량이 변함을 허용함으로써 총요소생산성 추정치에 생산성과 무관한 임의적 요인의 영향을 제거하였다. 다음 장에서는 확률변경모형에 대해 간략히 설명하고자 한다.

Ⅲ. 확률변경모형

확률변경모형⁴⁾은 Aigner et al. (1977), Meeusen and van den Broeck(1977), 그리고 Battese and Corra(1977)에 의해 처음 독립적으로 소개되었다. Cobb-Douglas 생산함수를 가정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_i = \alpha_0 + x_i' \beta + \varepsilon_i = \alpha_0 + x_i' \beta - u_i + v_i \quad (3)$$

y_i 는 기업 i 의 산출량, x_i 는 제품생산에 투입되는 k 개의 생산요소에 각각 자연로그를 취한 값이며, β 는 $k \times 1$ 벡터로 생산요소의 계수이다. ε_i 는 복합오차항(Compounded Error)으로 일반적인 오차항인 v_i (Statistical Noise)와 기술적 비효율성인 u_i 로 구성되어 있으며 v_i 와 u_i 는 상호 독립적임을 가정한다. v_i 는 일반적으로 임의적 요인에 의해 발생하는 충격을 나타내는 확률오차항으로 주로 정규분포, $N(0, \sigma_v^2)$ 를 갖는다고 가정한다. 기술적 비효율성인 u_i 는 확률변수로 식 (3)에서 보여지듯 주어진 투입요소와 확률오차(v_i) 하에서 달성할 수 있는 최대 산출량인 생산변경 ($x_i' \beta + v_i$)을 달성하지 못하게 하는 요인이다. 즉, 개별기업의 생산변경으로부터 이탈 정도를 기술적 비효율성으로 측정하며, 항상 양의 값(+)을 가진다. u_i

4) 확률변경모형에 대한 자세한 논의는 이영훈(2014) 참조.

는 기술적 '비'효율성이므로 효율성은 그 반대인 $-u_i$ 로 측정될 수 있다. 이렇게 정의된 기술적 비효율성 u_i 는 특정한 일방향(one-sided) 확률분포를 따른다고 가정함으로써 확률오차항 v_i 와 구분한다.

확률변경모형은 기술적 비효율성의 확률분포 가정의 차이에 따라 모형이 구분된다. Aigner et al. (1977)은 반정규분포(Half-normal Distribution)와 지수분포(Exponential Distribution)를, Stevenson (1980)은 잘린정규분포(Truncated-normal Distribution)를, 그리고 Greene (1990)은 감마분포(Gamma Distribution)를 가정하는 확률변경모형을 소개했다. 기술적 비효율성의 확률분포에 대한 가정은 확률오차항과 통계적으로 식별할 수 있게 해준다는 점에서 확률변경모형을 다른 모형과 차별화되는 요인으로 여겨지지만 한편으로는 비효율성 분포를 사전에 미리 가정한다는 점에서 확률변경모형의 문제점으로 지적되기도 한다.

생산함수 추정은 복합오차항인 ε_i 에 대한 확률밀도함수를 도출하여 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation, MLE) 또는 수정된 최소자승법(Corrected Ordinary Least Square, COLS)으로 추정될 수 있다. COLS는 생산함수의 절편을 편의만큼 보정해주는 방법이다. Olson et al. (1980) 및 Greene (1980)은 생산함수를 OLS로 추정하는 것은 생산함수 기울기에 대한 일치추정량을 추정할 수 있으나 절편에는 편의가 발생하므로 이를 보정해 주어야 함을 보였다. 절편의 OLS추정량은 기술적 비효율성의 기댓값 만큼 하향편의(Downward Bias) 되므로 OLS로 추정된 절편을 그 만큼 보정시켜야 한다. 예를 들어, 기술적 비효율성(u_i)이 반정규분포를 가질 때 그 기댓값은 $E(u_i) = (2/\pi)^{1/2}\sigma_u$ 이므로 생산함수 절편은 $\hat{\alpha}_{COLS} = \hat{\alpha}_{OLS} + (2/\pi)^{1/2}\sigma_u$ 로 보정 될 수 있다. 절편의 OLS추정량을 편의만큼 보정해 주므로 이 방법을 수정된-최소자승법(COLS)이라 부른다. 편의의 추정량은 OLS잔차의 적률(Moment)을 이용하여 구할 수 있다. OLS잔차의 2차적률(m_2)은 $m_2 = E[(\hat{\varepsilon}_i - E(\varepsilon_i))^2]$ 로 3차적률(m_3)은 $m_3 = E[(\hat{\varepsilon}_i - E(\varepsilon_i))^3]$ 로 정의하면 이를 이용하여 기술적 비효율성과 확률오차의 분산인 σ_u^2 과 σ_v^2 의 일치추정량을 다음과 같이 도출할 수 있다(기술적 비효율성의 반정규분포를 가정).

$$\hat{\sigma}_u^2 = \left[\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi-4} \right) m_3 \right]^{\frac{2}{3}}, \quad \hat{\sigma}_v^2 = m_2 - \left(\frac{\pi-2}{\pi} \right) \hat{\sigma}_u^2 \quad (4)$$

확률변경모형에서는 OLS잔차의 3차적률값을 통해 미리 모형설정의 적합성을 검증해 볼 수 있다. 식 (3)에서 비효율성 u_i 는 항상 양(+)의 값을 갖는 일방향분포 (One-sided Distribution)를 갖는 것으로 가정하였다. 따라서 복합오차항인 ε_i 는 정규분포를 갖는 오차항과 오른쪽으로 치우친 효율성과의 합이므로 음의 왜도 즉, 오른쪽으로 치우친 분포를 갖게 된다. 그러나 수리적으로 OLS 잔차의 왜도가 양의 값을 갖는 경우가 나타나는데 이 경우 식 (4)에 의한 σ_u 추정이 불가능하게 된다. Greene (2008)은 이와 같이 OLS잔차의 왜도가 ‘Wrong Skewness’을 갖는 경우 모형설정 자체에 오류가 있을 수 있다고 지적하며 OLS잔차의 왜도가 확률변경모형의 모형설정 적합성에 대해 검증해 볼 수 있는 지표라고 하였다. 따라서 양의 왜도를 갖는 생산성의 경우는 확률변경모형이 적합하지 않거나 비효율성이 적은 산업이라고 추측할 수 있다.

MLE 또는 COLS에 의해 도출된 $\hat{\sigma}_u^2$ 과 $\hat{\sigma}_v^2$ 을 이용하여 기술적 비효율성 u_i 는 Jondrow, Lovell, Materov, and Schmidt(1982, JLMS)이 제시한 조건부 기댓값을 이용하여 추정된다. u_i 의 조건부 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi} \sigma_u \sigma_v \Phi\left(-\frac{\lambda \varepsilon}{\sigma}\right)} \exp\left\{-\frac{\left(u + \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \varepsilon\right)^2}{2\left(\frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2}\right)}\right\}$$

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \tag{5}$$

이로부터 반정규분포를 가진 u_i 조건부기댓값은 아래와 같이 나타난다.

$$E(u/\varepsilon) = \sigma_* \left[\frac{\phi(\varepsilon\lambda/\sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon\lambda/\sigma)} - \left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \right], \quad \sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}, \quad \lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} \tag{6}$$

$\Phi(\cdot)$ 와 $\phi(\cdot)$ 는 각각 표준정규분포의 누적확률함수와 확률밀도함수이다. 식 (6)에서 도출한 u_i 의 기댓값으로부터 기술적 효율성(Technical Efficiency, TE)을 다음의 식을 이용하여 측정할 수 있다.

$$TE = \frac{\exp(y_i)}{\exp(\alpha + x_i\beta + v_i)} = \exp(-u_i) \approx 1 - u_i \quad (7)$$

확률변경모형에서는 총요소생산성을 기술진보(Technical Progress)와 기술적 효율성(Technical Efficiency)으로 분해한다. 따라서 식 (3)과 같은 생산함수에 시간변동변수(time trend term) 또는 시간의 함수를 포함한 경우, 시간에 따른 생산함수의 변화인 $\partial y_{it}/\partial t$ 가 기술진보를 측정한다고 가정하여 총요소생산성의 증가율을 $\dot{TFP} = \frac{\partial y_{it}}{\partial t} - \frac{\partial u_{it}}{\partial t}$ 로 측정한다(Coelli et al., 2003; Kim and Lee, 2006; Wu, 2000). 성장회계모형에서 총요소생산성의 변화는 식 (2)의 \dot{A}/A 으로 측정하며 확률변경모형에서 이에 상응하는 부분은 $\frac{\partial y_{it}}{\partial t} - \frac{\partial u_{it}}{\partial t}$ 이다. 그러나 본 연구의 실증분석에서는 횡단면 분석을 수행하므로 개별기업의 기술진보를 나타내는 $\partial y_{it}/\partial t$ 를 회귀모형에 포함하고 있지 않다. 따라서 본 실증분석에서는 성장회계모형은 생산함수의 OLS 잔차인 \hat{A}_i , 확률변경모형은 기술적 효율성 추정치인 $-\hat{u}_i$ 이 총요소생산성 수준을 측정한다. 즉, 본 실증분석에서는 실제 데이터 분석을 통해 임의적 요인이 통제되지 않은 생산성인 \hat{A}_i 과 확률오차가 통제된 생산성인 $-\hat{u}_i$ 을 추정하고 이들의 분포를 비교하였다. 자세한 실증분석모형 및 자료의 설명은 다음 장에 기술하였다.

IV. 분석자료 및 실증모형

본 연구에서 사용된 자료는 한국 통계청에서 조사한 광업 및 제조업 통계조사 자료를 토대로 1991년부터 2001년까지 제조업에 속하는 5인 이상의 사업체 자료이다.⁵⁾ 광업 및 제조업 통계조사는 1967년 이후의 광업 및 제조업을 영위하는 5인 이상의 사업체에 대한 매출액, 종사자 수 및 자본금 등 사업체 정보가 연도별로 정리되어 있다. 본 연구는 한국표준산업분류 코드로 분류된 19개 산업에 포함되어 있는

5) 광업 및 제조업 조사자료의 기초 단위는 사업체(establishment) 수준이다. 따라서 규모가 큰 기업의 경우 몇 개의 사업체가 단일 기업에 속한 경우도 있지만 규모가 작은 중소기업의 경우 단일 사업체 자체가 바로 기업이 될 수 있다. 본 연구에서는 사업체와 기업이라는 용어를 혼용하여 사용하였다.

총 812,350개 사업체에 대한 관측치를 이용했다. 자료의 제한으로 인해 패널자료가 아닌 통합(pooling)한 자료를 분석에 이용했다.⁶⁾

실증분석모형은 규모의 대한 수확불변(Constant Return to Scale)을 가정한 Cobb-Douglas 생산 함수로 이를 표현하면 다음과 같다.⁷⁾

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \eta_t + \varepsilon_i \tag{8}$$

여기서 y_i 는 부가가치액을 근로시간을 고려한 노동 투입량으로 나눈 값에 자연로그를 취한 값이며 x_i 는 자본재 투입량에 근로시간을 고려한 노동 투입량으로 나눈 값에 자연로그를 취한 값이다. 본 실증분석에서는 횡단면 분석을 수행하므로 개별기업의 기술진보를 나타내는 $\partial y_{it}/\partial t$ 를 회귀모형에 포함하고 있지 않다. 따라서 기술적 효율성 추정치인 $-\hat{u}_i$ 이 총요소생산성 수준을 측정한다. 시간에 따른 산출물변화를 통제하기 위해 시간효과(η_t)를 가변수의 형태로 회귀식에 포함했다. 따라서 개별기업의 총요소생산성은 산업의 시간연동 생산성(Time-specific Productivity)을 제외한 나머지 부분으로 가정하였다. 즉 연도별로 평균생산성변동을 차분(demean)한 생산성으로 해석할 수 있다. 성장회계모형에 의한 총요소생산성은 OLS잔차로 측정하였다. 따라서 성장회계모형에 의해 추정된 총요소생산성은 $TFP_{i,OLS} = \hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{\alpha}_{OLS} - x_i \hat{\beta}_{OLS} - \hat{\eta}_t$ 이다. 확률변경모형에서는 ε_i 를 임의적 요인인 v_i 와 기술적 비효율성인 u_i 로 이뤄진 복합오차항으로 정의하므로 $\varepsilon_i = v_i - u_i$ 이다. 본 연구에서는 기술적 비효율성은 반정규분포, $N^+(0, \sigma_u^2)$ 을 가진다고 가정하며 기술적 효율성은 JLMS의 조건부 기대값을 이용하여 추정한다.⁸⁾

-
- 6) 이렇게 11년간의 자료를 통합하여 분석하는 경우와는 별도로 각 연도별로 회귀분석을 실시하였다. 연도별 분석 결과도 본 논문의 결과와 유사하다.
 - 7) 현실적으로 산업별 생산함수의 형태가 산업별로 다를 수 있으므로 위 가정으로 인하여 연구결과가 영향 받을 수 있다. 방법론 비교가 아닌 심도 있는 실증분석연구에서는 산업의 특성을 반영하여 각각의 생산함수를 설정하고 실증 분석할 필요가 있다.
 - 8) 식 (6)에서 확률변경모형에 의해 총요소생산성은 $\exp(-\hat{u})$ 으로 추정되며 성장회계모형에서는 식 (3)에서 $\hat{\varepsilon}$ 으로 추정된다. 그러나 두 변수간 같은 수준에서 비교를 위해 확률변경모형의 총요소생산성을 $\exp(-\hat{u})$ 이 아닌 $-\hat{u}$ 과 비교하였으며 추정방법에 따라 TFP_{MLE} 또는 TFP_{COLS} 로 나타내었다. 두 추정치 모두에 지수 형태를 취한 $\exp(\hat{\varepsilon})$ 과 $\exp(-\hat{u})$ 을 비교하는 경우도 본 논문의 연구결과와 유사하게 나타났다.

확률변경모형은 최우추정법(MLE) 또는 수정된 최소자승법(COLS)을 이용하여 추정될 수 있는데 분석되는 자료의 성격에 따라 선호되는 방법이 달라진다. Olson et al. (1980)은 복합오차항의 변화가 기술적 효율성에 의해 더 많이 설명될수록 MLE가 선호되는 반면, 임의적 요인에 의해 더 많이 설명될수록 COLS가 선호됨을 시뮬레이션 분석을 통해 밝혔다. MLE는 복잡한 수리적 계산이 필요하므로 분석모형의 복잡성에 따라 추정값을 도출하는데 어려움이 따를 수 있는 반면 COLS는 OLS 추정을 통해 비교적 간단하게 비효율성을 추정할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 두가지 추정방법을 각각 이용하여 생산함수를 추정하고 이로부터 도출된 총요소생산성 추정치와 성장회계모형의 총요소생산성 추정치를 비교하였다.

실증분석에 사용된 변수들은 모두 물가지수, 가격지수, 디플레이터로 실질가치화하였다. 생산함수 추정을 위해 사용된 변수들을 자세히 설명하면 다음과 같다. 우선 산출량은 부가가치액을 사용하였는데 이를 산업별 생산자 최종재 가격지수에 의해 실질화했다. 노동량은 총 고용자수에 노동부의 노동통계조사의 월평균 노동시간을 곱한 값을 사용하였다. 자본은 사업체의 장부가액 기준 유형고정자산을 기업경영분석통계가 제공하는 연도별, 산업별 유형자산총액, 신규투자액, 그리고 감가상각률을 이용하여 자본량으로 전환하였다.⁹⁾

〈Table 1〉은 실증분석에서 사용된 자료의 산업별 기초통계량을 나타내고 있다. 한국표준산업 중분류에 따른 자세한 업종은 Appendix A에 정리되어 있다. 〈Table 1〉에서 알 수 있듯 평균적으로 산업 27, 30, 35에 포함된 사업체의 규모가 큰 반면 산업 18과 20에 속한 사업체의 규모는 작다. 산업 32와 35에 상대적으로 많은 노동자 수가 존재하며 산업 24, 27, 35에 자본량의 규모가 크다. 또한 사업체 관측치수를 보면 산업 29에 가장 많은 사업체가 존재하며 반면 산업 30에 가장 적은 수의 사업체가 존재한다.

9) 자본을 계산하기 위해 기업경영분석통계가 제공한 전년도 자본재의 양에 감가상각률을 적용한 후, 신규투입 자본재의 양을 더하여 계산하였다. 신규투입된 자본재의 양은 해당연도 유형고정자산 연말잔액에서 전년도 유형자산 연말 잔액을 제외한 값을 산업별 중간재 및 건설물가지수에 의해 실질화하여 계산 되었다. 이렇게 계산된 연도별, 산업별 자본재총량을 연도별, 산업별 기업의 유형고정자산 연말 총액으로 나눈 후 이를 사업체 단위의 유형고정자산 연말총액에 곱하여 이를 자본량 변수로 사용하였다.

〈Table 1〉 Variables and Descriptive Statistics

Industry Code	Output (Million Won)		Labor (# emp.)		Capital (Million Won)		Obs.
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	
15	5,880	23,787	33.0	86.1	24.2	141.7	60,429
17	3,241	12,625	34.8	114.3	17.4	105.1	72,248
18	1,666	10,325	23.2	62.2	3.4	30.8	57,066
19	3,162	10,340	35.0	135.1	6.5	31.8	23,115
20	1,501	6,676	16.0	46.8	7.6	59.3	23,228
21	4,781	23,445	24.9	55.5	26.9	206.5	27,182
22	2,064	13,491	20.0	66.2	8.0	67.9	45,207
24	15,534	72,420	54.0	150.1	104.5	738.7	29,082
25	2,999	20,771	25.1	83.8	15.5	126.4	59,991
26	3,780	16,204	27.7	68.8	28.8	248.1	44,898
27	17,919	173,445	56.3	345.4	104.3	1320.2	21,451
28	2,129	23,960	20.2	88.9	9.3	99.1	89,618
29	2,773	24,437	24.4	93.1	11.9	117.1	122,391
30	20,759	265,994	65.9	429.5	35.3	370.9	5,738
31	3,818	21,317	31.3	86.5	13.7	95.6	42,716
32	14,613	178,989	84.7	561.7	79.8	1387.0	31,367
33	2,313	12,214	25.3	70.9	8.3	87.2	19,387
34	14,072	223,847	74.5	706.1	67.5	831.6	29,235
35	18,679	225,347	108.5	1063.9	118.5	1333.9	8,001

V. 실증분석 결과

〈Table 2〉는 생산함수 추정결과를 보여준다. 성장회계모형은 OLS로 확률변경모형은 MLE로 추정하였다.¹⁰⁾ 산업별 기술수준이 다르므로 산업별로 생산함수를 추정하였다. 〈Table 2〉에는 산업 집중도가 높은 산업인 산업 30, 35와 산업 집중도가 낮은 산업인 산업 15, 17의 생산함수 결과만 제시하였다.¹¹⁾ 먼저 생산함수 추정결

10) 〈Table 2〉의 MLE추정 결과는 반정규분포를 갖는 비효율성을 가정하고 추정된 결과이다. 비효율성 분포에 대한 가정차이로 인한 추정결과의 강건성 확인을 위해 비효율성이 지수분포(Exponential Distribution)를 갖는다고 가정하고 위와 동일한 생산함수를 추정하였다. 생산함수 추정결과는 반정규분포를 가정했을 때의 추정 결과와 유사하다.

11) 산업집중도는 Herfindahl-Herschman Index (HHI)를 기준으로 분류하였으며 이에 대한 자세한 설명 및 분석은 VI장에 있다.

과를 비교하면 자본의 생산탄력성은 모든 산업에서 OLS와 MLE의 결과가 유사하며 추정치의 유의성 또한 추정 모형에 관계없이 유의적으로 나타났다.¹²⁾ 또한 로그우도함수 값에서 알 수 있듯이 두 모형간 차이가 크지는 않지만 MLE로 추정된 모형의 적합성이 조금 더 높게 나타난 것을 알 수 있다. 또한 <Table 2>에는 오차항 분산의 추정치인 $\hat{\sigma}^2$ 이 나타나 있다. 성장회계모형에서 중요소생산성은 OLS잔차로 측정되므로 $\hat{\sigma}^2$ 은 성장회계모형으로 추정된 중요소생산성의 분산을 나타낸다. 반면 확률변경모형의 $\hat{\sigma}^2$ 은 중요소생산성을 나타내는 기술적 비효율성의 분산의 추정치인 $\hat{var}(u)$ ¹³⁾과 오차항 분산의 추정치인 $\hat{\sigma}_v^2$ 의 합을 나타낸다. 산업별 $\hat{\sigma}^2$ 의 추정결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, $\hat{\sigma}^2$ 은 두 모형에서 유사하게 나타났다. 둘째, 성장회계모형 하에서 추정된 중요소생산성의 경우 생산성 분포 정도와 산업 집중도 사이에는 특정한 연관성이 없어 보이는 것을 알 수 있다. 즉, 4개 산업 중 산업 15에서 사업체의 중요소생산성의 분산이 가장 크게 추정되었으며 산업 17과 산업 35에서 사업체 간 중요소생산성의 산포도가 비슷하게 나타나 산업집중도와 중요소생산성의 분산은 연관성이 없어 보인다. 그러나 확률변경모형으로 추정된 $\hat{\sigma}^2$ 에서 확률오차에 의한 변동 부분인 $\hat{\sigma}_v^2$ 을 제거하여 구한 중요소생산성의 분산인 $\hat{var}(u)$ 에 의하면 산업집중도와 생산성 분산 사이에 상관관계가 존재하는 것으로 보인다. 산업집중도가 높은 산업인 산업 30과 35에서 중요소생산성 분산은 각각 0.165, 0.151로 크게 나타났으며 집중도가 낮은 산업인 산업 15, 17에서는 $\hat{var}(u)$ 이 각각 0.129, 0.053으로 작게 나타났다. 성장회계모형에 의하면 산업 15가 기업간 생산성 격차가 가장 큰 것으로 나타났으나 확률변경모형에 따르면 이는 확률오차에 의한 변동 때문이고 생산성의 분산은 크지 않은 것으로 나타났다. 또한 산업 35는 성

12) 산업별 생산함수를 추정한 국내 연구(박성훈, 2015; 박진석·박성훈, 2012; 이변승, 2000; 한광호, 2005, 2008)에서 자본 분배율 계수추정치에 다소간의 차이가 나타났다. 이는 분석 자료 및 생산함수 설정에 따라 실증분석결과가 다르게 나타날 수 있음을 의미한다. 또한 본 연구는 산업별 생산함수 추정이 아닌 방법론 차이에 따른 생산성 분포의 차이를 보여주고자 하므로 계수 추정치의 타당성에 관한 논의는 생략하기로 한다.

13) 확률변경모형의 중요소생산성 분산은 로그우도함수 추정시 추정되는 조건부 분산 σ_u^2 과 비조건부 분산 $var(u) = \sigma_u^2(\pi - 2)/\pi$ 으로 나타낼 수 있다. 따라서 Greene (2008)과 Lee and Lee (2013)은 비조건부 분산 $var(u)$ 에 비해 약 3배정도 과대 추정될 수 있음을 지적하며 σ_u^2 자체를 비효율성의 분산으로 해석하는 경우 비효율성의 존재성을 확대해석할 여지가 발생할 수 있으므로 σ_u^2 대신 $var(u)$ 를 사용하는 것을 추천하였다.

장회계모형에 의하면 생산성 격차가 가장 작은 산업으로 나타났으나 확률변경모형에 의하면 상대적으로 생산성 격차가 큰 산업이다. <Table 2>를 통해 두 모형 간 총요소생산성 분포에 대한 추정결과가 다소 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 산업별 총요소생산성 분포 정도를 표본에 포함된 모든 산업에 대해 두 모형 간의 차이를 좀 더 자세히 살펴본다.

<Table 2> Production Function Estimation Results

	OLS		MLE: Half-Normal	
	coefficient	t-value	coefficient	t-value
Panel 1: Industry 15				
ln(K/L)	0.363***	(136.40)	0.366***	(138.20)
σ^2	0.743		0.742	
$\hat{v}\hat{a}r(u)$			0.129	(32.47)
σ_v^2			0.613	(145.40)
lnL	-76,775		-76,711	
Panel 2: Industry 17				
ln(K/L)	0.147***	(77.30)	0.148***	(77.50)
σ^2	0.445		0.444	
$\hat{v}\hat{a}r(u)$			0.053	(25.09)
σ_v^2			0.391	(169.56)
lnL	-73,223		-73,187	
Panel 3: Industry 30				
ln(K/L)	0.208***	(24.76)	0.211***	(25.40)
σ^2	0.598		0.591	
$\hat{v}\hat{a}r(u)$			0.165	(22.42)
σ_v^2			0.426	(55.84)
lnL	-6,659		-6,620	
Panel 4: Industry 35				
ln(K/L)	0.154***	(27.84)	0.158***	(29.39)
σ^2	0.412		0.406	
$\hat{v}\hat{a}r(u)$			0.151	(33.79)
σ_v^2			0.255	(59.46)
lnL	-7,805		-7,703	

Notes: OLS(Ordinary Least Square) is the estimation results from growth accounting model. MLE(Maximum Likelihood Estimation) is stochastic frontier estimation results. $\hat{\sigma}^2$ in OLS results presents OLS residual which is the variation of TFP of growth accounting in this paper. While $\hat{\sigma}^2$ in MLE results indicates the sum of estimates of TFP variance, $\hat{v}\hat{a}r(u)$, and of statistical noise, $\hat{\sigma}_v^2$, from stochastic frontier model. lnL is the log likelihood, numbers in parenthesis are t-values, *** presents significance at 1% level.

〈Table 3〉은 표본에 포함된 모든 산업에 대한 총요소생산성의 분산 추정치를 보여준다. 2열부터 6열은 추정모형별 오차항 및 총요소생산성의 분산추정치를 나타낸다. 앞에서 설명한 바와 같이 $\hat{\sigma}_{OLS}^2$ 은 OLS추정에 의한 오차항 분산의 추정치로 성장회계모형 하에서는 총요소생산성의 분산을 의미하며, $\hat{var}(u_{MLE})$ 은 확률변경모형 하에서 MLE를 이용하여 추정한 총요소생산성 분산의 추정치이며 $\hat{\sigma}_{MLE}^2$ 은 MLE 복합오차항의 분산 추정치이다. 5, 6열에는 추가적으로 확률변경모형을 COLS로 추정한 경우 총요소생산성 분산 추정치와 복합오차항 분산의 추정치인 $\hat{var}(u_{COLS})$ 과 $\hat{\sigma}_{COLS}^2$ 이 있다. COLS 추정 결과 산업 18에서는 ‘Wrong Skewness’ 문제가 발생하여 추정치가 나오지 않았다. III장에서 설명했듯이 확률변경모형에서는 생산함수 오차항은 항상 음의 왜도 즉, 오른쪽으로 치우친 모양의 분포를 가지게 된다. 그러나 산업 18생산함수의 OLS잔차는 양의 왜도를 갖는 것으로 나타남에 따라 일방향 분포를 갖는 변수가 존재하는 모형이 산업 18에 적합하지 않다고 볼 수 있다. 이는 산업 18의 생산성을 확률변경모형으로 추정하는 것에 문제가 있을 수 있음을 의미하므로 산업 18은 OLS로 추정된 모형이 더 적합하다고 할 수 있다. 따라서 본 실증분석에서는 산업 18을 제외한 산업에 대한 결과만을 분석한다.

확률변경모형으로 추정된 생산성 분산의 추정치를 오차항 분산의 추정치와 그 크기를 비교해 보면, 대부분 산업에서 $\hat{\sigma}_v^2$ 이 $\hat{\sigma}_u^2$ 에 비해 $\hat{\sigma}^2$ 에서 차지하는 비중이 더 큰 것을 알 수 있다. 따라서 III장에서 설명한 바와 같이 시뮬레이션 결과에 의하면 소표본에서는 MLE보다 COLS로 추정하는 것이 더 적합하므로 실증분석결과는 COLS모형을 중심으로 설명한다. 〈Table 2〉의 결과와 마찬가지로 각 추정모형 오차항 분산의 추정치인 $\hat{\sigma}_{OLS}^2$, $\hat{\sigma}_{MLE}^2$ 그리고 $\hat{\sigma}_{COLS}^2$ 은 모든 모형에서 비슷한 값을 보여주고 있다.

그러나 각 모형의 총요소생산성 추정치의 분산인 $\hat{\sigma}_{OLS}^2$, $\hat{var}(u_{MLE})$, $\hat{var}(u_{COLS})$ 이 시사하는 바는 많은 차이를 보인다. 성장회계모형 하에서는 산업 15와 26에 속한 기업들의 생산성이 가장 넓게 분포되어 있으며 산업 29와 34에 속한 기업들의 생산성이 가장 좁게 분포되어 있다고 보여진다. 그러나 확률변경모형(COLS)에 따르면 산업 30과 35에서 생산성 격차가 가장 크게 나타났으며 산업 15와 17에서 생산성 격차가 가장 작게 나타났다. 이러한 결과는 MLE와 COLS에서 유사하게 나타나고 있다.

〈Table 3〉 TFP Variance Estimates from Growth Accounting Model and Stochastic Frontier Model by Industry

Industry Code	OLS		MLE		COLS		corr. of TFP estimates	corr. of TFP estimates
	$\hat{\sigma}_{OLS}^2$	$\hat{var}(u_{MLE})$	$\hat{\sigma}_{MLE}^2$	$\hat{var}(u_{COLS})$	$\hat{\sigma}_{COLS}^2$		OLS&MLE	OLS&COLS
15	0.743	0.129	0.742	0.153	0.743		0.955	0.988
17	0.445	0.053	0.444	0.017	0.444		0.950	0.970
18	0.412	0.000	0.412	-	-		1.000	-
19	0.466	0.135	0.464	0.231	0.466		0.947	0.980
20	0.432	0.133	0.428	0.219	0.431		0.950	0.980
21	0.384	0.138	0.381	0.261	0.385		0.950	0.969
22	0.350	0.088	0.349	0.184	0.351		0.934	0.964
24	0.612	0.205	0.608	0.328	0.612		0.953	0.982
25	0.343	0.115	0.341	0.217	0.344		0.948	0.970
26	0.627	0.189	0.625	0.298	0.628		0.950	0.983
27	0.454	0.132	0.451	0.244	0.454		0.945	0.973
28	0.360	0.116	0.357	0.226	0.359		0.945	0.968
29	0.316	0.115	0.312	0.244	0.316		0.948	0.959
30	0.598	0.165	0.591	0.362	0.596		0.937	0.967
31	0.372	0.138	0.366	0.287	0.372		0.950	0.960
32	0.444	0.153	0.438	0.350	0.443		0.943	0.952
33	0.393	0.123	0.389	0.262	0.394		0.942	0.963
34	0.324	0.110	0.320	0.246	0.324		0.941	0.954
35	0.412	0.151	0.406	0.354	0.412		0.948	0.948

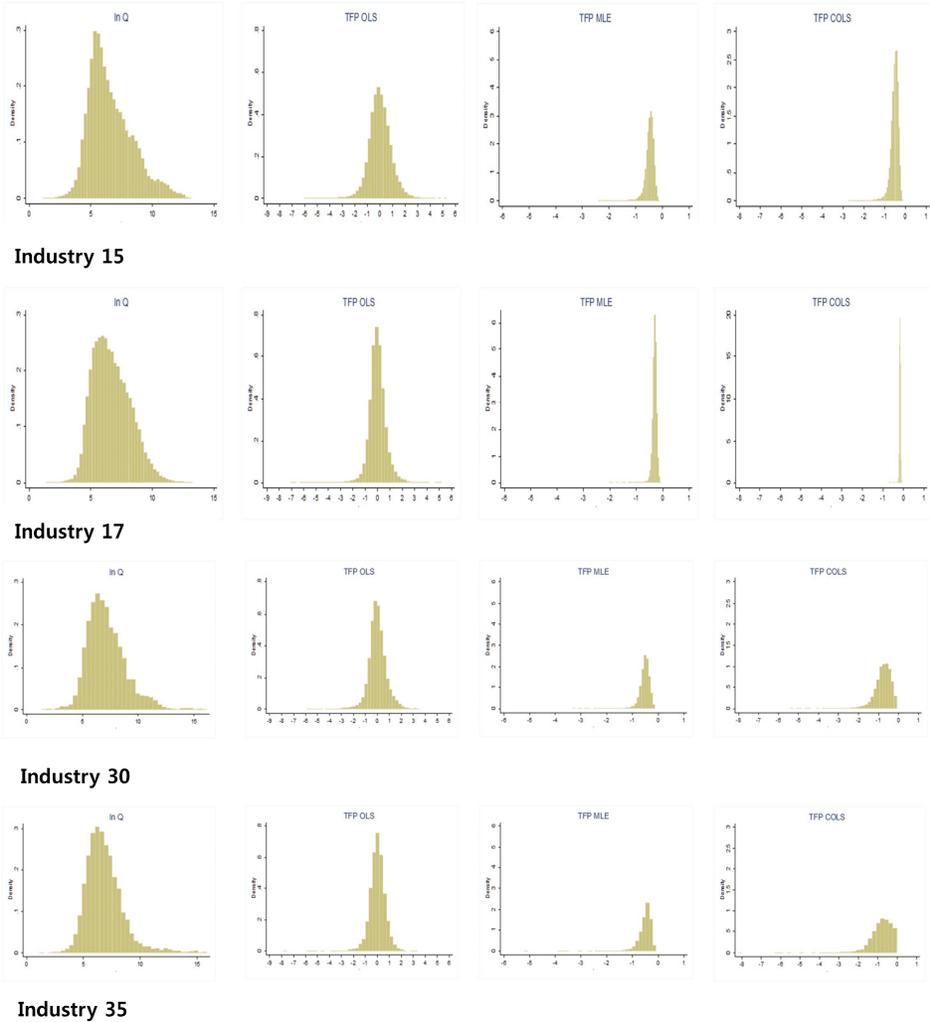
Notes: OLS: Ordinary Least Square, MLE: Maximum Likelihood Estimation with half-normal inefficiency, COLS: Corrected Ordinary Least Square with half-normal inefficiency, $\hat{\sigma}_{OLS}^2$, $\hat{var}(u_{MLE})$, and $\hat{var}(u_{COLS})$ are TFP variance estimates for growth accounting model, stochastic frontier model using MLE, and stochastic frontier model using COLS, respectively. $\hat{\sigma}_{MLE}^2$ and $\hat{\sigma}_{COLS}^2$ are variance estimates of composite error from stochastic frontier model using MLE and COLS.

따라서 성장회계모형과 확률변경모형으로 추정된 중요소생산성의 분산 간의 차이를 확인할 수 있으며 이는 확률오차가 생산성 분산 추정에 영향을 미치고 있음을 시사한다. 산업 17의 경우 성장회계모형을 이용하여 측정한 생산성 분산은 0.444로 다른 산업과 비교하였을 때 평균적인 수준의 생산성 격차를 가진 산업으로 해석

할 수 있다. 그러나 확률변경모형에 의하면 0.017로 기업간 생산성 격차가 매우 작은 산업이다. 산업 15의 경우도 성장회계모형에 의하면 생산성 분산의 추정치가 0.743으로 가장 큰 산업이나 확률변경모형에 의하면 0.153으로 생산성격차가 매우 작은 산업으로 나타났다. <Table 3>의 마지막 7, 8열에는 성장회계모형과 확률변경모형으로 도출한 총요소생산성 추정치 간의 상관관계수가 있다. 산업에 관계없이 상관관계수가 1에 근접한 값을 갖는다. 이는 총요소생산성 추정치의 수준은 추정 모형 간 차이가 없으나 2차적률 추정치는 모형에 따라 상이한 결과가 나타날 수 있음을 보여준다. 따라서 생산성 추정모형에 따라 산업별 총요소생산성의 분포에 대한 특성이 다르게 도출될 수 있음을 의미한다. 만약 기업 간 기술격차 해소를 위한 정책이 시행되는 경우 추정 모형에 따라 서로 다른 산업정책이 수립 될 가능성이 시사된다.

<Figure 1>은 산업 15, 17, 30, 그리고 35에 속한 사업체들의 로그 생산량과 OLS, MLE, 그리고 COLS로 추정한 총요소생산성 분포이다. 전반적으로 생산량은 왼쪽으로 치우친 분포를 가지고 있으나 산업 30과 35의 경우 산업 15와 17에 비해 오른쪽으로 꼬리가 길게 늘어져 있어 상대적으로 규모가 큰 사업체들이 있음을 알 수 있다. 2열의 TFP OLS는 성장회계모형 하에서 추정된 개별 사업체의 총요소생산성 추정치의 분포로 산업에 관계 없이 대칭적인 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있다. 확률변경모형을 MLE로 추정된 개별 사업체 생산성 추정치 $-\hat{u}_{i,MLE}$ 과 COLS로 추정된 생산성 추정치 $-\hat{u}_{i,COLS}$ 의 분포가 각각 세번째, 네번째 열에 나타나 있다. 확률변경모형의 생산성은 일방향 분포(반정규분포)를 가진다고 가정하였으므로 모든 산업의 생산성 분포가 오른쪽으로 치우친 분포를 그리며 높은 생산성에 사업체의 수가 가장 많이 몰려 있다. 그러나 성장회계모형 하에서의 추정 결과와는 다르게 오른쪽으로 치우침 정도나 분포의 퍼짐 정도가 산업에 따라 상이하게 나타나고 있다. 가장 눈에 띄는 산업은 산업 17로 사업체 간 생산성이 상당히 좁게 분포되어 있다. 그러나 TFP OLS분포에서는 이러한 특징이 관찰되지 않는다. 확률변경모형에 의하면 상대적으로 산업 30과 35의 생산성은 분포가 더 넓게 퍼져 있으며 비대칭도에서도 산업 15와 17에 비해 왼쪽으로 긴 꼬리를 가지고 있어 상대적으로 낮은 수준의 생산성을 가진 기업들이 존재하는 것으로 나타난다. <Table 3>의 결과와 마찬가지로 <Figure 1>을 통해서도 성장회계모형 하에서 추정된 생산성의 분포와 확률변경모형에 의해 추정된 생산성의 분포가 다른 형태를 가지고 있음

〈Figure 1〉 Output and Productivity Distribution by Industry



을 확인할 수 있다. 특히 〈Table 2〉에서 설명한대로 산업집중도와 생산성 분포 간의 관계에 대해서도 모형별로 다른 해석을 보여주고 있는데 〈Figure 1〉에서 TFP OLS 분포는 산업에 관계 없이 비슷한 대칭도 및 산포도를 보여주고 있어 산업집중도와 연관성이 없어 보인다. 그러나 TFP COLS 분포는 산업 15와 17이 유사하며 산업 30과 35에서 서로 비슷하여 산업집중도와 생산성 분포 간에 특정한 관계가 있을 가능성을 시사한다. 따라서 확률오차를 고려하여 생산성을 추정하는 확률변경모형이 중요소생산성의 분포를 분석하는데 적절한 모형으로 사료된다. 예를 들어,

Syverson (2004) 이 보여준 총요소생산성의 분포는 성장회계모형을 이용하여 구한 총요소생산성의 추정치를 이용한 것인데, 만약 동일한 표본자료에 확률변경모형을 적용하여 구한 총요소생산성의 추정치를 이용하여 분포를 분석하였다면 그의 연구에서 얻은 결과¹⁴⁾가 더 극명하게 나타날 수 있을 것이다. 이러한 생산성 추정치 분포의 차이가 산업분석연구에서도 상이한 결과를 도출하는지를 알아보기 위해 다음장에서 산업별 시장집중도와 산업별 생산성 격차 간의 관계를 중심으로 추정모형을 비교·분석하였다.

VI. 생산성 분포와 시장경쟁

제VI장에서는 성장회계모형과 확률변경모형으로 추정한 총요소생산성의 분산을 산업별로 비교·분석하였다. 확률변경모형의 추정치에 의해 산업집중도와 생산성 분산 간에 유의적인 관계가 내포되어 있을 가능성을 확인했다. 본 장에서는 생산함수 추정결과를 근거로 산업경쟁수준과 생산성 간의 관계를 살펴보고 방법론에 따라 어떠한 차이가 발생하는지에 대해 살펴본다. 경제학에서 산업 경쟁 정도와 기업의 혁신활동과의 관계는 오랫동안 논의되어 온 주제이다(Schumpeter, 1942; Arrow, 1962; Nickell, 1996; Disney et al., 2003; Zitzewitz, 2003; Aghion et al., 2005). 지금까지 많은 이론·실증적 연구가 이들의 상관관계를 파악하려 했지만 아직도 일치된 결과가 도출되지 못했다. 기존의 연구 결과는 세가지로 구분된다. 첫째는 경쟁이 혁신을 저하시킬 수 있다고 보는 Schumpeter가설이며, 둘째는 반대로 경쟁이 혁신을 촉진시킨다고 보는 Arrow가설이 있다. 마지막으로 앞의 두 관계가 혼합되어 나타난다는 즉, 경쟁과 혁신 간에는 비선형적 관계가 존재한다는 가설이 있다. 본 연구는 우리나라의 제조업에서 산업 경쟁과 생산성 분포의 관계가 어떤 가설과 일치하는 결과를 나타내는지를 간략히 알아보고 계량 모형의 차이에 따른 실증분석 결과의 차이를 분석하였다.

경쟁과 혁신의 관계¹⁵⁾에 대해 처음으로 논의된 연구는 Schumpeter (1942)가 있다. 그는 독점적 지위를 차지하고 있는 기업이 혁신으로 인한 기대초과이윤

14) 경쟁도가 높은 시장에서 생산성의 분산이 상대적을 적게 나타남.

15) 본 연구는 혁신과 생산성 간에 양의 상관관계가 존재한다고 가정한다. 따라서 혁신 활동의 증가가 생산성 증가로 이어진다고 가정한다.

(Postinnovation Rent)으로 인해 혁신할 유인이 더 크게 작용한다고 본다. 비경쟁적인 시장의 경우 독점기업이 생산성 증가에 따라 얻게 되는 예상 수익이 높기 때문에 혁신활동에 참여하게 될 유인이 큰 반면 경쟁시장에서 기업은 혁신으로 인해 얻게 되는 기대수익이 불확실하므로 혁신활동에 참여할 유인이 낮다고 본다. 이와는 반대로 Arrow(1962)는 시장경쟁정도가 심화될수록 혁신활동이 활발하다고 주장한다. 즉, 혁신활동은 혁신 이전 기대초과이익(Preinnovation Rent)과 혁신 이후 기대초과수익의 차이에 달려 있는데 경쟁상황이 기업의 혁신 이전 기대초과수익을 낮춤으로써 결과적으로 생존을 위한 노력이 자극되어 혁신활동이 활발하게 일어난다고 본다. Nickell(1996)과 Disney et al.(2003)는 각각 1972-1986년 그리고 1980-1992년 기간 동안 영국 제조업 부문의 자료를 이용하여 경쟁적인 시장상황이 기업의 생산성증가에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 실증적으로 증명하였다. Zitzewitz(2003)는 1879-1939년 기간 동안 미국과 영국 담배산업에서 일어난 시장 독점화를 분석하여 시장경쟁상황 변화에 따른 기업의 생산성 변화를 실증분석하였다. 그 실증분석결과에 의하면 미국과 영국 담배산업 모두 시장이 경쟁적인 구조일 때 생산성 증가가 활발하게 일어났으며 비효율적인 경영활동이 시장구조가 독점화된 기간에 더 많이 일어났다.

최근에는 경쟁과 혁신의 관계가 단순한 선형관계가 아닌 비선형적 관계이며 제3의 다른 요인에 의해 두변수간의 관계가 영향 받음을 보여주는 실증연구들이 등장하였다. Aghion et al.(2005)은 경쟁과 혁신 활동 사이에 역U자형 관계가 있음을 실증적으로 밝혀냈는데 이는 단순히 경쟁과 혁신이 양의 관계 또는 음의 관계가 아닌 두 효과가 혼재하여 나타날 수 있음을 보여준다. 그들은 1973년부터 1994년까지의 런던증권거래소에 상장되어 있는 기업패널자료를 분석하여 경쟁정도가 증가함에 따라 혁신활동이 촉진되나 특정 임계점 이상의 경쟁상황에서는 오히려 혁신활동이 감소하는 역U자형 관계를 나타내는 실증분석결과를 도출하였다. Gibert(2006)는 경쟁과 혁신의 관계는 다른 제 3의 요소에 의해 매개되고 있음을 실증분석을 통해 증명하였다. 그는 지적재산권의 보호 정도에 따라 개발자들의 혁신 후 기대이익이 달라져 혁신활동 정도에 차이가 발생한다는 것을 밝혔다. 강한 지적재산권 보호 하에서의 경쟁 증가는 후발주자들이 모방할 수 있는 가능성을 낮춤으로써 개발자들의 혁신활동을 촉진시키는 반면 지적재산권이 충분히 보호되지 않는 조건에서 경쟁 증가는 개발자들의 혁신의욕을 저하시키는 것으로 나타났다.

경쟁과 혁신활동과의 관계에 대한 연구와 달리 경쟁과 생산성 분포와의 관계에 대한 연구는 흔치 않다. Aghion et al. (2005)는 기업간 기술수준이 동등한 경우와 그렇지 않은 경우에 따라 경쟁으로 인한 효과가 다르게 나타날 수 있음을 검증하였는데 이를 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 전체적으로 산업은 기술수준이 유사한 기업간 경쟁을 벌이는 분야(Leveled Sector)와 선도기업과 이를 따르는 후발기업간 경쟁을 벌이는 분야(Unleveled Sector)로 구분될 수 있다. 이러한 상황에서 경쟁이 낮은 경우, 동등한 기술수준을 가진 분야의 기업들은 혁신할 유인이 없게 되어 그 상태에 머무르게 된다. 반면 선도기업과 후발기업이 존재하는 분야에서는 낮은 경쟁 수준으로 인해 후발기업이 선도기업을 모방할 유인이 발생하므로 혁신활동에 참여하게 된다. 따라서 결과적으로 두 분야 모두에서 기업간 기술격차는 낮은 수준으로 나타나게 된다. 그러나 경쟁이 치열해지면 기술수준이 유사한 분야의 기업들은 경쟁 탈출을 위해 혁신활동을 증가시키게 되며 이로 인해 기업간 기술 격차는 증가하게 된다. 또한 선도·후발 기업이 있는 경우 후발기업이 혁신 후 얻게 되는 기대이윤이 경쟁심화로 인해 낮아지므로 혁신활동을 수행하지 않게 되어 기업 간 기술 격차가 벌어지게 된다. 따라서 경쟁이 낮은 상황에서는 기업간 기술 격차가 작은 수준을 유지하게 되며 경쟁이 치열해짐에 따라 기업간 기술격차가 커지게 된다는 것이다. Aghion et al. (2005)는 이러한 기업 간 생산성 격차와 경쟁 간의 관계를 회귀분석을 통해 실증적으로 증명하였다. Syverson(2004)는 콘크리트 사업체를 분석하여 경쟁적인 시장일수록 기업 생산성 분포가 낮은 생산성 수준에서 잘린 분포 모양을 보이는 현상을 분석하였다. 이는 전반적으로 생산성 분포가 오른쪽으로 이동하여 치우친 형태로 경쟁이 치열할수록 사업체들의 생산성이 증가하며 낮은 생산성을 가진 사업체는 시장에서 퇴출되었음을 나타낸다. 또한 경쟁의 증가에 따라 산포도가 좁게 나타났다. 따라서 경쟁정도에 따라 생산성 분포 모양이 영향받을 수 있음을 Syverson(2004)를 통해 알 수 있다.

앞에서 살펴 본 바와 같이 Schumpeter(1942), Arrow(1962), 그리고 Aghion et al. (2005)의 연구로부터 경쟁과 혁신의 관계에 대한 이론을 생산성 분포와 연결시켜 보면 관점에 따라 다음의 세가지 가설이 나타날 수 있다. 첫째, Schumpeter(1942) 이론에 따르면 혁신 후 독점기업이 얻게 될 초과 기대이윤으로 인해 독점기업의 혁신활동이 장려되므로 독점시장(비경쟁적 시장)에서 기업간 생산성 산포도가 클 것이다. 둘째, Arrow(1962)의 관점에서는 경쟁에 의해 혁신이 촉진된다고 보는

데 이에 따른 기업간 생산성 산포도는 두가지 형태로 나타날 수 있다. 경쟁산업 내 모든 기업의 기술 수준 및 생산성 향상 능력이 유사하다면 경쟁 압력으로 인해 생존을 위해 모든 기업의 생산성이 증가하여 생산성 격차는 작게 나타날 것이다. 이는 Syverson (2004)에 나타난 연구 결과와도 일치되는 가설이다. 반면 동일 산업 내 기업간 기술 수준 및 생산성 향상 능력에 차이가 존재한다면 혁신활동으로 인한 성과 차이가 발생하므로 경쟁 증가에 따라 기업 간 생산성 격차는 크게 나타날 것이다. 마지막으로 경쟁과 혁신 간의 관계가 비선형적으로 나타난다는 Aghion et al. (2005)의 관점에서는 경쟁이 낮은 산업은 기업간 기술수준이 유사한 형태에 머무르게 되므로 전체적인 기술 격차가 낮지만, 경쟁이 높은 산업은 기업간 기술수준이 벌어진 상태에 머무르게 되므로 전반적인 기술격차는 높게 나타날 것이다.

위에서 논의한 연구들은 모두 성장회계방식으로 도출한 중요소생산성 추정치로 실증분석을 수행하였다. 본 연구에서는 성장회계방식과 확률변경모형으로 도출한 중요소생산성 추정치를 이용하여 산업경쟁도와 생산성분포 간의 관계를 비교분석한다. 분석결과를 통하여 중요소생산성 추정에 임의적 요인이 어떠한 영향을 미치는지 짐작할 수 있을 것이다. 본 분석에서는 2차적률과 3차적률과 같은 고차적률 (high moment) 통계치를 이용하여 경쟁과 생산성 분포와의 연관성을 추정모형별로 살펴보았다.

산업별 경쟁정도를 수량화하기 위해 시장구조를 반영하는 지수인 두 지수 Herfindahl-Herschman Index (HHI)와 Concentration Ratio4 (CR4)를 이용하였다. 두 변수는 측정 방식이 용이하고 표본데이터의 오류가 적어 시장집중도를 대변하는 변수로 기존 산업 분석 연구에 자주 사용되어 왔다(Blundell et al., 1999; Nickell, 1996; Tingvall and Poldahl, 2006). HHI와 CR4의 계산공식은 식 (9)와 같다.

$$HHI_{jt} = \sum_{i \in j} s_i^2 \times 100, \quad CR4_{jt} = \sum_{k=1}^4 s_k, \quad \text{where } s = \frac{Sales_{it}}{\sum_{i=1}^n Sales_{it}},$$

$$s_k = k^{th} \text{ largest plant} \tag{9}$$

i 는 사업체, j 는 산업, t 는 연도를 나타낸다. 본 분석에서 사용된 자료는 1991-2001년 11년 간 제조업 사업체 자료이므로 HHI와 CR4는 연도별, 산업별로 지수가

각각 도출된다. 따라서 각 산업의 HHI와 CR4는 각 산업별 평균을 사용한다. HHI와 CR4는 지수값이 증가할수록 시장이 특정 기업에게 집중되어 있음을 나타내므로 비경쟁적이며 반대로 지수값이 감소할수록 경쟁적인 시장으로 분류된다.

〈Table 4〉에는 성장회계모형과 확률변경모형으로 추정한 총요소생산성 추정치의 표본평균, 표본분산, 그리고 표본왜도가 시장집중도가 높은 순으로 나열되어 있다. 먼저 시장집중도 지수를 살펴보면 HHI와 CR4는 서로 유사한 모습을 보인다. 즉, 산업 35, 30, 34의 집중도지수는 큰 값을 가지므로 비경쟁적인 시장으로 보이며 산업 15, 17, 19, 26은 상대적으로 집중도지수가 작으므로 경쟁적인 시장이다. 먼저 성장회계모형으로 구한 총요소생산성 추정치인 \hat{TFP}_{OLS} 와 HHI, CR4간의 관계를 살펴보자. OLS잔차 특성에 따라 분석한 산업에서 평균은 모두 0으로 일정하게 나타난다.¹⁶⁾ 생산성 분포의 2차적률, 즉 분산을 살펴보면 경쟁도가 높은 산업 15, 17, 19, 26에서는 생산성 격차가 비교적 높게 나타났으나, 경쟁도가 낮은 산업 35, 30, 34의 생산성 분산은 크고 작은 값이 혼재되어 일정한 방향성이 나타나지 않는다. 분포의 비대칭도를 나타내는 3차적률 값을 살펴보면, 경쟁도가 높은 산업에서 0에 근접하여 비교적 대칭적인 분포를 보였으나 경쟁도가 낮은 시장에서는 절대값이 큰 음의 값을 가져 비대칭도가 상대적으로 심하게 나타났다(분포의 왼쪽 꼬리가 길다). 그러나 총요소생산성의 kernel분포를 비교하면 분포의 차이가 극명하게 나타나지 않는다. 〈Figure 2〉는 왜도의 절대값이 가장 큰 산업 35와 반대로 왜도가 0에 가까운 산업 17의 총요소생산성 분포를 보여준다. 즉 시장집중도가 가장 낮은 산업과 가장 높은 산업의 \hat{TFP}_{OLS} 추정치의 kernel 분포이다. 〈Figure 2〉에 의하면 두 산업간 생산성 분포는 큰 차이가 없는 것처럼 보인다.

한편 확률변경모형에서 도출된 생산성 추정치인 \hat{TFP}_{MLE} 의 평균은 경쟁적인 시장이나 비 경쟁적인 시장에서 다르지 않아 보이나 생산성의 산포도를 나타내는 분산은 차이를 보인다. 경쟁산업인 15, 17, 19의 총요소생산성 분산은 작으나 비경쟁 산업에서는 분산이 상대적으로 크게 나타났다. 이러한 패턴은 확률변경모형을 COLS로 추정한 총요소생산성 분포에서 더 명확하게 나타나는데 〈Table 5〉에 \hat{TFP}_{COLS} 의 산업별 통계치가 나열되어 있다. 비경쟁적 시장인 산업 30, 35에 비해

16) 식 (8)에서 언급한대로 \hat{TFP}_{OLS} 는 각 산업의 연도별 평균생산성요인인 η_t 를 포함하지 않은 것이다.

경쟁적인 시장인 산업 15, 17에서 중요소생산성의 산포도가 확연히 좁게 나타났다. 생산성 추정치의 왜도는 일방향분포를 가정하기 때문에 모든 산업에서 음의 값을 갖는다. 산업별로 MLE로 추정된 왜도값을 비교하면 산업집중도가 낮은 산업에서는 왜도의 절대값이 큰 반면 산업집중도가 높은 산업에서는 왜도의 절대값이 작게 나타났다. <Figure 3>는 확률변경모형으로 추정한 중요소생산성 추정치의 kernel 분포를 시장집중도가 높은 산업과 낮은 산업에 대해 나타낸 그래프로 생산성 추정치에 확률오차의 영향이 혼합되어 있는 <Figure 2>의 그래프와는 확연히 다른 모습이다. <Figure 2>와 <Figure 3>의 비교를 통해 추정모형(성장회계모형과 확률변경모형)에 따라 생산성추정치 분포에 관한 실증분석결과는 큰 차이가 있음을 확인할 수 있다. <Figure 3>에서 보여지듯 시장집중도가 낮은 시장인 산업 17의 생산성 분포가 산업 35에 비해 오른쪽으로 이동한 형태이며 산업 17에서 산포도가 좁게 나타난다. 산업집중도가 높은 산업 35의 생산성 분포는 왼쪽으로 꼬리가 긴 형태로 비생산적인 기업이 더 많이 분포되어 있다. 이는 Syverson(2004)의 연구와 일치하는 결과로 산업 17의 생산성 분포는 산업 35의 분포가 왼쪽에서 잘린 모양으로 비생산적인 기업이 경쟁에 의해 선택적으로 선별되었으며 그로 인해 기업 간 생산성 격차가 작아졌음을 나타내는 결과이다. 성장회계모형의 생산성 추정치 분산은 산업 17과 산업 35에서 비슷한 수준으로 나타나 경쟁정도와 생산성 격차 간 상관성이 없는 것으로 파악된다. 그러나 확률변경모형(COLS) 추정치에서는 산업 17의 기업간 생산성 격차가 가장 작게 나타나며 산업 35의 기업간 생산성 격차는 가장 크게 나타나 확률 오차를 중요소생산성에서 제거하는 것이 실증분석결과에 크게 영향을 미칠 수 있음을 확인할 수 있다. 이는 Arrow(1962)와 Syverson(2004)의 연구와 일치되는 결과로 경쟁압력은 기업이 생존을 위해 생산성 향상에 적극적으로 임하도록 유인함으로써 산업 내 기업들의 생산성 향상을 촉진하는 동시에 기업 간 생산성 격차를 완화시키는 역할을 한다.

〈Table 4〉 Market Concentration Ratio and TFP Estimates(MLE)

Industry Code	HHI	CR4	\widehat{TFP}_{OLS}			\widehat{TFP}_{MLE}		
			Mean	Var.	Skew.	Mean	Var.	Skew.
35	1745	0.675	0	0.412	-0.793	-0.509	0.066	-3.511
30	1484	0.582	0	0.597	-0.471	-0.533	0.055	-3.462
34	898	0.474	0	0.324	-0.660	-0.433	0.045	-3.457
27	485	0.361	0	0.454	-0.393	-0.477	0.045	-2.911
32	446	0.339	0	0.443	-0.696	-0.511	0.063	-3.476
33	155	0.183	0	0.394	-0.540	-0.46	0.046	-3.252
28	141	0.143	0	0.359	-0.495	-0.448	0.045	-2.924
22	105	0.161	0	0.351	-0.378	-0.389	0.026	-3.587
21	99	0.135	0	0.385	-0.556	-0.487	0.058	-2.784
20	96	0.159	0	0.431	-0.359	-0.481	0.048	-2.420
25	89	0.156	0	0.344	-0.498	-0.446	0.045	-2.789
31	81	0.134	0	0.372	-0.674	-0.487	0.061	-3.014
24	80	0.112	0	0.612	-0.390	-0.596	0.078	-2.324
18 ¹⁷⁾	68	0.114	0	0.412	0.219	-0.002	0.000	0.196
29	65	0.122	0	0.316	-0.673	-0.444	0.050	-3.111
19	54	0.089	0	0.466	-0.346	-0.484	0.045	-2.575
26	45	0.085	0	0.628	-0.326	-0.574	0.065	-2.388
15	31	0.047	0	0.743	-0.093	-0.475	0.025	-2.130
17	25	0.058	0	0.444	-0.007	-0.304	0.007	-2.826

Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \widehat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model, \widehat{TFP}_{MLE} : TFP estimates for stochastic frontier model using MLE, Var.: Variance, Skew.: Skewness.

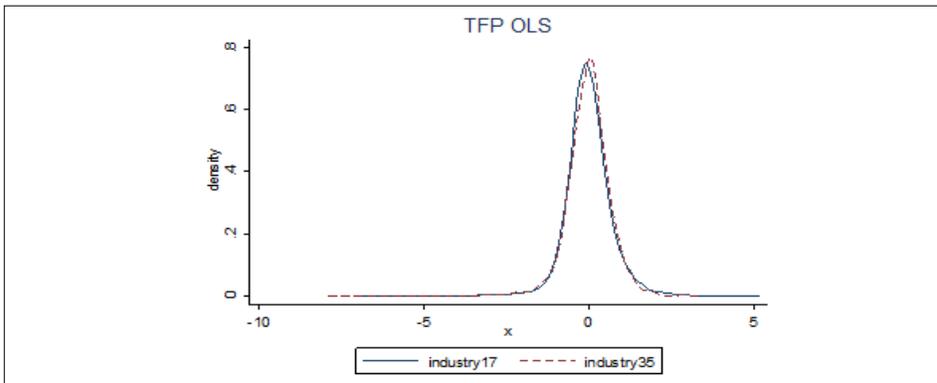
17) 제Ⅲ장에서 밝혔듯 산업 18은 OLS잔차의 왜도가 양의 값을 가지고 있으므로 비효율성을 고려한 모형이 적합하지 않거나 비효율성이 전혀 없는 모형이라고 볼 수 있으므로 확률변경모형으로 분석하는 것은 적절하지 않은 산업이라는 것을 알 수 있다.

〈Table 5〉 Market Concentration Ratio and TFP Estimates(COLS)

Industry Code	HHI	CR4	\widehat{TFP}_{OLS}			\widehat{TFP}_{COLS}		
			Mean	Var.	Skew.	Mean	Var.	Skew.
35	1745	0.675	0	0.412	-0.793	-0.788	0.272	-1.895
30	1484	0.582	0	0.597	-0.471	-0.797	0.202	-2.481
34	898	0.474	0	0.324	-0.660	-0.657	0.180	-2.163
27	485	0.361	0	0.454	-0.393	-0.654	0.137	-2.258
32	446	0.339	0	0.443	-0.696	-0.782	0.249	-2.087
33	155	0.183	0	0.394	-0.540	-0.677	0.172	-2.213
28	141	0.143	0	0.359	-0.495	-0.629	0.147	-2.136
22	105	0.161	0	0.351	-0.378	-0.568	0.105	-2.750
21	99	0.135	0	0.385	-0.556	-0.676	0.177	-1.957
20	96	0.159	0	0.431	-0.359	-0.619	0.120	-2.022
25	89	0.156	0	0.344	-0.498	-0.616	0.143	-2.035
31	81	0.134	0	0.372	-0.674	-0.709	0.210	-1.889
24	80	0.112	0	0.612	-0.390	-0.758	0.171	-1.913
29	65	0.122	0	0.316	-0.673	-0.653	0.182	-1.960
19	54	0.089	0	0.466	-0.346	-0.636	0.121	-2.156
26	45	0.085	0	0.628	-0.326	-0.723	0.141	-2.031
15	31	0.047	0	0.743	-0.093	-0.518	0.035	-2.130
17	25	0.058	0	0.444	-0.007	-0.171	0.001	-2.072

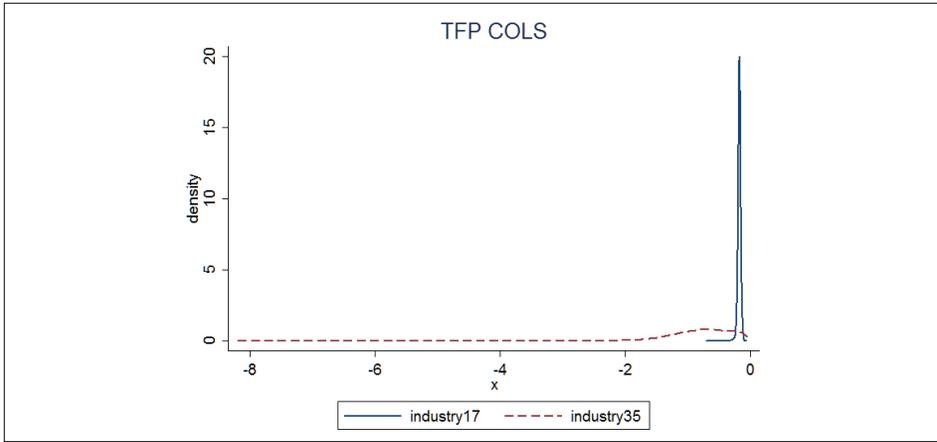
Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \widehat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model, \widehat{TFP}_{COLS} : TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, Var.: Variance, Skew.: Skewness.

〈Figure 2〉 Distribution of TFP Estimates from Growth Accounting Model



Notes: TFP OLS is the TFP estimates for growth accounting model using OLS, industry 17 has the smallest HHI and CR4, while industry 35 has the largest HHI and CR4.

〈Figure 3〉 Distribution of TFP Estimates from Stochastic Frontier Model



Notes: TFP COLS is the TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, industry 17 has the smallest HHI and CR4, while industry 35 has the largest HHI and CR4.

〈Table 6〉, 〈Table 7〉, 그리고 〈Table 8〉은 시장집중도와 생산성추정치들의 평균, 분산 그리고 왜도와의 상관계수를 보여준다. 〈Table 6〉은 TFP 추정치의 평균과 시장집중도 간의 상관계수를 나타낸다. 추정방법론에 관계없이 모두 생산성의 평균과 시장집중도가 음의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이는 앞서 논문에서 설명한 바와 같이 생산성 연구의 초점이 평균 수준 분석일 때 방법론간 차이가 발생하지 않음을 증명한 결과로 볼 수 있다. 또한 시장이 경쟁적일수록 평균적인 생산성 수준이 높다는 Syverson (2004)의 연구와도 일치된 결과이다. 그러나 분포를 보여주는 고차적률 값과 시장집중도 간의 관계는 분석 방법론에 따라 상이하게 나타남을 〈Table 7〉과 〈Table 8〉을 통해 확인할 수 있다. 〈Table 7〉에 따르면 성장회계모형 하에서는 생산성 추정치의 분산인 $\text{Var}(\hat{TFP}_{OLS})$ 와 HHI의 상관계수가 0.011, $\text{Var}(\hat{TFP}_{OLS})$ 와 CR4의 상관계수는 -0.110로 생산성 분산과 시장경쟁도는 거의 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 반면에 확률변경모형으로 추정된 생산성 추정치의 분포와 시장집중도의 관계는 다른 시사점을 제공한다. MLE로 도출한 생산성 추정치의 분산과 HHI와의 상관계수는 0.280, CR4와의 상관계수는 0.308이며, COLS로 도출한 생산성 추정치의 분산과 HHI와 CR4와의 상관계수는 각각 0.591, 0.647로 측정되어 양의 상관관계를 보여준다. 한편 〈Table 8〉에 나타난 생산성 추정치의 왜도와 시장집중도 지수의 상관계수를 살펴보면 모든 모형에서 경쟁적인 산

업일수록 음의 왜도가 더 큰 것으로 나타났다. 다시 말해, 산업집중도가 높은 산업에서 낮은 생산성을 가진 기업들이 많이 분포하고 있음을 의미한다. 따라서 경쟁적인 산업에서 생산성이 낮은 기업의 생산성 수준이 비 경쟁적인 산업에서 낮은 생산성 기업의 생산성 수준보다 높음을 나타낸다.

〈Table 7〉과 〈Table 8〉 결과에 의해 시장경쟁도와 생산성 분포의 관계분석에서 추정모형의 차이에 따라 상이한 결과가 도출됨을 확인하였다. 특히 그 차이는 시장경쟁도와 생산성 분포의 관계를 반대로 해석할 수 있을 만큼 크게 나타났다.¹⁸⁾ 결정적 모형인 성장회계방식을 이용한 실증분석에 따르면 시장경쟁도와 기업의 생산성 산포도와는 아무런 관련이 없다는 결과가 도출되지만 확률적 모형인 확률변경모형을 이용할 경우 경쟁심화에 따라 생산성의 분산도가 더 좁혀짐을 알 수 있다. 즉, 경쟁이 심화될수록 생산성이 낮은 기업들이 생존을 위해 생산성을 향상시키거나 비생산적인 기업이 시장에서 퇴출되기 때문에 시장 내 생존한 기업간 생산성격차가 감소된다는 추론을 생각할 수 있다. 한편, 생산성 분포의 왜도와 시장경쟁도는 추정모형의 차이와 무관하게 기존 연구와 일치하는 실증결과가 나타났다. 즉, 경쟁적인 산업일수록 생존을 위한 최소 생산성 수준이 높은 경향을 나타냈다. 모형별 차이가 나타나지 않은 이유는 주 (3)에서 언급한대로 성장회계모형의 생산성 추정치의 왜도는 순수한 생산성 분포의 왜도와 확률오차의 왜도의 합인데 확률오차는 일반적으로 대칭이어서 왜도가 0이기 때문이다.

18) 상관계수분석은 두 변수간 단순선형관계만을 보여주는 한계가 있다. 회귀분석관점에서 살펴본다면 TFP평균이 통제되지 않은 상태의 결과이므로 누락변수 문제가 있을 수도 있다. 〈Table 6〉에서 확인할 수 있듯이 시장경쟁지수와 TFP평균간에는 음의 관계가 나타나며 MLE로 추정된 TFP평균과 TFP분산간의 상관관계가 -0.852로 나타나 〈Table 7〉의 관계가 유의적이지 않을 가능성이 있다. 그러나 시장경쟁도와 TFP분산 간의 관계의 역인과성 문제가 존재하며 강건성 검정을 위해 확률변경모형에서 비효율성을 지수분포로 가정하여 동일한 분석을 실시한 결과 〈Table 7〉과 일치되는 결론을 얻을 수 있었다.

〈Table 6〉 Correlation between Average of TFP Estimates and Market Competition

	HHI	CR4	Mean(\hat{TFP}_{MLE})	Mean(\hat{TFP}_{COLS})	Mean(\hat{TFP}_{OLS})
HHI	1				
CR4	0.972	1			
Mean(\hat{TFP}_{MLE})	-0.215	-0.199	1		
Mean(\hat{TFP}_{COLS})	-0.446	-0.499	0.824	1	
Mean(\hat{TFP}_{OLS})	-0.431	-0.394	0.515	0.469	1

Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \hat{TFP}_{MLE} : TFP estimates for stochastic frontier model using MLE, \hat{TFP}_{COLS} : TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, \hat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model.

〈Table 7〉 Correlation between Variance of TFP Estimates and Market Competition

	HHI	CR4	Var(\hat{TFP}_{MLE})	Var(\hat{TFP}_{COLS})	Var(\hat{TFP}_{OLS})
HHI	1				
CR4	0.972	1			
Var(\hat{TFP}_{MLE})	0.280	0.308	1		
Var(\hat{TFP}_{COLS})	0.591	0.647	0.838	1	
Var(\hat{TFP}_{OLS})	0.011	-0.110	0.088	-0.220	1

Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \hat{TFP}_{MLE} : TFP estimates for stochastic frontier model using MLE, \hat{TFP}_{COLS} : TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, \hat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model, Var.: Variance.

〈Table 8〉 Correlation between Skewness of TFP Estimates and Market Competition

	HHI	CR4	Skew(\hat{TFP}_{MLE})	Skew(\hat{TFP}_{COLS})	Skew(\hat{TFP}_{OLS})
HHI	1				
CR4	0.972	1			
Skew(\hat{TFP}_{MLE})	-0.599	-0.679	1		
Skew(\hat{TFP}_{COLS})	-0.127	-0.162	0.423	1	
Skew(\hat{TFP}_{OLS})	-0.462	-0.555	0.626	-0.234	1

Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \hat{TFP}_{MLE} : TFP estimates for stochastic frontier model using MLE, \hat{TFP}_{COLS} : TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, \hat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model, Skew.: Skewness.

위의 결과로부터 적용하는 추정방법에 따라 생산성 실증분석결과에 차이가 발생할 수 있음을 확인하였다. 본 연구에서는 산업별 특성을 분류하여 유사한 성격을 지닌 산업군내에서도 시장경쟁정도와 생산성 추정치의 분포 간의 관계가 방법론에 따라 차이가 발생하는지에 대한 추가적인 분석을 실시하였다. 만약 유사 산업간의 비교에서도 방법론에 따라 분석 결과의 차이가 발생한다면 시장경쟁정도와 생산성 분포 간의 관계가 어떠한 생산성 추정 방법을 적용하는가에 따라 달라질 수 있음을 다시 한번 확인시켜주는 결과가 될 것이다. 국내 산업을 특성별로 분류한 기존 선행 연구(김승원·장희창, 2006; 임홍실·김태기, 2014)와 통계청의 기업경영분석 자료를 참고하여 산업을 기술수준에 따라 고기술 산업군과 저기술 산업군으로, 수출 비중에 따라 수출산업군과 내수산업군으로, 그리고 자본집약도에 따라 자본집약산업군과 노동집약산업군으로 분류하였다. 유사산업군별 생산성 추정치의 분포와 시장집중도지수 간의 상관관계수는 <Table 9>와 <Table 10>에 나타나 있다. 이를 살펴보면 <Table 7>과 <Table 8>에서와 동일한 결과가 나타났음을 확인할 수 있다. 예를 들어 고기술 산업으로 분류되는 화학, 전기기계, 영상·통신장비, 의료·정밀·광학기기, 자동차·트레일러, 기타 운송장비산업의 경우 시장경쟁이 심화될수록 생산성의 산포도 좁게 나타나는 결과가 확률변경모형의 경우 나타났으나 성장회계모형에서는 두 변수 간의 관계가 명확하게 나타나지 않았다. 또한 <Table 10>에는 생산성 추정치의 왜도와 경쟁지수 간의 상관관계수가 산업군별로 나타나 있다. <Table 8>의 결과와 동일하게 상관관계수 크기에는 차이가 있으나 확률변경모형과 성장회계모형 모두에서 왜도와 시장집중도지수 간에 음의 관계가 나타났다. 따라서 산업 특성을 고려한 이후에도 시장경쟁정도와 생산성 분포와의 관계가 추정 방법론별로 다르게 나타남을 확인할 수 있다.

본 연구는 강건성 검정을 위해 비효율성의 분포를 반정규분포가 아닌 지수분포를 가정한 확률변경모형을 추가적으로 추정하였다. 그 결과 본 연구의 결과와 유사한 실증결과가 나타났다. 즉, MLE와 COLS 추정방법 모두에서 경쟁 정도와 생산성 분산 간 음의 관계 즉, 경쟁적인 시장일수록 사업체 간 생산성 격차가 작아지는 것으로 나타났다.

(Table 9) Relation between Variance of TFP Estimates and Market Competition
Regarding Industry Characteristics

	High-technology		Low-technology		Exporting		Domestic		Capital-intensive		Labor-intensive	
	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4
Var (\hat{TFP}_{COLS})	0.560	0.569	0.802	0.713	0.589	0.668	0.139	0.256	0.637	0.608	0.795	0.791
Var (\hat{TFP}_{OLS})	0.066	-0.041	-0.671	-0.735	0.000	-0.088	-0.165	-0.379	-0.220	-0.358	-0.674	-0.760

(Table 10) Relation between Skewness of TFP Estimates and Market Competition
Regarding Industry Characteristics

	High-technology		Low-technology		Exporting		Domestic		Capital-intensive		Labor-intensive	
	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4	HHI	CR4
Skew (\hat{TFP}_{COLS})	-0.317	-0.346	-0.317	-0.343	-0.329	-0.319	-0.234	-0.274	-0.343	-0.404	-0.425	-0.321
Skew (\hat{TFP}_{OLS})	-0.349	-0.433	-0.876	-0.792	-0.531	-0.640	-0.073	-0.231	-0.580	-0.635	-0.863	-0.866

Notes: HHI: Herfindahl-Herschman Index, CR4: Concentration Ratio4, \hat{TFP}_{COLS} : TFP estimates for stochastic frontier model using COLS, \hat{TFP}_{OLS} : TFP estimates for growth accounting model, Var.: Variance, Skew: Skewness **High-technology Industry:** Chemicals and chemical products/Other Electric Motors, Generators and Transformers/Electronic Components, Radio, Television and Communication Equipment/Medical, Precision and Optical Instruments/Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers/Other Transport Equipment; **Low-technology Industry:** Food and Beverage/Textiles/Leather, Luggage and Footwear/Wood and of Products of Wood and Cork/Pulp, Paper and Paper Products/Publishing and Printing; **Export Industry:** Textiles/Leather, Luggage and Footwear/Chemicals and chemical products/Computers and Office Machinery/Other Electric Motors, Generators and Transformers/Electronic Components, Radio, Television and Communication Equipment/Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers/Other Transport Equipment; **Domestic Industry:** Food and Beverage/Wood and of Products of Wood and Cork/Pulp, Paper and Paper Products/Publishing and Printing/Rubber and Plastic Products/Other Non-metallic Mineral Products/Basic Metal Products/Fabricated and Processed Metal Products/Other Machinery and Equipment/Medical, Precision and Optical Instruments; **Capital-Intense Industry:** Pulp, Paper and Paper Products/Chemicals and chemical products/Other Non-metallic Mineral Products/Basic Metal Products/Computers and Office Machinery/Electronic Components, Radio, Television and Communication Equipment/Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers/Other Transport Equipment; **Labor-Intense Industry:** Food and Beverage/Textiles/Leather, Luggage and Footwear/Wood and of Products of Wood and Cork/Publishing and Printing/Rubber and Plastic Products.

VII. 결 론

생산함수의 잔차를 중요소생산성의 추계치로 이용하는 성장회계모형은 모형 내에 확률오차를 포함하고 있지 않으므로 결정적 모형이다. 생산성에 대한 실증연구들은 대부분 대기업과 중소기업의 생산성 비교, 규제시장과 비규제시장의 기업간 생산성 비교, 민영화기업과 공영기업의 생산성 비교 등 각 그룹간 평균생산성을 비교하는데 관심을 두고 있다. 이 경우 모형내 확률오차의 포함 여부는 실증분석결과에 영향을 주지 않는다. 일반적이고 비체계적이고 무작위적 요인인 확률오차의 평균은 0이기 때문이다. 그러나 실증분석의 목적이 중요소생산성의 분포를 분석하는 경우는 결정적 모형인 성장회계모형과 모형 내에 확률오차를 포함한 확률변경모형은 다른 실증분석결과를 도출할 수 있다. 확률오차의 고차적분은 0이 아닌 경우가 많기 때문이다. 이에 본 연구는 성장회계모형과 확률변경모형을 국내 광공업통계 자료에 적용하여 중요소생산성을 추정하고 그 분포를 비교 분석함으로써 모형의 차이가 얼마나 그리고 어떤 방향으로 실증결과에 영향을 미치는지를 연구하였다. 이는 향후 생산성에 관한 실증분석연구의 모형선택에 중요한 영향을 줄 것으로 기대된다.

한국의 제조업 사업체 자료(1999-2001년, 19개 산업)에 두 모형을 적용한 실증분석결과에 의하면 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 〈Figure 1〉에서 나타난 것처럼 성장회계모형으로 도출한 중요소생산성의 분포는 확률변경모형이 추정된 분포에 비해 상대적으로 광범위하게 분포되어 있어 전반적으로 분산이 크게 나타났다. 확률적 모형 기준으로 생각하면 이는 당연한 결과이다. 성장회계모형의 생산성에는 중요소생산성 뿐 아니라 생산성과 무관한 확률오차의 영향도 포함된 반면, 확률변경모형에서는 확률오차의 영향을 제거한 중요소생산성을 추정하였기 때문에 확률오차의 변동성이 성장회계모형의 중요소생산성 추정치에 영향을 주기 때문이다. 특히 본 연구가 분석한 표본에서는 확률오차의 분산이 생산성의 분산보다 더 커서 성장회계모형이 도출한 중요소생산성의 분산도가 더 크게 나타난 것으로 보인다. 이와 같은 결과는 정부가 산업별 지원정책을 수립하고자 할 때 실증분석연구가 기반이 된다는 점에서 유의점을 제시한다. 특히 기술 도입 및 혁신활동의 경우 혁신활동을 위한 학습과정 및 파급효과가 산업별로 다르기 때문에 산업별 특성을 고려한 정책이 필요하다. 만약 사업체 간 기술격차가 작은 산업 즉, 기술의 학

습과정 및 과급효과가 빠르게 이뤄져 기술격차가 거의 없는 산업이 있다면 이 산업에 대한 정책은 반대의 산업, 즉 사업체 간 기술격차가 큰 산업과는 다른 정책처방이 필요할 것이다. 그러나 모형선택에 따라 산업 내 기술격차를 과대 추정한다면 적절치 못한 정책을 유발할 수 있다.

둘째, 모형의 차이에 따라 총요소생산성 분포와 산업특성 간의 관계에 대한 상반된 실증결과가 도출 될 수 있다. 본 연구에서는 산업별 경쟁도와 총요소생산성 분포의 관계를 두 모형을 이용하여 비교하였다. 그 결과 생산성과 무관한 확률오차의 영향이 생산성추정치에 포함되는 성장회계모형은 경쟁도와 생산성 분포의 관계를 정확하게 파악하는 데에 한계가 있었다. 성장회계모형의 추정결과에 의하면 시장경쟁도와 총요소생산성 분포는 특정한 연관성이 없는 것으로 나타난 반면, 확률변경모형의 실증분석에 의하면 경쟁도와 총요소생산성의 분산은 음의 상관관계가 나타났다. 이는 경쟁적인 환경은 기업들로 하여금 생산성 향상에 적극적인 태도를 갖도록 영향을 미치고 있음을 나타내지만 사용한 모형에 따라 서로 다른 실증분석결과가 도출된 것이다. 현재 우리나라는 경제성장이 둔화되어 있는 상태로 기술진보 및 생산성 향상을 위한 정책적 그리고 제도적 뒷받침이 절실히 요구되고 있다. 이러한 상황에서 적절한 정책 및 제도의 시행을 위해서는 시장경쟁과 생산성 간의 관계를 명확하게 파악하는 것이 중요하다. 만약 경쟁이 독과점 기업의 지위를 견고히 하는 역할을 한다면 경쟁촉진 정책보다는 기술수준격차 해소를 위한 지원정책이 경제 발전을 위해 선호될 것이나 반대로 경쟁이 생산성 격차를 줄이는 역할을 한다면 산업의 전반적인 생산성을 높이고 혁신활동을 장려하기 위해 경쟁을 촉진하는 정책이 선호될 것이다. 따라서 실증분석결과에 따라 정책의 방향이 바뀔 수 있으므로 연구 목적에 맞는 분석모형 적용이 중요하다.

본 연구는 기존 문헌들에서 지적 되었던 총요소생산성에 포함된 오차에 의해 발생할 수 있는 문제점에 대해 실증적으로 밝히고 그 영향을 산업조직의 중요한 논점인 경쟁과 생산성 간의 관계를 통해 분석하였다. 그러나 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 먼저 11년간의 자료를 사용하였지만 자료 접근의 한계로 인해 동태적 분석이 아닌 정태적 수준에서 분석을 수행하였다. 이에 따라 산업별 특성 변화에 따른 추정모형별 차이점을 동태적인 관점에서 평가하지 못한 한계가 있다. 따라서 향후 연구에서는 패널자료를 구성하여 동태적인 관점에서 두 모형을 비교할 필요가 있다. 또한 시장구조와 생산성 분포의 관계분석이 기술적 통계분석에 머물렀다. 추

후연구에서는 보다 깊이 있는 연구를 위하여 회귀분석을 통하여 두 요인간 실증분석을 할 필요가 있다. 또한 Olley and Pakes (1996) 과 Levinsohn and Petrin (2003) 과 같은 생산함수 내생성 통제 방법을 이용하여 성장회계모형과 확률변경모형으로 추정한 생산성 추정치의 결과를 비교하고 본 연구결과와의 차이를 살펴보는 연구가 추가적으로 이루어진다면 방법론 차이에 따른 실증분석결과의 영향을 좀 더 엄밀하게 살펴보는 연구가 될 것이다. 마지막으로 본 연구에서는 확률변경모형을 일방향 분포를 가진 생산성으로 한정함에 따라 일방향으로 제한된 생산성을 추정하였다. 따라서 향후 연구에서는 잘린 정규분포나 감마 분포를 이용하여 좀 더 유연한 분포를 가정한 모형으로 실증분석함으로써 총요소생산성의 분포에 관한 실증분석연구에 계량모형의 선택에 관한 더 많은 정보를 제공할 수 있을 것이다.

■ 참고 문헌

1. 김승원 · 장희창, “환율변동이 기업채산성에 미치는 영향,” 『한국은행 조사통계월보』, 2006, pp. 63-83.
(Translated in English) Kim, S. W. and H. C. Kang, “The Effect of Exchange Rate on the Korean Firm’s Profitability,” *The Bank of Korea Monthly Report*, 2006, pp. 63-83.
2. 박성훈, “국내 제조업의 정태적 · 동태적 집적경제 분석,” 『한국지역경제연구』, 제30권 제3호, 2015, pp. 123-141.
(Translated in English) Park, S. H., “Static and Dynamic Agglomeration Economies in Korea,” *Journal of the Korea Regional Economics*, Vol. 30, No. 3, 2015, pp. 123-141.
3. 박진석 · 박성훈, “제조업의 기술적 효율성,” 『산업경제연구』, 제25권 제4호, 2012, pp. 2607-2625.
(Translated in English) Park, J. S. and S. H. Park, “Technical Efficiency of Manufacturing Industries: Focusing on Gwangju and Jeonnam,” *Korean Industrial Economic Association*, Vol. 25, No. 4, 2012, pp. 2607-2625.
4. 이변승, “수도권 시, 군, 구의 제조업생산성 결정요인 분석,” 『경제학연구』, 제48집 제4호, 2000, pp. 291-322.
(Translated in English) Lee, B. S., “Analysis of Determinants of Manufacturing Productivity in Metropolitan City, County and District,” *Korea Economic Association*, Vol. 48, No. 4, 2000, pp. 291-322.

5. 임홍실·김태기, “중국 수출산업의 비교우위 변화 분석,” 『무역연구』, 제10권 제6호, 2014, pp. 907-923.
(Translated in English) Lim, H. S. and T. Kim, “Changes of Comparative Advantage of China’s Export Industry,” *Journal of International Trade & Commerce*, Vol. 10, No. 6, 2014, pp. 907-923.
6. 한광호, “한국 제조업의 총요소생산성, 효율성 변화와 기술진보: SFA 와 DEA 에 의한 추정,” 『경제학연구』, 제53집 제4호, 2005, pp. 119-146.
(Translated in English) Han, G., “Total Factor Productivity, Efficiency Change, and Technical Progress In Korean Manufacturing Industry: Stochastic Frontier and Data Envelopment Analysis,” *Korea Economic Association*, Vol. 53, No. 4, 2005, pp. 119-146.
7. _____, “한미 제조업의 생산효율성과 총요소생산성 비교분석,” 『경제연구』, 제26권 제2호, 2008, pp. 29-58.
(Translated in English) Han, G., “Production Efficiency and Total Factor Productivity in US and Korean Manufacturing Industry,” *Journal of Korean National Economy*, Vol. 26, No. 2, 2008, pp. 29-58.
8. Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt, “Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 2, 2005, pp. 701-728.
9. Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt, “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 6, No. 1, 1977, pp. 21-37.
10. Arrow, K., “Economic Welfare and the Allocation of Resources for Innovation,” In: *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, NBER Conference No. 13, Princeton University, Princeton, 1962.
11. Aw, B. Y., X. Chen, and M. J. Roberts, “Firm-level Evidence on Productivity Differentials and Turnover in Taiwanese Manufacturing,” *Journal of Development Economics*, Vol. 66, No. 1, 2001, pp. 51-86.
12. Baier, S. L., G. P. Dwyer, and R. Tamura, “How Important are Capital and Total Factor Productivity for Economic Growth?,” *Economic Inquiry*, Vol. 44, No. 1, 2006, pp. 23-49.
13. Battese, G. E., and G. S. Corra, “Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia,” *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 21, No. 3, 1977, pp. 169-179.
14. Blundell, R., R. Griffith, and J. Van Reenen, “Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 66, No. 3, 1999, pp. 529-554.
15. Caselli, F., G. Esquivel, and F. Lefort, “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics,” *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 3, 1996, pp. 363-389.
16. Cassiman, B., E. Golovko, and E. Martínez-Ros, “Innovation, Exports and Productivity,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 28, No. 4, 2010, pp. 372-376.

17. Coelli, T., S. Rahman, and C. Thirtle, A Stochastic Frontier Approach to Total Factor Productivity, 2003.
18. Del Gatto, M., A. Di Liberto, and C. Petraglia, "Measuring Productivity," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, No. 5, 2011, pp.952-1008.
19. Denison, E. F., Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before us, 1962.
20. Disney, R., J. Haskel, and Y. Heden, "Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing," *The Economic Journal*, Vol. 113, No. 489, 2003, pp.666-694.
21. Engel, D., and V. Procher, "Export, FDI and Firm Productivity," *Applied Economics*, Vol. 44, No. 15, 2012, pp.1931-1940.
22. Fecher, F., and S. Perelman, "Productivity Growth and Technical Efficiency in OECD Industrial Activities," *Industrial Efficiency in Six Nations*, 1992, pp.459-488.
23. Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Syverson, "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?," *The American Economic Review*, Vol. 98, No. 1, 2008, pp.394-425.
24. Fukao, K., and H. U. Kwon, "Why Did Japan's Tfp Growth Slow Down In The Lost Decade? An Empirical Analysis Based On Firm-Level Data Of Manufacturing Firms," *The Japanese Economic Review*, Vol. 57, No. 2, 2006, pp.195-228.
25. Gilbert, R. J., "Competition and Innovation," *Journal of Industrial Organization Education*, Vol. 1, No. 1, 2006, pp.1-23.
26. Greene, W. H., "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions," *Journal of Econometrics*, Vol. 13, No. 1, 1980, pp.27-56.
27. _____, "A Gamma-distributed Stochastic Frontier Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 46, No. 1, 1990, pp.141-163.
28. Greene, W. H., "The Econometric Approach to Efficiency Analysis," *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*, 2008, pp.92-250.
29. Griliches, Z., *The Discovery of the Residual: An Historical Note* (No. w5348), National Bureau of Economic Research, 1995.
30. Hall, R. E., "The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, 1988.
31. _____, *Invariance Properties of Solow's Productivity Residual* (No. w3034), National Bureau of Economic Research, 1989.
32. Hall, R. E., and C. I. Jones, *Why do some Countries Produce so much more output Per Worker than Others?* (No. w6564), National Bureau of Economic Research, 1999.
33. Hartley, J. E., K. D. Hoover, and K. D. Salyer, "The Limits of Business Cycle Research: Assessing the Real Business Cycle Model," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 13, No. 3, 1997, pp.34-54.
34. Hartley, J. E., "Does the Solow Residual Actually Measure Changes in Technology?," *Review of Political Economy*, Vol. 12, No. 1, 2000, pp.27-44.
35. Javorcik, B. S., "The Composition of Foreign Direct Investment and Protection of Intellectual Property Rights: Evidence from Transition Economies," *European Economic*

- Review, Vol. 48, No. 1, 2004, pp.39-62.
36. Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov, and P. Schmidt, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 19, No. 2, 1982, pp.233-238.
 37. Jorgenson, D. W., and K. J. Stiroh, "US Economic Growth at the Industry Level," *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 2, 2000, pp.161-167.
 38. Jorgenson, D. W., and Z. Griliches, "The Explanation of Productivity Change," *The Review of Economic Studies*, Vol. 34, No. 3, 1967, pp.249-283.
 39. Kim, S., and Y. H. Lee, "The Productivity Debate of East Asia Revisited: A Stochastic Frontier Approach," *Applied Economics*, Vol. 38, No. 14, 2006, pp.1697-1706.
 40. Lee, S., and Y. H. Lee, "Stochastic Frontier Models with Threshold Efficiency," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 42, No. 1, 2014, pp.45-54.
 41. Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp.317-341.
 42. Lin, Y. C., and T. H. Huang, "Creative Destruction over the Business Cycle: A Stochastic Frontier Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 38, No. 3, 2012, pp.285-302.
 43. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, pp.407-437.
 44. Mata, T., and F. Louçã, "The Solow Residual as a Black Box: Attempts at Integrating Business Cycle and Growth Theories," *History of Political Economy*, 41 (Suppl 1), 2009, pp.334-355.
 45. Meeusen, W., and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, Vol. 18, No. 2, 1977, pp.435-444.
 46. Nickell, S., "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 1996, pp.724-746.
 47. Olley, S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, 1996, pp.1263-1297.
 48. Olson, J. A., P. Schmidt, and D. M. Waldman, "A Monte Carlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions," *Journal of Econometrics*, Vol. 13, No. 1, 1980, pp.67-82.
 49. Schumpeter, J., *Capitalism, Socialism, and Democracy*, New York, 1942.
 50. Shee, A., and S. E. Stefanou, "Endogeneity Corrected Stochastic Production Frontier and Technical Efficiency," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 97, No. 3, 2015, pp.939-952.
 51. Solow, R. M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *The Review of Economics and Statistics*, 1957, pp.312-320.
 52. Stevenson, R. E., "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation,"

- Journal of Econometrics*, Vol. 13, No. 1, 1980, pp.57-66.
53. Syverson, C., *Market Structure and Productivity: A Concrete Example* (No. w10501), National Bureau of Economic Research, 2004.
 54. Tingvall, P. G., and A. Poldahl, "Is there Really an Inverted U-shaped Relation between Competition and R&D?," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 15, No. 2, 2006, pp.101-118.
 55. Van Biesebroeck, J., "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms," *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 2, 2005, pp.373-391.
 56. Wu, Y., "Is China's Economic Growth Sustainable? A Productivity Analysis," *China Economic Review*, Vol. 11, No. 3, 2001, pp.278-296.
 57. Zitzewitz, E., "Competition and Long-run Productivity Growth in the UK and US Tobacco Industries, 1879-1939," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 51, 2003, pp.1-34.

Appendix A. Korean Standard Industrial Classification(KSIC)

Industry Code	Classification
15	Food and Beverage
17	Textiles, Except Apparel
18	Sewn Wearing Apparel and Fur Apparel
19	Tanning and Dressing of Leather, Luggage and Footwear
20	Wood and of Products of Wood and Cork; Except Furniture
21	Pulp, Paper and Paper Products
22	Publishing, Printing and Reproduction of Recorded Media
24	Chemicals and Chemical Products
25	Rubber and Plastic Products
26	Other Non-metallic Mineral Products
27	Basic Metal Products
28	Fabricated and Processed Metal Products; Except Machinery and Furniture
29	Other Machinery and Equipment
30	Computers and Office Machinery
31	Other Electric Motors, Generators and Transformers
32	Electronic Components, Radio, Television and Communication Equipment and Apparatuses
33	Medical, Precision and Optical Instruments, Watches and Clocks
34	Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers
35	Other Transport Equipment

Estimation of the Total Factor Productivity Distribution: Methodology Comparison*

Hayley Jang** · Young Hoon Lee***

Abstract

This paper compared the total factor productivity (TFP) estimation methods of growth accounting (GA) and the stochastic frontier model (SFM). In specific, we were interested in comparing the TFP distribution with the variance and skewness of these two methods. We used the Mining and Manufacturing Survey from the Statistics Korea, and compared the distributions of the TFP estimates obtained by GA and SFM. We found that the two estimation methods resulted in significantly different findings. First, GA produced larger variations in TFP than SFM. GA estimates TFP based on a residual of a production function while SFM attempts to decompose an error term into TFP and random noise. This decomposition in SFM may result in smaller variations in the TFP estimates. Second, the two estimation methods also identified different findings regarding the relationship between market competition and TFP dispersion. According to GA, there is no clear relationship between market competition and TFP dispersion. Alternatively, SFM identified a negative relationship between the TFP dispersion and market competition. This empirical finding of SFM is consistent with previous empirical studies that suggested competitive environment forces less productive firms to exit the market, resulting in narrower TFP distribution.

Key Words: productivity distribution, stochastic frontier model, growth accounting, market competition

JEL Classification: D24, L11

Received: Nov. 21, 2016. *Revised:* May 19, 2017. *Accepted:* July 7, 2017.

* This research is supported by the National Research Foundation of Korea and the Ministry of Education (NRF-2016S1A3A2923769). This research is a revised version of a part of the first author, Jang's doctoral dissertation.

** First Author, Post-doctoral Research Fellow at SSK Research Center, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, Phone:+82-2-705-8772, e-mail: hayley.85j@gmail.com

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, Phone:+82-2-705-8772, e-mail: yhnlee@sogang.ac.kr