

경쟁형태와 규모보수 가정의 완화를 통한 총요소생산성의 측정*

장 인 성**

논문초록

성장회계를 통해 경제성장률을 요인별로 분해할 때 기술진보는 총요소생산성을 통해 측정된다. 그러나 측정된 총요소생산성은 완전경쟁과 규모에 대한 보수의 불변을 가정할 때만 기술진보와 일치한다. 본고에서는 먼저 자본에 대한 보수의 계산 시 규모보수 불변 가정에 의존하지 않는 쌍대총요소생산성을 측정하는 한편, 완전경쟁의 가정을 완화한 Hall 타입 총요소생산성을 측정하여 기존의 총요소생산성 측정치와 비교하였다. 전자의 경우 기존 총요소생산성 측정치보다 다소 작았으나 변동성은 더 큰 것으로 나타났으며, 후자는 기존 총요소생산성 측정치보다 다소 컸다. 한편 두 가지 가정 모두를 완화한 가운데 통계적 방식으로 추정 한 결과, 1990년대 이후 규모에 대한 보수가 증가한 반면 체화되지 않은 기술진보의 역할은 미미한 것으로 드러났다. 경제 전체의 규모에 대한 보수 증가는 기술 및 지식에 기반을 둔 경제로의 전환에 따른 외부효과 및 산업 간 확산효과의 증가 등에 힘입은 것으로 해석될 수 있으며, 서비스업에서 규모에 대한 보수 증가가 특히 두드러진 현상은 대형화 및 프랜차이즈화 등에서도 그 원인을 찾을 수 있을 것이다.

핵심 주제어: 총요소생산성, 기술진보, 규모에 대한 보수

경제학문헌목록 주제분류: O47, D24, E23

투고 일자: 2013. 11. 12. 심사 및 수정 일자: 2014. 9. 17. 게재 확정 일자: 2014. 12. 4.

* 본 논문은 국회예산정책처의 2013년 연구보고서 “총요소생산성의 추이와 성장률 변화요인 분석”의 주요 내용을 바탕으로 수정·보완하여 작성되었다. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 국회예산정책처 경제분석관, e-mail: ijang@assembly.go.kr

I. 서론

성장회계(growth accounting)를 통한 총요소생산성의 측정은 요소투입 및 기술진보가 성장에서 차지하는 비중을 분석하기 위한 수단으로 널리 사용되어 왔다. 또한 측정된 총요소생산성 증가율은 생산함수를 이용한 중장기 성장전망에 사용되며, 동태적 일반균형모형을 캘리브레이션할 때 근거 수치로도 활용되고 있다. 특히 선진국과 달리 경제구조의 변화가 급속히 진행되어온 우리나라에서는 성장에 대한 기술진보의 기여도 변화를 측정하고 그 원인을 분석함으로써 보다 정교한 성장전망의 토대를 제공할 뿐만 아니라 성장전략에 대한 시사점을 도출할 수 있다.

그러나 요소투입과 기술진보가 성장에서 차지하는 상대적 비중을 정확히 분석하는 작업은 그리 단순하지 않으며, 국내외적인 논쟁의 대상이 되어왔다. 1990년대 이전의 자료를 이용하여 동아시아 국가의 급속한 경제발전 요인을 분석한 Young (1995), Krugman(1994), Kim and Lau(1994) 등이 그 대표적인 사례이다. 이들은 동아시아 국가들의 고도성장이 생산성 증가보다는 주로 요소투입의 증가에 힘입은 것으로 분석하고, 요소투입에 대한 한계생산물이 체감함에 따라 이러한 요소투입의존형 발전도 지속가능하지 않을 것으로 예견한 바 있다. 한편 기술집약적 산업으로의 구조전환이 이루어진 1990년대 이후의 우리나라 총요소생산성에 대한 측정 및 성장 요인에 대한 최근의 분석결과 역시 분석주체에 따른 차이가 크다. 성장회계 방식으로 우리나라의 총요소생산성을 측정한 최근의 대표적 연구사례는 한국생산성본부(2012), 김동석 외(2012), 조태형 외(2012), OECD(2012) 등을 꼽을 수 있다. 1) 한국생산성본부(2012)의 분석결과는 경제위기가 본격화된 2000년대 후반기에 생산성 증가율이 크게 떨어진 것으로 나타나고 있다. 동 보고서는 또한 외환위기 이후부터 총요소생산성 증가율이 하락하였고 2000년 이후에도 개선되지 않고 있음을 주목하고, 1980년대 이후 한국의 경제성장이 효율성 증가보다는 요소투입에 의존한 것이라고 결론 내리고 있다. 그에 반해 조태형 외(2012)의 분석결과에서는 2005년 이전과 이후의 5년간을 비교할 경우 2005년 이후부터 생산성 증가가 요

1) 김동석 외(2012)의 경우 Denison 분석방식을 택하고 있어 Jorgenson-Fraumeni 방식을 사용하는 대부분의 국내외 연구 결과와 직접 비교가 곤란하다. 조태형 외(2012) 역시 투입요소가 토지 및 재고투자를 포함하는 등 투입과 산출의 포괄범위에서 한국생산성본부(2012)와 차이가 있으나, 비교가 가능하도록 케이스별로 나누어 분석결과를 제시하고 있다.

소투입을 증가하는 것으로 나타났으며, 동 저자들은 이를 우리나라가 생산성주도형 경제로 전환하는 증거로 해석하였다. 김동석 외(2012)에서도 역시 외환위기 이후에 총요소생산성 증가율이 다소 커지는 경향을 볼 수 있다. 국내 연구자에 의한 연구 결과의 이러한 차이는 자본스톡, 노동투입 등 투입요소 측정방식의 차이에 주로 기인하지만, OECD(2012)의 경우 생산성 측정방식에서도 중요한 차이가 존재한다. 한국생산성본부(2012)와 조태형 외(2012) 등 대부분의 국내 연구자는 완전경쟁과 규모에 대한 보수불변을 가정하고 있다. 만약 이러한 가정들이 성립하지 않는다면 총요소생산성은 기술진보를 정확히 측정할 수 없다. OECD(2012)는 기술진보의 보다 정확한 측정을 위해 완전경쟁의 가정을 완화하였으며, 1990년대 이후 우리나라의 성장이 주로 생산성 증가에 기인한 것으로 결론 내리고 있다.

이처럼 다양하고 때로는 상반된 국내외 연구결과는 우리나라의 생산성 및 기술진보의 추이에 대한 정확한 판단을 곤란하게 하며 정책적 활용에도 어려움을 초래하고 있다. 따라서 자본스톡 등 투입요소의 측정에 대한 개선뿐만 아니라 비현실적인 가정을 완화하여 기술진보를 측정함으로써 성장요인을 보다 정확하게 파악할 필요성이 제기된다. 본고의 제II장에서는 최근 국내외 연구자에 의한 우리나라 총요소생산성 측정치에 상당한 차이가 있음을 보여주고 그 원인을 분석한다. 제III장에서는 자본에 대한 보수의 계산 시 규모에 대한 보수 불변의 가정에 의존하지 않는 쌍대총요소생산성을 계산하여 원형총요소생산성과 비교한다. 제IV장에서는 완전경쟁의 가정을 완화한 가운데 Hall 타입의 총요소생산성을 측정하여 앞의 결과와 비교하는 한편, 더 나아가 규모에 대한 보수 불변과 완전경쟁 가정을 모두 완화한 가운데 규모에 대한 보수 및 기술진보를 통계적으로 추정한다. 마지막 장에서는 본고의 주요 내용을 요약하고 시사점을 도출한다.

II. 총요소생산성의 최근 국내외 측정사례

1. 성장률의 요소별 기여도 분해결과 비교

성장회계를 통해서 우리나라의 성장률을 기여요인별로 분해한 최근 연구 결과를 비교해보면 각 요소별 기여도의 차이가 연구자에 따라 상당히 크게 나타난다. <Table 1>에서 보듯이 노동투입의 경우 OECD의 분석 결과는 기여도가 가장 작게

나타난 반면 조태형 외(2012)와 한국생산성본부는 기여도가 상대적으로 크다. 자본 투입의 기여도 역시 OECD가 가장 작으며 한국생산성본부가 가장 크다. 결과적으로 전체 부가가치 증가율 가운데 요소투입의 기여분을 제외한 나머지로 계산되는 총요소생산성의 기여도는 OECD가 가장 크고 한국생산성본부가 가장 작다. 예컨대 2001~2010년의 총요소생산성 기여도를 비교해보면 OECD는 73%, Conference Board(2013)가 50%인 반면, 조태형 외(2012)는 29%이며 한국생산성본부(2012)가 5%로서 가장 낮게 측정되었다. 또한 총요소생산성 기여도의 변화 추이를 보면 한국생산성본부(2012)를 제외한 모든 연구에서는 1990년대와 2000년대 사이에 총요소생산성의 기여도가 높아진 것으로 나타난 반면, 한국생산성본부(2012)의 경우 총요소생산성의 기여도는 8%에서 5%로 감소하였다.

한편 한국생산성본부(2012)가 EUKLEMS의 자료를 통해 계산한 총요소생산성 국제비교 결과, 한국의 총요소생산성 증가율은 1980년대에는 연평균 0.63%로서 일본 1.42% 및 EU10개국 평균 0.94%보다 낮았으나, 1990년대에는 0.53%로서 EU10개국 평균 0.57%와 비슷한 수준을 보였다. 또한 2001~2007년 사이에는 0.82%로서 미국의 총요소생산성 증가율 0.8%와 비슷하고 EU10개국 평균 0.36% 보다는 더 높았다. 단, 경제위기 이후의 기간을 포함한 2001~2010년간의 우리나라 총요소생산성 증가율은 0.19%에 머물고 있다. 이에 비해 OECD가 각국의 총요소생산성을 비교분석한 최근 보고서 ‘OECD Compendium for Productivity Indicators 2012’는 상당히 다른 결과를 제시하였다. OECD 측정결과에 의하면 1985~2010년간 우리나라의 총요소생산성 증가율은 연평균 3.8%로 OECD 국가 가운데 가장 높았고, 연대별로도 시기를 막론하고 가장 높은 수준을 기록하였다. 예컨대 1990년대의 우리나라 총요소생산성 증가율은 3.7%로서 미국의 0.7-1.5%, 독일의 1.1%, 일본의 0.7%에 비해 매우 높았고, 2000~2005년에도 3%로서 선진국들과 달리 1990년대에 비해 크게 감소하지 않았다. 이처럼 생산성본부와 OECD의 국제비교 결과는 우리나라의 총요소생산성이 1990년대에 비해 2000년대에 다소 하락하였다는 점에서 공통점이 있으나, OECD의 측정치가 선진국들에 비해 매우 크게 나타난다는 점에서 두드러진 차이가 있다. Conference Board의 측정치 역시 OECD보다는 작으나 선진국과 비교했을 때 우리나라의 총요소생산성 증가율이 가장 높은 것으로 나타난다.²⁾

2) 국제 생산성 데이터베이스는 OECD의 ‘Productivity Database’, European Commission의 프

〈Table 1〉 Decomposition of Korea's GDP Growth in Recent Literature
(average annual growth rates, in %)

Author		1981-1990	1991-2000	2001-2010
OECD	Y	9.9	6.3	4.2
	L	1.9 (0.19)	0.7 (0.11)	-0.1 (-0.02)
	K	2.2 (0.22)	2.0 (0.31)	1.2 (0.29)
	TFP	5.8 (0.59)	3.7 (0.58)	3.1 (0.73)
The Conference Board	Y	-	6.6	4.2
	L	-	1.4 (0.21)	0.4 (0.1)
	K	-	3.1 (0.47)	1.7 (0.40)
	TFP	-	2.0 (0.30)	2.1 (0.50)
Cho et al. (2012)	Y	9.3	6.4	4.1
	L	3.1 (0.33)	1.7 (0.27)	0.9 (0.22)
	K	4.2 (0.45)	3.6 (0.56)	2.0 (0.49)
	TFP	2.0 (0.22)	1.1 (0.17)	1.2 (0.29)
Korea Productivity Center	Y	9.4	6.1	3.7
	L	2.2 (0.23)	1.4 (0.23)	1.3 (0.35)
	K	6.6 (0.7)	4.2 (0.69)	2.2 (0.59)
	TFP	0.6 (0.06)	0.5 (0.08)	0.2 (0.05)

Note: 1) Numbers in parentheses are ratios of contributions to the growth rate of value added (Y).

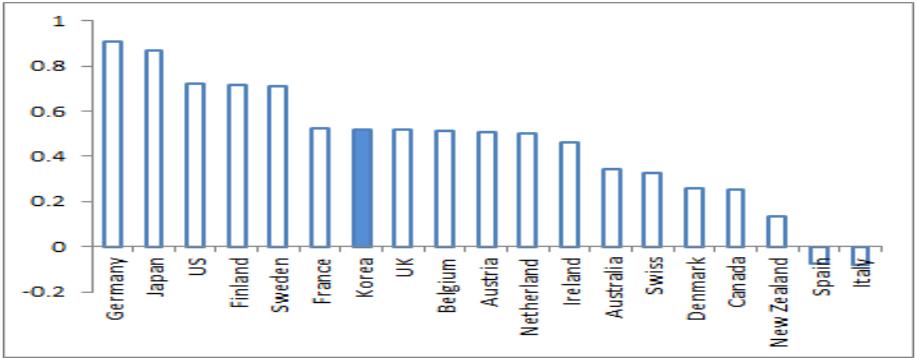
2) OECD data begins in 1985.

〈Figure 1〉에서와 같이 1990-2010년간 성장률 분해를 통한 총요소생산성 기여도를 국제비교해보면 OECD의 경우 대체로 모든 나라의 총요소생산성 기여도가 다른 자료에서보다 더 높게 나타난다. 단, 독일, 핀란드, 일본, 미국 등의 총요소생산성 기여도는 Conference Board와 한국생산성본부(2012)에서도 공통적으로 우리나라보다 더 높게 나타나며, 스페인, 이탈리아, 덴마크, 벨기에 등은 우리나라보다 더 낮게 나타나는 점은 서로 유사하다.

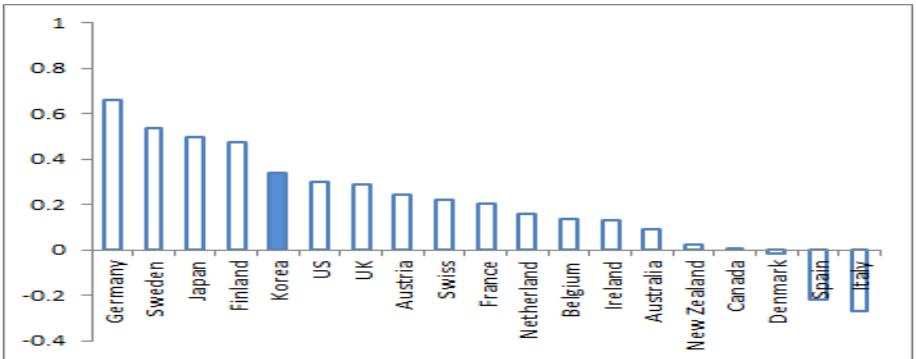
로젝트에 의해 만들어진 EU KLEMS, Conference Board의 'Total Economy Database' 등이 있다. 이 가운데 Conference Board의 자료는 전 세계를 대상으로 하므로 가장 많은 국가를 포괄하지만 산업별 자료가 없고 기간은 1990년 이후로 가장 짧다. OECD는 전체 경제 외에도 제한된 몇 개 산업에 대한 자료를 포함하며 1985-2010년에 걸친 자료를 추적하고 있다. 반면 EU KLEMS는 가장 광범위한 72개 산업에 대한 자료를 포함하고 있으며, 1970년도부터의 자료가 추적되어 있다.

(Figure 1) International Comparison of the Ratios of TFP Contribution to Value Added Growth

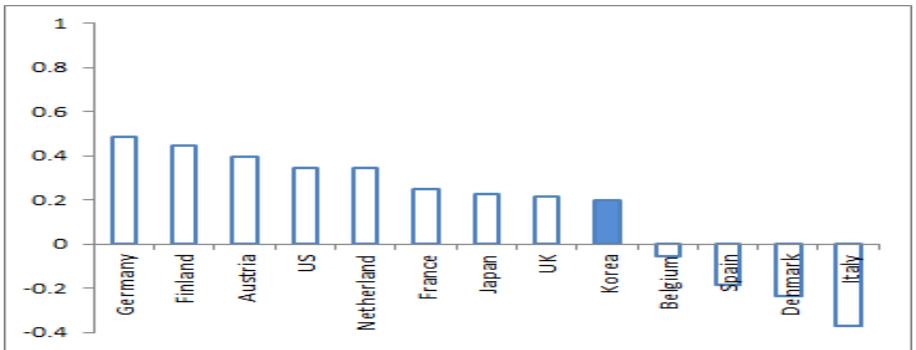
A. OECD (2000-2005)



B. The Conference Board (2000-2005)



C. Korea Productivity Center (2001-2007)



Source: OECD, The Conference Board, Korea Productivity.

2. 측정 결과 차이의 원인

중요소생산성의 국내외 측정결과가 이처럼 서로 다르게 나타나는 데는 몇 가지 원인이 존재한다. 첫째는 투입요소에 중간재가 포함되는지 여부이다. 조태형 외(2012)는 전체 경제를 대상으로 부가가치 중요소생산성을 계산한 반면 한국생산성본부(2012)는 산업별로 중간재를 포함한 총산출 기준 중요소생산성을 계산한 후, 가중평균하여 전체산업 중요소생산성을 도출하였다. OECD와 Conference Board 역시 중간재에 대한 자료가 없으므로 부가가치를 사용한 중요소생산성만을 계산하였다. Basu and Fernald(2002)가 밝힌 바와 같이 총산출에서 중간재를 제외한 부가가치를 사용하여 중요소생산성을 계산할 경우 왜곡이 발생하며, 불완전 경쟁이 심할수록 그러한 왜곡은 더욱 커진다.

둘째, OECD는 자본과 노동의 측정 시 양적 변화만을 반영하는 데 비해 EU KLEMS의 기준을 따르는 한국생산성본부와 Conference Board는 자본의 경우 정보통신기술자본(ICT capital)의 축적 등을 반영하며 노동투입은 성별, 연령별 교육수준 등 질적 차이를 반영한다. 조태형 외(2012) 역시 한국생산성본부의 노동투입 자료를 토대로 하고 있다. 이처럼 노동투입의 질적 측면을 고려할 경우 그 동안의 교육수준 향상으로 인해 노동투입 증가는 더욱 커지게 된다. 셋째, OECD와 조태형 외(2012)는 최근 한국은행이 작성한 자본스톡 자료를 이용하고 있으며, 한국생산성본부(2012)는 자체적으로 추계한 자료를 사용하고 있다. Conference Board는 OECD의 국민계정 및 EU KLEMS 자료에 바탕을 두고 있다. 그러나 김동석 외(2012)에서 한국은행과 한국생산성본부의 자본스톡을 모두 사용하여 비교한 결과 두 가지 자본스톡의 차이가 성장회계에 큰 영향을 미치는 수준은 아닌 것으로 나타난 바 있다. 마지막으로, 각 연구의 투입요소별 기여도를 계산할 때 사용된 가중치가 서로 다르다. OECD(2012)는 총비용 대비 각 투입요소의 비용을 가중치로 사용하고 있으나 한국생산성본부(2012)와 조태형 외(2012)는 총수입 대비 각 투입요소의 비용을 가중치로 사용한다. 특히, OECD(2012)의 가중치는 완전경쟁의 가정을 완화하였으나, 가중치 계산을 위해 필요한 자본의 사용자비용에 전체 분석기간 금리의 평균치를 사용하고 있어 우리나라와 같이 금리변동이 상대적으로 큰 나라일수록 가중치의 계산이 부정확해지는 문제가 있다. Conference Board는 다른 나라와 달리 우리나라의 경우 분석대상 기간 전체에 대해 임의로 노동분배율을 70%로 고

정하고 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 국내외의 총요소생산성 측정 및 성장요인분해의 결과는 서로 적지 않은 차이를 보이고 있다. 따라서 어떠한 총요소생산성 측정치를 표준으로 삼을 것인가에 따라 다른 나라 생산성과의 국제비교는 물론이고 우리나라 생산성 변화 추이에 대한 판단도 달라질 수 있어 정책적 활용 등에 어려움이 있다. 본고에서는 국제비교가 가능한 자료 가운데 가장 정교한 EU KLEMS의 방법론에 따라 작성된 한국생산성본부의 KIP 데이터베이스를 바탕으로 삼고, 생산자 이론에 따라 완전경쟁 및 규모에 대한 보수 불변의 가정을 완화했을 때의 총요소생산성을 측정하여 서로 비교하는 한편 기술진보 및 규모에 대한 보수를 통계적으로 추정해 본다.

Ⅲ. 원형 및 쌍대총요소생산성의 도출과 비교

1. 원형총요소생산성과 쌍대총요소생산성의 도출

총요소생산성을 측정하는 방식은 크게 성장회계 방식과 확률적 프론티어 분석 방식으로 나눌 수 있다. 확률적 프론티어 분석은 투입요소의 여러 조합을 통해 얻을 수 있는 최대의 산출량을 이용하여 생산 프론티어를 구성한 후, 개별 생산자의 산출량과 생산 프론티어와의 거리를 통해 생산성을 측정하는 방식이다. 프론티어의 측정을 위해서는 다양한 투입과 산출량 조합이 필요하므로 동질적(homogenous)인 산출물을 생산하는 여러 생산자가 존재하는 경우에 가장 적합한 방식이며, 일반적으로 특정 산업에 속한 기업들의 생산성 측정에 많이 쓰인다.³⁾ 이에 비해 본고에서와 같이 경제 전체나 대분류 수준의 산업 총요소생산성 측정을 목표로 하는 경우는 성장회계 방식이 주로 사용된다. 성장회계는 총산출량의 증가율로부터 각 투입요소의 투입량 증가율의 가중평균치를 빼고 난 나머지를 생산성의 증가율로 간주하는 방식이다.⁴⁾ 이와 같이 도출된 생산성은 원형총요소생산성(Primal Total Factor

3) 확률적 프론티어 분석 방법은 Aigner, Lovell and Schmidt(1977), Meeusen and Broeck(1977) 등에 의해 처음 도입되었으며, Kumbhakar and Lovell(2003)에 방법론이 체계적으로 정리되어 있다.

4) 성장은 물적, 인적자본 등의 투입요소 외에도 Hall and Jones(1999)의 주장과 같이 사회 제

Productivity) 이라고도 하며 Hsieh (2002) 처럼 회계적 항등식으로부터 간단하게 도출하는 경우도 있으나 일반적으로 Solow (1957) 에 따라 Hicks 중립적 생산함수로부터 도출된다.⁵⁾

총산출 Y 를 자본 K , 노동 L , 중간재 M , 그리고 기술 충격 A 의 함수라 할 때 Hicks 중립적 생산함수는 기술 충격이 $F(\cdot)$ 에 곱해진 형태로 나타난다.

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t, M_t) \quad (1)$$

식 (1)을 시간에 대해 미분하면 다음과 같은 증가율의 함수로 나타낼 수 있다.

$$\hat{Y} = \hat{A} + \alpha_K \hat{K} + \alpha_L \hat{L} + \alpha_M \hat{M}, \quad \alpha_X \equiv \frac{dY/dX}{Y/X} \quad (2)$$

$\hat{\cdot}$ 은 증가율을 나타낸다. 위의 식에서 α_X 는 투입요소 X 에 대한 총산출 Y 의 탄력성으로서 관찰이 불가능하다. 따라서 이를 관찰 가능한 수치로 대체하기 위해 완전경쟁을 가정하면, P 와 P_X 를 각각 총산출 Y 와 투입요소 X 의 가격이라 할 때 투입요소 X 에 대한 보수가 총수입에서 차지하는 비중 $\theta_X \equiv \frac{P_X X}{PY}$ 는 생산자의 이윤극대화에 의해 요소탄력성 α_X 와 일치하게 된다. 또한 규모에 대한 보수가 불변이라고 가정할 경우 $\theta_K + \theta_L + \theta_M = 1$, 즉 각 투입요소들의 총수입 비중의 합은 1이 된다. 이제 원형총요소생산성 증가율은 다음과 같이 정의된다.

$$TFP^P := \hat{Y} - \theta_M \hat{M} - \theta_L \hat{L} - (1 - \theta_M - \theta_L) \hat{K} \quad (3)$$

주어진 가정 하에서 식 (2)와 (3)으로부터 원형총요소생산성 증가율 TFP^P 가

도(social institution)나 정부 정책 등의 사회적 간접자본(social infrastructure)에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 전체 경제의 생산성 변화는 사회적 간접자본의 변화 효과를 포괄하는 개념으로 볼 수 있다.

5) 총요소생산성을 회계적 항등식으로부터 도출하는 경우에도 생산함수 방식에서 필요로 하는 것과 동일한 가정들이 필요하며, 도출과정에서 가정의 역할이 명료하게 나타나지 않는다는 점에서 바람직하지 않은 방식이라 할 수 있다.

\hat{A} 와 일치함을 알 수 있다. 규모에 대한 보수가 불변이라는 가정으로 인해 θ_K 를 측정할 필요가 없다는 점이 원형총요소생산성의 가장 큰 특징 가운데 하나이다. 즉, 자본의 사용자비용(user cost of capital)에 대한 별도의 측정을 통해 자본에 대한 보수를 계산하는 대신, 총산출액에서 자본 및 중간재에 대한 보수를 뺀 나머지를 자본의 보수로 간주하는 것이다. 이러한 총요소생산성 도출 방식은 현재 각국에서 가장 보편적으로 사용되고 있다. 앞서 언급한 한국생산성본부(2012)와 Conference Board의 총요소생산성은 이러한 공식에 의해 계산된 것이다.

한편 총요소생산성은 생산자이론의 쌍대성(Duality)을 이용하여 비용함수로부터 도출할 수도 있다. 쌍대총요소생산성(Dual Total Factor Productivity)은 투입량의 증가율이 아닌 가격의 증가율을 가중평균하는 방식으로 계산된다. 따라서 원형총요소생산성과 서로 독립적인 방식으로 측정된 결과를 비교함으로써 측정치의 신뢰성을 상호 검증하는 유용한 수단이 된다. 먼저 비용함수를 다음과 같이 정의하자.

$$C(P_K, P_L, P_M, F(K_t, L_t, M_t)) = P_K K_t + P_L L_t + P_M M_t \quad (4)$$

Kee(2004)의 쌍대총요소생산성 도출 방식에 따라 위의 식은 비용함수의 동차성을 이용하여 다음과 같이 단위비용함수(unit cost function) $G(P_K, P_L, P_M)$ 를 포함한 식으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} C(P_K, P_L, P_M, F(K_t, L_t, M_t)) &= F(K_t, L_t, M_t)^{1/\lambda} G(P_K, P_L, P_M) \\ &= \left(\frac{Y_t}{A_t}\right)^{1/\lambda} G(P_K, P_L, P_M) \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)를 Y 에 관해 미분하고 로그를 취하면,

$$\ln\left(\frac{\delta C_t}{\delta Y_t}\right) = -\ln\lambda + \left(\frac{1}{\lambda} - 1\right)\ln Y_t - \frac{1}{\lambda}\ln A_t + \ln G(P_K, P_L, P_M) \quad (6)$$

다시 위의 식을 시간에 대해 미분하면 한계비용 MC_t 의 증가율은

$$\widehat{MC}_t = \left(\frac{1}{\lambda} - 1\right) \widehat{Y}_t - \frac{1}{\lambda} \widehat{A}_t + \frac{P_K K_t}{C_t} \widehat{P}_K + \frac{P_L L_t}{C_t} \widehat{P}_L + \frac{P_M M_t}{C_t} \widehat{P}_M \quad (7)$$

이제 쌍대총요소생산성 증가율을 다음과 같이 정의하자.

$$TFP^D := \theta_M \widehat{P}_M + \theta_L \widehat{P}_L + \theta_K \widehat{P}_K - \widehat{P} \quad (8)$$

앞서 원형총요소생산성을 산출할 때 자본의 사용자비용 P_K 를 사용하여 θ_K 를 직접 계산하는 대신, 규모에 대한 보수가 불변이라는 가정을 이용하여 $1 - \theta_M - \theta_L$ 로 대체한 바 있다. 그러나 ‘자본에 대한 보수 = 총수입 - 노동에 대한 보수’라는 가정을 이용할 경우 순수 이윤의 존재가 무시되므로 자본의 기여도가 과장될 가능성이 항상 존재한다. 쌍대총요소생산성은 자본스톡에 사전적 사용자비용(ex ante user cost of capital)을 곱하여 자본에 대한 보수를 계산함으로써 그러한 문제점을 피할 수 있다는 장점이 있다. 즉, 실제 규모에 대한 보수가 불변이 아니라면 쌍대총요소생산성이 원형총요소생산성보다 더 정확하게 생산성 변화를 측정할 수 있다.

이제 완전경쟁을 가정하면 가격은 한계비용과 일치하므로 식 (7)은 아래와 같다.

$$\lambda \widehat{P} = (1 - \lambda) \widehat{Y}_t - \widehat{A}_t + \lambda \left(\frac{P_K K_t}{C_t} \widehat{P}_K + \frac{P_L L_t}{C_t} \widehat{P}_L + \frac{P_M M_t}{C_t} \widehat{P}_M \right). \quad (9)$$

또한 주어진 가정 하에서 총수입과 총비용 역시 일치한다. 즉, $PY = C$ 가 성립한다. 따라서 완전경쟁과 규모의 보수 불변, 즉 $\lambda = 1$ 이 성립할 경우 식 (8)과 (9)로부터 쌍대총요소생산성 증가율이 \widehat{A} 와 일치함을 확인할 수 있다.

2. 원형 및 쌍대총요소생산성의 측정 결과 비교

(1) 원형총요소생산성의 측정 결과

한국생산성본부(2012)는 KIP 데이터베이스를 사용하여 우리나라의 전체 72개 산업을 먼저 30개의 산업으로 재분류한 후, 각각의 산업에 대한 총요소생산성을 계산하고 다시 이를 산업별 총산출 혹은 부가가치를 이용하여 가중평균하는 방식으로 전체 산업 및 대분류 산업의 총요소생산성을 계산하였다. 이에 비해 본고에서는 72

개 산업 가운데 자료가 미비한 9개 산업을 제외한 나머지 산업의 투입요소와 산출을 직접 가중평균하여 전체 산업 및 대분류 산업의 요소투입과 산출을 계산한 후, 이를 이용하여 총요소생산성을 계산하는 방식을 택했다. 이는 본고의 분석이 세부 산업보다는 대분류 수준에 초점을 맞추고 있기 때문이다. 한편 EU KLEMS에 따르면 전체 산업 가운데 서비스업은 시장서비스업과 비시장서비스업으로 나눌 수 있는데, 비시장서비스업은 공공행정 및 국방, 교육서비스, 보건 및 사회복지 사업, 기타 부동산업 등으로 그 산출물이 시장에서 거래되지 않는 경우가 많아 산출액이나 가격지수를 산정하기 어렵다. 따라서 생산성을 측정하기에 적합하지 않으므로 이를 제외한 나머지 시장서비스업만을 포함하여 시장경제로 별도로 분류한다.

〈Table 2〉는 한국생산성본부의 KIP 데이터베이스를 이용하여 총요소생산성을 계산한 결과이다.⁶⁾ 앞서 살펴본 한국생산성본부(2012)의 부가가치 총요소생산성 측정 결과와 비교할 경우 전체 산업의 10년 단위 평균치의 차이는 80년대, 90년대, 그리고 2000년대에 각각 0.23%, 0.04%, 0.14%로서 한국생산성본부의 단계별 가중평균방식과의 차이가 그리 크지 않았다.⁷⁾

〈Table 2〉 Primal Total Factor Productivity

	Total Economy	Market Economy	Manufac-turing	Manufac-turing (VA)	Services	Services (VA)	Market Services	Market Services (VA)
'70~'80	0.89	1.07	1.97	6.28	0.62	1.68	1.71	2.62
'80~'90	0.40	1.35	0.48	2.12	-0.93	-1.35	0.24	0.32
'90~'00	0.49	1.37	1.06	4.32	-0.31	-1.01	0.64	0.24
'00~'10	0.05	0.79	0.58	2.49	-0.49	-1.00	0.04	-0.01

Note: The primal TFP of total economy as well as market economy are calculated using value added.

6) 성장요인을 분해한 결과는 〈Appendix Table 1〉에 수록하였다.

7) 10년 단위의 평균치 비교는 OECD(2012), 한국생산성본부(2012), 조태형 외(2012) 등 기존 연구에서 일반적으로 적용하고 있는 방식으로 본고에서도 기존 연구결과와 비교를 위해 편의 상 이를 따랐다. 그러나 우리 경제에 큰 영향을 미친 외환위기를 전후로 한 생산성 변화의 흐름을 파악하고자 할 경우 별도의 시기 구분도 가능할 것이다. 별도의 시기구분에 따른 평균치 계산을 위한 산업별 연간 측정치는 저자로부터 입수 가능하다.

중요소생산성 추이의 특징을 살펴보면 첫째, 전체 산업의 경우 2000년대 들어 생산성 증가율이 급격히 하락하였다. 시장경제의 경우에도 역시 2000년대 생산성 증가율이 하락한 것으로 나타났으나 증가율 자체는 전체 산업에 비해 더 높게 나타났다. 이는 비시장서비스업이 제외된 효과이다. 비시장서비스업을 포함한 서비스업의 경우 생산성 증가율이 지속적으로 마이너스를 기록했다. 둘째, 산업별 부가가치 생산성이 총산출 기준 생산성에 비해 현저히 더 크다는 점을 알 수 있다. 제조업의 경우 부가가치 생산성이 총산출 기준 생산성보다 약 4배가량 더 크게 나타났다. 이는 제조업의 중간재 투입 비중 및 증가율이 그만큼 크다는 것을 의미한다. 반면, 서비스업은 노동력에 대한 의존도가 크며 중간재의 비중이 높지 않아 부가가치 기준으로 할 때나 총산출을 기준으로 할 때의 생산성 차이가 그리 크지 않다. 셋째, 제조업의 생산성 증가율이 시장서비스업에 비해 두 배 이상 크다. 서비스업의 생산성은 인적자본에 대한 의존도가 크므로 그 성격상 제조업보다 발전 속도가 느린 것이 일반적이다. 특히 개인서비스 부문 등과 같이 사람을 직접적 서비스 대상으로 삼거나, 사람의 작업이 주요 투입요소가 되는 서비스산업의 생산성은 실제로 제조업에 비해 발전이 더딜 수밖에 없는 측면이 존재한다.⁸⁾

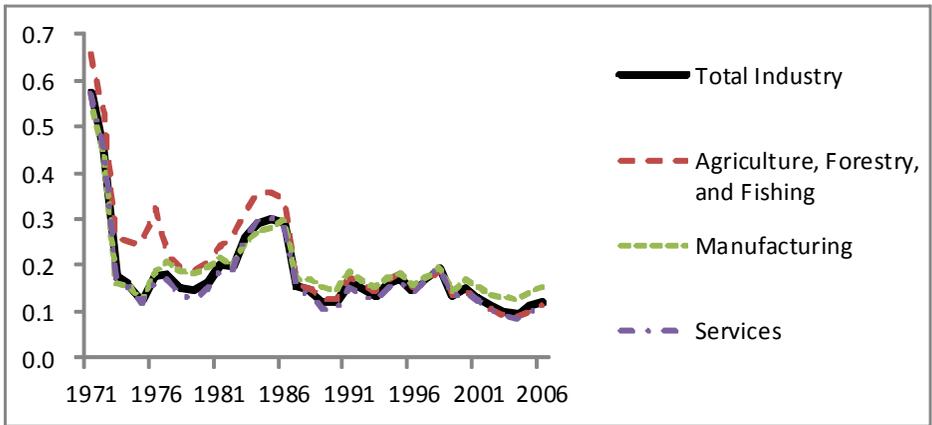
(2) 쌍대중요소생산성의 측정 결과

Hsieh (2002)는 우리나라와 싱가포르의 쌍대중요소생산성을 측정한 이후 원형중요소생산성과의 차이를 이용하여 중요소생산성 측정상의 문제점을 분석한 바 있으며, Fernald and Neiman (2011) 역시 쌍대중요소생산성을 이용한 중요소생산성 분석 방식을 사용하였다. 이들의 연구에서 우리나라의 두 중요소생산성 측정치는 서로 비슷하게 나타났다. 그러나 Hsieh (2002)와 Fernald and Neiman (2011)에서 사

8) Griliches (1992)가 언급한 바와 같이 서비스업 생산성 측정 결과의 해석은 신중을 기할 필요가 있다. 첫째, 서비스 산업의 기술발전은 제조업과 같이 산출물의 양적 변화로 나타나기보다 서비스의 질적 변화로 나타나는 경우가 많아 정확한 측정이 쉽지 않다. 또한 금융산업 등에서와 같이 산출물을 정의하는 것 자체가 어려운 경우도 많다. 만약 산출물 변화의 측정이 어려워 편의상 실질산출이 투입에 비례하는 것으로 가정하는 경우 서비스업의 생산성 발전을 과소 평가하는 결과로 이어지게 된다. 둘째로 우리나라의 경우 서비스 산업에서 영세자영업자의 비중이 높아 투자 및 자본소득 등 중요소생산성의 추계에 필요한 자료의 정확한 측정에 어려움이 존재한다. 서비스 산업의 낮은 생산성 증가율은 산출물 및 생산성 측정상의 이러한 고유한 문제점을 감안하여 해석할 필요가 있다.

용된 우리나라 자료는 1990년 이전까지에 국한되는 한계가 있다. 1990년대 이후 우리나라의 산업구조가 본격적으로 바뀌기 시작한 점을 고려할 때 1990~2010년에 대한 새로운 측정이 필요하다. 한편 한진희·신석하(2008)가 전체경제에 대해 쌍대총요소생산성을 측정한 결과는 1996~2000년 연평균 0.2%, 2001~2005년 연평균 1.3% 등으로 동 기간 원형총요소생산성 측정치인 1% 및 2% 보다 각각 더 낮았다. 그러나 동 연구는 전체 경제만을 대상으로 하였으며, 쌍대총요소생산성의 측정 과정에서 핵심적인 역할을 하는 사용자비용의 계산 시 세금요소를 고려하지 않고 있다. 각종 투자세액 공제제도를 고려할 때 이를 반영하지 않은 사용자비용은 실제 보다 더 높게 나타날 것이다.

〈Figure 2〉 Ex Ante User Cost for Investing 1 Won after Tax Adjustment



Source: The data used in the figure are from Pyo et al. (2009).

본고에서는 표학길 외(2009)에서 계산한 세금을 고려한 투자 1원당 사전적 사용자비용을 사용하여 자본에 대한 보수를 계산하였다. 〈Figure 2〉에서 보듯이 1988년을 기점으로 사전적 사용자비용의 큰 변화가 발생하였다. 이는 1988년 이전에는 공식 이자율 자료가 존재하지 않아 다른 자료와 접속하여 작성되었기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 자료의 연속성이 보장되는 1988~2006년간의 사용자비용 자료를 이용하여 쌍대총요소생산성을 측정한다. 특히 부가가치를 이용한 전체산업 수준의 분석에서 한 발 더 나아가, 총산출을 이용한 산업별 쌍대총요소생산성의 측정을 통해 산업별 특성을 아울러 비교해 본다. 쌍대총요소생산성의 측정 결과는 〈Table

3)에 나타나 있다.

1988~2006년 쌍대중요요소생산성의 연평균 증가율은 전체산업의 경우 0.59%로서 원형중요요소생산성 0.66%보다 다소 낮은 수준이며, 양자의 차이가 크지 않았던 Hsieh(2002)의 결과와 대체로 유사하다. 그러나 <Figure 3>에서 보듯이 연도별 변동성에서는 쌍대중요요소생산성이 더 크게 나타났다. 이는 자본스톡보다 사용자비용의 변동성이 더 컸다는 점을 의미한다. 그러나 산업별로는 두 중요요소생산성의 변동성에 두드러진 차이가 없음을 볼 수 있다. 단, 제조업에서 두 중요요소생산성의 연평균 증가율 측정치는 0.86%와 0.79%로 차이가 상대적으로 작았으나, 서비스업과 시장서비스업에서는 그 격차가 더 컸던 것으로 나타났다.

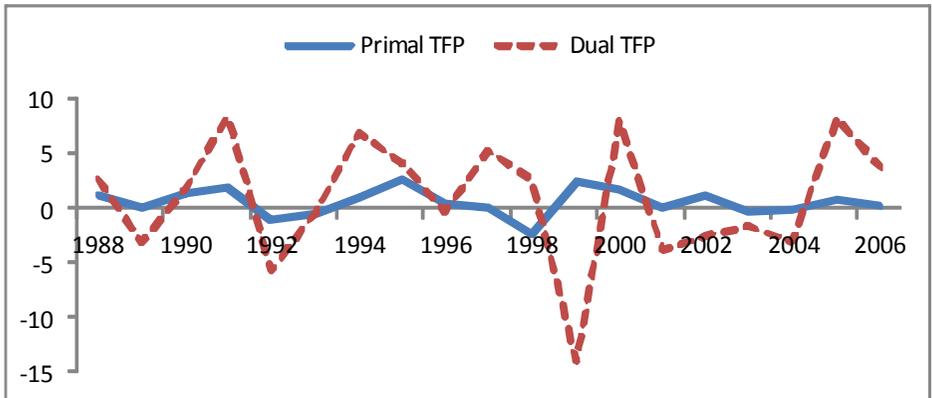
이제 다음 장에서는 원형중요요소생산성과 쌍대중요요소생산성 측정치 차이의 원인을 논의하는 한편 비현실적 가정을 완화한 중요요소생산성 측정치를 제시한다.

<Table 3> Comparison of Primal and Dual TFP(1988~2006)

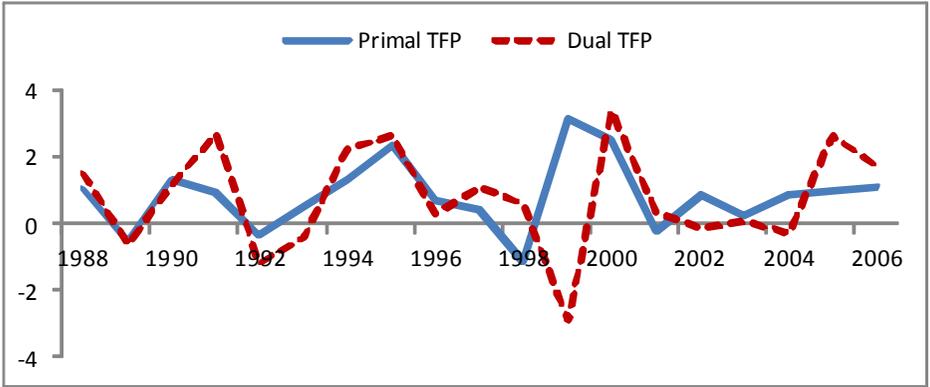
	Total Economy	Market Economy	Manuf- -turing	Manufac- -turing (VA)	Services	Services (VA)	Market Services	Market Services (VA)
TFP	0.66	1.74	0.86	3.53	-0.10	-0.40	0.54	0.50
DTFP	0.59	1.53	0.79	3.32	-0.34	-0.81	0.40	0.20

<Figure 3> Comparison of Primal and Dual TFP(1988~2006)

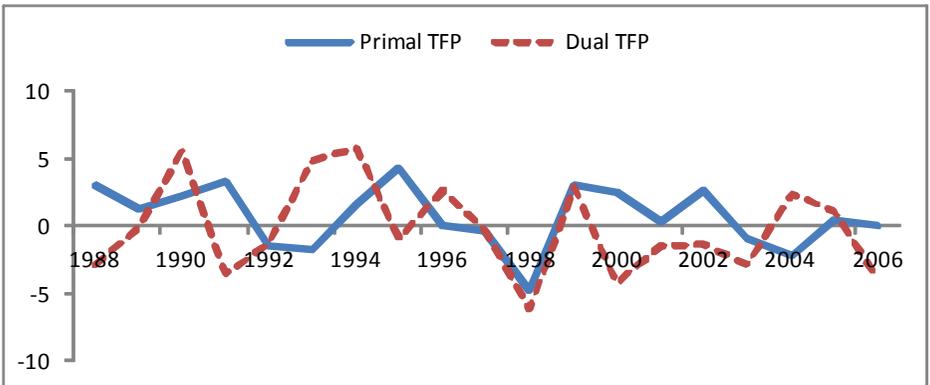
A. Market Economy



B. Manufacturing



C. Market Services



IV. 불완전경쟁과 규모보수 가변하의 기술진보 측정

1. 완전경쟁 가정의 완화를 통한 기술진보의 측정

(1) 총요소생산성과 기술진보의 차이

만약 완전경쟁과 규모에 대한 보수 불변의 가정이 모두 성립하면 원형 및 쌍대총요소생산성 증가율은 모두 실제 기술진보 혹은 효율성의 증가와 일치하게 된다.⁹⁾

9) 본고에서는 완전경쟁과 규모에 대한 보수 불변의 가정을 완화하는 데 초점을 맞추고 있으나 Hicks 중립성 역시 논란의 여지가 있는 가정이다. Hicks 중립성은 기술진보가 모든 투입요소의 한계생산성을 동일한 수준으로 증가시킴을 의미한다. 그러나 만약 기술진보가 자본이나

그러나 생산물시장이 항상 완전경쟁 하에 놓여있다는 가정은 비현실적이다. 실체는 진입장벽과 생산물의 차별성 등으로 인해 크고 작은 독점력이 작용하고 있다. 독점이윤이 존재할 경우 총수입에서 노동 및 중간재 비용을 제한 액수는 자본비용 뿐만 아니라 독점이윤, 즉 순수익까지 포함하게 된다. 따라서 자본비용은 완전경쟁 가정 하에서와 달리 자본의 투입량에 사용자 비용(user cost)을 곱하는 방식을 사용하여 독립적으로 측정되어야 한다. 또한 독점이윤이 존재할 경우 규모에 대한 보수가 항상 일정하다는 가정 역시 성립될 수 없다. 완전경쟁이나 규모에 대한 보수 불변의 가정이 충족되지 않는다면 총요소생산성은 실제 생산성 A 와 일치하지 않게 된다.

이제 규모에 대한 보수 불변을 가정하지 않고 생산함수 $F(\cdot)$ 가 단지 λ 차 동차적이라고 가정하면, 오일러 정리에 의해 다음의 식이 성립한다.

$$\hat{Y} = \hat{A} + \alpha_M \hat{M} + \alpha_L \hat{L} + (\lambda - \alpha_M - \alpha_L) \hat{K} \quad (10)$$

불완전경쟁으로 인해 가격이 한계비용을 초과하여 설정될 경우, 한계비용 초과가격(markup)을 $\mu \equiv P/MC$ 라 정의하면 $\alpha_X = \mu \theta_X$ 가 성립하므로 식 (10)을 원형총요소생산성의 정의식 (3)에 대입하고 정리하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$TFP^P = \hat{A} + (\lambda - 1) \hat{K} + (\mu - 1)(\theta_M \hat{M} + \theta_L \hat{L}) - (\theta_M + \theta_L) \hat{K} \quad (11)$$

위 식에서 알 수 있듯이 규모에 대한 보수가 불변이 아니거나($\lambda \neq 1$), 완전경쟁이 아니라면($\mu \neq 1$) 원형총요소생산성 증가율은 실제 기술진보 \hat{A} 와 일치하지 않

노동과 같은 투입요소의 한계생산성 비율을 변화시키는 방식으로 이루어진다면 Hicks 중립성 가정은 총요소생산성 측정 결과에 왜곡을 초래할 수 있다. 기술발전이 특정한 투입요소에 편향적으로 이루어질 경우에 대해서는 Atkinson and Stiglitz(1969)의 선구적 논문 이후로 다양한 연구가 이루어져 왔다. 예컨대 노동투입을 단순노동과 숙련노동으로 구분하여 숙련노동에 편향된 기술진보가 이루어진 경우를 다룬 Katz and Murphy(1992), 편향적인 기술진보에 대한 기업이나 공장 수준의 증거를 다룬 Doms, Dunne and Troske(1997), 기술진보가 투입요소의 특정한 혼합에 대해서만 일어나는 경우를 다룬 Basu and Weil(1998), 단순노동과 숙련노동의 상대적 효율성이 국가 간에 큰 차이가 있으며 이는 해당 노동력의 비중과 관련되어 있음을 분석한 Caselli and Coleman(2006) 등을 꼽을 수 있다. 최근 Acemoglu(2014)는 이 분야의 연구 성과를 종합적으로 정리하고 향후 전망을 제시한 바 있다.

는다. 쌍대총요소생산성의 경우도 역시 원형총요소생산성과 마찬가지로 만약 위의 두 가지 가정이 성립하지 않는다면 실제 기술진보 A와 일치하지 않는다. 식 (9)를 (8)에 대입하여 정리하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$TFP^D = \hat{A} + (\lambda - 1) \frac{\widehat{P}Y}{P_K} + (\mu - 1)(-\theta_M \widehat{P}_M - \theta_L \widehat{P}_L + (\theta_M + \theta_L) \widehat{P}_K) \quad (12)$$

단, 규모에 대한 보수 λ 나 초과가격 μ 는 관찰할 수 없으므로 위의 식에서 원형 혹은 쌍대총요소생산성의 편의 (bias)를 직접 측정하거나 수정하는 것은 불가능하다.

(2) 불완전경쟁하의 기술진보 측정

완전경쟁을 가정하지 않고 총요소생산성을 측정하는 방식은 생산함수로부터 도출한 산출량과 투입량의 증가율 간의 관계인 식 (2)를 이용하는 것이다. 생산자의 비용극소화로부터 다음의 관계가 성립하므로,

$$\frac{P_L L}{C} = \frac{1}{\lambda} \alpha_L \quad \text{and} \quad \frac{P_K K}{C} = \frac{1}{\lambda} \alpha_K \quad \text{and} \quad \frac{P_M M}{C} = \frac{1}{\lambda} \alpha_M \quad (13)$$

이를 식 (2)에 대입하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \hat{Y} &= \hat{A} + \lambda \frac{P_L L}{C} \hat{L} + \lambda \frac{P_K K}{C} \hat{K} + \lambda \frac{P_M M}{C} \hat{M} \\ &= \hat{A} + \lambda (C_L \cdot \hat{L} + C_K \cdot \hat{K} + C_M \cdot \hat{M}) \end{aligned} \quad (14)$$

이제 규모에 대한 보수가 불변이라 가정하면 Hall 총요소생산성은 다음과 같이 정의된다.

$$TFP^H := \hat{Y} - (C_L \cdot \hat{L} + C_K \cdot \hat{K} + C_M \cdot \hat{M}) \quad (15)$$

이러한 측정방식은 Hall(1990)에 의해 처음 활용되었으며, Basu and Fernald(1997, 2002) 역시 Hall의 방법론을 이용하여 총요소생산성을 측정하였다. 앞서 인용한 OECD의 총요소생산성은 이러한 Hall 방식의 총요소생산성을 이용해 계산된 것이다. Hall 총요소생산성은 완전경쟁의 가정을 이용하지 않았으므로 독점이윤의 존재, 즉 불완전경쟁 하에서도 기술진보를 측정할 수 있다. 단, 염두에 두어야 할 점은 Hall 총요소생산성은 두 가지 가정 가운데 완전경쟁의 가정 하나만을 완화한 것이라는 점이다.¹⁰⁾ 자본스톡의 서비스에 대한 보수를 계산함에 있어서 규모에 대한 보수 불변 가정을 사용하지 않았더라도 총요소생산성의 계산을 위해서는 여전히 규모의 보수에 대한 정보가 필요하므로 $\lambda = 1$ 이라는 가정이 사용된다.¹¹⁾

OECD의 Hall 총요소생산성은 방법론상으로는 원형총요소생산성보다 진일보한 것으로 평가할 수 있으나, 노동투입에서 질적 변화를 고려하지 않은 점, 자본의 사용자비용 측정 시 세금요소 등을 고려하지 않았을 뿐만 아니라 측정기간 전체의 평균금리를 적용한 점 등에서 정교한 측정치라고 보기는 어렵다. 본고에서는 한국생산성본부의 KIP database 및 표학길 외(2009)의 자본의 사용자비용 추계결과를 이용하여 Hall 총요소생산성을 보다 정교하게 측정하였다. <Table 4>의 측정 결과를 보면 전체산업 및 시장경제를 기준으로 1980년대 이후 Hall 총요소생산성이 원형총요소생산성보다 더 크게 측정된 가운데, 후자의 경우 90년대에 증가율의 상승이 나타났으나 전자의 경우 전 기간에 걸쳐 하락하였다. 산업별로는 제조업에서 두 총요소생산성 측정치 간의 차이가 크지 않은 것으로 나타난 데 비해 시장서비스업에서는 차이가 더욱 두드러졌다. 이는 제조업보다 시장서비스업에서 독점이윤이 더 컸음을 시사하는 것으로서, 앞서 쌍대총요소생산성의 측정 결과와도 부합하는 것이다. 한편 측정방식 및 산업부문과 무관하게 2000년대 이후 총요소생산성이 대체로 하락한 것을 확인할 수 있다.

10) OECD의 'OECD Compendium for Productivity Indicators 2012'는 Hall의 총요소생산성이 완전경쟁의 가정뿐만 아니라 규모에 대한 보수 불변 가정도 사용하지 않는다고 밝히고 있는데 이는 정확하지 않다.

11) 앞서 언급한 바와 같이, 두 가지 가정을 모두 피하고자 할 경우 총요소생산성의 직접적 계산은 불가능하며 통계적 추정 방식을 사용해야 한다.

〈Table 4〉 Hall Total Factor Productivity

	Total Economy	Market Economy	Manufac- turing	Manufac- turing (VA)	Services	Services (VA)	Market Services	Market Services (VA)
'70-'80	0.41	0.66	1.03	5.03	-0.54	0.64	0.66	1.58
'80-'90	1.07	2.16	0.44	2.06	-0.65	-0.78	0.57	1.05
'90-'00	0.74	1.94	1.02	4.34	-0.26	-0.86	0.82	0.58
'00-'10	0.14	1.25	0.54	2.66	-0.50	-1.00	0.11	0.45

Hall 중요소생산성 측정을 통한 성장요인 분해 결과는 〈Table 5〉에 나타나 있다. 이 결과를 〈Appendix Table 1〉에 표시한 원형중요소생산성을 이용한 분해 결과와 비교해 보면, 전체산업 및 시장산업에서 자본투입의 비중은 더 작은 반면 중요소생산성 및 노동투입의 비중은 더 큰 것을 볼 수 있다. 또한 1980-2000년대 사이 시장 부문에서 생산성 증가율이 지속적으로 하락하였음에도 불구하고 부가가치 증가율도 함께 하락하였으므로 성장에서 중요소생산성이 차지하는 비중은 80년대의 22%에서 2000년대 31%로 증가하였다. 성장에서 가장 큰 비중을 차지한 요소는 자본투입으로서 2000년대의 평균 증가율은 1.8%였다. 그러나 자본투입은 80년대에 58%의 비중을 차지한 데 비해 2000년대에는 43%로 그 비중이 감소하였다. 노동투입 역시 증가율이 80년대의 2.1%에서 2000년대 1.2%로 하락하였으나 성장에서 차지하는 비중은 29%로 늘어났다. 한편 전체산업과 시장경제의 경우 후자의 중요소생산성 기여도가 전자에 비해 더 높게 나타나는데 이는 전체 산업에 포함된 행정, 국방 등 비시장서비스의 특성을 고려하면 자연스러운 결과이다.

산업별 성장요인을 살펴보면 제조업의 경우 2000년대의 중요소생산성 증가율은 90년대에 비해 절반가량인 0.5%에 그쳤으며 성장에서 차지하는 비중 역시 12%에서 8%로 하락하였다. 중간재의 비중이 늘어난 가운데 자본투입과 노동투입은 증가율과 비중이 모두 하락하였으며 특히 노동투입의 증가율은 0에 가까웠다. 시장서비스업 역시 중요소생산성은 1990년대의 0.8%에서 2000년대의 0.1%로 크게 떨어졌으나 노동투입의 비중은 제조업에 비해 높은 19% 수준을 유지했다.

〈Table 5〉 Growth Decomposition by Hall TFP

A. Total and Market Economy

		'71~'80	'81~'90	'91~'00	'01~'10
Total Economy	Y	8.5	9.3	6.0	3.7
	L	3.8(0.45)	2.5(0.27)	1.5(0.25)	1.6(0.43)
	K	4.3(0.51)	5.7(0.61)	3.8(0.63)	2(0.54)
	TFP	0.4(0.05)	1.1(0.12)	0.7(0.12)	0.1(0.03)
Market Economy	Y	9.2	10.0	6.5	4.2
	L	3.8(0.41)	2.1(0.21)	1.4(0.22)	1.2(0.29)
	K	4.8(0.52)	5.8(0.58)	3.3(0.51)	1.8(0.43)
	TFP	0.7(0.08)	2.2(0.22)	1.9(0.29)	1.3(0.31)

B. Industry

		'71~'80	'81~'90	'91~'00	'01~'10
Manufacturing	Y	14.8	11.8	8.3	6.1
	L	0.9(0.06)	0.6(0.05)	0(0)	0.1(0.02)
	K	1.6(0.11)	1.7(0.14)	1(0.12)	0.5(0.08)
	M	11.3(0.76)	9(0.76)	6.2(0.75)	5(0.82)
	TFP	1(0.07)	0.4(0.03)	1(0.12)	0.5(0.08)
Services	Y	8.2	8.5	6.4	4.3
	L	1.6(0.2)	2(0.24)	1.6(0.25)	1.3(0.3)
	K	2.2(0.27)	2.9(0.34)	2.2(0.34)	1(0.23)
	M	4.9(0.6)	4.2(0.49)	2.8(0.44)	2.6(0.6)
	TFP	-0.5(-0.06)	-0.7(-0.08)	-0.3(-0.05)	-0.5(-0.12)
Market Services	Y	9.4	9.4	7.1	4.8
	L	1.3(0.14)	1.5(0.16)	1.8(0.25)	0.9(0.19)
	K	2.6(0.28)	2.7(0.29)	1.3(0.18)	0.6(0.13)
	M	4.8(0.51)	4.7(0.5)	3.2(0.45)	3.1(0.65)
	TFP	0.7(0.07)	0.6(0.06)	0.8(0.11)	0.1(0.02)

2. 규모에 대한 보수와 기술진보의 통계적 추정 및 해석

(1) 통계적 추정

추정된 총요소생산성이 일반적으로 기술진보 \hat{A} 와 동일하지 않다는 것을 앞에서 살펴보았다. 즉, 규모에 대한 보수의 효과와 불완전 경쟁에 기인한 초과이윤 등의

존재로 인해 총요소생산성 증가율은 기술발전을 과대평가 할 수 있다.¹²⁾ Hall 방식의 총요소생산성은 불완전경쟁으로 인한 차이를 반영함으로써 그 차이를 줄이고 있지만 여전히 규모에 대한 보수의 효과를 분리하지는 못하였다. 두 가지 가정을 전제하지 않고 기술진보를 측정하고자 할 경우 식 (14)에 대한 회귀분석을 통해 규모에 대한 보수와 기술진보를 동시에 추정하는 방식을 사용해야 한다. 이와 관련하여 먼저 Hicks 중립적 기술진보와 규모에 대한 보수의 차이점을 이해할 필요가 있다. Hicks 중립적 기술진보는 각 투입요소의 '한계생산물의 상대적 비중에 영향을 미치지 않는' 산출량의 변화에 의해 측정된다. 그에 비해 규모에 대한 보수 증가는 모든 투입요소를 '동일한 비율로' 증가시켰을 때 나타나는 산출량의 변화에 의해 측정된다. 물론 이러한 개념상의 차이에도 불구하고 한 번의 투입 및 산출량 변화를 관찰한 결과만으로는 양자를 구분하기가 어렵다. 즉, 만약 t 기에서 $t+1$ 기 사이에 각 투입요소가 동일한 비율로 증가한 가운데 산출량 증가가 관찰되었다면 그것이 전적으로 규모에 대한 보수 증가로 인한 것인지, 기술진보의 영향이 일부 혼재된 것인지를 구분해내기 곤란할 것이다. 그러나 투입량과 산출량의 관찰 결과가 여러 기간에 걸쳐 누적되면 본고에서와 같이 회귀분석을 통한 양자의 구분이 가능하다. 이는 제Ⅲ장의 생산함수로부터 총요소생산성을 도출하는 과정을 상기함으로써 보다 쉽게 이해할 수 있다. 먼저 Hicks 중립성은 기술진보가 제Ⅲ장의 식 (1)에서와 같이 생산함수에 곱해진 형태로 포함됨을 의미한다. 그러한 특성으로 인해 이 식의 양변에 로그를 취하고 시간에 대해 미분함으로써 식 (2)와 같이 산출 증가율 = Hicks 중립적 기술진보 + 투입요소의 함수(F)의 증가율로 분해할 수 있었으며, 다시 식 (2)로부터 비용최소화 가정을 통해 유도된 식 (14)는 다음과 같은 관계를 의미하였다.

$$\text{산출 증가율} = \text{Hicks 중립적 기술진보} + \text{규모에 대한 보수}^* (\text{투입요소 증가율의 가중평균})$$

12) 규모에 대한 보수(returns to scale)는 생산과정에 적용되는 개념이다. 따라서 비용절감효과 등을 포함하는 보다 포괄적인 개념인 규모의 경제(economies of scale)와는 차이가 있다. 그러나 기업과 달리 전체경제나 대분류산업 수준의 자료를 이용한 분석에서는 양자의 차이를 구분하기 어렵다. 따라서 본고에서는 두 용어를 호환적으로 사용한다.

즉, 산출증가율을 투입요소 증가율의 가중평균값에 선형회귀 하였을 때, Hicks 중립적 기술진보는 투입요소의 증가와 무관한 산출량 증가분, 즉 절편을 통해 측정되며 규모에 대한 보수는 투입요소 증가분에 선형비례하는 산출량 증가분을 통해 측정된다. 일단 규모에 대한 보수 λ 가 추정되면 한계비용 초과가격(markup) μ 는 비용극소화의 일계조건을 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\mu/\lambda = PY/C = 1/(1 - S_\pi) \quad S_\pi : \text{총수입 대비 이윤의 비중} \quad (16)$$

Basu and Fernald (1997)는 식 (14)를 이용하여 미국경제의 규모에 대한 보수를 추정된 뒤 위의 식을 이용하여 초과가격을 계산하였다. 한편 회귀분석을 통한 규모에 대한 보수와 기술진보의 측정은 최근 Diewert and Fox (2008)에서도 시도되었다. 동 연구에서는 초월대수 비용함수(translog cost function)를 이용하여 도출된 회귀식으로부터 기술진보와 규모에 대한 보수를 추정하는 방식을 택하였다. z 를 기술진보, $1/\rho$ 를 규모에 대한 보수를 나타내는 파라미터라 하고, Y 를 산출물, X 를 M 개의 투입물 벡터, P 와 P_X 를 각각 산출물가격과 투입물가격벡터라 했을 때,

$$\ln Q_{T^*}(P_X^{t-1}, P_X^t, X^{t-1}, X^t) = -z + \rho \ln Q_T(P^{t-1}, P^t, Y^{t-1}, Y^t) \quad (17)$$

위의 식에서

$Q_{T^*}(P_X^{t-1}, P_X^t, X^{t-1}, X^t) \equiv \frac{P_X^t \cdot X^t}{P_X^{t-1} \cdot X^{t-1}} \cdot P_T(P_X^{t-1}, P_X^t, X^{t-1}, X^t)$ 는 암묵적 Törnqvist 투입물량지수(implicit Törnqvist input quantity index)이다.¹³⁾ 또한 P^* 를 $P \cdot (1 - \mu)$ 라 하고 C_m 을 투입물 m 의 비용이 전체 비용에서 차지하는 비중이라 했을 때 다음과 같이 정의된다.

$$\ln Q_t(P^{t-1*}, P^{t*}, Y^{t-1}, Y^t) \equiv \ln Y^t - \ln Y^{t-1}$$

$$\ln P_T(P^{t-1}, P^t, X^{t-1}, X^t) \equiv \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M [C_m^{t-1} + C_m^t] [\ln P_m^t - \ln P_m^{t-1}]$$

13) Diewert and Fox (2008)는 보다 일반적으로 복수의 산출물을 생산하는 기업의 경우를 가정하고 식을 도출하고 있으나, 산업별 혹은 전체경제를 대상으로 할 때는 본고에서와 같이 단일 산출물을 생산하는 것으로 단순화할 수 있다.

일단 식 (17) 에 대한 회귀분석으로부터 규모에 대한 보수가 추정되면 초과가격은 Basu and Fernald(1997) 와 동일하게 식 (16) 을 이용하여 계산하면 된다.

본고에서는 식 (14) 와 식 (17) 을 모두 사용하여 규모에 대한 보수와 기술진보를 추정하였다. 회귀분석 방식은 도구변수(IV) 를 이용하는 방식과 OLS를 이용하는 방식으로 나눌 수 있다. 도구변수를 사용할 경우 오차항에 대해 외생적인 관계를 가지면서도 투입 및 산출량과 상관관계가 높은 변수를 찾는 것이 관건이며, Hall(1988, 1990) 이후로 세계원유가격, 정부의 국방비지출 등이 사용되어 왔다. 그러나 Basu and Fernald(1997) 및 Diewert and Fox(2008) 는 위의 도구변수들이 외생성을 충분히 만족시키지 못하며 설명변수와의 상관관계도 크지 않아 OLS보다 추정량에 오히려 더 큰 편의(bias) 를 초래할 수 있는 문제점을 지적하고 OLS 방식을 선택한 바 있다. 본고 역시 OLS 추정방식을 택한다. Basu and Fernald의 식과 Diewert and Fox의 식을 모두 추정한 결과 규모에 대한 보수 및 기술진보의 추정치의 차이가 두 식 간에 미미한 수준으로 드러났으므로 본고에서는 편의상 전자의 방식에 의한 추정치만을 제시한다. OLS 추정 결과는 <Table 6>과 같다.

<Table 6> Estimates of Technological Progress(\hat{A}) and Returns to Scale(λ)

		~ '87	'88 ~	All (1973-2010)
Total Economy	\hat{A}	0.04	0.01	0.02*
	λ	0.63**	1.02**	0.81**
Market Economy	\hat{A}	0.04*	0.01	0.02**
	λ	0.66**	1.16**	0.84**
Manufacturing	\hat{A}	0.00	0.00	0.00**
	λ	1.09**	1.13**	1.10**
Services	\hat{A}	0.02*	-0.02**	0.00
	λ	0.63**	1.37**	0.91**
Market Services	\hat{A}	0.02**	-0.01	0.01
	λ	0.74**	1.30**	0.99**

Note: ** and * indicate statistical significance at the 5 and 10 percent levels, respectively.

회귀분석 결과는 총요소생산성이 대부분 규모에 대한 보수 λ 로 인해 증가한 것이며, 순수한 중립적 기술발전 \hat{A} 는 거의 없었다는 점을 보여주고 있다. 전 기간을 살펴보면 제조업은 규모에 대한 보수가 1보다 크고 시장서비스업은 규모에 대한 보

수가 1보다 작았으며, 전체 산업은 규모에 대한 보수가 1보다 작은 것으로 나타났다. 14) 그러나 기간을 나누어 보았을 때 1988년 이후에는 규모에 대한 보수가 모든 산업에서 증가하는 것이 뚜렷하게 관찰된다. 특히 시장서비스업은 기술진보가 -1%로 감소하고 규모에 대한 보수는 1.3으로 커졌다. 제조업의 경우 기술진보가 없었으며 규모에 대한 보수만 1.09에서 1.13으로 증가하였다. 산업단위의 자료를 이용한 해외 연구에서 이와 같이 규모에 대한 보수 증가가 관찰된 사례는 Domowitz, Hubbard and Petersen(1988), Hall(1990) 등에 의해서 보고된 바 있다.

〈Table 7〉 Measured Markup(μ)

	'71~'80	'81~'90	'91~'00	'01~'10
Total Economy	0.85	0.73	1.08	1.17
Market Economy	0.98	0.79	1.34	1.51
Manufacturing	1.11	1.09	1.13	1.16
Market Services	0.91	0.87	1.47	1.54

한편 규모에 대한 보수가 증가함에 따라 비용초과가격(markup) 역시 1990년대 이후 증가하였는데 〈Table 7〉에서 보듯이 특히 시장서비스업의 증가폭이 제조업에 비해 더 컸다. 2000년대의 경우 제조업의 초과가격은 1.16으로 측정된 데 비해 시장서비스업의 초과가격은 1.54에 달했다. 시장서비스업의 초과가격이 크게 나타난 것은 서비스의 특성 상 제품 차별화가 더 용이한 점이나 서비스업 산출물의 측정 오차 등이 영향을 미쳤을 수 있다. 이러한 회귀분석 결과는 흥미롭게도 본고와는 다른 방법론을 통해 우리나라의 규모에 대한 보수 및 초과가격을 동시에 추정한 Park and Kwon(1995)과 유사한 것이다. 동 저자들은 우리나라 제조업 28개 산업의 1966~1989년 자료를 토대로 베이지언 추정법을 통해 일반화된 레온티에프 비용함수를 추정한 결과, 동 기간의 급속한 성장이 대부분 규모에 대한 보수 증가에 기인한 것이며 초과가격 역시 평균 1.6으로 측정되어 시장불완전성이 존재한다고 결론

14) 기존 해외연구에서도 산업 단위로는 규모에 대한 보수 감소가 종종 관찰되지만 한 십사자의 지적대로 87년 이전의 경우 경제전체에서 규모에 대한 보수 감소가 나타나는 현상은 이례적인 것으로, 자료에 측정 오차가 존재할 가능성을 시사하는 것으로도 볼 수 있다. 특히 KIP database의 70년대 자료는 우리나라 원시자료의 한계로 인해 여러 가지 가정에 의존하여 작성된 것임을 유념할 필요가 있다.

내린 바 있다. 주지하듯이 본고의 분석 기간 동안 우리나라는 급속히 경제규모가 팽창하는 가운데 완전경쟁보다는 독과점적 성격을 지닌 대기업들이 주도적 역할을 해왔다. 이는 규모의 확대를 통해 대기업들이 순수 이윤을 확보할 수 있는 여지가 존재하였음을 시사한다.

(2) 결과의 해석

본고의 회귀분석 결과는 일견 완전경쟁이나 규모에 대한 보수 불변을 가정한 기존의 전형적 거시모형이나 기업단위 자료를 이용한 일부 국내 실증분석 결과와 배치되는 것으로 보인다. 예컨대 제조업 기업패널자료를 사용하여 확률적 변경생산함수 모형으로 1980~1994년의 규모의 보수를 측정 한 광호·김상호(1999)에서는 규모에 대한 보수가 대체로 1에 가까운 것으로 나타난 바 있다. 또한 제조업 기업의 1986~1993년 횡단면 자료를 이용하여 일반화된 생산함수(*generalized production function*)를 측정한 김종일 외(1999)는 대부분의 산업에서 기업의 규모에 따른 보수가 불변에 가깝다고 결론 내렸다. 그러나 기업단위의 자료를 이용한 이 같은 연구 결과와 산업단위의 자료를 이용한 본고의 결과는 근본적인 차이가 있다. 기업 단위에서 규모에 대한 보수 증가가 나타나는 경우는 고정 비용이 존재할 경우 등에 국한되지만, 산업이나 전체 경제의 경우 긍정적 외부효과나 확산 효과 등으로 인해 개별 기업의 생산 특성과는 무관하게 규모에 대한 보수가 증가할 수 있다. 특히 외부성이 강한 기술이나 지식, 정보통신 등의 역할이 커질수록 그러한 경향은 더욱 두드러질 것이다. 우리나라 경제가 그동안 노동집약적 산업에서 기술 및 지식집약적 산업으로 변화해 온 점을 감안한다면 규모에 대한 보수가 차지하는 역할이 점차 커지는 것은 그리 놀라운 일이 아닐 것이다.

한편 전통적으로 경제 전체를 모형화할 때 완전경쟁이나 규모에 대한 보수 불변의 가정이 흔히 사용되어 온 것이 사실이다. 그러한 가정이 대체로 타당하다는 주장의 논거는 경제가 이미 정상 상태(*steady state*)에 도달해 있고 균형성장경로(*balanced growth path*)를 따라 진행해온 미국 등의 선진국 경제에 대한 관찰로부터 주로 도출되었다. 그러나 1990년대를 전후하여 태동한 내생적 성장이론을 중심으로 외부성과 시장불완전성에 기인한 규모에 대한 보수 증가를 성장의 주요 동력으로 다루는 분석이 활발하게 이루어지고 있다. “*new growth theory*”라고도 불리는 이 분야의 방대한 문헌을 소개하는 일은 본고의 범위를 넘는 것이나, 대표적으로

Romer (1986, 1990)가 외부효과가 있는 내생적 성장모형에서 규모에 대한 보수 증가가 성립하는 모형을 선구적으로 제시한 바 있으며, Benhabib and Farmer (1996) 역시 투입의 외부성이 존재하거나 독점적 경쟁이 존재하는 경우, 개별 기업들의 기술이 규모에 대한 보수 감소라 하더라도 경제 전체는 규모에 대한 보수 증가를 경험할 수 있음을 보여주었다. Basu and Fernald (1997)는 산업자료에 대한 분석을 통해 개별 산업에서는 종종 규모에 대한 보수 감소가 존재하지만 불완전경쟁이 존재할 때 경제전체에서는 규모에 대한 보수가 증가함을 보여주었으며, Morrison and Siegel (1997)은 외부성이 미국제조업의 규모에 대한 보수 증가의 상당 부분을 설명할 수 있음을 보여주었다. Laitner and Stolyarov (2004) 역시 기업들의 불완전 경쟁과 규모에 대한 보수 증가를 허용하는 일반균형모형을 토대로 성장회계를 시행하여 미국경제의 규모에 대한 보수가 1.1 내외로서 규모에 대한 보수 증가가 일정 수준 존재한다고 보고한 바 있다. 앞서 언급한 Park and Kwon (1995) 역시 한국의 수출 주도 성장시스템 하에서 수출부문의 동적 확산효과(dynamic spillover effect)로 인해 규모에 대한 보수 증가가 성장을 설명하는 데 중요한 역할을 함을 강조하고 있다.

V. 결 론

우리나라 총요소생산성을 측정된 국내의 기존 연구들은 완전경쟁과 규모에 대한 보수 불변을 전제로 하고 총요소생산성을 측정함으로써 다양한 수준의 독점 및 규모의 경제가 작용하는 시장의 현실을 제대로 반영하지 못하였다. 해외 연구의 경우 OECD는 완전경쟁의 가정을 완화하였으나 노동의 질적 변화가 무시되고 자본의 사용자비용을 과도하게 단순화하는 등의 문제점이 존재한다. 본고에서는 한국생산성본부의 KIP 데이터베이스와 표학길 외 (2009)에서 제시된 자본의 사용자비용 추계 결과를 사용함으로써 자료의 정합성을 높이는 한편, 독점이윤의 존재를 허용하는 보다 현실적인 가정 하에 총요소생산성을 측정하였다. Hall 방식의 총요소생산성 측정결과, 시장부문에서 생산성 증가율이 1980년대 2.2%를 정점으로 점차 하락하여 2000년대에는 1.3% 증가에 그친 것으로 나타났다. 그러나 부가가치의 증가율도 함께 하락하였으므로 성장에서 총요소생산성이 차지하는 비중은 80년대의 22%에서 2000년대 31%로 증가하였다. 성장에서 가장 큰 비중을 차지한 것은 자본투입으로 2000년대 1.8%의 평균 증가율을 기록했으나, 1980년대에 비해 그 비중이 감

소하였다. 노동투입 역시 증가율이 80년대의 2.1%에서 2000년대 1.2%로 하락하였으나 성장에서 차지하는 비중은 동 기간 21%에서 29%로 늘어났다. 제조업의 경우 2000년대의 총요소생산성 증가율은 1990년대에 비해 절반가량인 0.5%에 그쳤으며, 성장에서 차지하는 비중 역시 12%에서 8%로 하락하였다. 시장서비스업의 총요소생산성 역시 1990년대의 0.8%에서 2000년대의 0.1%로 크게 떨어졌다.

한편, 독점이윤으로 인한 초과가격(markup)의 존재와 규모의 경제를 모두 허용하기 위해 회귀분석을 통해 규모에 대한 보수와 기술진보를 동시에 추정한 결과, 시장경제의 경우 규모에 대한 보수가 0.66에서 1990년대 이후 1.16으로 증가한 반면 기술진보는 4%에서 1%로 감소한 것으로 드러났다. 이는 총요소생산성의 증가가 체화되지 않은(disembodied) 기술의 발전보다 규모에 대한 보수 증가에 기인한 것임을 시사하는 것이다. 경제 전체에서 규모에 대한 보수가 증가한 데에는 기술 및 지식기반 경제로의 이행에 따른 외부효과 및 산업간 파급효과의 증가 등이 작용하였을 것으로 해석할 수 있다. 특히 시장서비스업에서 기술진보는 1990년대 이전의 2%에서 이후에는 -1%로 감소한 반면 규모에 대한 보수는 0.63에서 1.37로 크게 증가하였는데, 이는 서비스업의 대형화가 진행되어온 그동안의 상황도 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 이에 비해 제조업에서는 체화되지 않은 기술진보가 거의 없었던 것으로 나타났으며 규모에 대한 보수는 다소 증가하였다.

Diewert and Fox(2008)는 미국의 총요소생산성을 분석한 후 규모에 대한 보수 증가가 큰 역할을 했음을 밝히고 향후 이를 확대하는 것이 미국 경제의 성장에 중요한 관건이라고 주장한 바 있다. 그러나 우리나라의 경우 규모에 대한 보수 증가가 분배적인 측면에 미칠 영향도 아울러 고려할 필요가 있다. 특히 서비스업에서 규모의 경제가 증가하고 있는데, 이는 매장의 대형화나 프랜차이즈화를 통해 일정한 규모를 갖추는 것이 경쟁에 유리하기 때문일 수 있다. 그러나 서비스업에서의 규모의 경제 추구는 전통시장과 골목상권의 축소를 통해 자영업자의 소득에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 따라서 제조업의 일자리 창출력이 약화되는 상황을 고려할 때 서비스업에서 분배에 미치는 부정적 영향을 최소화하면서 규모의 경제를 달성할 수 있는 방식의 모색이 필요할 것이다. 특히 전체 경제 혹은 산업 수준에서의 규모에 대한 보수의 확대는 반드시 기업단위의 규모 확대를 필요로 하는 것은 아님을 기억할 필요가 있다. 외부성이 강한 기술이나 지식, 정보통신의 축진을 통해 기업 간 혹은 산업 간 확산 효과를 극대화하는 것도 경제 전체의 규모에 대한 보수를 확대하는 바

람직한 방식이다.

마지막으로 본고에서 규모에 대한 보수에 비해 기술진보의 역할이 작게 나타난 점을 해석할 때 개념의 차이에 특히 유의할 필요가 있음을 밝혀둔다. 성장회계에서 측정하고자 하는 기술진보는 자본재에 체화되어 있지 않은 기술발전을 의미하며, 상당히 협의의 개념이라 할 수 있다. 만약 기술진보가 새로운 자본재 등에 체화되어 나타나는 경우, 그로 인한 자본재의 질적인 변화는 헤도닉 품질조정방식 등의 방법을 통해 자본투입량에 반영되어 궁극적으로 자본스톡의 증가로 간주된다. 따라서 Jorgenson and Griliches(1967)가 언급하였듯이 만약 대부분의 신기술이 새로운 자본재에 체화된 형태로 나타나고, 또 그러한 자본재의 질적 변화가 자본투입의 측정 시 정확하게 반영된다면, 성장회계를 통해 나타나는 기술진보는 작을 수밖에 없다. 이는 노동투입의 경우에도 마찬가지다. 노동의 질적 변화는 노동력의 구성 및 교육년수의 변화에 대한 측정 등을 통해 노동투입량에 반영된다. 즉, 성장회계에서는 기본적으로 자본재나 노동에 체화된 질적인 변화가 양적인 수치로 변환되는 과정을 거쳐 투입량의 변화로 나타나게 된다. 따라서 일반적으로 전체경제의 기술수준의 발전을 논할 때 성장회계에서 측정대상으로 삼고 있는 체화되지 않은 기술진보 이외에 체화된 기술진보와 확산 효과 등을 모두 포괄하는 의미로 사용됨을 고려한다면, 성장회계를 통해 측정된 기술진보가 크지 않았다는 본고의 결과가 일반적인 의미에서 기술발전의 역할을 부정하는 것으로 혼동되어서는 안 될 것이다.

■ 참고 문헌

1. 김동석·김민수·김영준·김승주, 『한국경제의 성장요인 분석: 1970~2010』, 연구보고서 2012-08, 한국개발연구원, 2012. 12.
(Translated in English) Kim, Dongseok, Minsoo Kim, Youngjoon Kim, and Seungju Kim, *Accounting for Economic Growth in Korea: 1970-2010*, Research Monograph 2012-08, KDI, December 2012.
2. 김종일·왕규호·정수연, “제조업 업종별 규모의 보수와 생산효율성에 관한 연구,” 『계량경제학보』, 제10권 제1호, 1999. 6.

- (Translated in English) Kim, Jongil, Gyuhoo Wang, and Suyeon Jung, “A Study on Returns to Scale and Technical Efficiency in Manufacturing Industries,” *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 10, No. 1, June 1999.
3. 조태형 · 김정훈 · Paul Schreyer, “1980~2010년 중 우리나라 실질소득의 증가요인 분석,” 『금융경제연구』, 제480호, 한국은행, 2012. 7.
- (Translated in English) Cho, Taehyoung, Junghoon Kim and Paul Schreyer, “Measuring the Evolution of Korea’s Material Living Standards 1980–2010,” Working Paper No. 480, The Bank of Korea, July 2012.
4. 표학길 · 김우철 · 전은경, 『한국의 산업별 수익률 및 사용자 비용 추계(1970~2006)』, 한국조세연구원, 2009. 8.
- (Translated in English) Pyo, Hak K., Woocheol Kim and Eunkyung Jeon, *The Estimation of User Costs by Industries in Korea(1970~2006)*, Korea Institute of Public Finance, August 2009.
5. 한광호 · 김상호, “한국 제조업의 총요소생산성과 기술적 효율성,” 『경제학연구』, 제47집 4호, 1999. 12.
- (Translated in English) Hahn, Kwangho and Sangho Kim, “Total Factor Productivity and Technical Efficiency of Korean Manufacturing Industry,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 47, No. 4, December 1999.
6. 한국생산성본부, 『총요소생산성 국제비교』, 한국생산성본부, 2012.
- (Translated in English) Korea Productivity Center, *International Comparison of Total Factor Productivity*, Korea Productivity Center, 2012.
7. 한진희 · 신석하, “경제위기 이후 한국경제의 성장: 성장회계 및 성장회귀 분석,” 『한국개발연구』, 제30권 제1호, 한국개발연구원, 2008.
- (Translated in English) Hahn, Chinhee and Sukha Shin, “Understanding Post-Crisis Growth of the Korean Economy: Growth Accounting and Cross-Country Regressions,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 30, No. 1, Korea Development Institute, 2008.
8. Acemoglu, Daron, “Localized and Biased Technologies: Atkinson and Stiglitz’s New View, Induced Innovations, and Directed Technological Change,” NBER Working Papers 20060, National Bureau of Economic Research, 2014.
9. Aigner, D., C. Lovell, and P. Schmidt, “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of Econometrics*, Elsevier, Vol. 6(1), July 1977, pp.21-37.
10. Atkinson, Anthony B., and Joseph E. Stiglitz, “A New View of Technological Change,” *Economic Journal, Royal Economic Society*, Vol. 79(315), September 1969, pp.573-578.
11. Basu, Susanto and John Fernald, “Returns to Scale in US Production: Estimates and Implications,” *Journal of Political Economy*, 105, 1997.
12. _____, “Aggregate Productivity and Aggregate Technology,” *European Economic Review*, 46, 2002.
13. Basu, Susanto and David N. Weil, “Appropriate Technology And Growth,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, Vol. 113(4), November 1998, pp.1025-1054.
14. Benhabib, Jess and Roger Farmer, “Indeterminacy and Sector-specific Externalities,”

- Journal of Monetary Economics*, Vol. 37(3), June 1996, pp.421-443.
15. Caselli, Francesco and Wilbur J. Coleman, "The World Technology Frontier," *American Economic Review*, Vol. 96(3), June 2006, pp.499-522.
 16. Conference Board, *Total Economy Database*, January 2013.
 17. Diewert, W. Erwin and Kevin J. Fox, "On the Estimation of Returns to Scale, Technical Progress and Monopolistic Markups," *Journal of Econometrics*, 145, 2008.
 18. Domowitz, Ian, Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen, "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 70(1), February 1988, pp.55-66.
 19. Doms, M., T. Dunne and K. Troske, "Workers, Wages, and Technology," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112(1), February 1997, pp.253-290.
 20. Fernald, John and Brent Neiman, "Growth Accounting with Misallocation: Or, Doing Less with More in Singapore," *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, Vol. 3(2), April 2011, pp.29-74.
 21. Griliches, Zvi, "Introduction to Output Measurement in the Service Sectors," NBER Chapters in Output Measurement in the Service Sectors, pp.1-22 National Bureau of Economic Research, 1992.
 22. Hall, Robert E., "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, Vol. 96(5), October 1988.
 23. _____, "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual," in Diamond, P. (ed.), *Growth, Productivity, Employment*, MIT Press, Cambridge, MA, 1990.
 24. Hall, Robert E., and Charles I. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, Vol. 114(1), February 1999, pp.83-116.
 25. Hsieh, Chang-Tai, "What Explains the Industrial Revolution in East Asia? Evidence from Factor Markets," *American Economic Review*, 2002.
 26. Jorgenson, Dale W., and Zvi Griliches, "The Explanation of Productivity Change," *The Review of Economic Studies*, Vol. 34, No. 3, July 1967.
 27. Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(1), February 1992, pp.35-78.
 28. Kee, Hiau Looi, "Estimating Productivity When Primal and Dual TFP Accounting Fail: An Illustration Using Singapore's Industries," *Topics in Economic Analysis and Policy*, 4, 2004.
 29. Kim, J. I., and Lawrence Lau, "The Sources of Economic Growth in the East Asian Newly Industrialized Countries," *Journal of Japanese and International Economics*, 8, 1994.
 30. Krugman, Paul, "The Myth of East Asian Miracle," *Foreign Affairs*, 73, 1994.
 31. Kumbhakar, Subal and C. A. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge Books, Cambridge University Press, April 2003.
 32. Laitner, John and Dmitriy Stoloyarov, "Aggregate Returns to Scale and Embodied Technical

- Change: Theory and Measurement Using Stock Market Data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51 (1), January 2004, pp.191-233.
33. Meeusen, W., and J. van den Broeck, “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error,” *International Economic Review*, 8, 1977, pp. 435-444.
34. Morrison, Catherine J., and Donald Siegel, “External Capital Factors And Increasing Returns In U.S. Manufacturing,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79 (4), November 1997, pp.47-654.
35. OECD, *OECD Compendium of Productivity Indicators 2012*, OECD Publishing, 2012.
36. Park, Seung-Rok and Jene K. Kwon, “Rapid Economic Growth with Increasing Returns to Scale and Little or no Productivity Growth,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, No. 2, May 1995.
37. Romer, Paul M., “Increasing Returns and Long-Run Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol. 94 (5), October 1986, pp.1002-1037.
38. _____, “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, Vol. 98 (5), October 1990, pp.S71-S102.
39. Solow, Robert M., “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, August 1957.
40. Young, Alwyn, “The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995.

〈 부 록 〉

본고에서 원형총요소생산성의 측정을 통해 성장요인을 분해한 결과는 〈Appendix Table 1〉과 같다. 주요 특징을 요약하면 첫째, 시장경제를 기준으로 했을 때 자본 투입 증가가 경제성장에 가장 크게 기여한 것으로 나타났으나 그 비중은 점차 줄어들고 있다. 둘째, 노동투입 증가가 차지하는 비중은 1980-2000년간 비슷한 수준을 유지했으나 최근 다소 높아졌다. 이는 노동의 양적 투입의 감소에도 불구하고 학력 수준의 증가 등 질적인 향상이 반영된 결과이다. 셋째, 총요소생산성은 노동투입과 비슷한 수준의 비중을 차지하지만 1990년대에 비해 2000년대에 다소 낮아졌다. 산업별로 나누어보면 가장 큰 특징은 중간재의 비중이 매우 크다는 점이다. 특히 제조업의 중간재투입 증가율이 시장서비스업보다 현저히 높다. 반면 노동투입 증가가 차지하는 비중은 제조업이 2000년대에 2%에 불과해 미미한 수준인 반면 시장서비스업은 17% 가량을 차지하고 있다.

〈Appendix Table 1〉 Growth Decomposition by Industry

A. Total and Market Economy

		'71-'80	'81-'90	'91-'00	'01-'10
Total Economy	Y	8.5	9.3	6.0	3.8
	L	2.4(0.28)	2.2(0.24)	1.3(0.22)	1.4(0.37)
	K	5.3(0.62)	6.7(0.72)	4.2(0.70)	2.3(0.61)
	TFP	0.9(0.10)	0.4(0.04)	0.5(0.08)	0.1(0.02)
Market Economy	Y	9.2	10.0	6.6	4.2
	L	2.3(0.25)	1.8(0.18)	1.1(0.17)	0.9(0.21)
	K	5.8(0.63)	6.9(0.69)	4.1(0.62)	2.5(0.60)
	TFP	1.1(0.12)	1.4(0.14)	1.4(0.21)	0.8(0.19)

B. Industry

		'71-'80	'81-'90	'91-'00	'01-'10
Manufacturing	Y	14.8	11.8	8.3	6.1
	L	0.9(0.06)	0.6(0.05)	0(0)	0.1(0.02)
	K	1.2(0.08)	1.6(0.14)	1.1(0.13)	0.6(0.1)
	M	10.7(0.72)	9.1(0.77)	6.1(0.73)	4.8(0.79)
	TFP	2.0(0.14)	0.5(0.04)	1.1(0.13)	0.6(0.1)

Services	Y	8.2	8.5	6.4	4.3
	L	1.1 (0.13)	1.8 (0.21)	1.5 (0.23)	1.2 (0.28)
	K	2.5 (0.30)	3.8 (0.45)	2.5 (0.39)	1.2 (0.28)
	M	3.9 (0.48)	3.8 (0.45)	2.7 (0.42)	2.4 (0.56)
	TFP	0.6 (0.07)	-0.9 (-0.11)	-0.3 (-0.05)	-0.5 (-0.12)
Market Services	Y	9.4	9.4	7.1	4.8
	L	0.9 (0.10)	1.3 (0.14)	1.5 (0.21)	0.8 (0.17)
	K	3.0 (0.32)	3.9 (0.41)	2.2 (0.31)	1.3 (0.27)
	M	3.8 (0.40)	4.0 (0.43)	2.8 (0.39)	2.6 (0.54)
	TFP	1.7 (0.18)	0.2 (0.02)	0.6 (0.08)	0.0 (0.01)

Note: Numbers in parentheses are ratios of contributions to the growth rate of value added (Y).

Measuring Total Factor Productivity under Relaxed Assumptions on Market Competitiveness and Returns to Scale*

Insong Jang**

Abstract

When economic growth is decomposed by growth accounting into contributing factors, technological progress is measured by total factor productivity. But, the measured primal TFP coincides with the technological progress only under the strict assumptions of perfect competition and constant returns to scale (CRS). In this paper, we first measure dual TFP which does not depend upon the CRS assumption. We also measure Hall type TFP which relaxes the assumption of perfect competition. The former is measured to have higher variability than the primal TFP, while the latter has lower value. When we relax both assumptions, the estimates of the technological progress turn out to be negligible while returns to scale appear to have increased since 1990s. While the increasing returns to scale (IRS) in the total economy might be interpreted as evidences of positive externality and spillover effects due to the transition to knowledge-based economy, the strong IRS in service industry may suggest the role of increased size of firms as well as franchising.

Key Words: total factor productivity, technological progress, returns to scale

JEL Classification: O47, D24, E23

Received: Nov. 12, 2013. *Revised:* Sept. 17, 2014. *Accepted:* Dec. 4, 2014.

* This paper draws upon the author's research report "Total Factor Productivity and Analysis of Factors Affecting Growth" at National Assembly Budget Office in 2013. The author wishes to thank the anonymous referees for their helpful comments.

** Senior Analyst, Economic Analysis Division, National Assembly Budget Office, 1 Uisadang-ro, Yeongdeungpo-gu, Seoul 150-010, Korea, Phone: +82-2-788-4653, e-mail: ijang@assembly.go.kr