국내상장기업의 기업수준 총요소생산성 측정

조승호*, 유시용**

본 논문은 국내 상장 기업의 개별 기업 수준(firm level) 총요소생산성을 다양한 방법으로 측정하고 그 결과를 비교했다. 총요소생산성은 기업의 핵심 특성 중의 하나가 될 수 있는 기업의 총요소생산성 추정은 경제학분야 뿐만 아니라 재무분야에서도 활용성이 광범위한 매주 중요한 연구라고 할 수 있다. 분석대상은 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업이고, 분석기간은 2003년부터 2018년이다. 개별 기업의 총요소생산성 수준 측정을 위해 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 사용했다. 측정을 위해 사용된 변수는 노동투입변수로 노동자수를, 자본투입변수로 자본스톡을 사용했고 산출물은 부가가치(value-added)를 사용했다. 총요소생산성 측정을 위해 모수(parametric) 분석 방법으로서 시스템적률법(system GMM)과 확률변경분석(stochastic frontier analysis)을 사용했다. 비모수(non-parametric) 분석방식으로 대리변수(proxy-variable) 방법으로서 투자를 대리변수로 사용한 Olley and Pakes(1992) 모형과 생산 중간재를 대리변수로 사용한 Levinshon and Petrin(2003)모형을 사용했다. 모형 결과 비교를 위해 통합최소자승법(POLS)과 고정효과(fixed effect)모형을 사용했다.

분석 결과 측정된 기업 수준 총요소생산성의 분포 형태는 유사했으나 분포 수준은 상이함을 보였다. 분포 내 개별기업의 순위순서(rank-order)를 비교해 보면 측정 방법에 따라 순위가 달라짐을 확인할 수 있었다. 이는 분포 곡선의 단순 이동이 아니라 분포에서 개별 기업의 순위순서가 달라지면서 이동한 것이다. 이는 기업 수준의 개별 총요소생산성을 활용하여 개별 기업의 재무비율, 투지지표나 주가수익률 등의 관련성을 연구할 경우 측정 방법 선택에 따라 연구 결과가 일부 달라질 수 있음을 의미한다.

기존 총요소생산성에 대한 연구는 주로 경제학 분야에서 다루어지고 있고, 산업별/지역별 수준으로 통합(aggregate)한 거시(macro)연구가 주를 이룬다. 반면에 본 연구는 미시(micro)연구로서 개별 기업 수준의 총요소생산성을 측정했다. 사용하기 용이한 상장기업의 회계자료를 사용했기 때문에 해당 기업의 재무자료, 투자지표, 위험지표, 주가수익률 등 개별 기업 수준의 재무·투자자료와 총요소생산성과의 관계를 살펴보기 위한 연구를 위한 기초 분석으로서 의미가 있다.

주제어: 상장기업, 기업수준, 총요소생산성, 측정, 분포

---

* 주저자. 중앙대학교 경영학과 박사과정생. 이메일: lanyard@cau.ac.kr
** 교신저자. 중앙대학교 경영학과 교수. 주소: 서울특별시 동작구 흑석로 84. 이메일: sy61@cau.ac.kr

Ⅰ. 서 론

재무학(finance)에서 가격책정(asset pricing)이론은 학문의 중심 역할을 해오고 있다. 특히 주식의 가격결정이론은 많은 관심의 대상이다. 지금까지 주식 가격결정이론은 요인모형에 기반을 두면서, 어떤 요인을 선택할 것인가에 대한 실증분석이 주를 이루고 있다. 이러한 실증분석 흐름은 크게 두 가지로 분류될 수 있다. 첫째 흐름은 체계적 위험(systematic risk)을 반영하는 경제변수나 재무변수들을 찾는 것이다. 둘째 흐름은 체계적 위험의 민감도 차이를 설명하는 기업의 특성을 찾아내는 것이다. 본 연구는 주식가격에 영향을 미치는 기업의 특성 변수 중에서 기업의 근본적인 특성인 총요소생산성(total factor productivity: TFP)을 추정하는 것이다. 총요소생산성은 주로 거시경제학에서 국가 경제의 생산함수에서 논의가 되어왔다. 하지만 기업의 핵심 특성 중의 하나가 될 수 있는 기업의 총요소생산성 추정은 재무분야에서도 활용성이 광범위한 매주 중요한 연구라고 할 수 있다.

본 연구는 회계자료를 사용하여 국내 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 개별 기업의 총요소생산성을 다양한 방법으로 측정하고 그 결과를 비교했다. 총요소생산성을 연구하는 기존 경제학 분야의 연구에서 사용된 주된 자료는 통계청에서 제공하는 '광업·제조업조사'이다. 사업장별 서베이 자료를 기초로 기업별 자료가 제공되긴 하나 해당 자료가 어느 기업인지는 확인할 수 없고 상장 여부 또한 확인할 수 없다. 개별 상장 기업의 개별 총요소생산성과 해당 기업의 특정 재무자료, 투자지표, 위험지표, 주가수익률 등의 관계를 연구하기에는 어려움이 있다. 본 연구에서는 KISVALUE와 DataGuide와 같이 접근이 용이한 자료제공업체에서 제공하는 상장기업의 회계 자료를 활용하여 총요소생산성을 측정했다.

다양한 방법으로 총요소생산성을 추정할 수 있으나 방법 별 장단점이 있다. 통합최소자승법(Pooled OLS: POLS)을 활용할 경우 추정된 계수는 변수간 내생성 문제로 일치된 추정량(consistent estimates)을 구하기 어렵다. 고정효과모형(fixed effect: FE)을 사용할 경우 개별 기업의 생산성이 변하지 않는다는 비현실적인 가정을 하게 된다. Olley and Pakes(1996)는 기업이 생산성에 대한 정보를 이미 알고서 그에 따라 자본과 노동 투입을 고려한다고 보았다. 그러한 현실적인 가정으로 발생되는 변수들 간의 내생성 문제를 해결하기 위해 투자를 대리변수(proxy-variable)로 사용하는 방법을 제시했다. Levinsohn and Petrin (2003)은 대리변수로 투자자 0인 경우가 많을 수 있다는 점을 지적하면서 0인 경우가 거의 없는 전력비, 연료 등 중간재 등을 대리변수로 사용하는 모형을 제시했다.

Blundell and Bond(1999)은 내생성 문제를 고정효과를 활용한 모형와 AR(1)모형으로 나누어서 해결한 시스템적률법(system GMM)을 제시했다. 한편, 자료의 내생성 문제를 직접적으로 해결하기 위한 시도는 아니지만 생산성의 분포를 활용한 확률변경분석(stochastic frontier analysis: SFA)도 생산성 분석에서 많이 사용된다. 본 연구에서는 대리변수(proxy variables) 모형인 Olley and Pakes(1992, OP)모형과 Levishon and Petrin(2003, LP)모형과 시스템적률법, 확률변경분석을 중심으로 분석한다. 추정 결과를 비교하기 위해 통합최소자승법과 고정효과모형에 의한 결과치도 함께 제시했다. 투입요소로는 노동자수와 자본스톡을 사용했다. 다만, OP 모형의 경우 두 가지 결과치를 제시했는데 Olley and Pakes(1996)이 사용한 노동, 자본과 기업 연수(age)를 사용한 결과치와 노동과 자본

변수만 사용한 결과치가 그것이다. OP모형과 LP모형에서 대리변수는 각각 투자와 전력비를 사용했다.

각각의 방법에 의한 총요소생산성의 추정치를 분석한 결과, 총요소생산성의 분포는 유사한 형태를 보이고 있으나 그 수준은 상이함을 보였다. 반면 각 분포 내 개별 기업의 순위는 추정 방법에 따라 달라짐을 확인할 수 있다.

본 논문의 차별성은 다양한 방법으로 상장된 개별 기업의 회계자료를 사용하여 기업 수준의 총요소생산성을 측정하여 그 추정치를 비교해 보고 기업의 다른 변수와의 관계를 살펴볼 때 고려해야 할 부분을 살펴보았다는 점이다. 기존 연구는 산업별 또는 지역별 종합(aggregate)된 연구 위주였기 때문에 개별기업의 총요소생산성과 해당 기업의 재무자료, 투자지표, 위험지표, 주가수익률 등의 관계를 살펴보기 어렵다. 본 연구 결과는 이러한 관계를 파악할 수 있는 기초적인 연구로서 의미가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 선행연구로 총요소생산성의 개념, 기존 선행연구에서 사용한 자료, 다양한 분석 방법을 큰 틀에서 소개했다. Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 자료와 변수를 설명하고, 주된 분석 방법인 OP모형, 시스템적률법, 확률변경모형을 구체적으로 기술했다. Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, Ⅴ장 결론에서는 본 연구를 요약 정리했다.

Ⅱ. 선행연구

2.1 총요소생산성

경제학에서 생산성은 생산의 효율성을 측정하는 도구로서 투입물과 산출물의 비율로 정의된다. 다른 생산투입요소의 생산성과 비교할 경우 상대적인 생산성 수준(level)이 되며 동일 생산요소에 대한 생산성을 두 시점으로 비교할 경우 생산성의 증가율(growth)이 된다(반가운·김익균·차상미, 2011).

총요소생산성은 노동과 자본이 경제 성장에 기여한 부분을 제외한 나머지 부분을 지칭한다. Slow(1957)는 콥-더글라스 생산함수(production function)를 이용하여 경제 성장률 중 노동과 자본투입으로 설명되는 성장률 이외의 성장률을 총요소생산성에 의한 성장률이라 칭했는데 보통 기술 혁신 등의 요인에 의한 것이라 했다. 생산성 변화는 기본적으로 노동과 자본의 투입 변화에 의해 달라질 수 있지만, 규모의 경제, 기술 진보, 자원 배분의 효율성 변화에 따라서도 달라질 수 있다(반가운·김익균·차상미, 2011). 총요소생산성은 다중요소생산성(multi factor productivity: MFP)가운데 하나로 볼 수 있는데(반가운·김익균·차상미, 2011), 산출물 성장에 기여하는 모든 요인(all factors)을 포착할 수 있는 요인이라는 측면에서 사용되는 용어이다(OECD, 2001).

계량적 분석으로 개별기업의 총요소생산성을 측정하기 위해서는 개별 기업이 생산을 위해 투입하는 요소와 산출물과의 관계를 나타내는 함수가 필요하다. 본 연구에서는 콥-더글라스 생산함수를 이용하여 총요소생산성을 측정했다.

총요소생산성을 콥-더글라스 생산함수는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} \tag{1}$$

여기서 Y는 산출물, K는 자본투입, L은 노동투입, A는 노동과 자본 투입 외에 생산에 영향을 미치는 요인이다. 여기서 자연로그를 취하면 다음의 식이 된다. 자연로그 값은 소문자로 표기했다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

β_0는 개별기업과 시간에 상관없는 평균적 효율성(mean efficiency)을 의미하고, ω_{it}는 개별기업의 생산성 차이를 나타낸다. ε_{it}는 교란항으로서 독립적이며 동일한 분포(i.i.d.)로 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 조건을 충족한다고 가정한다. 따라서, 다음의 식으로 개별기업의 총요소생산성을 측정할 수 있게 된다.

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\omega}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} \tag{3}$$

여기서 exp($\hat{\beta}_0 + \hat{\omega}_{it}$)을 구하면 측정하고자 하는 개별 기업 총요소생산성의 수준(level)이 된다.

Solow가 콥-더글라스 생산함수를 활용하여 잔차인 총요소생산성을 측정할 때 규모수확불변(constant returns to scales: CRS) 가정했다. Van Biesebroeck(2011)는 규모의 경제(scale economies)에 대한 추가적인 요인을 추가하거나 차감해서 CRS 가정을 따를 수는 있으나 CRS 가정에 대해 엄격하게 접근하지 않는 일반적인 방법론을 적용해서 연구했다. 본 연구도 CRS를 가정하지 않고 분석했다.

2.2 분석 자료

연구에 사용한 자료 출처에 따라 선행연구를 구분해 볼 수 있다. 기존 경제학 연구에서 사용된 주된 자료는 통계청에서 제공하는 '광업·제조업조사'이다. (김민호, 2017; 배찬권·김영귀· 금혜윤, 2015; 우지에·허찬국. 2018; 윤영회·김현경, 2010; 장혜리·이영훈. 2017) '광업·제조업조사'는 1982년부터는 사업체별 자료를, 사업체를 기업별로 통합한 기업체별 자료는 2005년부터 제공한다. 해당 자료는 종사자수 10인 이상의 사업체를 대상으로 진행되는 면접, 인터넷, 팩스, 이메일, 우편 등을 통한 조사로서 조사사업체수는 2017년 조사 기준으로 69,790개 이다. 기업체별 자료는 익명으로 제공되기 때문에 기업을 특정하는 연구에서는 사용할 수 없고, 산업별 또는 지역별 등으로 자료를 종합한(aggregate) 연구에 주로 사용된다.

한국생산성본부에서는 '상장기업의 부가가치분석'이란 보고서를 매년 발간하는데, 1992년부터는 유가증권시장 상장기업 만을 대상으로, 2012년부터는 코스닥시장 상장기업을 포함하여 작성하고 있다. 자료의 출처는 NICE평가정보(주)의 KIS-Data인다. 산출물은 가산법에 의한 부가가치를 사용하는데 노동소득은 재무제표 주석의 '비용의 성격별 분류 항목' 중 인건비, 퇴직급여, 복리후생비를 합한 값을

사용하고, 감가상각비, 임차료, 세금과공과 또한 주석란에 있는 자료를 사용한다.

국내 상장기업 전체를 분석 대상으로 한 연구는 주로 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 자료를 사용했다. 대표적인 연구로는 한국제조업을 대상으로 한광호, 김상호(1999)과 미국기업과의 총요소생산성 비교를 한 연구인 한광호(2008)가 있고, 유가증권시장과 코스닥시장의 상장기업을 대상으로 한국 정보기술산업의 총요소생산성을 분석한 한광호, 박종호(2016)가 있다. 분석 수준은 개별기업이 아닌 산업이다. 본 연구에서는 해당 기업의 재무자료, 투자지표, 위험지표, 주가수익률 등의 관계를 직접적으로 살펴볼 수 있는 총요소생산성의 측정이란 관점이기 때문에 한광호(2008), 한광호, 박종호(2016)의 기존 연구와는 목적이 다르다.

2.3 추정 방법 분류

Del Gatto, Di Liberto, and Petraglia (2009)은 총요소생산성 측정에 있어 거시연구(macro studies)와 미시연구(micro studies)에 따라 사용하는 측정 방법이 다름을 지적하였다. 거시연구는 총요소생산성을 국가/지역/산업별로 종합적(aggregate)으로 한 연구를 지칭하고, 미시연구는 기업/사업체별로 개별적(individual)으로 한 연구를 지칭한다. 원칙적으로 개별연구를 합한 것이 통합적 연구 결과가 되는 것을 기대할 수 있으나 실제 결과는 그렇지 않음을 언급하였다. 참고로, Ackerberg, Benkard, Berry and A. Pakes (2007: 이후 ABBA로 칭함)와 Del Gatto, Di Liberto, and Petraglia(2009)는 개별기업의 총요소생산성 측정에 대한 연구가 증가하고 있다는 점을 강조했다. <표 1>은 총요소생산성 측정과 관련된 방법론을 Del Gatto, Di Liberto, and Petraglia(2009)가 정리한 것이다.

<표 1> 방법론 구분

	Deterministic Methodologies	Econometric Methodologies	
		Parametric	Semi-Parametric
Frontier	DEA (Data Envelopment Analysis) (Micro-Macro) FDH (Free Disposal Hull) (Micro-Macro)	Stochastic Frontier Analysis (Micro-Macro)	
Non-Frontier	Growth Accounting (Macro) Index Numbers (Micro-Macro)	Growth Regression (Macro)	Proxy-Variables (Micro)

Source: Del Gatto, Di Liberto, and Petraglia (2009)

Del Gatto, Di Liberto, and Petraglia(2009)의 구분에 따르면, 거시연구방법으로는 많이 사용되는 것은 성장회계법(growth accounting)과 성장회귀법(growth regression)이고, 미시연구방법으로는 변경법(frontier)의 자료포락분석(data envelop analysis: DEA)과 확률변경분석(stochastic frontier analysis: SFA), 비변경법(non-frontier)의 지수법(Index numbers), 대리변수(proxy-variables)법을 언급하였다. 이번 연구에서는 계량경제학적 방법론을 비교분석하고자 하는데, 확률변경법(SFA), 성장회귀법(growth regression)으로서 시스템적률법을, 대리변수법으로 Olley and Pakes(1996) 모형과 Levinshon and Petrin (2003) 을 사용한다.

추정 방법은 분류 기준에 따라 다양하게 나누어 볼 수 있다. 우선 비모수(non-parametric)분석과 모수(parametric)분석 기준으로 볼 때, 비모수적방법으로 Solow의 디비지아지수법(divisia index)과 Cave, Christen 과 Diewert의 통크비스트지수(Törnqvist index)와 자료포락분석을 활용한 맴퀴스트생산성지수 (malmquist productivity index: MPI)가 대표적이다. 모수적방법으로 시스템적률법과 확률변경분석을 들 수 있으며, 투입요소의 내생성(endogeneity)문제를 단계적으로 극복하기 위한 반모수(semi-parametric) 방법으로 OP모형이 있다. (Van Biesebroeck, 2007; DDel Gatto, Di Liberto, and Petraglia, 2009; Van Beveren, 2012; 박승록, 2018)

두 번째, 생산성에 비효율성이 존재한다고 보는 관점에서 투입요소 또는 산출물의 변경(frontier)을 구하고 그에 따른 상대적 비효율성을 추정하는 접근 방법으로 확률변경분석과 자료포락분석을 활용한 맴퀴스트생산성지수 방법이 있다. 이러한 상대적인 생산성 측정은 계산 시 투입되는 자료의 샘플에 따라 결과치가 달라지기 때문에 개별 기업의 측정 오류는 전체 생산성 측정에 영향을 미친다.(Van Biesebroeck 2007) 반면, 다른 추정 방법은 생산성의 비효율성을 가정하지 않는다.

세 번째, 노동 투입과 자본투입요소에 대한 산출 탄력성에 있어서 앞서 언급한 지수법은 총산출물에서 노동소득과 자본소득이 차지하는 비중을 탄력성으로 계산하여 사용하는 반면 그 외 방법은 추정을 통해 구한다.

네 번째, 함수 가정이란 측면에서 보면, 자료포락분석의 경우 다른 방법과는 달리 어떠한 함수 가정이 없이 일정한 산출물을 내기 위해 가장 적은 투입요소를 사용하는 경우의 산출지향(output orientation)과 일정한 투입요소를 가지고 가장 많은 산출물을 증가시킬 수 있는지를 확인하는 투입지향(input orientation)방법을 사용하는데 둘 다 최고(Max) 대비 상대적 비율로 효율성을 측정하게 된다(최영준, 2006).

III. 자료 및 연구방법론

3.1 자료 개요

분석 대상은 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 기업이다. 금융 및 보험업과 부동산업 및 임대업 기업과 2019년에 신규 상장된 기업은 제외했다. 부가가치(value added: VA) 산정 시 필요한

노동소득 자료가 2003년부터 있어서 본 연구의 분석 기간은 2003년부터 2018년까지 16년이다. 재무자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 제공하는 자료를 사용했고, 노동투입과 부가가치 계산 시 필요한 인건비는 ㈜에프앤가이드의 DataGuide에서 제공하는 자료를 사용했다.[1]

3.2 변수

개별기업의 총요소생산성 측정에 필요 자료는 개별 기업별 산출물, 노동투입과 자본투입의 시계열 자료이다. 산출물은 부가가치를 사용하였는데 한국은행 생산자물가지수로 실가화했고, 노동투입[2]은 임원을 포함한 임직원수[3]를 사용하였다. 자본투입은 유형고정자산 내 건설 중인 자산을 제외한 개별 자산을 각기 다른 적절한 디플레이터를 사용하여 실가화한 후 합산하여 사용했다.

부가가치 산정은 가산법을 사용했고 감가상각비를 포함한 총부가가치를 사용했다. 공제법은 최종산출물에서 중간생산비용을 제하는 방식으로 측정하는 것이고, 가산법은 생산된 부가가치가 생산참여자에게 분배된 것을 합하여 측정하는 방법이다. 반가운·김익균·차상미(2011)에 따르면 가산법은 기업이 만들어낸 부가가치 중 생산에 공헌한 참가자(종업원, 경영자, 자본제공자, 국가)에 각각 귀속되는 금액의 총계라는 배분 관점에서 접근한다. 종업원과 경영자에게 귀속되는 것이 인건비, 자기자본 제공자에게 제공되는 것은 이익, 국가에 귀속되는 부분이 조세공과금이다. 여기서, 타인자본 제공자 몫인 금융비용과 임대인에 대한 임차료를 포함한다. Olley and Pakes(1996), 조윤애·이상규·임형록·이상헌(2007), İmrohoroğlu and Tüzel(2014) 등의 연구에서는 공제법을 사용했다. 반면, 국내 철강기업인 POSCO의 생산성을 연구한 Lieberman and Kang(2008)은 공제법에 사용할 수 있는 자료를 구하기 어려워 가산법을 사용했다 했다. 한국생산성본부는 2005년 이전에는 공제법을 사용했으나 2005년 1월부터 금융감독위원회의 「유가증권 발행 및 공시 등에 관한 규정」으로 인해 제조원가명세서가 공시의무대상에서 제외됨에 따라 2005년부터는 영업이익과 노동소득의 합을 부가가치로 사용하고 2014년부터는 영업이익, 노동소득, 감가상각비, 임차료, 세금과공과의 합을 부가가치로 사용했다.[4] 감가상각

---

1 한국생산성본부에서는 사업보고서 내 주석 중 '비용 성격별 분류'에 있는 급여, 퇴직급여와 복리후생비를 합한 자료를 사용하는데 노동소득을 가장 잘 설명하는 자료라고 사료된다. 한국생산성본부에서는 NICE평가정보(주)의 'KIS-DATA'를 유료로 사용한다. NICE평가정보(주)에서 운용하는 KISLINE에서도 같은 자료를 제공하는데 개별 기업별로만 제공하지 Mass 다운로드가 불가능하다. KISVALUE에서는 손익계산서에 판매 및 관리비 중 인건비 항목 자료가 있는데 이는 기업 전체의 노동 비용으로 보기 어렵다고 사료되어, DataGuide 자료를 사용했다. DataGuide에서는 연간급여총액와 임원보수를 제공하는데 이는 사업보고서 상 '임원 및 직원 등에 관한 사항'에 있는 연간급여총액과 임원보수총액 자료를 제공한다.

2 노동투입을 측정하는 방법은 다양하다. 종사자 수로 측정하는 방법, 노동시간을 측정하는 방법, 노동의 질이 고려된 노동시간으로 측정하는 방법 등이 있다. 종사자 수를 사용하는 것이 가장 정확한 자료를 얻을 수 있으나, 최근 부분 시간 노동자 수 증가, 초과 노동시간의 변동 등의 문제가 있기 때문에 가장 많이 사용하는 방법이 노동시간으로 노동투입량을 사용한다고 한다.(반가운 외, 2011) 그러나, 본 연구에서는 산정 편의상 인원으로 했다.

3 임원을 제외하는 경우도 있으나 임원을 포함한 한국생산성본부의 기준을 적용하였다.

4 한국생산성본부에서 2015년부터 감가상각비를 포함하는 총부가가치로 기준을 변경하고 국민계정 부가가치 개념과 부합시키기 위해 임차료, 세금과공과 등을 포함함으로써 여타 노동생산성 통계와의 비교성 및

비는 유형고정자산 감가상각비을 사용했다. 실가화는 한국은행의 생산자물가지수를 사용했다.

자본투입을 산정하는 방식은 자료와 연구목적에 따라 차이가 있다. 먼저, 유형고정자산의 경우 유형고정자산 산정 시 건설 중인 자산을 합산하는 경우도 있고(조윤애 외, 2007), 고정유형자산에서 건설 중인 자산을 제외한 수치를 사용하는 경우도 있다(한광호·김상호, 1999; 한광호·박종호, 2016; 한광호, 2018). 김민호(2017) 연구에서는 유형고정자산 중 건물구축물, 기계류와 운송장비의 합을 사용하였다. 사용한 디플레이터의 경우 유형고정자산을 구성하는 개별 자산, 즉, 토지자산, 건설자산, 기계자산, 운송자산, 기타자산 별로 해당하는 디플레이터를 세밀하게 사용한 경우도 있고(조윤애 외, 2007), 각 산업별 물가지수를 디플레이터로 사용한 경우도 있다(한광호·김상호, 1999; 장혜리·이영훈, 2017; Olley & Pakes, 1996; Lieberman & Kang, 2008; İmrohoroğlu & Tüzel, 2014). 자본스톡 측정은 영구재고법(perpetual inventory method)에 의해 이루어졌는데, Olley and Pakes (1996)는 사용한 영구재고법의 특성 상 개별 기업의 첫해 자본에 따라 이후 산정되는 자본 스톡이 상당히 달라질 수 있음을 강조했다. 같은 유형고정자산이라고 해도 새로 구입한 유형고정자산의 생산능력이 더 클 수 있기 때문에 누적적으로 쌓여오는 이전 자본스톡에 대해서는 일정 부분을 감가상각해 주어야 한다. 이러한 경제적 감가상각률(rate of economic depreciation)은 Hulten and Wykoff(1981)을 참조하여 건물의 경우 0.0361, 설비는 0.1179를 사용했다(Olley & Pakes, 1996). Lieberman and Kang(2008)은 10%를 사용했고, İmrohoroğlu and Tüzel(2014)은 산업별 중간값인 8%를 사용했다. 본 연구에서는 10%를 사용했다.[5]

앞서 언급한 선행연구를 참조하여 본 연구에서 자본투입은 다음 방식으로 산정했다. KISVALUE에서 제공하는 유형고정자산을 구성하는 개별 자산, 즉, 토지, 건물, 구축물, 기계장치, 시설장치, 선박/항공기, 차량운반구, 공구와기구, 비품, 금형, 리스자산, 기타유형자산을 적절한 디플레이터를 사용하여 실가화 한후 이를 합하여 자본투입으로 사용했다. 직접 생산에 사용되지 않는 자산의 경우는 다 제외하는 것이 개념적으로는 맞으나 구체적으로 확인하기 어려운 부분이 있어 '건설 중인 자산'만 제외했다.

사용한 변수를 정리하면 다음과 같다.

부가가치 = 영업이익 + 인건비 + 임차료 + 세금과공과 + 금융비용[6] + 감가상각비
노동투입 = 직원 + 임원

일관성을 제고하고자 했다고 한다.

5 Hulten(1992)이 지적한 대로 많은 기술 혁신으로 인해 자본에 내재화된 기술변화 (capital-embodied technological change) 가 총요소생산성의 중요한 원천이 될 수 있는 가능성이 증가하고 있어서 자본에 내재화된 기술 변화와 내재화되지 않은 기술 변화를 구분해서 볼 필요가 있다고 했다. 그의 연구에 따르면 1949-1983 사이의 미국 제조업 성장률을 분해했을 때 총요소생산성의 20% 정도는 기술 변화가 자본에 내재화된 영향(embodiment effect)에 기인한다고 한다. 즉, 컴퓨터의 효율성의 감소를 δ라고 했을 때 과거 5년 전 컴퓨터의 투입은 현재 컴퓨터에 $(1-\delta)^5$ 만큼 할인해서 봐야 한다고 했다. 연구마다 사용한 경제적 감가상각률이 다르나, 국내 철강기업인 POSCO에 대한 Lieberman and Kang(2008)에서 Hulten and Wykoff(1982)을 참조하여 사용한 10%를 적용하였다.

6 금융비용은 이자수익에서 이자비용을 차감하여 사용했다.

자본투입 = 토지 + 건물 + 구축물 + 기계장치 + 시설장치 + 선박/항공기 + 차량운반구 + 공구와기구 + 비품 + 금형 + 리스자산 + 기타유형자산

※ 실가화에 사용한 자료:

부가가치: 한국은행 경제통계시스템의 생산자물가지수 (2015=100)로 실가화함. 본 연구에선 감가상각비는 유형고정자산 감가 상각비를 사용함.

자본투입: 토지는 감정원의 부동산통계정보 상에 있는 전국지가지수 (2014.12.1.=100)를 사용했고, 그 외 고정유형자산의 경우 한국은행 경제통계시스템의 자본형태별 총자본형성 자료(2010=100)를 사용했는데 건물과 구축물은 '비거주용 건물' 자료를, 기계장치, 공구와기구, 금형은 '기계류' 자료를, 시설장치와 비품은 '설비투자' 자료를, 선박/항공은 '운송장비' 자료를, 리스자산과 기타유형자산의 경우 '총고정자본형성'자료를 각각 사용함. 각각의 자료는 2018년을 기준하여 100으로 다시 환산해서 사용함. 전력비는 생산자 물가지수 내 전력 자료를 사용함.

OP모형에서 투자변수가 필요한데 투자는 영구재고법, $K_{it+1} = (1-\delta)K_{it} + I_{it}$,으로 계산하였다. K_{it}는 t기의 자본스톡, δ은 감가상각률, I_{it}는 투자이다. 감가상각률 δ 은 경제적 감가상각(economic depreciation)을 의미한다. Olley and Pakes(1996)도 지적했지만, 영구재고법을 사용할 경우 개별 기업의 설립 초기 자본산정이 가장 중요한데 이 부분은 회계자료를 사용할 경우 한계로 작용한다. 상장 전 회사 설립 초기 당시의 자본스톡 확인이 어렵기 때문이다. 이 부분은 나중에 자본 스톡 측정오류로 이어져 추정 시 오류로 이어질 수 있다. Levinshon and Petrin(2003)모형 적용을 위한 대리변수로는 회계자료에 있는 전력비를 사용했다.

3.3 연구방법론

계량적 분석을 할 경우 총요소생산성 측정 상 발생하는 문제가 있다. Olley and Pakes(1996)는 기존의 총요소생산성 측정에서 발생하는 동시성문제(simultaneity problem)와 선별편향문제(selection bias problem)를 해결하기 위해 반모수(semi-parametric) 추정 방법을 제안했다. 기업행태(firm behaviour)에 대한 현실적인 가정을 했다. 즉, 기업이 생산성에 대한 정보를 가지고 있고 그 생산성에 따라 노동과 자본투입이 결정할 수 있다고 보았다. 그런 가정 때문에 변수 간 내생성 문제가 있다고 보았다. Van Beveren(2012)는 이러한 내생성 문제로 인해 노동투입의 산출물에 대한 탄력성이 상향되고 자본투입의 산출물에 대한 탄력성이 하향되는 편향(bias)이 발생한다고 하였고, Breunig and Wong(2005)은 노동과 자본 투입이 양의 관계를 가질 경우, 노동투입의 산출물에 대한 탄력성이 더 높으면 노동투입의 탄력성이 상향되고 반면 자본 투입의 탄력성이 하향된다는 점을 지적했다. Van Beveren(2012)는 선별편향문제에 대해 직관적인 설명을 했는데, 특정 기간에 있어 투입요소에 대한 기업의 의사결정은 기업 생존(survival)에 따라 조건부(conditional)적으로 이루어지기 때문에 발생하는 문제라는 점을 지적했다. Breunig and Wong(2005)은 현재 생산성 수준에서 기업의 자본 스톡의 규모가 미래 수익과 관련이 되어 있다면, 자본 스톡이 커지면 커질수록 미래에 낮은 생산성을 실현하게 되기 때문에 생존기업의 생산성은 자본투입 탄력성에 음(-)의 편향을 가지게 된다고 했다.

이러한 문제는 추정 방법에도 영향을 미친다. 동시성(simultaneous) 문제 경우, 변수 간 상관관계로 인해 변수 간 독립성을 가정한 최소자승법(ordinary least square: OLS)사용을 어렵게 한다. 한편, 고정효과(fixed effect: FE)모형을 사용할 경우, 기업의 생산성이 시간에 따라 변하지 않는다고 보는 것인데, 이는 현실적이지 않은 가정이다. (Olley and Pakes, 1996; Breuing and Wong, 2005; İmrohoroğlu and Tüzel, 2014).

앞서 언급한 문제를 극복하는 방법으로 Olley and Pakes(1996)는 투자를 매개변수로 활용하여 투자를 시간에 따라 변하는 관측 불가능한 생산성의 대리변수로 사용하여 1단계에서 β_l을 추정하고 이를 활용하여 2단계에서 β_k를 추정하는 방법을 사용했다.

Levinshon and Petrin(2003)은 Olley and Pakes(1996)의 모형에서 대리변수로 사용한 투자가 0인 경우가 있어 이는 생산성과 투자가 단조적 관계에 있다는 가정에 문제를 가져와 투자함수를 뒤틀어 추정 시 문제를 야기한다고 보았고 이 문제를 해결하기 위해 0일 가능성이 거의 없는 전기, 유류 등의 중간재을 관측 불가능한 생산성 충격에 대한 대리변수로 사용했다. (Levinshon and Petrin, 2003; ABBA, 2007; 박우람·박윤수, 2015)

시스템적률법은 차분식과 수준식을 시스템으로 사용하는 것을 말한다. Blundell and Bond(1998)는 기존의 차분적률법(difference GMM)을 통해 고정효과를 제거하더라도 차분식에 남아 있는 개별 기업의 연간 생산성 충격을 통해 생산투입요소인 자본과 노동에 영향을 미치는 내생성 문제가 있기 때문에 기존 차분식에 수준조건을 추가하는 방법을 제안했다. 이전 기간의 생산투입요소의 차분값은 현시점의 생산성충격과 나머지 잔차와 상관관계가 없음을 이용한 것이다.

확률변경분석은 다른 기업 대비 상대적 효율성을 측정하는 방법으로, 가장 효율적인 생산 변경(frontier)을 가진 기업 대비 어느 정도 수준으로 생산이 효율적인가를 측정한다. 모범적 경우(best practice)에 대비 비효율성을 측정하기 때문에 총요소생산성의 분해가 가능하다는 장점이 있다. 성장회계방식에 의한 총요소생산성 분석은 기술진보로 해석이 되지만, 실제에서는 기술진보가 아닌 같은 기술 수준에서의 효율성 개선을 통한 총요소생산성의 증가가 있을 수 있기 때문에 총요소생산성의 원인 분석 시 자주 사용하는 방식이다. 각 방법에 대한 구체적인 설명은 첨부한 appendix에 추가했다.

Ⅵ. 실증 분석

4.1 기초통계

분석기간은 2003년부터 2018까지이다. 분석대상 기업은 연평균으로 유가증권상장기업의 경우 553, 코스닥상장기업의 경우 729로 전체시장 연간 평균 1,282 개다. 2019년 상장된 기업, 상장폐지된 기업, 관리종목 기업은 제외했다. 한국표준산업분류(Korean Standard Industry Classification: KSCI)의 대분류를 기준으로 금융 및 보험업과 부동산업 및 임대업은 제외하였다. 총 관측치 20,506 개 중 67%가

제조업으로 분류되고 있다. 한편, 평균적으로 부가가치에서 인건비와 영업이익이 차지하는 비중은 각각 34%와 35%이다. 관련표는 appendix에 추가했다.

부가가치 산정 시 부가가치에서 차지하는 비중이 큰 인건비과 영업이익이 없는 경우와 유형고정자산이 없는 경우는 제외했다. 유형고정자산을 구성하는 개별 항목이 결측치인 경우 0으로 바꾸어서 계산했다. 건설 중인 자산을 포함한 개별 항목의 합과 유형고정자산의 차이가 거의 없었기 때문이다. 건설 중인 자산은 자본산정시 제외했다. 임원수와 임원인건비는 2009년부터 자료가 제공된다. 임원수는 노동투입 산정 시 직원수에 더했고, 임원인건비도 부가가치 산정 시 직원인건비에 합하였으나 전체에서 차지하는 비중은 미미했다. 인건비 자료가 2003년부터 제공되기 때문에 분석 기간도 2003년부터 시작된다.

4.2.1 추정 계수 분석

<표 2> 주요 변수 상세 통계

변수		평균	표준편차	최소값	최대값			관측수
ln_va	overall	23.93	1.52	15.14	31.88	N	=	20,506.00
	between		1.40	19.66	31.00	n	=	1,836.00
	within		0.59	17.38	27.90	T-bar	=	11.17
ln_k	overall	23.99	2.07	0.00	31.66	N	=	20,506.00
	between		1.96	14.13	31.45	n	=	1,836.00
	within		0.82	4.08	31.58	T-bar	=	11.17
ln_inv	overall	21.91	2.27	3.91	30.39	N	=	8,487.00
	between		1.84	11.85	28.99	n	=	1,741.00
	within		1.42	11.15	29.41	T-bar	=	4.87
ln_num	overall	5.57	1.24	1.10	11.54	N	=	20,506.00
	between		1.16	1.61	11.38	n	=	1,836.00
	within		0.43	0.72	9.83	T-bar	=	11.17
ln_age	overall	3.23	0.64	1.10	4.81	N	=	20,506.00
	between		0.70	1.10	4.75	n	=	1,836.00
	within		0.20	1.99	3.94	T-bar	=	11.17
ln_elec	overall	5.66	9.20	0.00	25.69	N	=	20,506.00
	between		6.46	0.00	24.97	n	=	1,836.00
	within		6.73	-16.57	29.54	T-bar	=	11.17

Note: ln_va (_k, _inv, _num, _age, _elec): 부가가치(자본스톡, 투자, 노동인원수, 기업연수, 전력비)의 자연로그값

것을 가정한다. 물론, 개별기업의 생산성이 일정하다는 가정은 상당히 강한 가정이다. ABBA(2007)는 고정효과모형를 통한 분석은 증험적으로 자본투입 계수를 불합리하게 낮아진다는 점을 지적했다. Olley and Pakes(1996)는 균형패널자료와 불균형패널자료를 사용했을 때 추정된 계수가 차이가 상당히 큰 점을 언급하면서 고정효과모형이 적절하지 않음을 지적했다.(ABBA, 2007; Van Beveren, 2012)

<표 3>의 고정효과모형의 결과를 보면 자본계수가 상당히 낮게 나타난다. 고정효과모형에서 해결하지 못한 자료의 내생성 문제에 기인한 것이 볼 수 있는 부분이다. 그렇다면, Blundell and Bond(1999)가 제안한 시스템적률법의 경우 이 부분을 해결했는지 확인해 볼 필요가 있다. 모형이 적합도를 확인하고자 Arellano - Bond test 결과를 보면 고유오차가 시계열 상관관계가 없음이 확인되었다. 과다식별검정의 Hansen test 경우 과다식별(over-identification)이 유효하다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 모형이 적합하다는 것을 보이고 있다. 결과치인 (3)을 보면 자본투입계수는 상향되고 반면 노동투입계수는 크게 낮아지는 모습을 보였다. OP모형 결과인 (4)를 보면 POLS에 비해 노동투입계수는 하향되고 자본투입계수는 크게 상향되는 모습을 보였다. LP모형 결과인 (6)을 보면 고정효과모형과 더불어 자본투입계수가 다른 방법에 비해 낮은 값을 보이고 있다. 확률변경분석(7)의 경우 POLS와 유사한 노동투입 계수를 보였고 자본투입 계수의 경우는 약간 낮아지는 모습을 보였다.

시스템적률법의 경우 가본투입계수가 POLS에 비해 낮아진 모습을 보이고 있다. Van Biesebroeck (2007)에 따르면 측정 오류(measurement error) 또는 기술적 이질성(technological heterogeneity)이 있을 경우 시스템적률법이 가장 강건한 추정치를 제공한다고 보았는데 생산성의 차이가 시간에 걸쳐서 지속적이어야 믿을 수 있다는 점을 지적했다. 또한 시스템적률법은 투입요소의 측정오류가 심각할 경우 계수 추정치를 아래쪽으로 유도할 수 있다는 점도 지적했다. 자본투입계수가 낮으며 또한 유의미성이 별로 없는 것을 볼 때 측정오류를 의심해 볼 수 있다.

OP모형에 의한 계수 추정치 산정에 추가적으로 투자를 대리변수로 사용하게 되는데 음(-)의 값이 많아 분석 자료 중 반 정도만 사용하게 되었다. 투자가 음(-)일 수는 없지만 투자변수 산정 시 올해 유형고정자산에서 전년도 유형고정자산에 경제적 감가상각비를 곱한 값을 차감해 산정하다 보니 음(-)의 값이 발생했다. 영구재고법을 사용하여 초년부터 정확히 산정하는 것은 현실적으로 어려운 부분이 있다. LP모형의 경우 투자 대신 전력비를 사용하기 때문에 투자가 0이거나 음(-)의 값이 나오는 경우는 없기 때문에 추정시 자료의 관측치가 거의 그대로 유지되었다.

확률변경분석에 대해 Van Biesebroeck(2007)은 생산성의 차이가 지속적이고 산출물이 정확히 측정되며 개별 기업이 같은 기술을 사용한다면 생산성 수준의 추정치를 정확하게 제공해 준다고 했다. 그러나, 현실적으로 보면 개별 기업이 같은 수준의 기술을 사용한다고 보기는 어렵다. 따라서, <표 3>에서 추정된 확률변경분석의 추정치가 다른 추정치에 비해 가장 적절한 것이라고 보기는 어렵다. 다만, 확률변경분석의 경우 같은 투입량으로 가장 최고인 산출을 내는 기업을 변경(frontier)으로 삼아 다른 개별 기업들이 얼마나 비효율적인가를 보기 때문에 유사한 기술 수준을 가진 기업끼리 총요소생산성의 순위를 가지고 투자지표, 위험지표나 주가수익률과의 관계를 확인하고자 할 경우에는 채택을 고려해 볼 수도 있다. 전체적으로 자본, 노동 투입계수가 1% 유의수준에서 모두 다 유의성을 보여주는 것은 OP모형과 SF모형이었다.

<표 3> 추정 계수 테스트

	(1) POLS	(2) FE	(3) systemGMM	(4) OP	(5) OP_age	(6) LP	(7) SF
ln_k	0.1831***	0.0582***	0.0475	0.2062***	0.1153*	0.0822**	0.1836***
	(0.0077)	(0.0052)	(0.0394)	(0.0673)	(0.0618)	(0.0349)	(0.0190)
ln_num	0.8096***	0.6631***	0.8357***	0.6913***	0.6972***	0.6952***	0.7832***
	(0.0100)	(0.0099)	(0.1432)	(0.0208)	(0.0273)	(0.0242)	(0.0241)
ln_age					-0.0739***		
					(0.0144)		
L.ln_va			0.4039***				
			(0.0627)				
L.ln_k			-0.0265				
			(0.0325)				
L.ln_num			-0.3917***				
			(0.1399)				
_cons	14.6783***	18.7400***	10.9350***				15.1730***
	(0.1607)	(0.1072)	(1.3260)				(0.4017)
Mu							
_cons							-65.1348***
							(2.4117)
Usigma							
_cons							3.2230***
							(0.0707)
Vsigma							
_cons							-0.9274***
							(0.0773)
N	20506	20506	18143	8487	8487	20506	20506
adj. R-sq	0.755	0.236					
Test1_AR(1)			0.0000				
Test1_AR(2)			0.2550				
Test2			0.4506				
Test3	0.2140	0.0000	0.4125	0.1451	0.0001	0.0000	0.0430

Standard errors in parentheses

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

Test1: Arellano–Bond test p-value

Test2: Hansen-test p-value

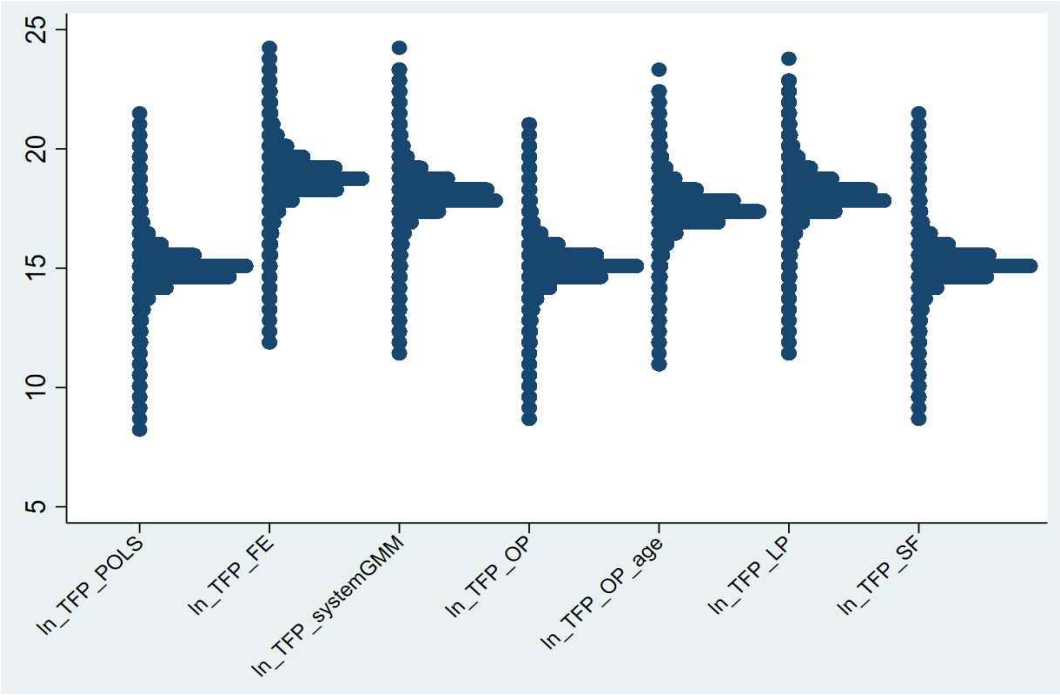
Test3: Wald test p-value, test on whether sum of coefficients of (ln_num and ln_k) or (ln_num, ln_k and ln_age)

하는 비중이 다르다는 점이 고려될 필요가 있다. 확률변경분석의 경우 기업마다 기술 정도가 같다는 가정을 가지고 있는데 이 또한 현실적이지 않다. 만일 총요소생산성을 시장 전체적인 관점에서 투자지표, 위험지표나 주가수익률 과의 관계를 보려고 한다면 측정오류나 기술적 이질성에도 상대적으로 나은 추정치를 제공한다고 알려진 시스템적률법을 통해 총요소생산성을 구하는 것이 적합하다고 사료된다. 다만 자본계수가 여전히 고정효과모형과 유사하게 낮게 유지되고 있음은 유의할 사항이다. 한편 확률변경분석의 경우 생산성 분해가 가능하다. 기술진보가 아닌 개별기업의 기술적 효율성과 투자지표, 위험지표나 주가수익률과의 관계를 보려고 한다면 같은 총요소생산성 분해가 가능한 확률변경분석 방법이 다른 방법에 비해 적합하다고 사료된다.

4.2.2 총요소생산성 분포 분석

<그림 1>은 각 분석 방법따라 추정된 개별 기업의 총요소생산성 분포이고, <표 4>은 측정한 총요소생산성의 기초통계이다. 표준편차와 최대값과 최소값을 보면 전반적인 분포의 범위는 유사함을 보이고 있으나 왜도와 첨도를 보면 분석 방법에 따라 분포가 약하게 치우치거나 뾰족한 정도가 다름을 확인할 수 있었다. 평균으로 확인해 보는 분포의 수준은 차이가 다소 크게 나타났다.

<그림 1> 총요소생산성 분포



<표 4> 추정 총요소생산성 기초 통계

총요소생산성	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값	분산	왜도	첨도
ln_TFP_POLS	20,506	15.022	0.777	8.449	21.280	0.604	0.161	11.384
ln_TFP_FE	20,506	18.835	0.877	11.969	24.455	0.770	-0.222	7.599
ln_TFP_sysGMM	20,506	18.130	0.815	11.487	24.048	0.664	-0.141	9.270
ln_TFP_OP	20,506	15.128	0.788	8.611	21.262	0.621	-0.068	10.482
ln_TFP_OP_age	20,506	17.514	0.824	10.905	23.227	0.679	-0.250	8.810
ln_TFP_LP	20,506	18.081	0.842	11.418	23.831	0.709	-0.247	8.314
ln_TFP_SF	20,506	15.157	0.778	8.619	21.367	0.606	0.085	11.149

Note: 총요소생산성은 자연로그값

<표 5> 총요소생산성 상관관계

Pearson's Correlation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) ln_TFP_POLS	1.0000						
(2) ln_TFP_FE	0.8833***	1.0000					
(3) ln_TFP_systemGMM	0.9485***	0.9753***	1.0000				
(4) ln_TFP_OP	0.9891***	0.9255***	0.9590***	1.0000			
(5) ln_TFP_OP_age	0.9416***	0.9874***	0.9887***	0.9695***	1.0000		
(6) ln_TFP_LP	0.9210***	0.9961***	0.9881***	0.9538***	0.9965***	1.0000	
(7) ln_TFP_SF	0.9992***	0.8999***	0.9563***	0.9941***	0.9533***	0.9346***	1.0000

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Spearman's Correlation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) ln_TFP_POLS	1.0000						
(2) ln_TFP_FE	0.8521***	1.0000					
(3) ln_TFP_systemGMM	0.9265***	0.9693***	1.0000				
(4) ln_TFP_OP	0.9810***	0.9082***	0.9388***	1.0000			
(5) ln_TFP_OP_age	0.9166***	0.9853***	0.9818***	0.9573***	1.0000		
(6) ln_TFP_LP	0.8953***	0.9956***	0.9834***	0.9405***	0.9953***	1.0000	
(7) ln_TFP_SF	0.9985***	0.8749***	0.9377***	0.9898***	0.9343***	0.9148***	1.0000

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

iant) 모형을 사용했는데 고정효과모형과 낮은 상관관계를 보이는 것을 볼 때 기업의 기술변화 부분이 감안된 것으로 해석할 수 있다고 보여진다.

<표 6> 총요소생산성 분위별 상관관계

총요소생산성을 10분위로 나누었을 경우

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1)	ln_TFP_POLS	1.0000						
(2)	ln_TFP_FE	0.8510***	1.0000					
(3)	ln_TFP_systemGMM	0.9257***	0.9689***	1.0000				
(4)	ln_TFP_OP	0.9806***	0.9072***	0.9380***	1.0000			
(5)	ln_TFP_OP_age	0.9157***	0.9850***	0.9814***	0.9566***	1.0000		
(6)	ln_TFP_LP	0.8943***	0.9954***	0.9831***	0.9398***	0.9952***	1.0000	
(7)	ln_TFP_SF	0.9984***	0.8739***	0.9370***	0.9896***	0.9336***	0.9139***	1.0000

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

총요소생산성을 5분위로 나누었을 경우

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1)	ln_TFP_POLS	1.0000						
(2)	ln_TFP_FE	0.8405***	1.0000					
(3)	ln_TFP_systemGMM	0.9165***	0.9594***	1.0000				
(4)	ln_TFP_OP	0.9720***	0.8966***	0.9280***	1.0000			
(5)	ln_TFP_OP_age	0.9062***	0.9761***	0.9722***	0.9470***	1.0000		
(6)	ln_TFP_LP	0.8847***	0.9881***	0.9741***	0.9299***	0.9884***	1.0000	
(7)	ln_TFP_SF	0.9934***	0.8624***	0.9270***	0.9811***	0.9233***	0.9034***	1.0000

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

에서 그 결과를 비교해 보았다. 기존 경제학 분야의 연구에서 사용된 주된 자료는 통계청에서 제공하는 '광업·제조업조사'이지만, 본 연구에서는 재무학분야에서 주로 사용하는 상장기업의 회계 자료를 활용하여 총요소생산성을 측정하였다. 그리고 추정방법은 통합최소자승법, 고정효과모형, 시스템적률법, Olley and Pakes(1996)모형, Levinshon and Petrin(2003)모형, 확률변경분석을 활용하였다.

다양한 분석 방법에 따라 총요소생산성을 추정한 결과 분포 형태는 유사했으나 분포 수준은 상이함을 보였다. 이것이 분포 곡선의 이동으로 볼 수 있는지 총요소생산성 순위별 상관관계를 확인해 보았는데 분석 방법에 따라 순위순서가 달라질 수 있음을 확인했다. 이는 분포 곡선의 단순 이동이 아니라 분포에서 개별 기업의 순위순서가 달라지면서 이동한 것이다. 이는 기업 수준의 개별 총요소생산성을 활용하여 개별 기업의 재무비율, 투지지표나 주가수익률 등의 관련성을 연구할 경우 측정 방법 선택에 따라 연구 결과가 일부 달라질 수 있음을 의미한다.

총요소생산성 측정은 생산투입요소를 실가화하여 사용한다. 따라서, 실가화되지 않은 재무·투자 변수와 관계를 살펴볼 때에 실가화 부분이 차이로 존재할 수 있다. 주가수익률이 이러한 부분을 어떻게 반영하는지 명확하지 않다. 장기간의 시계열분석을 할 경우는 결과치가 왜곡될 여지가 있으나 횡단면 분석을 할 경우는 이러한 문제가 다소 줄어들 수 있는 여지는 있다. 이 부분이 본 연구의 한계점이며 향후 연구가 필요한 부분으로 여겨진다.

본 논문의 차별성은 상장된 개별 기업의 회계자료를 사용하여 다양한 방법으로 기업 수준의 총요소생산성을 개별적으로 측정하고 비교했다는 점이다. 기존 연구는 산업별 또는 지역별 종합(aggregate)된 연구 위주였기 때문에 개별 기업의 총요소생산성과 해당 기업의 재무자료, 투자지표, 위험지표, 주가수익률 등의 관계를 살펴보기 어렵다. 그런 의미에서 본 연구 결과는 향후 경제학에서 주로 사용되었던 개념인 총요소생산성과 재무·투자 관계를 연구할 때 기초적인 연구로서 의미가 있다.

References

김민호 (2017). 자원분배와 생산성: 한국 제조업의 역동성과 시사점, 정책연구시리즈, 2017-5, 세종: 한국개발연구원.

박승록 (2018). 생산성의 경제학, 서울: 박영사.

반가운·김익균·차상미 (2011). 기업의 현장 생산성 통계 개발을 위한 생산성 영향 요인 연구, 서울: 한국생산성본부.

박우람·박윤수 (2015). 근로시간과 생산성에 관한 연구: 제조업을 중심으로, 한국개발연구원 정책연구시리즈

배찬권·김영귀·금혜윤 (2015). 국내 제조업 생산성의 결정요인과 수출 간의 관계에 대한 분석, 연구보고서, 15-7, 서울: 대외경제정책연구원.

우지에·허찬국 (2018). 한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 총요소생산성 효과 분석. 한국경제연구, 36(3), 5-39.

윤영회·김현경 (2010). 광업·제조업 생산성 분석 – 2002-2008년 광업·제조업조사 기업체편 분석을 중심으로, 하반기연구보고서, 서울: 한국생산성본부, 제3권, 191-387.

장혜리·이영훈 (2017). 총요소생산성 분포의 추정방법. 경제학연구, 65(3), 109-149.

조윤애·이상규·임형록·이상헌 (2007). 심사처리기간 단축에 따른 사회·경제적 효과 분석, 연구보고서, 산업연구원.

한광호·김상호 (1999). 한국 제조업의 총요소생산성과 기술적 효율성. 경제학연구, 47(4), pp.5-28.

한광호 (2008). 한미 제조업의 생산효율성과 총요소생산성 비교분석. 경제연구, 26, 29-58.

한광호·박종호 (2016). 한국 정보기술산업의 총요소생산성: 유가증권시장과 코스닥시장의 상장기업 비교분석, 생산성논집 , 30(1), 3-28.

한광호 (2018), 한국거래소 상장 제조업 기업의 총요소생산성과 생산효율성, 산업경제연구, 31(1), 327-345.

한국생산성본부 (2017). 상장기업의 부가가치분석 통계정보보고서

Ackerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., & Pakes, A. (2007). Econometric tools for analyzing market outcomes, *Handbook of econometrics*, *6,* 4171-4276.

Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata, *The Stata Journal, 13*(4), 719-758.

Breunig, R., & Wong, M. H. (2005). Estimation of total factor productivity, *Quantitative Tools for Microeconomic Policy Analysis*, 195-214.

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

Hulten, C. R., & Wykoff, F. C. (1981). The estimation of economic depreciation using vintage asset prices: An application of the Box-Cox power transformation, *Journal of Econometrics, 15*(3), 367-396.

Hulten, C. R. (1992). Growth accounting when technical change is embodied in capital (No. w3971), *National Bureau of Economic Research.*

İmrohoroğlu, A., & Tüzel, Ş. (2014). Firm-level productivity, risk, and return, *Management Science*, *60*(8), 2073-2090.

Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies,* 70(2), 317-341.

Lieberman, M. B., & Kang, J. (2008). How to measure company productivity using value-added: A focus on Pohang Steel (POSCO), *Asia Pacific Journal of Management, 25*(2), 209-224.

Mollisi, V., & Rovigatti, G. (2017). Theory and practice of TFP estimation: The control function approach using Stata, *CEIS* Working Paper, No. 399.

OECD. (2001). Measuring productivity-OECD Manual: Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth, Organisation for Economic Co-operation and Development.

Olley, G. S., & Pakes, A. (1992). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry (No. w3977), *National Bureau of Economic Research.*

Solow, R. M., (1957). Technical change and the aggregate production function, T*he review of Economics and Statistics*, 312-320.

Van Beveren, I. (2012). Total factor productivity estimation: A practical review, *Journal of economic surveys, 26*(1), 98-128.

Van Biesebroeck, J. (2004). Robustness of productivity estimates (No. 10303), N*ational Bureau of Economic Research.*

Van Biesebroeck, J. (2007). Robustness of productivity estimates, *The Journal of Industrial Economics, 55*(3), 529-569.

Appendix

<Appendix 1> 연도별/ 시장별 기업수 및 비중

연도	유가증권		코스닥		합
	기업수	비중	코스닥	비중	
2003	465	53%	415	47%	880
2004	469	52%	435	48%	904
2005	487	50%	484	50%	971
2006	487	48%	525	52%	1,012
2007	513	47%	579	53%	1,092
2008	498	45%	599	55%	1,097
2009	520	44%	657	56%	1,177
2010	555	44%	706	56%	1,261
2011	570	43%	759	57%	1,329
2012	577	42%	788	58%	1,365
2013	581	41%	821	59%	1,402
2014	592	41%	847	59%	1,439
2015	611	40%	933	60%	1,544
2016	628	39%	980	61%	1,608
2017	638	38%	1,044	62%	1,682
2018	654	38%	1,089	62%	1,743
평균	553	43%	729	57%	1,282
합	8,845	43%	11,661	57%	20,506

<Appendix 2> 산업별 기업수 및 비중

구분	유가증권		코스닥		합	
	기업수	비중	기업수	비중	기업수	비중
1	63	0.7%	20	0.2%	83	0.4%
2	29	0.3%	0	0.0%	29	0.1%
3	5,965	67.4%	7,693	66.0%	13,658	66.6%
4	111	1.3%	15	0.1%	126	0.6%
5	0	0.0%	90	0.8%	90	0.4%
6	379	4.3%	304	2.6%	683	3.3%
7	675	7.6%	974	8.4%	1,649	8.0%
8	305	3.4%	59	0.5%	364	1.8%
9	3	0.0%	2	0.0%	5	0.0%
10	364	4.1%	1,772	15.2%	2,136	10.4%
13	827	9.3%	401	3.4%	1,228	6.0%
14	44	0.5%	145	1.2%	189	0.9%
15	16	0.2%	96	0.8%	112	0.5%
16	50	0.6%	90	0.8%	140	0.7%
17	14	0.2%	0	0.0%	14	0.1%
합	8,845	100.0%	11,661	100.0%	20,506	100.0%

1. 농업, 임업 및 어업
2. 광업
3. 제조업
4. 전기, 가스, 증기 및 수도사업
5. 하수·폐기물처리, 연료재생 및 환경복원업
6. 건설업
7. 도매 및 소매업
8. 운수업
9. 숙박 및 음식점업
10. 출판, 영성, 방송통신 및 정보서비스업
11. 금융 및 보험업 (분석 대상에서 제외)
12. 부동산업 및 임대업 (분석 대상에서 제외)
13. 전문, 과학 및 기술 서비스업
14. 사업시설관리 및 사업지원서비스업
15. 교육 서비스업
16. 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업
17. 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업

<Appendix 3> 사용 변수 기초 통계

변수		관측수	평균	표준편차	최소값	최대값	기타
부가가치	VA	20,506	152.00	1,150.00	0.00	69,700.00	단위: 10억
	ln_va	20,506	23.93	1.52	15.14	31.88	자연로그값
인건비	WAGE	20,506	51.80	316.00	0.00	11,800.00	단위: 10억
	ln_wage	20,506	23.14	1.34	15.07	30.10	자연로그값
영업이익	OP	20,506	53.80	591.00	-3,960.00	43,700.00	단위: 10억
	ln_OP	17,184	22.82	1.72	15.27	31.41	자연로그값
자본	K	20,506	294.00	1,960.00	0.00	56,000.00	단위: 10억
	ln_k	20,506	23.99	2.07	0.00	31.66	자연로그값
투자	INV	20,506	7.56	272.00	-9,930.00	15,800.00	단위: 10억
	ln_inv	8,487	21.91	2.27	3.91	30.39	자연로그값
전력	Elec	20,506	1.04	5.71	0.00	143.00	단위: 10억
	ln_elec	20,506	5.66	9.20	0.00	25.69	자연로그값
노동	L	20,506	875.45	3,909.97	2.00	103,019.00	단위: 명
	ln_num	20,506	5.57	1.24	1.10	11.54	자연로그값
기업 연수	AGE	20,506	29.08	16.69	2.00	122.00	단위: 연
	ln_age	20,506	3.23	0.64	1.10	4.81	자연로그값

<Appendix 4> 연구방법론 상세

1. 대리변수(proxy variables) 모형

1.1 Olley-Pakes 모형

변수간 내생성 문제를 극복하는 방법으로 Olley and Pakes(1996)는 투자를 매개변수로 활용하여 투자를 시간에 따라 변하는 관측 불가능한 생산성의 대리변수로 사용하여 1단계에서 β_l을 추정하고 이를 활용하여 2단계에서 β_k를 추정하는 방법을 사용했다.

OP모형은 기업이 현재와 미래 수익의 현가화(present discounted value: PDV)한 수익을 극대화하는 의사결정을 한다는 것이 기본 가정이다. 상기 식(2)에서 기업의 연수, a_{it}, 를 추가한 모형이다. 기업연수는 자연로그 값을 사용한다. 기업연수를 추가한 것은 기업의 생산성에 기업연수가 미치는 집단적(cohort) 선택효과(selection effect)를 제거하기 위함이다. (ABBA, 2007)

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

또한, 개별 고유 생산성, ω_{it}, 은 외생적(exogenous) 1차 마코브 과정(first order Markov process)를 따른다는 가정이다.

$$p(\omega_{it+1}|I_{it}) = p(\omega_{it+1}|\omega_{it}) \tag{5}$$

기업은 t 시점에서 관찰한 생산성, ω_{it},을 미래의 생산성, ω_{it+1}, 을 $p(v_{it+1}|v_{it})$의 확률로 기대하게 된다는 것이다. ABBA(2007)는 OP모형의 ω_{it}가 시간 흐름에 따라 고정된 효과(fixed effect)를 가진다(즉, ω_{it}=ω_i)는 점을 가정한 것이고 이는 현재에 높아진 ω_{it}는 미래 더 나은 ω_{it+1} 을 보일 것이란 가정을 한 것이란 점을 지적했다.

자본은 투자가 결정적이고 동태적 과정(deterministic dynamic investment process)을 통해 축적이 되는 것으로 가정했다.

$$k_{it} = (1-\delta)k_{it-1} + i_{it-1} \tag{6}$$

자본투입은 t-1 시점에서 결정이 된다. 생산성을 확인한 기업이 t-1 시점에서 투자, i_{it-1},를 결정하고 t 시점에 기업이 투입하는 자본으로 사용된다. δ는 감가상각률이다.

ABBA(2007) 노동은 OP모형이 비동태적(nondynamic) 투입요소로 간주한 점을 강조했다. OP모형은 기업의 기간, $\triangle_t$, 이익을 다음과 같이 정리했는데 여기에는 노동투입이 들어가 있지 않다.

$$\pi(k_{it}, a_{it}, \omega_{it}, \Delta_t) - c(i_{it}, \Delta_t) \tag{7}$$

여기서 $\pi(\bullet)$는 기업의 이윤함수이고 $c(\bullet)$는 비용함수이다. 이는 l_{it} 는 t 시점에서 결정되는 것이지 t 시점의 자본투입, k_{it},처럼 t-1 시점의 투자, i_{it-1},에 의해 결정되는 것이 아니다.

투자는 생산성 ω_{it}와 다른 관측 가능한 변수들, 즉 k_{it}와 a_{it},에 의해 결정이 된다. $p(\omega_{it+1}|\omega_{it})$은 확률적으로 증가하는 ω_{it}를 가정했다. 즉, 높아진 ω_{it}은 미래의 더 나은 ω_{it+1}가 있을 것을 가정한 것이다. (ABBA, 2007) 계량 경제적 관점에서는 관찰 가능하지 않으나 기업은 관찰 가능하다고 보는 생산성, ω_{it},이 증가하게 되면 기업은 투자, i_{it},를 증가시키게 된다. 즉 관찰 가능하지 않는 ω_{it}가 i_{it}를 통해 보이는 것으로 변화했다. 이를 함수적으로 표현하면 $i_{it} = i_t(k_{it}, a_{it}, \omega_{it})$ 로 표시할 수 있는데 이것이 가능한 것은 ω_{it}와 i_{it}가 강단조성(strict monotonicity)의 관계에 있다고 보았기 때문이다.

여기서 OP모형이 $i_{it} > 0, \forall (i,t)$ 라고 가정했기 때문에 역함수가 가능하다. 즉, $\omega_{it} = I_t^{-1}(k_{it}, a_{it}, i_{it})$ 로 표현할 수 있다. $i_t^{-1}(\bullet) = h_t(\bullet)$로 정리하면 ω_{it}는 다음과 같이 정리된다.

$$\omega_{it} = h_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) \tag{8}$$

이를 다시 (4)식에 포함하여 정리하면 $y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + h_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) + \varepsilon_{it}$ 로 표현할 수 있다. 여기서 $\varphi_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h_t(k_{it}, a_{it}, i_{it})$로 정의하면, 위의 식은 다음과 같이 정리할 수 있게 된다.

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \varphi_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

여기서, $\varphi_t(k_{it}, a_{it}, i_{it})$은 k_{it}, a_{it} 와 i_{it} 의 고차방정식을 통해 구하고, OLS를 통해 β_l과 φ_t을 추정할 수 있다. 여기까지가 1단계이다.

2단계에서는 β_k와 β_a를 구한다. (9)식에서 구한 $\hat{\varphi}_{it}$ 은 다음식의 추정치를 제공한다.

$$\varphi_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + \omega_{it} \tag{10}$$

$\varphi_t(k_{it}, a_{it}, i_{it})$을 고차다항식을 통해 풀면, $\hat{\varphi}_{it}$은 (k_{it}, a_{it}, i_{it})의 특정 짝(pair)의 다항식의 항의 합(sum of the polynomial terms)이다. 이는 특정 모수 $(\beta_0, \beta_k, \beta_a)$에서 ω_{it}을 구할 수 있다는 것을 의미한다. 즉, $\hat{\varphi}_t(k_{it}, a_{it}, i_{it}) = \hat{v}_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_a a_{it}$ 이다.

생산성은 1차 마코브 과정을 따른다고 가정했다. $\omega_{it} = E(\omega_{it}|\omega_{it-1}) + \xi_t = g(\omega_{it-1}) + \xi_t$ 로 표시할 수 있는데 여기서 ξ_{it}는 t 시점에서 k_{it}와 a_{it}에 상관관계가 없는 예상할 수 없는 부분을 말한다. 왜냐하면, k_{it}와 a_{it}의 결정은 t-1 시점에서 결정이 되기 때문이다($E(\xi_{it} k_{it}) = 0$, $E(\xi_{it} a_{it}) = 0$). ω_{it}은 확률적 과정으로서 시간에 따라 일정할 것으로 가정되기 때문에 g의 함수로 표시할 수 있다. 이를 다시 정리해 보면 다음과 같다.

$y_{it} - \beta_l l_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$ 에서 위에서 얻은 v_{it}을 대체하면 다음과 같다.

$$
\begin{aligned}
& y_{it} - \beta_l l_{it} \\
& = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + g(v_{it-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \\
& = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} \\
& \quad + g(\varphi_{it-1} - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_a a_{it-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \\
& = \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} \\
& \quad + \tilde{g}(\varphi_{it-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_a a_{it-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{11}
$$

즉, 1단계에서 구한 $\hat{\beta}_l$ 와 $\hat{\varphi}_{it}$ 을 통해 β_k와 β_a를 구할 수 있게 된다.[7]

OP모형은 투자가 0보다 큰 경우를 가정했다 ($i_{it} > 0, \forall (i,t)$). 투자를 음(-)으로 하는 경우는 있을 수 없기 때문이다. Levinsohn and Petrin(2003)은 투자가 0인 경우가 상당히 많기 때문에 대리변수로서 투자를 사용하기 보다는 중간투입물을 선택하여 것이 자료의 손실이 덜하다고 했다. 미국 기업체 자료를 사용한 OP연구에서는 사업체의 약 8% 정도가 투자가 0 이었지만, 칠레 사업체 자료를 사용한 Levinsohn and Petrin(2003)의 연구에서는 50% 정도가 투자가 0 이었다(ABBA, 2007).

1.2 Levinshon and Petrin 모형

Levinshon and Petrin(2003)은 Olley and Pakes(1996)의 모형에서 대리변수로 사용한 투자가 0 인 경우가 있어 이는 추정 시 문제를 야기한다고 보았다. 투자는 상태변수(state-variable)로서 상태변수 말 그대로 조정이 필요(adjustment costs)한데 투자가 0인 경우 이러한 조정으로 추정이 다르게 될 수 있는 점을 언급했다. 즉, 투자가 0인 경우 단조성 조건(monotonicity condition)이 성립하지 않기 때문에 OP모형의 투자함수가 뒤틀릴 수 있다고 했다. 이 문제를 해결하기 위해 0일 가능성이 거의 없는 전기, 유류 등의 중간재을 관측 불가능한 생산성 충격에 대한 대리변수로 사용했다. (Levinshon and Petrin, 2003; ABBA, 2007; 박우람·박윤수, 2015)

2 시스템적률법(system GMM)

내생성문제를 해결하기 위한 다른 방법은 시스템적률법이다. Blundell and Bond(1999) 에 의해 생산성을 고정효과를 활용한 모형와 AR(1)모형으로 나누어서 해결했다.(Van Beveren, 2012)

$y_{it} = \beta_t + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$ 의 기본식을 시스템적률법 분석에 맞추어 다시 재구성했다.[8]

---

7 OP모형에 대한 구체적인 내용은 ABBA(2007)와 Van Beveren(2012)을 참조하여 작성하였다.

8 회귀식 전개는 Van Biesekbroeck(2004; 2007)을 중심으로 전개했다.

$$y_{it} = \beta_t + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + (\omega_i + \omega_{it} + \varepsilon_{it}) \tag{12}$$
$$\omega_{it} = \rho\omega_{it-1} + \eta_{it} \qquad |\rho| < 1$$
$$\varepsilon_{it}, \eta_{it} \sim i.i.d.$$

생산함수의 잔차항은 개별기업의 고정효과인 ω_i와 개별 기업의 고유한 생산성 충격(idiosyncratic productivity shock)인 η_{it}와 관련된 자기회귀부분(autoregressive component)인 ω_{it}, 측정오류(measurement error)인 ε_{it}의 3가지로 구성 된다.

시스템적률법은 차분식과 수준식을 시스템으로 사용하는 것을 말한다. 차분식은 고유효과를 제거하기 위한 것인데, 오차항들이 시계열 상관관계가 있기 때문에 이를 고려한 것이 Arellano and Bond(1991)의 차분적률법(difference GMM)이다.

차분식을 다시 전개하면 다음과 같다.

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + \beta_k k_{it} - \rho\beta_k k_{it-1} \tag{13}$$
$$+ \beta_l l_{it} - \rho\beta_l l_{it-1}$$
$$+ \underbrace{\beta_t - \rho\beta_{t-1}}_{\beta_t^*} + \underbrace{\omega_i(1-\rho)}_{\omega_i^*} + \underbrace{\eta_{it} + \varepsilon_{it} - \rho\varepsilon_{it-1}}_{\varepsilon_{it}^*}$$

첫 번째 줄의 모든 변수들은 관측 가능한 변수들이다. β_t^* 와 ω_i^* 는 각각 연도와 기업별 더미 변수이다. 위의 1차 차분 형태는 기업의 고정효과를 제어해 준다.

차분조건:

$$E[x_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}^*] = 0, \tag{14}$$
$$where\, x = (k, l, y) \text{ and } s \geq 3$$

기본적인 가정에 따르면 생산투입요소와 산출물은 생산성 충격인 η_{it}는 상관관계가 없어야 하나 변수 간 내생성 문제가 있다. 즉, ε_{it}^*는 연간 생산성 충격인 η_{it}를 통해 생산투입요소인 k_{it}와 l_{it}과 상관관계가 있게 된다. 이러한 추정은 이론적으로나 증험적[9]으로 도구변수가 약해지는 점이 있다는 것을 지적하면서 Blundell and Bond(1998)는 2기간 차분값인 Δx_{it-2}와 현 시점의 $\omega_i^* + \varepsilon_{it}^*$이 무관하다는 점을 착안했다.

수준조건:

$$E[\Delta x_{it-2}(\omega_i^* + \varepsilon_{it}^*)] = 0, \tag{15}$$
$$where\, x = (k, l)$$

9 자본계수를 하향화시키거나 무의미하게 만들고, 규모에 따라 낮게 나타난다고 한다. (Van Beveren, 2012)

즉, 시스템적률법은 차분조건과 수준조건을 결합하여 GMM으로 추정하는 방법으로 보다 합리적으로 계수 추정을 가능하게 해준다.

3. 확률변경분석(stochastic frontier analysis)

확률변경분석은 개별 기업이 t기간에 다른 기업 대비 상대적 효율성이 어느 정도인가를 측정하는 방법으로, t 기간에 가장 효율적인 생산 변경(frontier)을 가진 기업 대비 어느 정도 수준으로 효율적인가를 측정하기 때문에 비효율성을 측정하는 것으로도 해석할 수 있다. 확률변경분석은 모범적 경우(best practice)에 대한 비효율성을 측정하기 때문에 총요소생산성의 분해가 가능하다는 장점이 있다. 성장회계방식에 의한 총요소생산성 분석은 기술진보로 해석이 되지만, 실제에서는 기술진보가 아닌 같은 기술 수준에서의 효율성 개선을 통한 총요소생산성의 증가가 있을 수 있다.

분석을 위한 기본식은 확률변경분석 방법 중 시간에 따라 생산성이 변화하는 것을 포함한 것을 활용하였다.[10] 소문자는 자연로그값이다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{16}$$
$$\omega_{it} = -e^{-\eta(t-T_i)}\omega_i$$
$$\omega_i \sim N^+(\gamma, \sigma^2)$$

y_{it}는 기업의 산출량, k_{it}와 l_{it}는 생산요소, β_k와 β_l은 생산요소의 계수이며, β_0는 개별기업과 시간에 상관없는 평균적 효율성을 의미하고, ω_{it}는 개별 기업의 생산성 차이를 나타낸다. ε_{it} 는 교란항으로 독립적이며 동일한 분포(i.i.d) 이며 $E(\varepsilon_{it})=0$의 조건을 충족한다고 가정한다.

여기서 ω_{it}는 독립적이며 동일한 분포(i.i.d.)로 절단된 정규분포 (truncated normal distribution)로 음(-)의 값을 가진다. 이는 최대산출량을 달성하게 하지 못하는 방해 요인으로 기술적 비효율성을 나타낸다. 개별기업의 상대적 생산성, ω_i,은 시간불변(time-invariant)으로 시간흐름과 η 값에 따라 ω_{it}으로 바꿀 수 있어 시간에 따른 생산성 변화를 추정할 수 있다. $\eta>0$ 일 경우, 이전에 비하여 기술적 효율성이 개선된 것을 의미하고, $\eta<0$ 일 경우, 기술적 효율성은 시간에 따라 악화된 것을 의미한다. $\eta=0$ 일 경우, 시간불변모형값과 같은 값을 가지게 된다. 유의할 점은 한광호· 김상호(1999)와 곽만순·

---

10 확률변경모형의 시간불변 기본식은 $y_{it}=\alpha+x_{it}'\beta+\varepsilon_{it}=\alpha+x_{it}'\beta+v_{it}-u_i$ 의 형태를 사용한다. y_{it}는 기업의 산출량, x_{it}는 생산요소, β는 생산요소의 계수이며, ε_{it}는 복합오차항으로 일반적인 오차항인 v_i와 기술적 비효율성을 나타내는 u_i로 구성된다. 그런데 기업의 생산성이 시간에 따라 변하지 않는다고 보는 것은 현실적이지 않은 가정이고 연구 대상으로의 패널자료가 많아 짐에 따라 시간에 따른 생산성변화를 감안하는 쪽으로 연구가 발전되어 왔다. (Belotti, Daidone, Ilardi, & Atella, 2013) 시간변경 기본식의 경우, 기업의 비효율성을 나타내는 u_i대신 u_{it}를 사용한다. 기술적 비효율성을 나타내는 u_{it}는 $u_{it}=e^{-\eta(t-T_i)}u_i$ 으로 구한다. u_{it}는 절단된 정규분포로 양(+)의 값을 가진다. 본 연구에서는 일관성 있는 표현을 유지하기 위해 Van Biesebroeck(2007)을 참조하여 확률변경모형을 일반적인 표현과 다르게 표현하였다.

이영훈(2005)에서 지적한 바과 같이 $\omega_{it} = -e^{-\eta(t-T_i)}\omega_i$ 에서 개별 기업간 효율성 차이는 ω_i 가 나타내지만, 시간변동패턴은 모든 기업이 $-e^{-\eta(t-T_i)}$만큼 동일한 영향을 받기 때문에, 시간에 따라 기업간 비효율성 순위가 바뀌지 않고, 모든 기업에서 동일한 변화 형태를 취한다는 점이다.[11] 기술적 효율성 ω_{it}를 확률변수로 하여 절단된 정규분포를 가정하여 최우추정법(maximum likelihood estimation: MLE)으로 추정한다.

11 확률변경모형에 대한 정리는 한광호·김상호(1999), 곽만순·이영훈(2005), Van Biesebroeck(2007), Belotti et al.(2013), 장혜리·이영훈(2017)을 주로 참조하였다.