

## 지역 이질성과 총요소생산성의 지역 간 격차: 내생적 성장모형에 기초한 실증분석\*

김 시 원\*\* · 김 지 은\*\*\*

**논문초록** 가용한 자료에 따르면, 산업구조, R&D 자원, 인적자본 등에서 우리나라 지역 간 이질성이 큰 것으로 나타난다. 이 같은 이질성을 반영하여, 본 연구는 내생적 성장모형의 기술생산함수를 추정하여 지역 간 기술격차, 즉 총요소생산성의 격차요인을 분석하였다. 이를 위해, 우리나라 16개 지방자치단체로 구성된 2000년~2019년에 걸친 패널자료를 구축하였다. 첫째, R&D 기반 내생적 성장모형의 기술생산함수를 추정한 결과, 모형의 예측대로 지역의 총요소생산성은 R&D 자원의 투입과 비례적으로 변하며, 이 같은 변화 관계는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 인적자본 유형의 내생적 성장모형의 기술생산함수 추정결과에서는, Romer(1990) 모형의 예측대로 인적자본 수준이 기술진보에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 본 연구의 추정결과와 고학력, 연구개발인력이 집중되어 있는 서울을 중심으로 한 수도권 지역이 기술혁신과 생산성 향상에 유리한 위치에 있으며, 그런 만큼 지역 간 소득 격차도 지속될 가능성이 있다는 것을 의미한다.

**핵심 주제어:** 지역 이질성, 총요소생산성, 기술생산함수, R&D 투입, 내생적 성장모형

**경제학문헌목록 주제분류:** O4, R11

투고 일자: 2023. 3. 17. 심사 및 수정 일자: 2023. 7. 11. 게재 확정 일자: 2023. 8. 18.

\* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 한국은행 광주전남본부와 공동으로 작성된 연구의 일 부분에 추가적인 분석을 첨가하고 내용을 강화한 것임

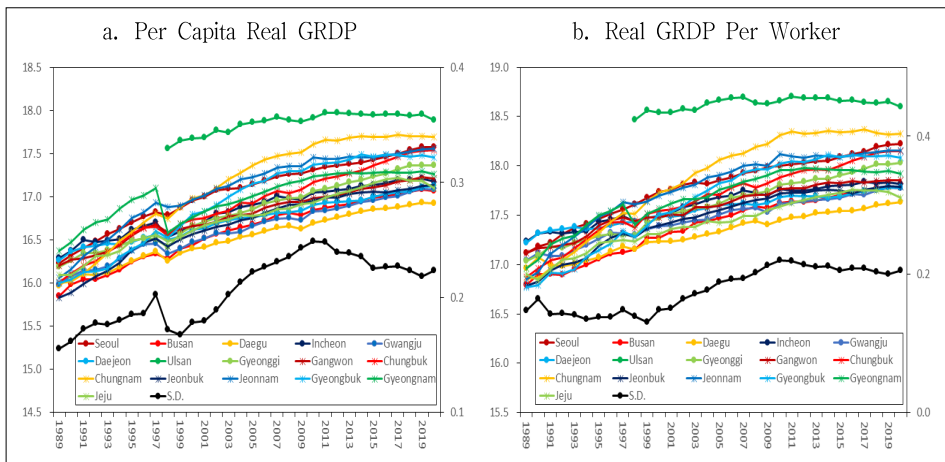
\*\* 주저자, 교신저자, 전남대학교 경제학부 교수, e-mail: seekim@jnu.ac.kr

\*\*\* 공동저자, 한국은행 광주전남본부 경제조사팀 과장, e-mail: wldms6627@bok.or.kr

## I. 서론

최근 우리나라 경제가 직면한 문제점의 하나로 지역 간 경제적 불평등, 특히 수도권/비수도권의 양극화가 지목되고 있다. 정부도 문제를 인식하고, 지역 균형발전을 위한 다양한 정책을 추진하였다. 공기업의 지방 이전과 행정중심복합도시 건설이 대표적이라 할 수 있다. 그러나, 이 같은 정책적 노력에도 불구하고 지역 간, 특히 서울을 중심으로 한 수도권과 비수도권의 소득 격차는 큰 변화가 없거나 오히려 확대되는 추세마저 나타나고 있다. <Figure 1>은 1989년 이후, 지역 소득(1인당 실질 GRDP)의 변화추세를 보여주고 있는데, 울산울산을 제외하면, 1998년 외환위기 이후 지역 간 소득 격차가 확대되는 모습이 나타나고 있다. 사용된 자료는 GRDP에 로그를 취한 값이기 때문에, 소득 격차의 확대는 성장률 차이를 반영하기도 한다. 확대추세는 2010년대 들어 감소세로 전환되었지만, 감소세가 지속되지는 않았으며 2000년대 이전의 지역 소득 격차 수준을 회복하지 못한 것으로 보인다. 그림에는 또한 노동생산성의 대용변수로 사용되는 노동자 1인당 실질 GRDP도 비교하고 있는데, 지역 간 소득 격차와 유사한 추세를 보이고 있다.

&lt;Figure 1&gt; Real GRDP: 1989-2020



Note: Real GRDP series are divided by estimated population (a) and workers (b) and converted to logarithm terms. Standard deviations (S.D.) are calculated excluding GRDP of Ulsan.

Source: The figures are constructed using data from Statistics Korea.

지역 간 소득 격차에 대한 거시경제적 관점은 주로 성장이론에 기반을 두고 있다. Solow 성장모형으로 대표되는 신고전학과 이론에서 국가 간 소득 격차는 이행기(transition time)에 나타나는 현상이며 장기균형에 가까워지면서 소득 격차는 완전히 사라지거나(절대적 수렴), 또는 인적자본과 같은 상태변수(state variable)의 차이가 반영되어 일정 수준의 차이를 유지한 채 수렴하게 된다(조건부 수렴). 이 같은 맥락에서, Lucas(2000)는 현실에서 관찰되는 국가 간 소득 격차는 시간의 문제이며, 충분한 시간이 지나면 소득 격차는 점차 사라질 것으로 예측하였다. 신고전학과 성장모형의 관점을 국가 내 지역에 적용하는 경우, 소득 격차에 대해 더욱 낙관적인 예측이 가능하다. 즉, 일반적으로 생산요소의 국가 간 이동보다는 국가 내 지역 간 이동이 자유롭다는 점을 고려하면, 지역 간 소득 격차는 적어도 국가 간 소득 격차보다는 빠르게 사라져야 한다는 것이다.

그러나 지역 간 소득수렴에 대한 실증분석 결과는 신고전학과 예측과 부합한다고 보기 어렵다. 수렴이론에 대한 선구적 실증분석이라 할 수 있는 Barro and Sala-i-Martin(1991)은 미국의 주들(states) 간 소득수렴 속도를 약 2%로 추정하였는데, 이는 소득 격차가 절반으로 줄어드는데 약 35년이 소요되며, 따라서 지역 간 소득 격차가 몇 세대에 걸쳐 지속될 수 있다는 것을 의미한다. 또한, 수렴속도 2%는 Barro and Sala-i-Martin(1992)이 추정한 국가 간 수렴속도와 비슷한 수준이며(표본 기간을 확대하고 추정방법을 개선한 Barro(2012)는 국가 간 수렴속도를 최대 4.5%까지 추정), 따라서 지역 간 수렴속도가 상대적으로 빠르다는 관점도 지지되기 어렵다. 더욱이, Heckelman(2013), Ganong and Shoag(2017)와 같은 연구들은 90년대 이후 미국 주들 간의 수렴속도가 오히려 느려졌다는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

우리나라 지역을 대상으로 한 연구들도 지역 소득 격차에 대해 긍정적인 결과를 제시하고 있지는 않고 있다. Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992)의 이론적 모형을 기초로 하여 지역 간 소득수렴을 검정한 다수의 연구가 있는데, 김흥기(2003)와 유병철·박성익(2004)이 초기의 예이고, 최윤기(2007), 구재운·이승준(2012), 최두열·안시온(2014) 등은 표본을 확대하고 추정방법을 개선하였다. Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992)와는 다른 방식으로 수렴을 검정한 연구들도 다수 존재하는데, Gini 계수와 같은 불평등지수를 응용한 최윤기(2007)와 Oh(2017)가 대표적이다.<sup>1)</sup> 그러나 이들 연구는, 표본 기간과 추정방법에 따라 결과에 차이를 보이

기는 하지만, 일부 상대적 수렴에 대한 제한적인 추정결과만을 제시하고 있는 실정이다.

신고전학파의 소득수렴에 대한 예측은 기술진보는 외생적이며 지역(또는 국가) 간 전파가 원활하다는 것을 전제로 한다. 또한, 생산요소의 지역 간 이동에 심각한 장애가 존재하지 않는다면, 노동과 자본은 한계생산성이 높은 지역으로 신속하게 이동하게 되므로 생산성 차이에 기인하는 지역 간 소득 격차는 사라지게 된다. 사실, 이 경우 국가 내 지역을 별도의 경제단위로 취급할 이유는 없게 된다(Barro and Sala-i-Martin, 1991). 따라서 생산요소의 자유로운 이동과 결합된 신고전학파 성장모형에서는 지역 간 소득 격차는 일시적인 현상에 불과한 것이 된다. 그러나 이 같은 관점은 〈Figure 1〉에 나타난 지역 간 소득 격차의 지속 또는 확대추세와 조화되기 어려워 보이며, 이에 본 연구는 전형적인 신고전학파 성장모형과는 다른 관점에서 지역 간 소득 격차의 요인을 분석하고자 한다.

신고전학파 성장모형의 틀에서 지역 간 소득 격차의 지속 현상을 설명할 수 있는 한 방법은 생산요소의 지역 간 이동에 상당한 장애가 존재하며, 따라서 전형적인 신고전학파와는 달리 각 지역 간 노동생산성이 이질적이라는 관점을 받아들이는 것이다. 사실, 미국 주들 간에 절대적 소득수렴이 관찰되지 않는다는 것 자체가 생산요소의 이동에 상당한 장애가 존재한다는 증거로 해석될 수 있다. 90년대 이후 미국의 지역 소득 수렴속도가 느려진 현상에 대해서도 Heckelman (2013)은 농업부문 비중이나 조세체계의 차이와 더불어 자본/노동 비율의 지역 간 이질성을 그 원인으로 제시하였으며, Ganong and Shoag (2017)은 높아진 주거비에 따른 숙련 노동과 비숙련 노동의 지역적 분리를 원인으로 지목하고 있다.<sup>2)</sup> 우리나라에서도 생산요소의 이동이 원활하지 않다는 간접적인 추론이 가능하다. 잘 알려진 바와 같이 우리나라 전체 인구의 18.7%와 25.6%가 각각 서울과 경기도에 거주하고 있다. 두 지역의 인구 비중을 합하면 44.3%이고, 여기에 인천(5.7%)까지 더하면 50.0%이다. 국토의 11.9%인 수도권 지역에 총인구의 절반이 거주하고 있는 것이다. 수도권으

1) 이 외에도 김흥기(2003), 유병철·박성익(2004), 김지옥(2011) 등은 지역 소득의 시계열 성격(주로 패널단위근)과 수렴 현상을 연결하였으며 김선기·박승규(2008)와 김지옥(2014)은 공간계량모형을 응용하였다.

2) 이 외에도 Autor et al. (2013)은 제조업 쇠퇴지역에서 다른 지역으로의 인구의 이동은 거의 없었다는 증거를 제시하였으며, Benerjee and Duflo (2019)는 폭넓은 연구들을 검토한 후 지역 간 생산요소의 이동은 대단히 낮은 수준이었다고 주장하였다.

로의 인구집중이 주로 노동의 한계생산성과 이에 따른 임금 격차가 반영된 결과, 즉 생산성이 낮은 지역에서 높은 지역으로의 인구 이동이 반영된 결과라면, 지역 간 소득 격차는 사라지거나 적어도 완화되는 추세가 나타나야 할 것이다. 그러나 <Figure 1>에 나타난 1인당 실질 GRDP와 노동자 1인당 실질 GRDP 추세는 이 같은 추론과는 부합하지 않는 것으로 보인다.

지역 간 소득 격차의 지속을 설명하는 또 다른 시도는 기술전파는 외생적이며 지역 간에 원활하게 전파된다는 신고전학과 성장모형의 대전제를 포기하고 내생적 성장모형의 관점에서 소득 격차를 이해하는 것이다. 외생적 기술진보와 지역 간 기술전파를 근간으로 하는 신고전학과 성장모형에서는, 특정 지역에서 R&D 투자와 기술혁신이 발생해도 다른 지역으로 신속하게 전파되기 때문에 지역 간 생산성 격차나 소득 격차의 원인으로 작용하지는 않는다. 반면, R&D 활동과 기술혁신의 지역 간 전파에 상당한 장애가 존재하는 경우에는 지역 간 생산성의 차이, 따라서 소득 격차가 상당 기간 지속될 수 있다. <Table 1>은 R&D 활동의 지표로 많이 사용되는 연구개발인력(인구 만 명당)을 보여주고 있는데, 서울·경기와 대전에 집중되어 있으며, 지역 간 격차도 큰 것으로 나타났다. 표에는 또한, 기술혁신의 대용변수의 하나인 특허출원 건수도 나타나 있는데, 서울·경기와 대전에 상대적으로 집중된 모습을 보여주고 있다. 본 연구는 내생적 성장모형의 관점에서 R&D 활동과 기술혁신의 지역 간 이질성에 주목하여 지역 간 생산성 격차요인을 분석하고자 한다.

물론, <Table 1>에서 나타나는 R&D 활동 및 기술혁신의 지역편중 추세 자체가 지역 간 기술전파에 심각한 장애가 존재한다는 것을 의미하는 것은 아니다. 그러나, 기술혁신이 산업 특이적(industry specific)이고 지역 간 산업 구조에 상당한 이질성이 존재하는 경우, 지역 간 기술확산에는 상당한 기간이 소요될 수 있으며, 그런 만큼 지역 간 생산성과 소득 격차도 지속되거나 심지어는 확대될 수도 있다. <Table 1>의 산업생산 비중의 지역 분포는 지역 간 산업 구조에 상당한 차이가 존재한다는 것을 보여주고 있다. 제조업과 서비스업의 생산 비중을 보면, 서울은 각각 3.7%와 84%이고, 상대적으로 제조업에 특화된 울산은 50.2%와 25.8%이다. 서울과 광역시를 제외한 지자체들만 비교해도 강원과 제주의 서비스업 생산 비중은 각각 67.0%와 70.0%인 반면, 충북의 서비스업 생산 비중은 39.0%에 불과하다.

본 연구의 맥락에서 기술진보가 산업 특이적이라는 가정은 결정적인데, 이를 지지하는 연구결과도 다수 존재한다. Keller(2002)가 대표적인데, 그는 광범위한 국

〈Table 1〉 Regional R&amp;D resources and industrial structure (Year 2019)

Regions	R&D workers of Organization		Patent Application	Ratio of College Graduates to Workers (%)	Production Portion of Industries to Total Output	
	Total	Firms			Manufactures	Services
Seoul	10.67	1.87	5.4	58.3	3.7	84.3
Busan	3.39	0.69	1.8	47.7	16.3	68.4
Daegu	4.11	0.81	2.0	50.6	19.3	67.6
Incheon	7.20	0.98	2.2	43.5	23.1	58.5
Gwangju	3.27	0.95	2.3	54.0	24.2	62.9
Daejeon	13.64	3.56	7.0	50.6	15.2	72.9
Ulsan	5.08	0.91	2.0	43.6	50.2	25.8
Gyeonggi	15.79	1.81	3.8	48.8	33.2	51.0
Gangwon	2.04	0.78	1.7	38.6	9.3	67.0
Chungbuk	6.36	1.17	2.3	40.8	43.7	39.0
Chungnam	7.12	1.22	3.1	40.5	44.2	33.9
Jeonbuk	3.23	0.86	2.4	39.4	21.4	55.3
Jeonnam	2.28	0.49	1.9	35.3	29.7	41.5
Gyeongbuk	5.40	1.00	2.5	36.6	41.2	39.9
Gyeongnam	5.88	0.97	2.0	40.3	36.1	45.9
Jeju	1.19	0.51	1.4	47.6	3.6	70.0

Note: Both R&D workers and patent application are per 10,000 population.

Sources: The figures are constructed using data from Statistics Korea.

제 자료를 이용한 분석에서, 특정 산업의 생산성 증가의 약 50%는 산업 내 R&D 기여분이고 산업 간 전파(spillover)의 기여분은 30%, 그리고 외국으로부터의 전파가 20% 정도라고 추정하였다. 한편, 가용한 자료에 따르면, 우리나라는 산업에 따라 고학력 취업자 비중이 상당한 차이가 나는데,<sup>3)</sup> 이는 기술혁신이 산업 특이의 성격이 강하다는 증거의 하나로 해석될 여지가 있다. 미국은 1980년대 이후 기술진보가 숙련 편향적으로, 즉 고학력 숙련 노동자의 역할이 강화되는 방향으로 성격이 변한 것으로 알려져 있으며<sup>4)</sup> 우리나라도 외환위기 이후 숙련 편향적 기술진보가 진

3) 김시원(2023)은 통계청 자료를 이용하여 산업별 대졸 취업자의 비중을 보고하고 있는데, 〈전문, 과학 및 기술서비스업〉과 〈출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업〉의 대졸 취업자 비중은 각각 79.0%와 77.5%인 반면, 고용 비중이 가장 큰 〈제조업〉은 29.8%, 〈도매 및 소매업〉은 43.8%에 불과하다.

행되었다는 데에 학자들이 대체로 동의한다. 가장 최근의 연구인 김시원(2022)은 대졸 취업자 비중의 산업별 차이가 임금 격차에 영향을 미친다는 실증분석 결과를 제시하였는데, 이는 숙련 편향적 기술진보가 산업 특이라는 것을 의미한다.<sup>5)</sup> 한편, 〈Table 1〉은 대졸 취업자 비중이 지역 간 편차가 크다는 것을 보여준다. 서울은 58.3%로 광역시 중 가장 낮은 인천보다 약 15%포인트 높고, 비광역시 지역만 비교해도 경기와 전남의 격차도 약 14% 포인트이다. 따라서, 숙련 편향적 기술진보에 관한 한, 산업 특이의 성격이 강하며, 이는 산업구조의 지역 간 이질성과 더불어 지역 간 기술확산에 상당한 장애가 존재할 수 있다는 것을 의미한다.<sup>6)</sup>

산업 특이적이라는 특성으로 인해, R&D 활동과 기술혁신의 성과가 다른 지역으로 확산되는데에 상당한 장애가 존재하고 상당한 기간이 소요된다는 추론을 받아들인다면, 외생적 기술진보 및 지역 간 기술전파를 핵심으로 하는 신고전학과 성장이론은 지역 소득 격차의 설명에 한계를 노출하게 된다. 반면, 내생적 성장모형에 따르면 기술진보는 기업 또는 산업의 의도적인 R&D 투입의 결과물이기 때문에, 지역 간 기술격차와 소득 격차도 지속될 수 있다. 본 연구는 내생적 성장모형을 토대로 지역 간 기술 또는 생산성 격차의 요인을 분석한다. 특별히, 다양한 유형의 내생적 성장모형의 기술생산함수를 추정하여 지역 간 R&D 투입과 총요소생산성의 관계를 추정하였다. 본 연구와 같이 내생적 성장모형의 관점에서 지역 간 생산성 격차요인을 분석한 시도는 드물며, 이에 본 연구의 기여가 발견된다.

기술생산함수 추정결과는 R&D 기반 내생적 성장모형에 부합하는 것으로 나타났다. 즉, 지역의 R&D 투입의 증가는 총요소생산성으로 대표되는 기술을 강화하며, 이 같은 효과는 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 완전한 내생적(fully endogenous) 성장모형과 생산물 다양성(product variety) 모형보다는 준내생적(semi-endogenous) 성장모형이 총요소생산성의 지역 간 격차를 설명

4) 숙련 편향적 기술진보가 임금 격차에 미친 영향을 분석한 초기의 연구는 Katz and Murphy (1992)가 대표적이며, Acemoglu(2002)은 이 분야 연구에 대한 폭넓은 검토를 제공하고 있다.

5) 김시원(2022) 외에도, 초기 연구인 정진호 등(2004), Choi and Jeong(2005) 등이 숙련 편향적 기술진보에 대한 증거를 제시하였다. 기존의 연구들에 대한 소개는 최강식·조운애(2013)를 참조할만하다.

6) 이 같은 추론은 숙련 편향적 기술진보가 지역 소득을 증가시키는 김시원(2021)의 분석결과와도 부합한다.

하는데 적합한 것으로 나타났으나, 완전한 내생적 성장모형도 배제되지 않는 것으로 나타났다. 본 연구는 또 다른 갈래의 내생적 성장모형인 다양한 인적자본모형을 적용하여 총요소생산성의 지역 간 격차요인을 분석하였다. 추정결과는 Uzawa-Lucas 유형의 인적자본 모형보다는 Romer (1990) 유형의 인적자본 모형이 지역 간 총요소생산성 격차의 설명에 적합한 것으로 나타났다. 또한, 인적자본이 기술추적을 촉진한다는 Benhabib and Spiegel (1994) 모형은 지역 간 자료와는 부합하지 않은 것으로 나타났다. 이상과 같은 결과는 R&D 투자나 고학력자 노동의 수도권 집중이 지역의 생산성의 격차를 통해 소득 격차 요인으로 작용할 수 있다는 것을 의미한다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 실증분석의 토대가 되는 다양한 유형의 내생적 성장모형을 소개하고 각 모형이 규정하는 R&D 투입 또는 인적자본과 기술진보의 관계를 설명한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 사용된 자료를 설명하고 총요소생산성을 추정한다. 제Ⅳ장은 실증분석 결과를 보고하고, 마지막으로 제Ⅴ장은 결론으로 주요결과를 요약하고 향후 연구 방향을 제시하면서 본 연구를 마무리한다.

## Ⅱ. 기술생산함수에 대한 이론적 논의

Solow가 제시한 외생적 성장모형에서 기술진보는 외생적으로 주어진 것으로 가정되기 때문에 지역 간 생산성 격차요인을 분석하기 위해서는 자연스럽게 내생적 성장모형에 의존하게 된다. 따라서 이하에서는 내생적 성장모형을 중심으로 생산성 변화, 즉 기술진보 결정요인에 대한 이론을 검토하기로 한다. 한편, 내생적 성장모형도 다양한 버전이 존재하는데, 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫 번째는 R&D 기반(based) 내생적 성장모형인데, 이들 모형은 기술진보를 R&D 투입과 연결한다. 두 번째 유형의 내생적 성장모형은 인적자본과 기술진보를 연결한다. 이하에서는 이 두 가지 모형을 소개하고 추정모형을 유도한다.

### 1. R&D 기반 내생적 성장모형과 기술진보

Aghion and Howitt (1992, 1998), Grossman and Helpman (1991a, 1991b), Romer (1990)가 발전시킨 R&D 기반 내생적 성장모형은 다음과 같은 기술진보 함



수, 즉 기술생산함수를 가정한다.

$$\dot{A}_j = A_j^\phi \lambda \tilde{R}_j^\sigma \quad (1)$$

여기서,  $j$ 는 지역을 나타내는 인덱스이다. 식에서 모든 변수는 시간 변화의 연속함수로 가정된다:  $A_j = A_j(t)$ ,  $\tilde{R}_j = \tilde{R}_j(t)$ , 그리고  $\dot{A}_j = dA_j(t)/dt$ . 이하에서는 표기의 간략화를 위해 필요한 경우를 제외하고는 시간 인덱스  $t$ 를 생략하기로 한다. 식 (1)은 기술진보율  $g_j(A) = \dot{A}_j/A_j$ 에 대한 식으로 표현될 수 있다.

$$g_j(A) = \lambda A_j^{\phi-1} \tilde{R}_j^\sigma \quad (2)$$

$A_j$ 는 총요소생산성으로 기존의 기술 또는 지식수준을 대표한다.  $R_j$ 을 R&D 지출,  $N_j^R$ 을 R&D 종사자로 정의하면, R&D 투입  $\tilde{R}_j$ 는 총요소생산성 대비 R&D 지출 비율( $\tilde{R}_j \equiv R_j/A_j$ ) 또는 총요소생산성 대비 R&D 종사자 비율( $\tilde{R}_j \equiv N_j^R/A_j$ ) 비율로 해석된다.

식 (2)는 파라미터의 값에 대한 제약에 따라 다양한 성장모형의 기술생산함수를 정의한다. 첫째, 기존의 생산성 수준은 생산성 증가율에 영향을 미치지 못하고(즉,  $\phi = 1$ ), R&D 투입의 한계생산물이 체증하지 않는다고(즉,  $0 < \sigma \leq 1$ ) 가정하면, 총요소생산성 증가율은 R&D 투입  $\tilde{R}_j$ 과 비례적으로 변하게 된다는 것을 의미하게 된다. 이 경우, 식 (2)는 완전한 내생적 성장모형의 기술생산함수가 되며, 정상 상태에서  $\tilde{R}_j$ 는 상수이기 때문에 생산성 증가율도 상수가 된다. 둘째, 생산성 수준이 높을수록 생산성 증가율이 둔화되고(즉,  $\phi < 1$ ), R&D 투입의 한계생산물은 체증하지 않는다고(즉,  $0 < \sigma \leq 1$ ) 가정하면, 식 (2)는 준내생적(semi-endogenous) 성장모형의 기술생산 함수가 된다. 마지막으로, 만약  $\phi = 1$ 이고  $\sigma = 0$ 이 되면 기술진보율은 R&D 투입과 상관없이 상수  $\lambda$ 와 같게 되며, 이는 신고전학파의 외생적 성장모형과 부합하게 된다.

완전한 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형의 차이는 결국  $\phi$ 에 대한 제약으로 귀결된다. 즉, 생산성 증가율이 R&D 투입  $\tilde{R}_j$ 과 비례적으로 변하는지( $\phi = 1$ ) 또

는  $\widetilde{R}_j$ 가 증가함에 따라 생산성 증가율이 증가하기는 하지만 체감하는 비율로 증가하는지( $\phi < 1$ )가 핵심이다. Griliches (1994a, 1994b)는 정상상태(steady state)가 정하에서, 완전한 내생적 성장모형의 현실적합성에 대한 실증적 근거들을 제시하였다. 그러나 이 같은 유형의 내생적 성장모형의 현실적합성에 대한 많은 도전이 있어왔는데, 특히 Jones (1995a, 1995b)는 1950년대 초기 이후 미국에서 R&D 분야에 종사하는 과학자들과 엔지니어들의 숫자가 다섯 배 이상 증가하였지만, 생산성 증가율에는 거의 변화가 없었다는 사실을 제시하며, 완전한 내생적 성장모형의 정당성에 의문을 제기하고 준내생적 성장모형의 현실적합성을 주장하였다.

Jones (1995a, 1995b)의 비판에 대응하여, Ha and Howitt (2007)은 수정된 내생적 성장모형 (Aghion and Howitt, 1998; Peretto and Smulders, 2002)을 제시하는데, 이에 따르면 기술진보는 다음과 같은 식으로 변형되어 표현된다.

$$\dot{A}_j = \lambda A_j^\phi \left( \frac{R_j}{Q_j} \right)^\sigma \quad (3)$$

또는,

$$g_j(A) = \lambda A_j^{\phi-1} \left( \frac{R_j}{Q_j} \right)^\sigma \quad (4)$$

여기서  $Q_j$ 는 생산물 다양성(product variety)의 확산 정도를 나타낸다. 식 (2)와 비교하면 R&D 투입의 정의만 다를 뿐, 동일한 형태의 기술생산함수이다. 이는 기술진보의 성격을 다르게 본 것에 기인한다. 식 (2)는 기술진보를 생산성 향상으로 본 전통적 시각과 같은 맥락에 있다. 반면, 식 (3) 및 (4)는 생산성 향상과 더불어 생산물이 다양해지는 것을 기술진보로 본 것이다. Young (1998)은 경제가 성장할수록 생산물 다양성이 더욱 퍼지는데, 이에 따라 혁신을 위한 동일한 규모의 R&D 투입의 혜택이 더욱 넓은 범위의 부문에 넓게 퍼지게 되기 때문에 투자의 효율성이 감소한다고 주장하였다. 식 (3) 또는 (4)를 기반으로 하는 내생적 성장모형들은(식 (1) 및 (2)에 대비하여, 이를 2세대 내생적 성장모형이라고 하기도 한다) 전형적으로 이 같은 직관에 기초하고 있으며,  $R_j/Q_j$ 는 이를 반영한다.

$Q_j$ 는 정상상태에서 인구( $L_j$ )에 비례하며, 즉  $Q_j \rightarrow L_j^\beta$ 로 수렴한다. 인구 규모가 클수록 새로운 생산물을 생산하는 산업에 진입하는 사람들의 수가 증가하게 되고, 따라서 더 많은 수평적 혁신(horizontal innovation)을 결과하기 때문이다. 좀 더 일반적으로  $Q_j$ 는 장기적으로 인구 규모와 비례적으로 변하는 모든 변수가 될 수 있다. 즉, 총인적자본, 생산성 대비 산출량 비율( $Y_j/A_j$ ) 등이 그 예이다. 따라서  $R_j/Q_j$ 는  $N_j^R/L_j$ (총인구대비 R&D 종사자 비율),  $R_j/(A_j L_j)$ (효율적 노동 대비 R&D 지출 비율),  $R_j/(A_j h_j L_j)$ (효율적 인적자본 대비 R&D 지출 비율),  $R_j/Y_j$ (GDP 대비 R&D 지출 비율) 등이 될 수 있다.

Ha and Howitt (2007)은 식 (2)과 (4)를 포괄하는 이산(discrete) 시간 버전에 대한 로그 근사식을 제시하여 대안적 성장모형을 비교, 평가하였다. 즉,

$$\Delta \ln A_{jt} = \delta_0 + (\phi - 1) \ln A_{jt} + \sigma \ln \widetilde{R}_{jt} \quad (5)$$

여기서  $\widetilde{R}_{jt}$ 는 R&D 투입으로  $(R_{jt}/A_{jt})$  또는  $(R_{jt}/Q_{jt})$ 로 정의된다.

## 2. 인적자본과 기술진보

기술진보와 인적자본을 연결하는 모형 또한 다양하다. 첫 번째 유형의 모형은 인적자본을 포함하는 확장된 개념의 자본을 사용하여 인적자본의 역할을 설명한다. 이 유형의 모형은 인적자본을 생산요소의 하나로 취급한다는 점에서는 신고전학과 성장모형과 유사하다. 그러나, 인적자본의 축적이 의도적인 투자에 의해 결정된다는 점에서 차이가 나며, 이 점에서 내생적 성장모형의 하나로 분류된다. 이 유형의 성장모형은 Uzawa (1965)와 Lucas (1988)가 전형인데, 인적자본의 축적(accumulation)이 장기경제성장을 설명하게 된다. 즉,

$$\frac{\dot{H}_j}{H_j} = \kappa_j (1 - u_j) \quad (6)$$

여기서  $(1 - u_j)$ 는 인적자본 생산에 투입된 시간(자원)의 비중을 나타내며  $\kappa_j$ 는 인

적자본 생산의 효율성을 대표한다. 균형에서 인적자본 증가율은 생산증가율과 같고, 생산증가율은 기술진보율과 같으므로 식 (6)은 또한 기술진보율을 규정하는 식으로 사용될 수 있다. 즉,

$$\frac{\dot{A}_j}{A_j} = c \frac{\dot{H}_j}{H_j} \quad (7)$$

인적자본 변화  $\dot{H}_j$ 는 교육에 대한 투자로 볼 수 있으며, 따라서 기술진보율은 인적자본 투자율에 의해 결정된다.

반면, Romer (1990)의 2-부문 모형에서는, 경제가 재화생산 부문과 R&D 부문으로 구분되고 인적자본도 두 부문에 사용된다고 가정한다. 기술생산 함수를 다음과 같이 정의된다.

$$\frac{\dot{A}_j}{A_j} = \zeta_j H_j^A \quad (8)$$

여기서  $H_j^A$ 는 기술생산부문에 투입된 인적자본을 나타내며  $\zeta_j$ 는 기술생산의 효율성을 대표한다. Uzawa-Lucas의 인적자본 모형과 중요한 차이점은 기술진보율이 인적자본 변화가 아닌 인적자본 스톡에 의해 결정된다는 것이다. 식 (8)은 또한 R&D 투입 대신 인적자본이 사용되었다는 점을 제외하면  $\phi = 1$ 인 경우의 완전한 내생적 성장모형 (2)나 (4)와 동일한 형태의 기술진보 과정을 정의한다.

한편, Benhabib and Spiegel (1994)은 인적자본을 단순히 생산과정에서 물적자본과 동일한 역할을 하는 또 하나의 생산요소로 취급하는 것은 부적절하다고 지적하고, 인적자본 스톡이 혁신을 생산하거나 (Romer, 1990) 새로운 기술을 모방하고 채택하는 능력을 개선하는데 기여한다고 주장하였다. 인적자본의 두 번째 기능은 Nelson and Phelps (1966)과 맥락을 같이하는데, 그들은 교육은 새로운 기술을 채택 또는 모방하고 실행하는 것을 촉진한다고 주장하였다. Benhabib and Spiegel (1994)은 이 같은 아이디어를 계승하고, 이와 더불어 경제성장과 기술진보의 내생성을 강조한 Lucas (1988)와 Romer (1990)의 주장을 반영하여 기술진보는 다음과 같이 두 가지 요소에 의해 결정된다고 가정하였다.

$$\dot{A}_j = m(H_j)(A_f - A_j) + g(H_j)A_j \quad (9)$$

여기서  $m'(H_j) > 0$ 와  $g'(H_j) > 0$ 을 만족하는 함수이다.  $A_f$ 는 선도기술(technology frontier)을 나타내며  $(A_f - A_j)$ 는 선도기술과의 격차를 나타낸다. 따라서 첫 번째 항은 신고전학과 성장모형에서 나타나는 기술 추격(catch-up) 효과를 나타낸다. 선도기술에 가까워질수록 기술격차는 좁혀지지만, 기술진보율은 둔화되고, 따라서 추격속도도 느려진다. 그러나, 다른 한편으로는 높은 수준의 인적자본 스톡은 기술진보율의 둔화를 완화시킴으로써 기술추격을 더욱 촉진하게 된다.  $m(H_j)$ 는 이 같은 효과를 반영한다. 그러나, 이 같은 인적자본의 효과는 단기적인 효과이며 장기적으로는 선도기술의 진보율로 수렴하게 된다. 즉, 두 번째 항은 기술진보의 내생성을 반영한 기술혁신 과정을 나타내며, 선도기술을 완전히 추격한 후에는 기술진보율이  $\dot{A}_j/A_j = g(H_j)$  또는  $A_j(t) = A_{j0}\exp(g(H_j))$ 가 된다.

Benhabib and Spiegel(1994)에 따라 기술진보가 인적자본에 대해 선형함수, 즉  $m(H_{jt}) = mH_{jt}$ 와  $g(H_{jt}) = gH_{jt}$ ,  $g, m > 0$ 를 가정하면 식 (9)는 다음과 같이 이산시간 버전으로 정리될 수 있다.

$$\Delta \ln A_{jt} = mH_{jt} \left( \frac{A_{ft}}{A_{jt}} \right) + (g - m)H_{jt} \quad (10)$$

따라서 인적자본 스톡이 기술진보에 미치는 효과는 기술 근접성과 인적자본의 교호작용과(첫 번째 항) 기술전파 효과와 혁신촉진 효과의 효율성을 나타내는 파라미터의 차이로(두 번째 항) 나누어진다. 만약 기술전파 효과의 효율성이 기술혁신 효율성을 압도하는 경우에는( $m > g$ ), 두 번째 항의 인적자본 스톡 수준의 효과는 음(-)이 될 가능성이 있다. Krueger and Lindahl(2001)은 인적자본 스톡 수준이 기술진보율을 촉진하는 효과는 전체 표본에서는 관찰되지만, OECD 국가들로만 구성된 표본에는 해당되지 않는다는 실증결과를 제시하였다. 그들은 이 같은 결과에 대해 인적자본이 기술추적에는 중요한 반면, 기술혁신에서는 상대적으로 중요한 역할을 하지 않을 수 있다는 해석을 제시하였다. 즉, 식 (10)에서 기술 수준이 선도기술과의 차이가 큰 개발도상국들에 대해서는 첫 번째 항의 효과가 압도하는 반면, 기술 수준이 선도기술에 근접함에 따라 두 번째 항의 음(-)의 효과가 압도하게 된

다는 것이다.

이상에서 다양한 성장모형의 기술생산함수의 특징과 의미를 살펴보았는데, 〈Table 2〉는 이를 요약, 비교하고 있다. 본 연구에서는 이들 대안적인 기술생산함수의 추정을 통해 지역 간 소득 격차요인을 분석하고자 한다. 외생적 성장모형의 기술생산함수에서 기술진보율은 상수가 되기 때문에, R&D 투입의 격차에 따른 생산성과 소득 격차는 일시적인 현상일 뿐, 시간이 지남에 따라 소득 수렴을 관찰하게 된다. 따라서, 지속적인 지역 간 소득 격차에 관한 한, R&D 투입보다는 다른 것에서 그 원인을 찾아야 할 것이다. 반면, 내생적 성장모형의 기술생산함수에서 기술진보율은 R&D 투입에 의해 결정되기 때문에, 지역 간 소득 격차와 생산성 격차 요인도 R&D 투입의 지역 간 차이에서 발견될 것이다. 마지막으로, 인적자본 모형의 기술생산함수에서는 R&D 부문에 투입된 인적자본이 기술진보율을 결정하며, 따라서 지역 간 소득 격차에서도 인적자본의 차이가 주요한 역할을 하게 될 것이다. 이상과 같이 성장모형에 따라 서로 다른 기술생산함수를 정의하며, 그에 따라 생산성 증가율을 결정하는 요인에서도 차이가 있게 된다. 따라서 대안적인 기술생산함수를 추정하여 현실 적합성을 검증하는 것은 지역 간 생산성 격차와 소득 격차의 요인을 분석하는 한 가지 방법이 될 수 있으며, 본 연구는 이 같은 방법을 취한다.

〈Table 2〉 Technology Production Function of Alternative Growth Models

Type of Growth Models		Technology Production Function ( $g_j(A) \equiv \dot{A}_j/A_j$ )
Exogenous Growth Models		$g_j(A) = \lambda$
R&D-Based Growth Models	Fully Endogenous Models	$g_j(A) = \lambda A_j^{\phi-1} \tilde{R}_j^{\sigma}, \phi = 1, 0 < \sigma \leq 1$
	Semi Endogenous Models	$g_j(A) = \lambda A_j^{\phi-1} \tilde{R}_j^{\sigma}, \phi < 1, 0 < \sigma \leq 1$
	Product Variety Models	$g_j(A) = \lambda A_j^{\phi-1} \left( \frac{R_j}{Q_j} \right)^{\sigma}$
Human Capital Models	Romer Model	$g_j(A) = \zeta_j H_j^A$
	Lucas-Uzawa Model	$g_j(A) = c \frac{\dot{H}_j}{H_j}, \frac{\dot{H}_j}{H_j} = \kappa_j(1 - u_j)$
	Benhabib-Spiegel Model	$g_j(A) = m(H_j)(A_f - A_j) + g(H_j)A_j,$ $m'(H_j) > 0, g'(H_j) > 0$

### Ⅲ. 자료 및 TFP 추정

#### 1. 자 료

본 연구의 실증분석에는 지역 패널자료가 사용되었다. 총요소생산성(TFP)을 추정하기 위해서는 지역별 소득과 자본 스톡에 대한 자료가 필요하다. 지역별 소득 자료는 통계청에서 제공하는 실질 지역내총생산(GRDP, gross regional domestic product)을 활용하였다. 통계청은 1985년부터 GRDP 자료를 수집·제공하고 있다. 현재는 17개 지방자치단체에 대해 자료를 수집하고 있지만, 울산광역시와 세종특별자치시는 각각 분할 후인 1998년과 2013년부터 자료를 제공하고 있다. 충분한 시계열 확보에 중점을 둔다면, 두 개 지역을 분할 이전의 지역인 경남과 충남으로 통합하여 사용하는 것이 바람직할 것이다. 그러나, 본 연구의 맥락에서는 다음과 같은 이유로 횡단면 자료를 최대한 확보하는 것이 더 중요하다고 할 수 있다.

첫째, 무엇보다도 지역 간 소득 격차 원인의 분석이라는 본 연구의 목적에 비추어 보면, 총요소생산성의 시간에 따른 변화보다는 지역 간 편차에 대한 정보가 중요하다 할 수 있다. 두 번째는 대부분의 R&D 투입 자료는 1995년부터 사용 가능하다는 자료의 제약 때문이다. 마지막으로, 일반적으로 패널자료는 횡단면 자료가 충분히 확보될수록 추정치의 소표본 성격(small sample properties)이 좋아지는 것으로 알려져 있다. 따라서, 본 연구에서는 울산광역시가 분리된 이후의 자료만을 사용하여 16개 지방자치단체로 구성된 지역 패널을 구축하였다. 이에 따라 세종특별자치시의 자료는 분리 이전의 지역인 충청남도에 통합하였다. 한편, 울산광역시가 분리된 1998년의 울산과 경남의 자료는 통계의 분리에 따른 오류의 가능성이 있고, 다른 한편으로는 외환위기에 따른 구조적 변화에 노출되었을 가능성이 있기 때문에, 1998년 자료는 분석에서 제외하였다. 한편, 우리나라 경제는 COVID-19 감염병의 확산으로 2020년부터 심각한 타격을 받고 있으며, 아직 그 여파에서 완전히 벗어나지 못하고 있다. COVID-19 영향력은 지역 간 편차가 있으며(예를 들어, 초기에는 대구지역이 상대적으로 심각한 타격을 받은 것으로 알려져 있다), 아직 그 영향의 구조를 평가하기에는 충분한 시계열 자료가 확보되지 못한 상황이다. 따라서 잠재적인 왜곡을 피하고 정확한 추정치를 얻기 위해 패널의 마지막 연도의 자료는 2019년으로 제한하였다.<sup>7)</sup> 결과적으로, 모형추정에 사용된 패널자료는 16개 지방

자치단체의 1999년~2019년의 21년에 걸친 자료로 구성되었다.

지역 수준의 자본스톡에 대한 직접적인 자료는 존재하지 않는다. 그러나 통계청은 지역 국민계정에서 자본에 대한 투자와 감가상각인 자본형성과 고정자본소모에 대한 자료를 제공하고 있다. 본 연구에서는 이들 자료에 연속재고(perpetual inventory) 방식을 적용하여 자본스톡 자료를 구축하였다. 즉, 자본스톡 자료가 처음 제공되는 1995년을 시작으로 누적적으로 자본형성은 더하고 자본소모는 제하는 방식으로 자본스톡을 계산하였다.<sup>8)</sup> 인적자본의 대용변수는 일반적인 관행에 따라 평균학교교육연수를 사용하였으며, 평균학교교육연수는 각급 학교에 대응하는 교육연수에 학력별 취업자수의 비중을 곱하여 계산하였다.<sup>9)</sup>

마지막으로, 모든 연구개발 관련 자료는 과학기술정보통신부가 KISTEP(한국과학기술평가원)에 의뢰하여 작성한 연구개발활동조사보고서의 각 년 호로부터 구축된 통계청 제공 자료를 사용하였다.

## 2. 총요소생산성의 추정

기술 또는 생산성 파라미터  $A_{jt}$ 는 일반적인 관행에 따라 총요소생산성(TFP, total factor productivity)을 대용변수로 사용하였다. TFP는 생산함수의 잔차항 개념으로 측정된다. 즉,

$$\ln A_{jt} = \ln y_{jt} - \alpha \ln k_{jt} \quad (11)$$

- 
- 7) 본 연구가 진행되는 시점에서 필요한 모든 자료를 포함하는 완전한 패널은 최대 2020년까지 구축 가능하였다. 그러나, 1년의 시계열 자료 추가가 추정결과에 미치는 영향은 미미하였음을 확인하였으며 정확한 추정치를 얻기 위해 2019년으로 자료로 한정하였다.
- 8) 이는 Hall and Jones(1999)가 사용한 방식과 동일하며, 초기인 1995년의 자본스톡은  $I_{95}/(g+\delta)$ 로 계산된다. 여기서  $g$ 와  $\delta$ 는 각각 1995년 이후 5년간의 투자율과 감가상각률이다. 실제 추정에는 1999년 자료부터 사용되었기 때문에, 초기자본스톡 계산에 포함된 추정오류의 영향은 상당 부분 사라질 것으로 기대된다.
- 9) 통계청은 5개 범주(초등학교 졸업 이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상)로 취업자의 교육수준에 대한 정보를 제공한다. 평균교육연수는 초등학교 졸업 이하=6년, 중졸=9년, 고졸=12년, 전문대졸=14년, 대학교졸업 이상=16년을 부여하여 계산하였다. 이 계산방식은 초등학교 중퇴자의 교육연수는 과대 계산되고 대학원 졸업자는 과소 계산될 가능성이 있다. 그러나 초등학교 중퇴자나 대학원 졸업자의 비중이 크지 않기 때문에 왜곡 효과는 거의 없을 것으로 기대된다.



여기서  $y_{jt}$ 와  $k_{jt}$ 는 노동자 1인당 소득과 자본 스톡을 나타낸다. 식 (11)를 추정하기 위해서는  $\alpha$ 의 값이 결정되어야 하는데, 두 가지 이유로 지역 간 공통이라고 가정되었다. 첫째, 가용한 자료를 이용하여 지역별로  $\alpha$ 의 값을 정확하게 추정할 적절한 방법을 찾기가 어렵다는 것이다. 한 가지 방법은 식 (11)를 지역별로 추정하는 것이지만, 이 경우 충분한 크기의 표본을 확보하는 것이 어렵다는 문제에 직면하게 된다. 대안으로 지역별 노동소득 분배율을 고려할 만하다. 그러나, 공식적인 통계에는 자영업자나 무급가족종사자의 소득이 누락되어 있다는 문제가 제기된다. 특히, 우리나라는 자영업 비중이 클 뿐 아니라 농업, 임업, 어업의 경우 무급가족종사자의 비중도 크기 때문에 이들 종사자가 누락된 노동소득 분배율의 정확성에 의문이 간다.<sup>10)</sup> 둘째, 일반적으로 국가 내 지역 간 자료보다는 국가 간 자료에서  $\alpha$ 의 값에 횡단면 차이가 발생하는데, 대부분의 연구가 국가 간 자료에 대해서조차도  $\alpha$ 가 동일하다고 가정한다. Hall and Jones (1999)가 대표적이라 할 수 있다.

식 (11)의 추정결과는 다음과 같다.

$$\ln y_{jt} = 0.837 \times t + 0.380 \times \ln k_{jt}, \quad R^2 = 0.873 \quad (12)$$

(0.171)      (0.041)

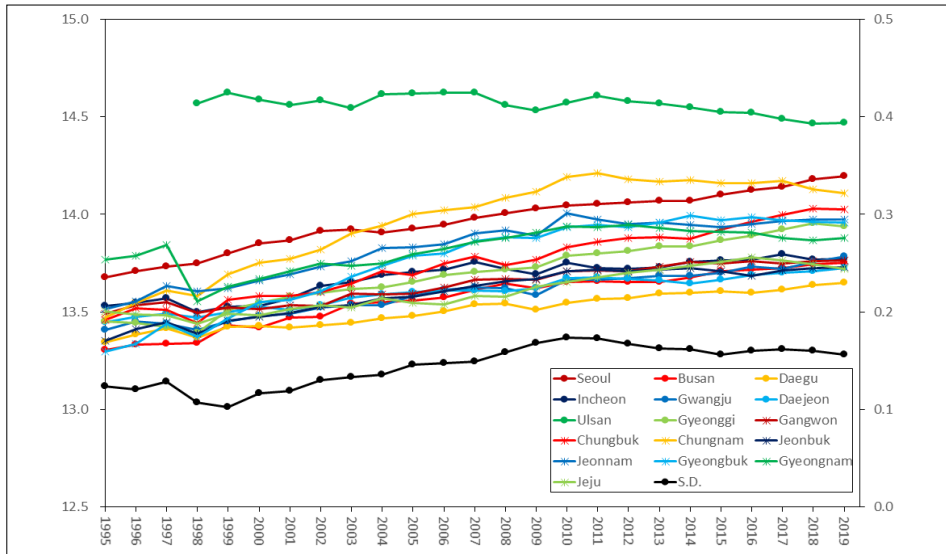
$t$ 는 시간추세로 총요소생산성이 지속해서 증가되고 있다는 것을 반영한다(보고된 계수 추정치는 본래 추정치에 100을 곱한 것이다). 괄호 안은 표준오차로 모든 추정치가 0.01%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서,  $\ln A_{jt}$  계산에 사용된  $\alpha$ 의 값은 0.380이다.

〈Figure 2〉는 식 (12)의 추정값을 적용하여 잔차항으로 계산된 지역별 TFP를 보여주고 있다. 외환위기 이전에는 모든 지역이 비교적 좁은 범위 내로 군집되는 모습을 보이다가, 이후 좀 더 분산된 모습으로 전환되는 추세가 나타나고 있는데, 이는 〈Figure 1〉의 1인당/노동자 1인당 실질 GRDP 추세와도 유사해 보인다. 따라서, 지역별 TFP에서도 지역 간 격차가 완화되는 모습은 나타나지 않고 있다. 경제 이론에서 장기성장률은 기술진보율에 의해 결정된다. 이 같은 이론적 관점에서 보면, 〈Figure 2〉에서 나타난 TFP의 지역 간 격차의 지속 또는 확대추세는 향후 지

10) 예를 들어, 주상영·전수민 (2014)는 자영업자 소득 보정방법에 따라 노동소득분배율이 달라짐을 보이고 있다.

역 간 소득 격차에 부정적 요인으로 작용할 가능성이 있다고 할 수 있다.

〈Figure 2〉 Total Factor Productivity Across Regions



그림에서 나타난 TFP의 지역 간 격차추세는 〈Table 3〉에 보고된 소득수렴 검정 결과와도 부합하는 것으로 보인다. 표의 수렴 검정에는 Phillips and Sul (2007a, 2007b) (이하에서 P-S로 표시)의  $\log-t$  검정법이 사용되었는데, 그들은 통상의 단측  $t$ -검정에 의하여 수렴을 검정하는 방법을 제시하였다.  $j$  지역의 TFP는 다음과 같이 공통요인과 특이요인으로 분해된다고 가정하자.

$$a_{jt} = \left( \eta_j + \frac{\epsilon_{jt}}{a_t} \right) a_t = \eta_{jt} a_t \quad (13)$$

여기서  $a_{jt} = \ln A_{jt}$  이고,  $a_t = \ln A_t$ 는 TFP에서 모든 지역에 공통인 요인을 나타낸다. 따라서  $\eta_j$ 는  $a_t$ 로부터의 특이거리 (idiosyncratic distance)로 해석된다.  $v_{jt}$ 는 오차항이다. P-S는  $\eta_{jt}$ 가 다음과 같은 과정에 의해 생성된다고 가정하였다.

$$\eta_{jt} = \eta_j + \sigma_{jt} \xi_{jt}, \quad \sigma_{jt} = \frac{\sigma_j}{L(t) t^\theta}, \quad t \geq 1, \quad \sigma_j > 0 \quad \text{for all } i \quad (14)$$

위 식에서  $\xi_{jt}$ 는  $i.i.d (0,1)$ 로서 유한 적률(finite moment)을 가지고 있으며  $L(t)$ 는 완만하게 증가하면서 무한대에서 발산하는 함수이고  $\theta$ 는 변화의 속도의 크기를 결정하는 계수이다.

마지막으로 P-S는 다음과 같은 추정식을 제안하였다.

$$\log\left(\frac{\Gamma_1}{\Gamma_t}\right) - 2\log L(t) = a + \gamma \log t + u_t \quad (15)$$

여기서,

$$\Gamma_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (h_{jt} - 1)^2, \quad h_{jt} = \frac{a_{jt}}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N a_{jt}} = \frac{\eta_{jt}}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \eta_{jt}}$$

식 (15)에서 수렴검정은  $\gamma$ 의 추정으로 수행된다. 귀무가설은 수렴이고,  $\gamma \geq 0$ 가 이에 대응하며  $\gamma$ 값이 클수록 수렴속도도 빠르게 된다. 반면,  $\gamma < 0$ 이면 귀무가설은 기각된다. 표의 첫 번째 패널은 글로벌 수렴에 대한 검정인데, 1인당 실질 GRDP와 TFP 모두에서  $\gamma$ 는 음(-)의 값으로 추정되었으며,  $\gamma = 0$ 라는 귀무가설도 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 추정에는 상수항이 포함되었기 때문에, 추정결과는 절대적 수렴뿐 아니라 조건부 수렴 성향에 대한 증거도 발견되지 않는 것으로 해석된다. 물론, 본 연구의 목적은 지역 간 소득이나 기술 수렴에 대한 직접적이고 엄밀한 검정을 시도하는 것은 아니며, 따라서 표의 검정결과를 신고

〈Table 3〉 Convergence Test on Regional Economies: TFP and GRDP

	Global Convergence	Club Convergence	
	Global	Club 1	Club 2
GRDP	-0.452*** (-8.659)	0.205** (2.211)	-0.163 (-0.036)
TFP	-0.203*** (-3.693)	0.043 (0.568)	0.711 (1.586)

Note:  $t$ -statistics are calculated using heteroskedasticity and autocorrelation consistent standard errors.

전학과 성장모형에 반하는 증거로 받아들이는 적극적인 해석에는 무리가 있다. 그러나, 적어도 지역 간 소득 격차추세와 관련하여 표의 추정결과를 긍정적으로 해석하기는 어려워 보인다.

Howitt (2000) 과 Howitt and Mayer-Foulkes (2005) 은 R&D 기반 내생적 성장모형은 발산 또는 클럽 수렴 (club convergence) 를 예측한다고 제시하였다. 이에 대한 검정결과는 두 번째 패널에 보고되어 있는데, 2개의 수렴 클럽이 구별된다.<sup>11)</sup> 그러나, 추정결과와 세부사항에서는 GRDP와 TFP에 차이가 나타난다. GRDP에 대한 추정결과를 보면, 수렴 클럽 1에는 6개 지역이 포함되는데,  $\gamma$ 는 0.205로 비교적 큰 값으로 추정될 뿐 아니라 귀무가설  $\gamma=0$ 도 기각되며, 따라서 강한 소득수렴이 발견된다. 그러나, 클럽 2에서는  $\gamma$ 가 음의 값으로 추정되지만 귀무가설  $\gamma=0$ 가 기각되지 않기 때문에, 수렴 성향이 존재하기는 하지만 대단히 약하다고 할 수 있다. TFP 수렴 클럽 1은 소득수렴 클럽보다 많은 지역을 포함하지만  $\gamma$ 는 0에 가까운 값으로 추정되고 귀무가설  $\gamma=0$ 도 기각되지 않는다. 따라서, 소득수렴 클럽 1에 비해 수렴 성향이 훨씬 약하다고 할 수 있다. TFP 수렴 클럽 2에서도  $\gamma$ 이 0.7로 큰 값으로 추정되기는 하지만,  $\gamma=0$ 가 기각되지 않고 있다. 정리하면, GRDP는 서울을 포함한 6개 지역이 강한 수렴 클럽을 형성하고 나머지 지역들이 약한 수렴 클럽을 형성하고 있는 반면, TFP에서는 두 개의 클럽이 구분되기는 하지만 두 개의 클럽 모두 수렴 성향은 대단히 약한 것으로 나타난다. 따라서 적어도 1995-2019년의 표본을 사용한 추정결과는 신고전학과보다는 내생적 성장모형, 특히 R&D 기반 내생적 성장모형의 예측과 좀 더 부합한다고 하겠다. 이 같은 결과는, 내생적 성장모형의 렌즈를 통해 지역 간 소득 격차요인을 바라보는 본 연구의 접근법과도 부합하는 것이라 하겠다.

#### IV. 추정 결과

##### 1. R&D 기반 내생적 성장모형의 추정결과

본 절에서는 다양한 성장모형의 기술생산함수를 추정하여 지역의 기술격차 요인

11) 소득수렴클럽 1은 6개 지역으로 서울, 울산, 경기, 충북, 충남 및 전남이다. TFP 수렴의 클럽 1은 10개 지역으로 서울, 부산, 광주, 울산, 경기, 충북, 충남, 전남, 경북, 경남 등이다.

을 평가한다. 먼저, 식 (5)로부터 직접 다음과 같이 외생적 성장모형 및 다양한 유형의 내생적 성장모형을 포괄하는 계량모형을 정의하여 추정한다.

$$\Delta \ln A_{jt} = \delta_0 + \delta_1 \ln A_{jt-1} + \delta_2 \ln \tilde{R}_{jt} + \delta_3 X_{jt} + \epsilon_{jt}$$

(16)

with  $\delta_1 = \phi - 1$ ,  $\delta_2 = \sigma$

여기서  $\epsilon_{jt}$ 는 기술진보에 대한 충격을 나타내며 평균이 0인 안정적 확률과정을 따른다고 가정된다.  $\tilde{R}_{jt}$ 는 R&D 투입을 나타내며  $X_{jt}$ 는 R&D 이외에 기술생산에 영향을 미치는 통제변수들을 대표한다.  $\delta_1 = 0$ 이고  $\delta_2 = 0$ 이면 (즉,  $\phi = 1$ ,  $\sigma = 0$ ), 식 (16)으로 정의되는 기술진보율은 외생적 성장모형과 부합하게 된다. 반면,  $\delta_1 = 0$ 이고  $\delta_2 > 0$  (즉,  $\phi = 1$ ,  $\sigma > 0$ )이면 기술진보율은 완전한 내생적 성장모형과 부합한다. 마지막으로  $\delta_1 < 0$ 이고  $\delta_2 > 0$ 이면 (즉,  $\phi < 1$ ,  $\sigma > 0$ ), 기술진보율은 준내생적 성장모형과 부합한다.

통제변수의 사용은, R&D 투입  $\tilde{R}_{jt}$ 과의 다중공선성(multicollinearity) 문제로 대단히 제한적이다. 그러나 기술생산에 영향을 미치는 유력한 통제변수로 기술생산에서의 규모의 경제를 반영하는 변수는 고려할 만하다. 예컨대, 대학이나 국가가 지원하는 대규모 R&D 조직과 중소기업에 부설된 소규모 R&D 조직은 기술생산의 효율성뿐만 아니라 개발하는 기술의 종류도 다를 수 있다. 기술생산에서의 규모의 경제를 반영하기 위해 R&D 조직의 크기, 즉 총연구개발인력 또는 총연구개발비지출을 총연구개발조직으로 나눈 측정치를 사용한다.<sup>12)</sup>

식 (16)의 추정에서 가장 중요한 변수인 R&D 투입,  $\tilde{R}_{jt}$ 의 대용변수로는 두 가지 종류의 측정치를 사용하였다. 첫 번째는 초기의 내생적 성장모형인 식 (2)에 따라 TFP 대비 R&D 인력 또는 R&D 지출의 비율을 사용하였다. 두 번째 측정치로는 생산물 다양성 모형인 식 (4)에 따라 인구 대비 R&D 인력 비율과 GRDP 대비 R&D 지출 비율을 사용한다. 그러나, 실증분석에서 나타나듯 두 가지 대안적인 R&D 투입 측정치 모두 통계적 유의성에서 유사한 추정결과를 제시한다.

12) 제도적 요인과 정책변수 또한 기술생산의 효율성에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 가용한 자료로부터 적절한 대용변수를 찾기가 어렵고 R&D 투입과 다중공선성 가능성이 있기 때문에, 이들을 통제변수에 포함하지는 않았다.

〈Table 4〉는 TFP 또는 인구 대비 연구개발 인력의 비율을 R&D 투입의 대응변수로 사용한 추정결과이다. 먼저, 좌측 패널은 일반적인 패널추정 방법을 적용한 추정결과인데, 보고의 효율성을 위해 Hausman 검정결과에 따라 고정효과 또는 임의효과 모형의 추정결과만을 보고하였다.<sup>13)</sup> 모형 (1)과 모형 (2)를 보면, 두 모형 모두에서 R&D 투입은 통계적으로 유의하게 TFP 성장률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는  $\sigma > 0$  ( $\delta_2 > 0$ )를 의미하며, 따라서 외생적 성장모형은 통계적으로 기각된다고 할 수 있다. 본 연구는 우리나라에서 관찰되고 있는 지역 간 소득 격차를 설명하기에는 외생적 성장모형이 한계가 있다고 주장하였으며, 이에 따라 내생적 성장모형에 기술생산함수에 주목하였다. 표의 결과는 이 같은 주장과 부합하는 결과라고 할 수 있다.

〈Table 4〉 Estimation of technology production function using R&D workers:  
1999-2019, 16 regions

Variables	Conventional Panel, Dependent Variable = $\Delta \ln TFP_{jt}$						Dynamic Panel GMM, Dependent Variable = $\ln TFP_{jt}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	GMM	System GMM	GMM	System GMM
$\ln TFP_{jt-1}$	-0.022*** (0.007)	-0.023*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-0.020*** (0.007)	-	-	0.946*** (0.021)	0.998*** (0.011)	0.946** (0.002)	0.995*** (0.012)
R&D worker /TFP	0.298*** (0.101)	-	0.540*** (0.145)	-	0.435*** (0.130)	-	0.426** (0.192)	0.906*** (0.281)	-	-
R&D worker /인구	-	0.381*** (0.114)	-	0.613*** (0.151)	-	0.505*** (0.136)	-	-	0.516** (0.213)	1.164*** (0.270)
Size of R&D Org.	-	-	0.260** (0.111)	0.240** (0.103)	0.276*** (0.105)	0.262*** (0.097)	-	-	-	-
Hausman $p > c$	9.21 [0.010]	9.08 [0.011]	8.69 [0.034]	8.08 [0.044]	0.81 [0.666]	0.83 [0.659]	-	-	-	-
Hansen	-	-	-	-	-	-	15.53 [1.000]	-	15.48 [1.000]	-

Note: Standard errors are in parentheses and  $p$ -values are in brackets. \*, \*\*, \*\*\* are significantly different from zero at the 10%, 5%, 1% levels. Numbers in brackets are  $p$ -values. Robust standard errors are reported for the GMM estimates. Hansen statistics are tests for overidentifying restrictions.

13) 그러나, 관심변수의 추정치에 관한 한, 고정효과모형과 임의효과모형의 추정결과에 차이가 거의 없다는 것을 확인하였다.

모형 (3) 과 모형 (4) 에는, 연구개발에서의 규모의 경제를 반영하기 위해 모형 (1) 과 (2) 에 연구개발 수행 조직의 크기(총연구개발 인력을 연구개발 조직의 수로 나눈 값)를 추가하였는데, 추정결과는 규모의 경제가 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 연구조직의 규모가 클수록 기술생산의 효율성이 강화된다는 것을 의미하며, 이는 직관과 부합하는 것으로 받아들여질 수 있다. 흥미로운 것은 규모의 경제 효과를 통제한 후, R&D 투입변수의 계수가 모형 (1), (2)에 비해 약 2배 가까이 큰 값으로 추정되었다는 것이다. 이는 규모의 경제가 기술진보와 정의 상관관계를 갖는 점을 고려하면 다소 의외로 받아들여질 여지도 있다. 그러나, 규모의 경제 요인에 의해 설명되는 부분을 제외한 기술진보에서 R&D 투입 변화의 기여분이 증가한다는 것으로 해석된다.

언급된 바와 같이, 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 의 계수  $\delta_1 = (\phi - 1)$ 는 중요한 의미를 갖는데, 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 음(-)의 값으로 추정되었으며, 따라서, 기술생산함수의 추정결과는 준내생적 성장모형( $\phi < 1$ ,  $\sigma > 0$ )과 부합하는 것으로 나타났다. 김시원(2016)은 식 (5)가 함의하는 시계열 성격을 총량 거시 자료에 적용하여 검정하였는데, 준내생적 성장모형이 적합하다는 결과를 제시하였다. 이는 본 추정결과와 부합한다고 할 수 있다. 그러나, <Table 4>는 기술생산함수에 대한 직접적인 추정결과이며, 따라서 시계열 성격에 기초한 검정결과보다 풍부한 정보를 제공한다는 점에서 차별성이 있으며, 흥미로운 직관을 얻을 수 있다.  $\delta_1$ 는 준내생적 성장모형의 예측대로 음으로 추정되기는 하였지만, 함의된  $\phi$ 의 값은 약 0.98로 대단히 큰 값으로 추정되었다. 따라서 R&D 투입의 한계생산성은 체감하기는 하지만 체감의 강도는 대단히 작다는 것을 의미하며, 사실상 기술생산함수는 준내생적 생산함수와 완전한 내생적 생산함수의 경계선에 있다고 할 수 있다. 즉, 추정결과는 완전한 내생적 성장모형의 제약조건인  $\delta_1 = 0$ (즉,  $\phi = 1$ )을 통계적으로 기각하기는 하지만, 현실적으로 완전한 내생적 성장모형의 기술생산함수와 준내생적 성장모형을 기술생산함수를 구별하는 것은 실익이 없다고 할 수 있다. 두 모형 모두 현실 적합성이라는 면에서  $\phi$ 가 1에 가까운 값을 갖는다는 추정결과를 반영하여, 모형 (5)와 (6)에서는 완전한 내생적 성장모형을 가정함( $\phi = 1$ ), 따라서 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 가 제거된 추정결과를 보고하고 있다. 시차변수가 제거된 모형은 동적패널 모형에서 제기되는 내생성의 문제로부터 자유롭다는 장점이 있다. 그러나, R&D 투입의 계수 값이 다소 작아지기는 하지만 모형 (3), (4)와 거의 유사한

추정결과가 나타나고 있다. 따라서, 모형 (3), (4)의 동적패널에서 제기되는 내생성이 추정결과에 미치는 효과는 미미하며, 추정결과는 준내생적 성장모형과 부합하지만 완전한 내생적 성장모형을 배제하는 것은 아니라고 할 수 있다.

언급된 바와 같이, 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 가 존재하는 동적패널 모형에서는 시차변수가 확률적 오차항과 상관관계를 갖는 내생성이 존재하며, 이 경우 고정효과 모형이나 임의효과 모형으로는 일관된 추정치를 얻을 수 없다. 물론, 모형 (5)와 (6)의 추정결과는 이 같은 내생성이 추정결과에 미치는 효과는 미미한 것으로 나타났다. 그러나 지역 내 노동의 이동에 심각한 장애가 없다면 연구개발 인력과 기술진보 사이에는 양방향 인과관계가 존재할 수 있으며, 이는 또 다른 내생성의 원인이 될 여지가 있다. <Table 4>의 우측패널에는 Arellano and Bond의 GMM 추정법을 적용하여 내생성을 통제한 추정결과를 보고하고 있다. 먼저, 일반적인 GMM 추정결과를 보면, 연구개발 투입변수의 계수가 좌측 패널보다 높게 추정되며, 추정치는 여전히 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 의 계수는 좌측 패널과는 달리  $\phi$ 로 정의되며 추정값은 0.95 정도로 나타났다. 이 같은 수준의  $\phi$  추정치는  $\Delta \ln TFP_{jt-1}$ 를 종속변수로 한 좌측의 패널의  $\ln TFP_{jt}$ 의 계수  $\delta_1$ 의 추정치 0.02와 부합하는 수준이라 하겠다.

1에 가까운 수준의  $\phi$ 의 추정치는  $\ln TFP_{jt}$ 가 불안정한(nonstationary) 시계열일 가능성이 있다는 것을 의미하는데, 이 경우 통상의 GMM 추정법보다는 시스템 GMM 추정법이 상대적으로 효율적일 수 있다. 이에 따라 표에는 시스템 GMM 추정법을 적용한 추정결과도 추가하였는데, 연구개발 투입변수의 계수인  $\sigma$  값이 크게 증가하여 거의 1에 근접하거나, 또는 1을 초과하는 값으로 추정되었다. 이같이 높은 수준의  $\sigma$  값이 불가능한 것은 아니지만, 기술 수준(또는 지식수준)이 높아질수록 추가적인 기술의 개발이 어려워진다는, 즉 R&D 투입의 한계생산물이 체감한다는 준내생적 성장모형의 기술생산함수의 성격과는 부합하지 않는다고 할 수 있다. 이 같은 경제적 해석의 어려움은 불안정 시계열을 가정한 시스템 GMM 추정법의 적절성에 의문이 제기될 수 있다는 것을 의미한다. 그러나, 연구개발 투입변수가 기술진보에 통계적으로 유의한 효과를 미치고 있으며, 이러한 점에서는 다시 한번 내생성이 추정에 미치는 효과는 미미하다고 할 수 있다.

<Table 5>에는 R&D 인력 대신 R&D 지출을 사용한 추정결과를 보고하고 있다. 전반적인 결과는 R&D 인력을 사용한 추정결과와 거의 유사하며, 특별한 차이는



발견되지 않는다. 따라서 <Table 4>의 추정결과에 대한 설명이 그대로 적용될 수 있으며, R&D 인력과 R&D 지출 모두 적절한 R&D 투입의 대용변수라 하겠다. <Table 4>와 <Table 5> 모두에서 관심변수들의 계수 추정치가 통계적으로 유의하다는 점에서는 추정결과가 유사하다고 할 수 있지만, 계수 추정값의 크기는 특별한 의미가 있다. 추정식의 모든 변수들은 로그를 취한 값이기 때문에 계수 추정치는 탄력성으로 해석될 수 있다. 즉,  $\delta_2 (= \sigma)$ 는 R&D 투입 변화에 대한 기술변화의 민감도를 측정한다. 모든 모형에서 <Table 5>에 비해 <Table 4>에서  $\delta_2$ 가 상대적으로 큰 값으로 추정되면, 모형 6에서는 약 2배 이상 큰 값으로 나타난다. 물론, 좀 더 엄밀한 분석이 추가되어야겠지만, 이는 R&D 지출보다는 R&D 인력을 증가시켰을 때 기술변화가 상대적으로 더 민감하게 반응할 가능성이 있다는 것을 의미한다.

<Table 5> Estimation of technology production function using R&D spending:  
1999-2019, 16 regions

Variables	Conventional Panel, Dependent Variable = $\Delta \ln TFP_{jt}$						Dynamic Panel GMM, Dependent Variable = $\ln TFP_{jt}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	GMM	System GMM	GMM	System GMM
$\ln TFP_{jt-1}$	-0.022*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.003 (0.002)	-0.007** (0.003)	-	-	0.947*** (0.022)	0.994*** (0.011)	0.945*** (0.023)	0.963*** (0.015)
R&D spending /TFP	0.227*** (0.074)	-	0.329*** (0.077)	-	0.307*** 0.076	-	0.302** (0.156)	0.815*** (0.188)	-	-
R&D spending /GRDP	-	0.311*** (0.121)	-	0.367*** (0.112)	-	0.215** (0.090)	-	-	0.500** (0.253)	1.665*** (0.591)
R&D spending per institute	-	-	0.379*** (0.104)	0.259*** (0.096)	0.375*** (0.104)	0.233** (0.096)	-	-	-	-
Hausman $p > c$	9.88 [0.007]	6.68 [0.035]	5.52 [0.138]	4.23 [0.238]	0.27 [0.874]	1.83 [0.400]	-	-	-	-
Hansen	-	-	-	-	-	-	15.64 [1.000]	-	15.74 [1.000]	-

Note: Standard errors are in parentheses and  $p$ -values are in brackets. \*, \*\*, \*\*\* are significantly different from zero at the 10%, 5%, 1% levels. Numbers in brackets are  $p$ -values. Robust standard errors are reported for the GMM estimates. Hansen statistics are tests for overidentifying restrictions.

## 2. 기술생산의 인적자본 모형의 추정결과

〈Table 2〉에 요약된 바와 같이, 기술진보의 인적자본 모형인 Uzawa-Lucas 모형과 Romer 모형의 가장 큰 차이는 기술진보율이 학교교육연수 변화(또는 변화율)와 연결되는지 또는 수준과 연결되는지의 여부이다. 〈Table 6〉은 Romer 모형의 추정결과를 보고하고 있는데, 이론적 예측과 부합하는 결과가 나타난다: 평균학교교육연수의 증가는 기술진보를 촉진하는 효과가 있다. 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 가 제거된 모형 (2)에서도 교육연수의 계수의 값이 하락하기는 하지만, 교육연수의 효과는 여전히 통계적으로 유의하다. 한편, 신고전학과 모형의 틀에서도 인적자본의 수준이 상태변수(state variable)로 성장률에 영향을 미칠 수 있다. 다만, 이 경우 인적자본의 시차변수가 사용되어야 한다는 점에서 차이가 난다.<sup>14)</sup>

또 다른 내생적 성장모형 계열의 인적자본 모형인 Uzawa-Lucas 모형은 기술진보의 설명 모형으로는 부적합한 것으로 나타났다. 즉, 학교교육연수의 변화( $\Delta E_{jt}$ )는 기술진보에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한, 학교교육연수의 변화와 더불어 학교교육연수를 상태변수로 포함시킨 추정결과에서도 여전히 학교교육연수 변화가 기술진보에 미치는 효과는 통계적 유의성이 결여된 것으로 나타났다.

〈Table 6〉의 마지막 패널에는 추격효과가 반영된 Benhabib-Spiegel 모형의 추정결과가 보고되어 있다. 식 (10)을 다시 정리해서 표현하면 다음과 같은 추정모형으로 전환된다.

$$\Delta \ln A_{jt} = \beta_0 + \beta_1 H_{jt} + \beta_2 (H_{jt} \cdot prox_{jt}) + \epsilon_{jt} \quad (17)$$

여기서  $\beta_1 = (g - m)$ ,  $\beta_2 = m$ 이다. 인적자본  $H_{jt}$ 는 다른 인적자본 모형과 마찬가지로 학교교육연수  $E_{jt}$ 로 대체되었다. 또한, Benhabib and Spiegel (1994)에 따라 선도지역과의 기술격차는 소득격차를 대용변수로 사용하였다. 즉,  $prox_{jt} =$

14) 〈Table 6〉에 보고되지는 않았으나, 학교교육연수의 시차변수를 사용한 기술생산함수도 추정하였다. 시차 변수를 사용하였기 때문에 내생성 문제가 완화된다는 장점이 있다. 그러나, 보고된 Romer 모형의 추정결과와 대동소이한 것으로 나타났다.

$(y_{ft}/y_{jt})$ . 선도지역의 소득  $y_{ft}$ 는 서울의 1인당 실질 GRDP를 사용하였다. 따라서, 식 (17)에서 첫 번째 항은 인적자본의 기술혁신 효과를 반영하고, 두 번째 항은 서울과의 격차에 따른 추격효과(catch-up)를 반영한다.

(Table 6) Estimation of technology production function of human capital models:  
1999-2019, 16 regions

Dependent variable:  $\Delta \ln TFP_{jt}$

Independent Variables	Romer Model		Uzawa-Lucas Model		Benhabib-Spiegel Model		
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)
$\ln TFP_{jt-1}$	-0.025*** (0.007)	-	-0.002 (0.003)	-0.025*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-	-0.001 (0.003)
$E_{jt}$	0.227*** (0.068)	0.131** (0.061)	-	0.226*** (0.068)	0.530*** (0.078)	0.455*** (0.075)	-
$\Delta E_{jt}$	-	-	0.043 (0.456)	0.200 (0.453)	-	-	-
$E_{jt} \times (Y_{ft}/Y_{jt})$	-	-	-	-	-0.257*** (0.038)	-0.267*** (0.038)	-0.089*** (0.027)
Hausman $p > c$	10.08 [0.007]	0.28 [0.594]	3.97 [0.138]	11.63 [0.001]	18.90 [0.000]	12.60 [0.002]	3.84 [0.147]

Note: Standard errors are in parentheses and  $p$ -values are in brackets. \*, \*\*, \*\*\* are significantly different from zero at the 10%, 5%, 1% levels. Numbers in brackets are  $p$ -values. Hansen statistics are tests for overidentifying restrictions. Lagged values of average years of schooling are used for Uzawa-Lucas model.

먼저 인적자본의 기술혁신 효과를 반영하는  $\beta_1$ 의 추정치는 통계적으로 유의하게 양(+)의 값으로 추정되었다. 따라서, Romer 모형과 마찬가지로 인적자본의 축적은 기술진보를 증가시키는 것으로 해석된다. 반면,  $\beta_2$ 의 추정치는 음(-)이고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 추격효과와는 부합하지 않는 결과로,  $m < 0$ 을 의미한다.  $\beta_2$ 가 음의 값이기 때문에 인적자본의 변화가 기술진보에 미치는 효과는 다음과 같이 계산된다(모형 (2)의 추정결과 사용).

$$\frac{\partial \ln A_{jt}}{\partial H_{jt}} = 0.455 - 0.267 \cdot prox_{jt} \quad (18)$$

이는 서울과의 소득 격차가 큰 경우, 구체적으로  $(y_{ft}/y_{jt}) > 1.7$ 이면, 추가적인 인적자본의 축적은 오히려 생산성 둔화를 초래할 수 있다는 것을 의미한다. 그러나, 2019년 기준 취업자당 실질 GRDP가 서울보다 1.7배 미만인 지역은 대구(서울이 대구보다 1.8배 큼)가 유일하다. 따라서, 현실적으로 대구를 제외한 모든 지역에서 인적자본 축적이 기술진보에 미치는 최종효과는 긍정적이라 하겠다.

한편, 〈Table 7〉에는 동적패널에서 제기될 수 있는 내생성 통제를 위해 GMM 추정법을 적용한 추정결과이다. 시차변수  $\ln TFP_{jt-1}$ 의 계수 추정값은 1에 가까우며, 따라서 생산성은 불안정 시계열이 가능성이 크다고 할 수 있다. 관심변수인 평균학교교육연수의 효과를 보면, 통상의 GMM 추정법은 〈Table 6〉과 유사한 추정 결과를 보이고 있다. 시스템 GMM 추정의 경우에도 추정치의 값(절대값)은 상대적으로 크게 추정되었지만 평균학교교육연수가 기술진보에 미치는 효과는 여전히 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 마지막으로, Benhabib-Spiegel 모형에서 기술 추격 효과도 〈Table 6〉과 유사하게 추정되었으며, 따라서 음(-)의 추격효과 추정치가 내생성의 영향이 반영된 결과는 아니라고 할 수 있다.

〈Table 7〉 GMM estimation of technology production function of human capital models:  
1999-2019, 16 regions

Dependent variable:  $\ln TFP_{jt}$

Independent Variables	Romer Model		Uzawa-Lucas Model		Benhabib-Spiegel Model	
	GMM	시스템 GMM	GMM	시스템 GMM	GMM	시스템 GMM
$\ln TFP_{jt-1}$	0.943*** (0.017)	0.999*** (0.011)	0.942*** (0.017)	1.000*** (0.011)	0.951*** (0.021)	1.009*** (0.017)
$E_{jt}$	0.299* (0.161)	0.528** (0.220)	0.300* (0.162)	0.526** (0.220)	0.548*** (0.195)	0.962** (0.454)
$\Delta E_{jt}$	-	-	-0.041 (0.378)	0.796 (0.502)	-	-
$H_{jt} \cdot (Y_{ft}/Y_{jt})$	-	-	-	-	-0.213*** (0.075)	-0.503*** (0.183)
Hansen	15.68 [1.000]	-	15.69 [1.000]	-	15.26 [1.000]	-

Note: Standard errors are in parentheses and  $p$ -values are in brackets. \*, \*\*, \*\*\* are significantly different from zero at the 10%, 5%, 1% levels. Numbers in brackets are  $p$ -values. Hansen statistics are tests for overidentifying restrictions.

〈Table 6〉에서 추정된 인적자본의 음(-)의 기술추격 효과, 즉  $m < 0$ 는 일반적인 통념과는 부합하지 않는 결과이다. 이에 대해 두 가지 설명이 가능하다. 첫째, 국가 간 기술전파와 국가 내 지역 간 기술전파의 성격과 구조는 다르며, 이에 따라 인적자본의 역할도 다를 수 있다는 것이다. Nelson and Phelps(1966)가 지적한 바와 같이, 국가 간 기술전파는, 주로 기술추적자가 선도기술을 모방하고 국내 생산에 적용하는 형태로 이루어지는데, 선도기술의 전파/적용에 종사하는 고학력 숙련 노동, 즉 인적자본의 역할이 중요하다. 반면, 국가 내 지역 간 기술전파에서는 지역의 산업구조가 인적자본의 역할에 제약요인으로 작용할 가능성이 있다. 예컨대, 생산성이 낮은 산업이 집중된 지역에서는, 산업구조가 변하지 않은 한, 고학력 노동자가 생산성이 높은 산업에서 개발된 선도기술을 적용하여 생산성을 강화하기 어려울 수 있으며, 이 경우 기술추격 효과의 계수 값이 음(-)의 값으로 추정될 수도 있다. 둘째, 추정에는 인적자본의 대용변수로 학교교육연수가 사용되었는데, 이는 인적자본의 양적 측면만을 고려한 측정치라고 할 수 있다. 학교교육은 질적인 측면에서도 인적자본에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들면, 대학이나 대학원 같은 상급학교 교육을 받은 노동자는 R&D 인력으로 투입될 수 있기 때문에 단순히 교육연수 이상으로 기술혁신에 중요한 역할을 할 수 있다. 그러나, 본 연구의 맥락에서 더욱 중요한 것은 같은 급의 교육기관인 경우에도 투입되는 인적, 물적 교육자원에 따라 교육의 질에 차이가 발생할 수 있다는 것이다. 소위 명문대라는 대학들이 서울에 집중되어 있는 것은 주지의 사실이며, 이들 명문대 졸업 노동자들이 지방대 졸업 노동자들에 비해 기술혁신에 중요한 역할을 할 가능성이 있다. 이 경우, 단순히 교육연수로 대표되는 기술추격 효과의 추정치는 왜곡될 가능성 크다 하겠다.

## V. 결 론

사용 가능한 자료에 따르면, R&D 자원과 생산성의 지역 간 격차가 큰 것으로 나타난다. 경제이론에 따르면 성장률을 결정하는 근본적인 요소는 생산성 향상, 즉 기술진보이며, 따라서 기술의 지역 간 격차는 소득 격차의 주요 원인이 될 수 있다. 이 같은 관점에서, 본 연구는 두 가지 종류의 기술생산함수를 추정하여 지역 간 기술격차 요인을 분석하였다. 첫 번째 유형은 R&D 기반 내생적 성장모형에 따른 것으로 R&D 투입자원과 기술생산을 연결한다. 두 번째 유형은 인적자본 성장모형으

로 인적자본과 기술진보를 연결한다.

R&D 기반 내생적 성장모형의 기술생산함수 추정결과는 준내생적 성장모형과 부합하지만, 완전한 내생적 성장모형을 배제하는 것은 아닌 것으로 나타났다. 즉, 기술진보율은 R&D 투입과 거의 1대1 비례관계에 가깝다는 것이다. 인적자본 유형의 모형에서는, Romer(1990) 모형의 예측대로 평균학교교육연수로 대표되는 인적자본 수준이 기술진보율에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 실증분석 결과는 지역 간 기술격차와 소득 격차에 대한 우울한 예측을 의미한다. 공식적인 통계자료는 연구개발인력과 고학력 노동이 서울·경기를 비롯한 특정 지역에 집중된 것으로 나타난다. 따라서, 이들 지역에서 향후 기술혁신이 활발할 가능성이 크며, 그런 만큼 지역 소득 격차도 더욱 확대될 가능성이 있다고 하겠다.

본 연구의 기존연구와 구별되는 특징은 우리나라 지역 간 소득 격차의 원인을 R&D 투입과 이에 따른 기술 또는 생산성 격차로 보고 내생적 성장모형을 적용하여 분석하였다는 것이다. 그러나, 이 같은 기여에도 불구하고 본 연구에 일정한 한계점도 있다. 무엇보다도, 본 연구는 기술생산함수에 대한 통계적 유의성 검증을 통해 R&D 투입이 지역 생산성 격차에 미치는 효과를 분석하였으나, R&D 투입의 양적 중요성에 대한 평가를 시도하지는 않았다. 양적 중요성은 다양한 R&D 활동 측정치에 대해 평가되어야 하며, 또한 적절한 통제변수도 포함되어야 할 것이다. 양적 중요성 평가에는, 아마도 VAR(vector autoregression) 유형의 모형이 도움이 될 것으로 판단되며, 이는 후속연구의 한 주제가 될 만할 것이다.

마지막으로 한가지 주의를 환기할 필요가 있다. 본 연구의 추정결과 내생적 성장모형의 기술생산함수가 적합한 것으로 나타났지만, 이 같은 결과를 외생적 성장모형을 기각하는 직접적인 증거로 제시하는 것은 부적합하다는 것이다. 지역 간 기술진보에는 해당 지역의 R&D 투입이나 인적자본 증가에 기인하는 요소도 있지만, 다른 지역으로부터 전파된 요소가 뒤섞여 있는 것이 일반적이라고 보아야 할 것이다. 다만, 본 연구는 지역 간 소득 격차요인이라는 측면에서 지역 간 R&D 투입의 차이에 주목하여 분석한 것이다.

## ■ 참고 문헌

1. 구재운 · 이승준, “한국의 지역소득 수렴현상에 대한 재조명,” 『한국경제연구』, 제30권 제1호, 2013, pp. 151-169.  
(Translated in English) Koo, Jaewoon, and Seung Jun Lee, “A Revisit to Regional Income Convergence in Korea,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 30, No. 1, 2013, pp. 151-169.
2. 김선기 · 박승규, 『지역간 경제성장격차 변화분석』, 한국지방행정연구원, 2008.  
(Translated in English) Kim, Sun Ki, and Seung Gu Park, *Analysis of Regional Inequality in Economic Growth*, Korea Research Institute for Local Administration, 2008.
3. 김시원, “우리나라 총요소생산성 증가율 하락추세에 대한 실증분석: 신고전학과, 내생적 또는 준내생적 성장모형,” 『국제경제연구』, 제22권 제4호, 2016, pp. 1-32.  
(Translated in English) Kim, Seewon, “An Empirical Evaluation on Downward Trend of TFP Growth in Korea: Neoclassical or Endogenous Growth Models?” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 22, No. 4, 2016, pp. 1-32.
4. ———, “숙련 편향적 기술진보가 지역 소득 격차에 미치는 효과: 지역 패널 자료를 이용한 실증 분석,” 『한국경제연구』, 제39권 제4호, 2021, pp. 77-105.  
(Translated in English) Kim, Seewon, “The Impacts of Skill-biased Technological Change on Regional Income Difference: An Empirical Investigation Using Regional Panel Data,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 39, No. 4, 2021, pp. 77-105.
5. ———, “숙련 편향적 기술진보와 학력별 노동자의 임금 격차: 산업 간 패널자료를 이용한 실증 분석,” 『국제경제연구』, 제28권 제3호, 2022, pp. 41-81.  
(Translated in English) Kim, Seewon, “Skill-biased Technological Changes and Wage Inequality Across Educational Groups: An Empirical Analysis Using Panel Data of Industries” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 28, No. 3, 2022, pp. 41-81.
6. ———, “자본-숙련기술 보완성과 지역 간 소득 격차에 관한 실증분석,” 『국제경제연구』, 제29권 제1호, 2023, pp. 21-50.  
(Translated in English) Kim, Seewon, “An Empirical Evaluation on the Role of Capital-Skill Complementarity in Regional Income Difference in Korea” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 29, No. 1, 2023, pp. 21-50.
7. 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화,” 『한국경제의 분석』, 제9권 제2호, 2003, pp. 109-164.  
(Translated in English) Kim, Hong Kee, “Human Capital and Regional Income Convergence in Korea using Nonstationary Panel Data,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 9, No. 2, 2003, pp. 109-164.
8. 유병철 · 박성익, “지역소득 수렴여부와 성장요인분석: 동태 이질적 패널모형의 활용,” 『국제경제연구』, 제10권 제2호, 2004, pp. 105-126.  
(Translated in English) Yu, Byung Chul, and Sungik Park, “Analysis on Convergence of Regional Income and Determinants of Regional Economic Growth: Application of Dynamic Heterogeneous Panel Model,” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 10, No. 2, 2004, pp. 105-126.

9. 주상영 · 전수민, “노동소득분배율의 측정: 한국에 적합한 대안의 모색,” 『사회경제평론』, 제43호, 2014, pp.31-65.  
(Translated in English) Joo, Sangyong, and Su Min Jeon, “Measuring Labor Income Share for Korea,” *Review of Social & Economic Studies*, Vol. 43, 2014, pp.31-65.
10. 최두열 · 안시온, “한국의 1인당 지역내총생산(GRDP)의 수렴에 대한 연구,” 『재정정책연구』, 제16집 제3호, 2014, pp.149-184.  
(Translated in English) Choi, Doo Yull, and Sion An, “On the Convergence of per capita GRDP in Korea,” *Journal of Korean Public Policy*, Vol. 16, No. 3, 2014, pp.149-184.
11. 최윤기, “우리나라의 지역 간 소득격차 추이 및 요인 분석,” 『한국지역경제연구』, 제5권 제2호, 2007, pp.3-30.  
(Translated in English) Choi, Yun Ki, “A Trend and Factor Analysis of Regional Income Inequality in Korea,” *Journal of Korea Regional Economics*, Vol. 5, No. 2, 2007, pp.3-30.
12. Acemoglu, D., “Technical Change, Inequality, the Labor Market,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, 2002, pp.7-72.
13. Aghion, P., and P. Howitt, “A Model of Growth Through Creative Destruction,” *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, 1992, pp.323-351.
14. \_\_\_\_\_, *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
15. Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States,” *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, 2013, pp.2121-2168.
16. Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin, “Convergence Across States and Regions,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 (1), pp.107-182.
17. \_\_\_\_\_, “Convergence,” *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, 1992, pp.223-251.
18. Barro, R. J., “Convergence and Mordernization Revisited,” NBER Working Paper Series 18295, 2012.
19. Benhabib, J., and M. M. Spiegel, “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, 1994, pp.143-173.
20. Ganong, P., and D. Shoag, “Why Has Regional Income Convergence in the U.S. Declined?” *Journal of Urban Economics*, Vol. 102, 2017, pp.76-90.
21. Griliches, Z., “The Search for R&D Spillovers,” *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 94, 1994a, pp.29-47.
22. \_\_\_\_\_, “Productivity, R&D, and the Data Constraint,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, 1994b, pp.1-23.
23. Grossman, G. M., and E. Helpman, “Quality Ladders in the Theory of Growth,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 1, 1991a, pp.43-61.
24. \_\_\_\_\_, “Quality Ladders and Product Cycles,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, 1991b, pp.557-586.
25. Ha, J., and P. Howitt, “Accounting for Trends in Productivity and R&D: A Schumpeterian



- Critique of Semi-Endogenous Growth Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 39, No. 4, 2007, pp.733-774.
26. Hall, R. E., and C. I. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, 1999, pp.83-116.
  27. Heckelman, J. C., "Income Convergence among U.S. States: Cross-Sectional and Time Series Evidence," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 46, No. 3, 2013, pp.1085-1109.
  28. Howitt, P., "Endogenous Growth and Cross-Country Income Difference," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, 2000, pp.829-846.
  29. Howitt, P., and D. Mayer-Foulkes, "R&D, Implementation, and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 1, 2005, pp.147-177.
  30. Katz, L., and K. Murphy, "Changes in Relative Wages: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1992, pp.35-78.
  31. Keller, W., "Trade and the Transmission of Technology," *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, 2002, pp.5-24.
  32. Krueger, A., and M. Lindahl, "Education for Growth: Why and for Whom?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, 2001, pp.1101-1136.
  33. Jones, Charles I., "R&D Based Models of Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4, 1995a, pp.759-784.
  34. \_\_\_\_\_, "Time Series Tests of Endogenous Growth Models," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, 1995b, pp.495-525.
  35. Lucas, R. E. Jr., "Some Macroeconomics for the 21st Century," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, 2000, pp.159-168.
  36. Nelson, R., and E. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth," *American Economic Review*, Vol. 61, 1966, pp.69-75.
  37. Oh, J., "South Korea's Regional Disparities and the 2018 Winter Olympics for Regional Development: Big Push Revisited," *International Area Studies Review*, Vol. 20, No. 2, 2017, pp.144-159.
  38. Peretto, P., and S. Smulders, "Technological Distance, Growth and Scale Effects," *Economic Journal*, Vol. 112, No. 4, 2002, pp.603-24.
  39. Phillips, C. B., and D. Sul, "Some Empirics on Economic Growth under Heterogeneous Technology," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 29, 2007a, pp.455-469.
  40. \_\_\_\_\_, "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests," *Econometrica*, Vol. 75, 2007b, pp.1771-1855.
  41. Romer, P., "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp.S71-S102.
  42. Uzawa, H., "Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*, Vol. 6, 1965, pp.18-31.
  43. Young, A., "Growth Without Scale Effects," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, 1998, pp.41-63.

## Regional Heterogeneity and Productivity Gap across Regions in Korea: An Empirical Analysis Using Endogenous Growth Models\*

Seewon Kim\*\* · Jieun Kim\*\*\*

### Abstract

Available data indicates that the regional economies of Korea are heterogeneous in industry structure, R&D resources, and human capital. The regional heterogeneity implies that a substantial part of technological progress may be region-specific. Based on this argument, this study estimates a regional technology production function and evaluates the TFP gap across regions. First, the estimation result presents evidence in favor of R&D-based endogenous growth models against the neoclassical growth model. This implies that technological progress is proportional to an increase in R&D inputs. Second, we examine human capital models of the technology production function. The estimation result indicates that technological progress is associated with the level of human capital, but not a change in human capital, as predicted by the Romer model. The current result implies that regions such as Seoul, with more R&D resources and human capital, may have a comparative advantage in technological innovation. Consequently, the income gap between these regions and others may widen in the future.

**Key Words:** regional heterogeneity, total factor productivity, technology production function, R&D inputs, endogenous growth models

**JEL Classification:** O4, R11

---

*Received: March 17, 2023. Revised: July 11, 2023. Accepted: Aug. 18, 2023.*

\* This study is a part of joint research funded by Gwangju-Chonnam branch of Bank of Korea.

\*\* Primary Author and Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Chonnam National University, 77 Yongbong-ro, Gwangju 61186, Korea, Phone: +82-62-530-1461, e-mail: seekim@jnu.ac.kr

\*\*\* Co-Author, Economist, Economic Research Team, Bank of Korea, Gwangju-Chonnam Branch, 126, Sangmujungang-ro, Seo-gu, Gwangju 61947, Korea, Phone: +82-62-601-1074, e-mail: wldms6627@bok.or.kr