

지역 산업의 기술진보와 고용*

The Technological Progress of Regional Industry and Local Employment Growth

최지혜 Choi Jihye**, 김일태 Kim Iltae***

Abstract

This study examines the effect of technological progress in regional industry on local employment growth in Korea during 2000~2014 using regional TFP(Total Factor Productivity) as proxy for technological progress representing improvement of productivity. This study classifies three types of technological progress; factor-neutral technological progress, capital-saving technological progress, and labor-saving progress. This study shows that the effect of three types of technological progress on employment is negative since the substitution effect induced by technological progress offsets the scale effect. This implies that a decrease in cost by technological progress does not fully lead to a reduction in price. This study suggests that regional industry policy should focus on technological progress of regional industry producing price elastic and income elastic goods to enhance domestic demand and local employment growth.

Keywords: Regional Industry, Technological Progress, Local Employment Growth

I. 서론

기술진보(technological progress)는 생산 요소의 축적과 더불어 경제성장의 요인으로 생산 요소의 투입을 감소시켜 기존과 동일한 생산 수준을 얻거나 상품의 질을 향상시키는 생산성의 증가로 볼 수 있다. 이러한 기술진보는 기업의 이윤과 소비자의 효용을 증가시키고, 산업구조의 고도화, 고용 증대, 경제성장의 촉진을 통해 삶의 질을 향상시킨다.

Solow(1956) 이래로 신고전학파의 성장이론과 Romer(1990), Lucas(1988)에 의해 제기된 내생적 성장이론은

모두 기술진보를 경제성장의 원천으로 보고 있다. 전자는 기술진보를 외생적으로 보는 반면, 후자는 국가 간 성장률과 생산성의 차이를 기술진보의 내생성으로 설명한다. 지속가능한 경제성장과 생활 수준 향상에 있어 기술진보와 고용의 관계는 기술진보와 경제성장의 관계 못지않게 중요하다. 기술진보를 통한 생산성의 향상이 일자리와 소득을 감소시킨다면 내수 기반의 약화로 경제성장의 둔화가 가속화되어 지속가능한 성장을 기대할 수 없다.

고용은 기술 변화에 의해서 직·간접적인 영향을 받는다.1) 기술진보는 생산 요소를 효율적으로 사용할 수

* 본 논문을 수정하는 데 유익한 의견을 주신 익명의 심사위원들께 감사를 드립니다.

** 전남대학교 대학원 경제학과 BK21+사업팀 박사후연구원(제1저자) | Ph.D., Dept. of Economics, Chonnam National Univ. | Primary Author | iamwise_7@naver.com

*** 전남대학교 경제학부 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Economics, Chonnam National Univ. | Corresponding Author | kit2603@jnu.ac.kr

있어 생산 요소 단위당 산출량을 늘리거나 같은 산출량 수준에 필요한 요소의 투입을 감소시킨다. 기술진보로 기존의 동일한 생산 수준을 얻을 수 있으면 대체효과(substitution effect)로 고용은 감소한다. 고용의 감소는 기술진보의 노동 절약 정도, 노동시장의 유연성, 생산 요소의 대체성 등에 의존한다. 또한 기술진보는 생산비용의 절감으로 상품가격을 하락시키는데 이에 따른 실질 소득의 증가로 최종 생산물에 대한 수요를 증대시킨다. 이때 상품 수요와 생산의 증대로 요소 투입을 늘리는 과정에서 고용은 증가한다. 이런 가격효과와 소득효과를 통한 노동 수요의 증가를 보상효과(compensation effect) 또는 규모효과(scale effect)라고 한다.

보상효과는 기술진보를 통해 신제품이 생산되고 신산업이 출현하면서 직접적으로 고용을 창출하고 가격효과와 소득효과를 통해 간접적으로 고용에 영향을 미친다. 가격효과는 상품시장의 완전경쟁 정도, 상품 수요의 가격탄력성에 의해 좌우되고, 소득효과는 소득분배기구와 상품 수요의 소득탄력성에 의존한다. 상품 시장이 완전경쟁적일수록 기술진보에 따른 생산 비용 감소가 상품가격 하락으로 이어지고, 상품 수요가 가격 변화에 탄력적일수록 가격하락에 따른 수요 증대 효과가 크다.²⁾ 또한 소득분배기구를 통해 상품 수요의 증대로 창출된 부가가치가 공평하게 분배되면 소득 증대의 효과가 커지고 상품 수요가 소득탄력적일수록 기술진보에 의한 보상효과가 커진다. 이런 점에서 시장이 완전경쟁적일수록 가격탄력적이며 소득탄력적인 상품 생산에서의 기술진보는 고용을 증가시키는 보상효과가 클 것으로 예상할 수 있다.

기술진보의 고용 효과에 관한 미시적 분석은 주로 기업체 자료를 이용하여 전 산업 또는 특정 산업의 생산함수를 설정하여 노동수요함수를 도출하고 기술진보의 고용창출 효과를 확인하고 있다. 대부분의 연구는 기술혁신 활동을 제품혁신(product innovation)과 공정혁신(process innovation)으로 구분하여 고용창출 효과를 검토하고 있다.³⁾

van Reenen(1997)은 기술의 상용화(commercialization)를 수행한 영국의 제조업체수를 기술혁신의 대응변수로 설정하고, 동태적 패널 일반화적률방법(dynamic panel generalized method of moments)을 이용하여 기술진보가 고용에 미치는 영향력을 확인하였다. 이 연구에 의하면 공정혁신의 고용창출 효과는 거의 없으나 제품혁신의 고용창출 효과는 뚜렷하게 나타났다. Lachenmaier and Rottmann(2011)과 Bogliacino, Piva and Vivarelli(2012)는 van Reenen(1997)의 모형을 적용하여 각각 독일과 유럽의 기업체 자료를 이용한 유사한 연구를 시도하였다.

Harrison, Jaumandreu, Mairesse and Peters(2005; 2008; 2014)는 2기간 2재화 모형을 설정하여 규모수익불변인 생산함수의 중립적인 생산효율성을 가정하여 비용함수로부터 노동수요함수와 고용 증가율에 관한 식을 도출하였다. 문성배, 전현배(2008)는 한국의 기술혁신조사 항목의 신상품 및 개선상품의 매출액 자료를 이용하고 Harrison, Jaumandreu, Mairesse and Peters(2005)의 모형을 적용하여 ICT(정보통신기술) 기업과 비ICT 기업 모두 제품혁신에 따른 신상품 매출의 증가가 기존 상품의 매출액 증가보다 고용에 더

1) 기술 변화와 고용의 관계에 관한 설명은 고상원(1997, 26-29) 참조.

2) 기업은 상품 생산의 한계비용에 적정 수준의 이윤율(mark-up)을 곱한 만큼의 값을 상품가격으로 설정함. 완전경쟁시장에서 이윤율은 1이 되어 한계비용과 상품가격이 동일하므로 비용이 감소한다면 같은 크기로 상품가격이 하락함.

3) 기술혁신의 유형은 제품혁신과 공정혁신으로 구분됨. 일반적으로 제품혁신은 상품 수요를 증가시키지만, 공정혁신은 대체효과와 보상효과를 동시에 지니므로 노동 절약 정도에 따라 고용 감소의 정도가 다르게 나타남.

큰 영향을 미치는 것을 보였다.

최창곤, 이선경(2011)은 노동수요 결정 조건과 노동수요함수, 노동공급함수를 설정하여 균형 고용방정식을 도출하고, 의태모형실험(simulation experiment)을 이용하여 기술혁신 활동이 고용에 주는 효과를 확인하였다. 그들은 기술진보를 노동절약적(labor-saving), 자본절약적(capital-saving), 요소중립적(neutral)의 형태로 분류하여 실험을 통해 보건 및 사회복지사업, 부동산 및 사업서비스업 분야에서 노동-자본 비율의 증가에 따른 최근의 일자리 증가가 일부 서비스업 분야에서 이뤄져 자본집약적인 기술진보가 발생했을 것이라고 설명하였다.

거시적 관점에서 기술진보가 고용에 미치는 영향을 확인한 연구들은 주로 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector Autoregressive: SVAR) 모형을 이용하고 있다. Gali(1999)는 SVAR 모형을 이용하여 기술 충격에 의한 노동생산성과 노동시간의 관계를 제시하였다. 그는 균제상태(steady state)의 경제에서는 기술 변화만이 노동생산성에 영향을 줄 수 있다는 제약을 두고 기술충격에 의한 노동생산성과 노동시간의 관계가 음(-)의 관계를 가진다는 결과를 보였다. Chang and Hong(2006)은 Gali(1996)의 연구를 적용하여 제조업 분야의 기술충격이 고용에 미치는 영향을 확인하였다. Fisher(2006)는 기술진보가 자본재에 체화된 경우와 중립적인 경우를 구분하여 기술충격의 고용 증감 효과가 서로 다르게 나타남을 보였다. 김배근(2012)은 Fisher(2006)의 방법을 적용하여 제조업 특유의 기술진보와 중립적 기술진보를 구분하고 제조업 특유의 기술진보가 고용에 긍정적인 효과를 주는 것을 확인하였다.

박구도, 조범준(2011)은 Nordhaus(2005)의 회귀모형을 이용하여 기술진보의 결과인 총요소생산성(Total Factor Productivity: TFP)의 향상이 고용에 미치

는 영향을 확인하였다. 그들은 SVAR 추정을 통해 TFP와 고용 간의 내생적 관계를 분석하고, 제조업 분야와 산업 전체에서 기술충격에 의한 TFP의 고용 증대 효과가 긍정적이며 외환위기 이후에 그 영향력이 감소함을 보였다.

기술진보가 고용에 미치는 영향에 관한 선행연구들은 미시적 접근과 거시적 접근이 서로 다를 뿐만 아니라, 미시적 분석의 경우 기술진보를 나타내는 변수를 다양하게 선택하고 있어 기술진보의 대응변수를 설정하기가 쉽지 않음을 알 수 있다.

본 논문은 기술진보의 고용창출 효과가 기술진보의 유형에 따라 다르게 나타날 것으로 가정하고, 지역 산업의 기술진보가 지역 고용에 주는 효과를 확인하며 지역의 고용창출을 위한 방안을 제시한다. 또한 선행연구의 미시적 분석에서 다양하게 도입되었던 기술진보의 대응변수를 TFP로 선택하고, 지역별 TFP를 추계하여 분석 자료로 이용한다. 본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장은 분석 모형과 자료를 설명하고, 3장은 분석 결과를 제시하며, 마지막 4장은 결론을 요약한다.

II. 모형 및 자료

1. 기술의 측정

기술진보 또는 기술혁신에 대한 측정은 관련 이론이 알려진 것이 없고 실제 기술혁신의 경제적 가치를 평가하는 일이 어렵다. 기술의 전파(spillover)에 따른 기술 수렴(convergence)을 확인하기에 앞서 기술의 측정 변수로 총요소생산성이 R&D 스톡이나 특허출원보다 상대적으로 적절한 것으로 알려져 있는데, TFP는 특허 출원으로 평가할 수 없는 기술혁신까지 포함하며 Cobb-Douglas 생산함수로부터 추정되므로 수렴모형

의 기술진보 개념과 가장 부합하기 때문이다. R&D 스톡은 확률적인 기술혁신의 성격을 반영하지 못할 뿐만 아니라 시간에 따른 R&D 스톡의 비교가 어렵다는 한계가 있다. 특허출원은 전체 기술혁신 중 극히 일부만이 출원되거나 기술진보와 무관한 것들이 대다수라는 점에서 기술 측정에 한계가 있다는 것이다(김시원 2014, 83-84).

본 논문은 성장회계(growth accounting)방식을 통해 기술진보의 결과로 간주되는 TFP를 추정하였으며, 생산함수는 물적(physical) 자본스톡과 인적자본강화노동(human capital-augmented labor)을 포함하는 것으로 가정한다.⁴⁾ 생산 과정에서 모든 생산 요소에 동일한 영향을 주는 비체화된(disembodied) 기술진보는 생산 요소 간의 결합 또는 생산 요소와 산출물과의 결합 비율이 일정하다고 보는 중립적 기술진보를 기초로 하여 세 가지 유형으로 구분된다. 먼저 요소중립적(또는 Hicks 중립적) 기술진보는 자본과 노동이 같은 비율로 절약되면서 과거와 동일한 생산 수준을 유지시키며, 노동절약적(또는 Harrod 중립적) 기술진보는 자본보다 노동이 더 많이 절약되는 것으로 이때의 기술진보는 노동생산성의 향상에 의해 발생하는 것으로 간주한다. 반면, 자본절약적(또는 Solow 중립적) 기술진보는 자본이 노동보다 더 많이 절약되면서 생산 수준의 유지 또는 증가를 가져온다. 각 기술진보의 유형에 따라 생산함수를 Cobb-Douglas 생산함수 형태로 나타내면 <식 1~3>과 같다.

$$Y_{i,t} = A_{i,t}^{Hicks} K_{i,t}^{\alpha_{i,t}} H_{i,t}^{1-\alpha_{i,t}} \quad \text{<식 1>}$$

$$Y_{i,t} = (A_{i,t}^{Solow} K_{i,t})^{\alpha_{i,t}} H_{i,t}^{1-\alpha_{i,t}} \quad \text{<식 2>}$$

$$Y_{i,t} = K_{i,t}^{\alpha_{i,t}} (A_{i,t}^{Harrod} H_{i,t})^{1-\alpha_{i,t}} \quad \text{<식 3>}$$

여기서 K 는 물적 자본스톡, H 는 인적자본강화노동을 나타내며 $H_{i,t} = e^{\phi(E_{i,t})} L_{i,t}$ 로 정의된다. E 는 교육 수준을 나타내는 변수로 교육을 받지 않았다면 교육 수익률 $\phi(E)$ 는 0이 된다. 교육 수익률은 Mincer의 소득방정식을 이용하여 추정되는데 Hall and Jones(1999)는 Psacharopoulos(1994)의 연구에서 OECD 국가들의 평균 교육연수를 10.9년, 교육 수익률의 계수를 6.8%로 추정한 것을 확인하여 8년 이상의 교육연수에 교육 수익률 파라미터로 사용하였다. 본 논문에서도 이를 적용하여 교육 수준 E 에 교육 수익률 파라미터 6.8%를 곱한 후 인적자본을 추계하였다.⁵⁾ <식 1~3>의 A 는 각각 Hicks 중립적, 자본강화적(Solow 중립적), 노동강화적(Harrod 중립적) 기술진보의 결과인 TFP를 의미한다. α 는 자본소득 분배율로 Hall and Jones(1999)에서 설정한 것과 같이 1/3의 값을 부여한다.⁶⁾

그다음으로 기술진보 유형에 따른 각 생산함수를 노동단위당 생산량($y = Y/L$)에 관한 식으로 정리하면 <식 4~6>과 같다.

4) Solow(1957)와 Kendrick(1961)에 의해 전파된 성장회계방식을 이용한 TFP 성장률의 추정은 생산투입 요소의 질적 특성을 고려하지 않았으나, Denison(1967), Jorgenson and Griliches(1967)의 연구에서 노동과 자본의 질적 특성이 반영됨으로써 경제성장의 잔차의 상당 부분이 기술 변화가 아니라 생산 요소의 질적 수준 변화로 인해 설명될 수 있음이 제기됨.

5) Hall and Jones(1999)에서 교육 수준 E 의 변수로 평균교육연수(average years of schooling)를 사용하고 있으나, 평균교육연수와 교육 수익률에 대한 한국의 지역별 통계 자료가 구축되지 않아서 본 논문에서는 교육 수준 E 의 변수를 고등학교 등록률로 사용하였으며, 한국이 OECD 회원국임을 고려하여 교육 수익률 6.8%를 적용함.

6) 선진국의 국민계정 자료의 경우 대략적으로 자본소득분배율 α 는 약 1/3의 값을 갖는 것으로 알려져짐.

$$y_{i,t} = \left(\frac{K_{i,t}}{Y_{i,t}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (A_{i,t}^{Hicks})^{1-\alpha} h_{i,t} \quad \text{<식 4>}$$

$$y_{i,t} = \left(\frac{K_{i,t}}{Y_{i,t}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (A_{i,t}^{Solow})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} h_{i,t} \quad \text{<식 5>}$$

$$y_{i,t} = \left(\frac{K_{i,t}}{Y_{i,t}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_{i,t}^{Harrod} h_{i,t} \quad \text{<식 6>}$$

여기서 h 는 H/L 로 노동단위당 인적자본을 의미한다.

먼저, TFP 추정을 위해 먼저 영구재고(perpetual inventory)법을 이용하여 자본스톡을 추계한다. 영구재

고법은 초기 투자를 평균투자 증가율과 감가상각률의 합으로 할인함으로써 초기의 자본량을 추계하고, 이후의 자본스톡을 자본 변화식에 따라 투자액을 연속적으로 누적시켜 추계하는 방법이다. t 기가 초기라 한다면 t 기의 자본량은 $K_{i,t} = I_{i,t}/(g_i + \delta)$ 이 되고 $t+1$ 기의 자본스톡은 $K_{i,t+1} = I_{i,t+1} + (1-\delta)K_{i,t}$ 이 되어 누적된 자본스톡을 연속적으로 추계할 수 있다.⁷⁾ 본 논문에서는 분석기간의 평균투자증가율을 g_i 의 변수로 이용하며, 감가상각률 $\delta = 0.05$ 로 가정한다.⁸⁾

이제 <식 4~6>을 로그변환하고 잔차항을 추정하여 총요소생산성 A 를 구할 수 있다. <Table 1~3>은 기술진보 유형에 따른 TFP 추계 값을 보여준다. 기술진보 유형별로 보았을 때 요소 중립적 기술진보의 TFP가 가장 높으며, 노동절약적 기술진보, 자본절약적

Table 1_ Estimation of Local TFP(Assume Factor-neutral Technological Progress)

Year	Seoul	Busan	Daegu	Incheon	Gwangju	Daejeon	Ulsan	Gyeonggi
2000	0.386	0.341	0.356	0.361	0.329	0.317	0.798	0.376
2005	0.432	0.377	0.386	0.427	0.359	0.355	0.779	0.403
2010	0.407	0.356	0.356	0.427	0.357	0.338	0.739	0.415
2011	0.430	0.359	0.363	0.423	0.369	0.348	0.757	0.416
2012	0.450	0.359	0.369	0.426	0.384	0.359	0.770	0.428
2013	0.423	0.349	0.366	0.407	0.375	0.341	0.682	0.422
2014	0.424	0.355	0.376	0.411	0.379	0.345	0.652	0.424
Year	Gangwon	Chungbuk	Chungnam	Jeonbuk	Jeonnam	Gyeongbuk	Gyeongnam	Jeju
2000	0.398	0.386	0.502	0.404	0.461	0.379	0.374	0.417
2005	0.408	0.402	0.542	0.432	0.551	0.437	0.414	0.461
2010	0.388	0.416	0.601	0.400	0.549	0.427	0.422	0.415
2011	0.395	0.426	0.609	0.425	0.546	0.419	0.427	0.436
2012	0.405	0.429	0.601	0.425	0.560	0.435	0.438	0.463
2013	0.382	0.428	0.568	0.409	0.500	0.423	0.433	0.426
2014	0.398	0.416	0.563	0.419	0.486	0.432	0.425	0.432

7) 투자액을 이용한 자본스톡 추계는 초기의 자본 설정에 영향을 받는데, 한국의 지역별 투자 규모(총자본형성) 자료는 1995년 이후의 자료만이 존재하여 1998년부터 광역시로 승격된 울산을 제외한 지역의 초기 자본은 1995년도 자료를 선택하였으며, 감가상각에 의해 초기자본의 영향이 일부 축소되었을 것으로 보임.

8) 장용성(2006)은 한국의 자료를 이용하여 자본-기술의 보완과 경제성장의 경로를 확인하였으며, 자본스톡 추계 시 감가상각률을 5%로 가정함.

Table 2_ Estimation of Local TFP(Assume Capital-saving Technological Progress)

Year	Seoul	Busan	Daegu	Incheon	Gwangju	Daejeon	Ulsan	Gyeonggi
2000	0.012	0.008	0.011	0.009	0.006	0.004	0.302	0.009
2005	0.019	0.012	0.015	0.018	0.010	0.007	0.222	0.014
2010	0.018	0.010	0.011	0.018	0.011	0.007	0.172	0.016
2011	0.021	0.010	0.012	0.017	0.012	0.008	0.184	0.015
2012	0.024	0.010	0.013	0.016	0.013	0.009	0.183	0.017
2013	0.020	0.009	0.012	0.014	0.012	0.007	0.114	0.017
2014	0.020	0.010	0.014	0.015	0.013	0.008	0.096	0.017
Year	Gangwon	Chungbuk	Chungnam	Jeonbuk	Jeonnam	Gyeongbuk	Gyeongnam	Jeju
2000	0.011	0.012	0.028	0.014	0.016	0.007	0.010	0.020
2005	0.012	0.014	0.039	0.017	0.032	0.013	0.016	0.028
2010	0.011	0.016	0.058	0.014	0.034	0.013	0.018	0.019
2011	0.011	0.017	0.061	0.017	0.033	0.012	0.018	0.023
2012	0.012	0.017	0.055	0.017	0.035	0.014	0.020	0.027
2013	0.010	0.017	0.046	0.015	0.023	0.013	0.019	0.021
2014	0.012	0.016	0.044	0.016	0.021	0.014	0.018	0.022

Table 3_ Estimation of Local TFP(Assume Labor-saving Technological Progress)

Year	Seoul	Busan	Daegu	Incheon	Gwangju	Daejeon	Ulsan	Gyeonggi
2000	0.240	0.199	0.212	0.217	0.188	0.179	0.713	0.231
2005	0.284	0.231	0.240	0.280	0.215	0.211	0.687	0.256
2010	0.259	0.212	0.212	0.279	0.214	0.197	0.635	0.268
2011	0.282	0.215	0.219	0.276	0.224	0.206	0.658	0.268
2012	0.302	0.215	0.224	0.278	0.238	0.215	0.675	0.280
2013	0.276	0.206	0.222	0.260	0.230	0.199	0.563	0.274
2014	0.276	0.212	0.230	0.264	0.233	0.203	0.527	0.276
Year	Gangwon	Chungbuk	Chungnam	Jeonbuk	Jeonnam	Gyeongbuk	Gyeongnam	Jeju
2000	0.251	0.240	0.355	0.256	0.313	0.233	0.229	0.270
2005	0.261	0.255	0.399	0.284	0.409	0.289	0.267	0.313
2010	0.242	0.269	0.466	0.253	0.407	0.279	0.274	0.267
2011	0.248	0.278	0.475	0.277	0.403	0.271	0.279	0.288
2012	0.258	0.281	0.466	0.277	0.419	0.287	0.290	0.315
2013	0.236	0.280	0.428	0.261	0.353	0.275	0.285	0.278
2014	0.251	0.269	0.422	0.271	0.339	0.284	0.278	0.284

기술진보 순으로 나타났다. 울산광역시의 경우 TFP가 현저히 높게 추정되었으나 시간에 따라 TFP가 점차 감소하는 모습을 볼 수 있다.⁹⁾ 울산광역시 다음으로 충청남도, 전라남도가 타 지역에 비해 상대적으로 높은 TFP를 보였다.

2. 모형 설정

본 논문은 기술진보 유형을 고려하고 박구도, 조범준(2011)의 모형을 토대로 회귀모형을 설정하였다.¹⁰⁾ 본 논문은 이 모형에 접근하여 기술진보의 유형에 따른 생산함수와 TFP를 고려한 회귀모형을 설정하였으며, 설정 과정은 다음과 같다.

먼저 모든 산업의 상품 수요함수와 기술진보 유형에 따른 생산함수는 <식 7>과 같다.

$$\text{수요 : } Y_{i,t} = DP_{i,t}^{-\lambda} X_{i,t}^{\mu}$$

$$\text{생산 : } \begin{cases} Y_{i,t} = A_{i,t}^{\text{Hicks}} K_{i,t}^{\alpha} H_{i,t}^{1-\alpha} \\ Y_{i,t} = (A_{i,t}^{\text{Solow}} K_{i,t}^{\alpha})^{\alpha} H_{i,t}^{1-\alpha} \\ Y_{i,t} = K_{i,t}^{\alpha} (A_{i,t}^{\text{Harrod}} H_{i,t})^{1-\alpha} \end{cases} \quad \text{<식 7>}$$

여기서 Y 는 지역별 실질 산출량, P 는 상품가격, X 는 실질소득을 말한다. 가격과 실질소득에 가중되는 $-\lambda$ 는 상품 수요의 가격탄력성, μ 는 소득탄력성을 의미하며, $\lambda > 0$, $\mu > 0$ 이다. A 는 각 기술진보의 유형에 따른 TFP이고, i 와 t 는 i 지역의 t 시점을 나타낸다.

비용 극소화 조건으로부터 최적 노동투입량 $H_{i,t}^*$ 와 자본투입량 $K_{i,t}^*$ 를 도출할 수 있으며, 이를 반영한 비용함수로부터 한계비용을 구하면 <식 8~10>과 같다.

$$\begin{cases} H_{i,t}^* = \left(\frac{W_{i,t}}{R_{i,t}}\right)^{-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} Y_{i,t} A_{i,t}^{-1} \\ K_{i,t}^* = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{W_{i,t}}{R_{i,t}}\right)^{1-\alpha} Y_{i,t} A_{i,t}^{-1} \\ MC_{i,t} = R_{i,t}^{\alpha} W_{i,t}^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} A_{i,t}^{-1} \left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + 1\right] \end{cases} \quad \text{<식 8>}$$

$$\begin{cases} H^* = \left(\frac{W}{R}\right)^{-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} YA^{-\alpha^2} \\ K^* = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{W}{R}\right)^{1-\alpha} YA^{\alpha(1-\alpha)} \\ MC = R^{\alpha} W^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} A^{-\alpha^2} \left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) A^{\alpha+1} + 1\right] \end{cases} \quad \text{<식 9>}$$

$$\begin{cases} H^* = \left(\frac{W}{R}\right)^{-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} YA^{-1+\alpha(1-\alpha)} \\ K^* = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{W}{R}\right)^{1-\alpha} YA^{\alpha-1+\alpha(1-\alpha)} \\ MC = R^{\alpha} W^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\alpha} A^{-1+\alpha(1-\alpha)} \left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) A^{\alpha+1} + 1\right] \end{cases} \quad \text{<식 10>}$$

여기서 R 은 자본비용, W 는 실질임금이며, <식 9>와 <식 10>의 각 변수의 지역과 시점을 나타내는 index는 생략하였다.

완전경쟁시장에서 생산 이윤이 극대화되는 $P = MC$ 의 조건을 이용하여 산출량을 도출하고, L 에 관해 정리하여 이윤극대화 노동투입량을 구할 수 있다. 기술진보 유형에 따른 이윤 극대화 노동 투입량은 <식 11~13>과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L_{\text{Hicks}}^* &= \zeta_1 + (\lambda - 1) \ln A \\ &+ (-\alpha - \lambda(1 - \alpha)) \ln W \\ &+ \alpha(1 - \lambda) \ln R + \mu \ln X - \ln h \end{aligned} \quad \text{<식 11>}$$

9) 자본추계 시 1995년을 초기로 하였으나, 울산광역시의 경우 1998년으로 설정하였기 때문인 것으로 보임.

10) 박구도, 조범준(2011)은 Nordhaus(2005)의 모형을 적용하여 TFP와 고용의 관계를 회귀모형으로 나타냈으며, Nordhaus(2005)는 요소 생산성을 제외한 여타 변수들의 변화는 없는 것으로 가정하나 박구도, 조범준(2011)은 실질소득, 임금, 자본비용의 변화를 반영함.

$$\begin{aligned} \ln L_{Slow}^* &= \zeta_2 + \alpha^2(\lambda - 1)\ln A \\ &\quad - \lambda \ln \left[\left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) A^{\alpha + 1} + 1 \right] \\ &\quad + (-\alpha - \lambda(1 - \alpha))\ln W \\ &\quad + \alpha(1 - \lambda)\ln R + \mu \ln X - \ln h \end{aligned}$$

<식 12>

$$\begin{aligned} \ln L_{Harrod}^* &= \zeta_3 \\ &\quad + (\lambda - 1)(1 - \alpha(1 - \alpha))\ln A \\ &\quad - \lambda \ln \left[\left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) A^{\alpha} + 1 \right] \\ &\quad + (-\alpha - \lambda(1 - \alpha))\ln W \\ &\quad + \alpha(1 - \lambda)\ln R + \mu \ln X - \ln h \end{aligned}$$

<식 13>

<식 11~13>으로부터 기술진보에 의한 고용창출 효과는 $(\lambda - 1)$ 로 결정되며, 상품 수요가 가격탄력적 $(\lambda > 1)$ 일 경우 고용이 증가할 것임을 알 수 있다. 즉 기술진보로 인해 (-1) 이 곱해진 항만큼 고용이 감소하기도 하지만, λ 가 곱해진 항만큼 고용이 증가되는 효과가 함께 나타나는 것으로 볼 수 있다.

노동투입량에 관한 <식 11~13>은 추정을 위해 각 기술진보 유형에 따라 [모형 1], [모형 2], [모형 3]으로 구분하였다. 또 단위근(unit root) 검정을 실시한 결과, L 과 X 변수가 불안정하여 차분변수를 이용한 추정모형을 다음과 같이 설정하였다.¹¹⁾

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_{i,t}^{Hicks} &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln A_{i,t}^{Hicks} \\ &\quad + \beta_3 \Delta \ln W_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln X_{i,t} \\ &\quad + \beta_5 \Delta \ln h_{i,t} + \nu_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad [\text{모형 1}]$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_{i,t}^{Slow} &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln A_{i,t}^{Slow} \\ &\quad + \beta_2 \Delta \ln B_{i,t}^{Slow} \\ &\quad + \beta_3 \Delta \ln W_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln X_{i,t} \\ &\quad + \beta_5 \Delta \ln h_{i,t} + \nu_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad [\text{모형 2}]$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_{i,t}^{Harrod} &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln A_{i,t}^{Harrod} \\ &\quad + \beta_2 \Delta \ln B_{i,t}^{Harrod} \\ &\quad + \beta_3 \Delta \ln W_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln X_{i,t} \\ &\quad + \beta_5 \Delta \ln h_{i,t} + \nu_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad [\text{모형 3}]$$

[모형 2]와 [모형 3]의 B 는 각각 $[(\alpha/1 - a)A_{i,t}^{\alpha + 1} + 1]$, $[(\alpha/1 - a)A_{i,t}^{\alpha} + 1]$ 를 나타내고, 자본의 비용 R 은 지역별로 동일하며 시간에 따라 변화한다고 가정하여 시간 특성 오차항 ν_t 로 표기하였다. TFP 자연대수의 계수인 β_1 은 상품 수요의 가격탄력성에 의존하기 때문에 부호를 알 수 없으며, 자본 절약적·노동 절약적 기술진보에 따라 파생되는 B 의 계수 β_2 또한 λ 값에 의존할 것으로 예상된다. 실질 임금의 계수 $\beta_3 = -\alpha + \lambda(\alpha - 1)$ 와 노동 단위당 인적자본의 계수 β_5 는 음수로 예상되며, 실질 소득의 계수 $\beta_4 = \mu$ 는 양수로 예상된다. $\epsilon_{i,t}$ 는 지역별로 다르며 시간에 따라 변하는 백색잡음 오차항이다.

분석방법은 추정일반화최소자승(Feasible Generalized Least Square: FGLS)법을 이용하였다.¹²⁾ 통상최소자승(Ordinary Least Square: OLS)법은 오차항에 대한 가정이 제한적이나 FGLS는 이를 완화하여 분석이 가능하다. 분석모형의 오차항이 자기상관(autocorrelation)을 갖는지 확인하기 위해 Wooldridge 검정을 실시한 결과 모든 모형에서 오차항에 1계 자기상관이 존재하지 않

11) 패널 단위근 검정은 공통 단위근 과정(common unit root process)을 가정하는 검정방법 중 하나인 Levin-Lin-Chhu test와 개별 단위근 과정(individual unit root process)을 가정하는 방법 중 하나인 Im-Pesara-Shin test를 시도하였음.

12) 지역별 산업구조적 차이를 일정 부분 통제하기 위해 패널 개체의 특성을 나타내는 시간불변(time-invariant) 오차항이 고려된 고정효과(Fixed Effects: FE) 또는 확률효과(Random Effects: RE) 모형을 이용하여 추정할 수 있으나, 본 논문의 자료는 일반 패널자료와 다르게 시계열이 상대적으로 긴 자료이므로 FGLS 추정을 이용하여 비교를 위해 Hausman test를 통해 선택한 FE모형 추정은 부록의 <Table 1>에 첨부함.

Table 4_ Common Statistics

Variable (unit)	Mean	Standard Deviation	Maximum	Minimum
L (hour)	113,173,771	120,653,860	538,174,182	13,853,379
K (billions of won)	319,969	26,773	1,337,438	26,773
Y (billions of won)	70,945	72,022	303,192	7,499
X (billions of won)	70,936	82,241	349,372	7,856
W (won)	11,324	2,006	17,647	7,637
h	1.067	0.002	1.073	1.059
A^{Hicks}	0.437	0.098	0.798	0.293
A^{Solow}	0.028	0.046	0.302	0.004
A^{Harrod}	0.294	0.108	0.713	0.159

는다는 귀무가설을 기각하여 이를 고려하였다. 또 우도비(Likelihood Ratio: LR) 검정 통계량을 확인한 결과 1% 유의 수준에서 p값이 0에 가까워 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)을 가정한 추정을 시도하였다.

3. 자료

분석에 이용한 변수들의 기초통계량은 <Table 4>에 나타냈으며, 분석 자료는 우리나라 16개 시·도 광역자치단체의 2000년부터 2014년까지 연도별 패널 자료다.¹³⁾ 노동투입(L) 변수는 통계청 전국사업체조사의 10인 이상 사업체 종사자수에 고용노동부의 사업체노동력조사의 월평균 근로시간을 곱한 총노동시간이다.

자본스톡(K)과 TFP는 2절에서 추계한 자료를 이용한다. 수요함수의 소득(X)변수는 지역내총소득(GRNI, 총본원소득)으로 하고, 산출량(Y) 자료로는 지역내총생산(GRDP)을 선택하였으며, 소비자물가지수를 이용해 실질변수로 변환하였다. 실질임금(W)

은 사업체노동력조사의 월평균 임금을 소비자물가지수를 통해 실질변수로 변환한 후 시간당 임금으로 계산하였다. 노동의 질적 수준을 반영하는 인적자본($h = H/L$)을 추계하기 위한 교육 수준의 변수로 교육부 교육통계의 지역별 고등학교 등록률을 이용하였다.

III. 분석 및 결과

추정모형의 분석 결과는 <Table 5>와 같이 모든 모형에서 기술진보의 고용 효과가 음(-)으로 나타났다. 이러한 결과는 지역 산업에서 발생한 기술진보의 노동절약적 성격으로 고용을 감소시키는 '대체효과'가 생산비용의 절감 또는 상품가격의 하락을 통해 실질소득과 최종 상품 수요 증대로 고용을 증가시키는 '보상효과'보다 더 큰 것으로 볼 수 있다. 기술진보 유형별로 비교하면 노동절약적 기술진보의 고용 효과가 가장 탄력적이며 다음으로 요소중립적 기술진보, 자본절약적 기술진보 순으로 나타났다.

13) 수요함수 설정 시 실질소득 변수로 지역내총소득을 사용하였으며, 한국의 시·도별 자료는 2000년부터 구축되어 있음.

Table 5_ Result of FGLS Estimation

Variable	Factor-neutral Technological Progress [Model 1]	Capital-saving Technological Progress [Model 2]	Labor-saving Technological Progress [Model 3]
lnA	-0.707*** [0.050]	-0.171*** [0.017]	-1.362*** [0.266]
lnB	-	1.629*** [0.660]	10.760*** [3.817]
lnW	-0.216*** [0.045]	-0.271*** [0.058]	-0.187*** [0.043]
lnX	0.519*** [0.049]	0.489*** [0.012]	0.498*** [0.047]
lnh	-1.589 [1.295]	-1.163 [1.440]	-1.238 [1.257]
c	0.009* [0.460]	0.012** [0.518]	0.010** [0.005]
Wald- χ^2 (p-value)	1,099.62 (0.000)	813.15 (0.000)	1,241.73 (0.000)
λ (price elasticity of demand)	0.293	-0.539	-0.751

Note: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

[] standard error.

기술진보의 추정계수는 $(\lambda - 1)$ 에 의존하므로 상품 수요의 가격탄력성이 클수록 고용창출 효과가 크다. 가격 변화에 대한 상품 수요 변화가 크려면 시장이 완전경쟁에 가까워야 생산비용의 절감이 상품가격 하락으로 이어질 수 있다. 하지만 기술진보의 대체효과가 보상효과보다 크게 나타나는 것은 현실의 상품 시장이 불완전경쟁 시장에 근접하기 때문에 생산비용의 절감이 가격하락으로 충분히 이어지지 않았을 가능성이 높다. $\alpha = 1/3$ 임을 감안하여 구한 가격탄력성 λ 는 요소중립적 기술진보에서 가장 큰 값을 가지며, 그다음으로 자본절약적 기술진보, 노동절약적 기술진보 순으로 나타났다. 이것은 요소중립적 기술진보가 이뤄지는 산업에서 가격탄력성 λ 가 1을 초과하여 고용을 증가시키는 것이 상대적으로 용이하다고 추측할 수 있다.

[모형 2]와 [모형 3]에서 lnB의 추정치는 예상과 달리 양(+)의 추정치를 나타내고 있는데, 마찬가지로

생산비용의 절감이 상품가격 하락으로 이어지는 과정에서 기업의 독점력이 방해요소로 작용했을 것으로 여겨진다.

임금 변수와 노동 단위당 인적자본 수준은 예상과 같이 음(-)의 추정계수를 보였으며, 인적자본 수준의 경우 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 실질소득 변화에 대한 노동수요 변화의 탄력도는 약 0.5 정도의 값을 보였다. 지역내총소득이 1% 증가하면 노동수요가 약 0.5% 증가함을 의미한다.

IV. 결론

본 논문은 지역별 총요소생산성을 추계하여 비체화적 기술진보의 대응변수로 선택하고, 기술진보가 고용에 미치는 영향을 확인하였다. 기술진보는 요소중립적 기술진보, 자본절약적 기술진보, 노동절약적 기술진보의 세 가지로 구분하였다.

기술진보에 의한 고용창출 효과는 대체효과와 보상효과의 규모에 따라 달라진다. 고용을 증가시키는 보상효과는 가격효과와 소득효과로부터 간접적으로 발생하며, 상품 시장의 완전경쟁 정도, 수요의 가격탄력성, 소득분배기구와 소득탄력성에 의존한다.

분석 결과에 따르면, 2000년부터 2014년까지 지역 산업의 기술진보는 유형과 관계없이 지역 고용을 감소시킨 것으로 나타났다. 이것은 기술진보로 인한 대체효과가 새로운 노동 수요 증대를 가져오는 보상효과를 상쇄하여 결과적으로 고용을 감소시킨다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 현실의 상품 시장이 불완전경쟁 시장에 가까워 기술진보를 통해 생산비용이 절감되더라도 상품가격 하락으로 이어지지 못해 가격효과가 제대로 나타나지 않았을 가능성이 있음을 보여준다.

그러나 가격탄력적이고 소득탄력적인 상품의 생산에서 기술진보가 발생한다면 상품 수요가 가격 변화에 더욱 탄력적으로 반응하여 결과적으로는 고용이 증가할 것이다. 기술진보의 고용 효과는 가격탄력성에 의존하므로 가격탄력성이 높은 요소 중립적, 자본 절약적, 노동 절약적 기술진보 순으로 고용창출 효과가 크다. 이런 점에서 지역의 산업정책은 가격탄력적이며 소득탄력적인 상품의 생산에서 기술진보가 활발히 이뤄질 수 있는 방향으로 집중되는 것이 필요하다.¹⁴⁾

참고문헌 ●●●●●

1. 고상원. 1997. 기술변화와 고용. 서울: 과학기술정책관리연구소. Ko Sangwon. 1997. *Technological Change and Employment*. Seoul: Science and Technology Policy Institute.
2. 김배근. 2012. 기술혁신은 고용없는 성장을 야기하는가? 경제학연구 60집, 3호: 5-54.

- Kim Baegeun. 2012. Do technological innovations cause joblss growth? *The korean Economic Review* 60, no.3: 5-54.
3. 김시원. 2014. 기술의 전파와 경제성장에 대한 실증분석. 국제경제연구 20권, 2호: 71-97.
Kim Seewon. 2014. An empirical evaluation on technology diffusions and economic growth. *Kukje Kyungje Yongu* 20, no.2: 71-97.
4. 문성배, 전현배. 2008. 기술혁신활동의 고용효과에 관한 실증 분석: ICT기업과 비ICT기업의 비교를 중심으로. 산업조직연구 16권, 1호: 1-24.
Mun Sungbae and Chun Hyunbae. 2008. The effects of innovation activities on employment: Evidence from Korean ICT firms. *The Korean Journal of Industrial Organization* 16, no.1: 1-24.
5. 박구도, 조범준. 2011. 총요소생산성의 고용에 대한 영향 분석. 조사통계월보 10월호: 28-66.
Park Gudo and Jo Bumjun. 2011. Analysis of the effects of total factor productivity on employment. *Monbly Bulletin* October: 28-66.
6. 장용성. 2006. 자본-기술 보완성과 경제성장. 한국경제의 분석 12권, 1호: 183-237.
Chang Yongsung. 2006. Capital skill complementary and economic growth of Korea. *Journal of Korean Economic Analysis* 12, no.1: 183-237.
7. 최창곤, 이선경. 2011. 기술진보의 형태와 일자리창출. 한국산학기술학회 논문집 12권, 1호: 181-187.
Choi Changkon and Lee Sunkyung. 2011. Technological progress and job creation. *Journal of the Korea Academia-Industrial Cooperation Society* 12, no.1: 181-186.
8. Bogliacino, F., Piva, M. and Vivarelli, M. 2012. R&D and employment: An application of the LSDVC estimator using European microdata. *Economics Letters* 116, no.1: 56-59.
9. Chang, Y. and Hong, J. H. 2006. Do technological improvements in the manufacturing sector raise or lower employment? *American Economic Review* 96, no.1: 352-368.
10. Fisher, Jonas D. M. 2006. The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks. *Journal of Political Economy* 114, no.3: 413-451.
11. Gali, Jordi. 1999. Technology, employment and the business

14) 가격탄력적이며 동시에 소득탄력적인 재화나 서비스를 생산·제공하는 업종은 지식기반 관련 서비스업(평가, 시험, 검사 등) 또는 고급의료기기(보청기, 교정기 등), 스마트기기 및 첨단기계장비(3D프린터 등)를 예로 들 수 있음.

- cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American Economic Review* 89, no.1: 249-271.
12. Harrison, R., Jaumandreu, J., Mairesse, J. and Peters, B. 2005. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data on four European countries. *Munich Personal RePEc Archive Paper* no.1245.
13. _____. 2008. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data from four European countries. *National Bureau of Economic Research Working Paper* no.14216.
14. _____. 2014. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data from four European countries. *International Journal of Industrial Organization* 35: 29-43.
15. Hall, R. E. and Jones, C. I. 1999. Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics* 114, no.1: 83-116.
16. Lachenmaier, S. and Rottmann, H. 2011. Effects of innovation on employment: A dynamic panel analysis. *International Journal of Industrial Organization* 29, no.2: 210-220.
17. Lucas, R. E. 1988. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22, no.1: 3-42.
18. Nordhaus, William. 2005. The sources of the productivity rebound and the manufacturing employment puzzle. *National Bureau of Economic Research Working Paper* no.11354.
19. Psacharopoulos, G. 1994. Returns to investment in education: A global update. *World Development* 22, no.9: 1325-1343.
20. van Reenen, J. 1997. Employment and technological innovation: Evidence from UK manufacturing firms. *Journal of Labor Economics* 15, no.2: 255-284.
21. Romer, P. 1990. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy* 98, no.5: S71-S102.
22. Solow, R. M. 1956. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics* 70, no.1: 65-94.

-
- 논문 접수일: 2016. 7. 6
 - 심사 시작일: 2016. 7. 20
 - 심사 완료일: 2016. 8. 24

요약

주제어: 지역 산업, 기술진보, 지역 고용

본 논문은 기술진보를 요소중립적 기술진보, 자본절약적 기술진보, 노동절약적 기술진보의 유형으로 분류하고 2000년부터 2014년까지의 지역별 패널자료를 이용하여 지역 산업의 기술진보가 고용에 미치는 영향을 확인하였다. 기술진보의 대응변수는 지역별 총요소생산성(TFP)을 추계하여 사용하였다.

본 논문의 결과는 세 가지 유형의 기술진보가 지역 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 이것은 기술

진보로 인한 생산효율성의 향상으로 고용이 감소되는 대체효과가 기술진보에 의한 비용절감과 가격하락으로 고용이 증대되는 보상효과(규모효과)를 상쇄하며, 기술진보를 통한 비용절감이 가격 하락으로 충분히 이어지지 않는 것을 의미한다.

지역 산업정책은 내수 확보와 지역 일자리 창출을 위해 가격탄력적이며 소득탄력적인 상품을 생산하는 지역 산업의 기술진보에 초점을 두어야 한다.

Table 1 _Result of Fixed Effects Estimation

Variable	Factor-neutral Technological Progress [Model 1]	Capital-saving Technological Progress [Model 2]	Labor-saving Technological Progress [Model 3]
$\ln A$	-0.581*** [0.073]	-0.100*** [0.023]	-0.890** [0.397]
$\ln B$	-	1.164* [0.628]	5.965 [4.674]
$\ln W$	-0.045 [0.069]	-0.135** [0.076]	-0.055 [0.069]
$\ln X$	0.655*** [0.051]	0.564*** [0.054]	0.641*** [0.052]
$\ln h$	10.447*** [1.295]	9.511*** [2.409]	9.720*** [2.247]
c	5.811*** [1.186]	8.370*** [1.261]	3.862** [1.932]
overall - R^2	0.98	0.98	0.98
F (p-value)	200.68 (0.000)	157.65 (0.000)	190.78 (0.000)
λ (Price Elasticity of Demand)	0.419	0.100	-0.144

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
[] standard error.

