

# 인구구조 변화를 고려한 우리나라의 지식함수 추정

김원규\*

본 연구에서는 인구구조 변화를 고려한 지식함수를 거시 시계열 및 산업별·연도별 패널 자료들을 이용하여 추정하였다. 1970-2019년 기간의 시계열자료를 이용한 경우 연구개발 집약도는 총요소생산성 증가율에 긍정적 영향을 미치나 고령인구 대비 생산연령인구 비율의 둔화는 연구개발집약도의 긍정적 효과를 둔화시키는 것으로 나타났다. 또한 선진국과의 총요소생산성 격차 축소와 '규모에 대한 수익체감' 등은 총요소생산성 증가율의 둔화요인으로 작용하였다. 2003-2021년 기간의 30개 산업별 패널자료를 이용한 경우에는 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 감소추세가 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 긍정적 효과를 축소시키는 것으로 나타났다. 산업군별 추정결과, R&D집약산업은 연구개발집약도가 총요소생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미치나 고R&D집약산업의 연구개발집약도 효과는 중R&D집약산업에 비해 크게 낮을 뿐만 아니라 통계적 유의성 또한 낮은 것으로 나타났다. 기타서비스업의 경우는 여타 산업으로부터의 기술확산 효과에 있어 연구개발집약도가 매우 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다.

JEL Classification: D24, J11, L52, O33, O41

핵심 주제어: 지식함수, 총요소생산성, 연구개발집약도, 기술확산, '규모에 대한 수익체감'

\* 산업연구원 명예 Fellow (E-mail: wkkim@kiet.re.kr, Tel: 010-4222-9170)

## I. 서론

우리 경제는 1970-2022년 기간 동안 6.4%의 높은 GDP 증가율을 보였으나 1980년대 후반(9.7%) 이후 성장률이 둔화추세를 지속하여 2010년대 후반(2015-2022년)에는 2.8%(2.5%)를 나타냈다. 이러한 성장률의 둔화는 총요소생산성 증가율의 둔화와 그 맥을 같이하고 있다. University of Groningen의 PWT(Penn World Table 10.01)에 따르면, 우리 경제의 총요소생산성 증가율은 1970-2019년 기간 동안 1.6%를 보인 가운데 1980년대 후반 2.4%에서 1990년대 1.3%, 2000년대 1.4%, 2010년대(후반) 0.6%(0.4%)로 둔화되는 모습을 보이고 있다.

Griliches(1979), Aghion and Howitt(1998) 등 기존의 많은 연구들에서 총요소생산성 증가율의 핵심 결정요인으로 일컫는 연구개발집약도(연구개발비/GDP)는 우리나라의 경우 1970년대 전반 0.31%에서 2010년대 후반(2015-2021년) 4.3%(4.5%)로 크게 증가하였는데, 이는 우리나라의 총요소생산성 증가율 둔화추세와 크게 배치되고 있다. 이러한 현상은 우리 경제의 기술추격으로 선진국과의 총요소생산성 격차가 축소되고 있고 총요소생산성이 확대될수록 총요소생산성 증가율은 둔화되는 ‘규모에 대한 수익체감’(Decreasing Returns to Scale)이 발생하는 데 기인할 수 있다.<sup>1)</sup> 그리고 저출산·고령화의 심화로 우리나라의 인구구조가 크게 변화함에 따라 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과가 축소된 데 기인할 수 있다. 저출산·고령화로 생산연령인구(비율)이 감소하거나 고령인구(비율)이 증가할 경우 이는 경제 전반의 혁신역량 및 혁신수요 등의 감소를 초래하여 경제 전체의 혁신성고가 낮아질 수 있기 때문이다.

본 연구에서는 연구개발집약도와 더불어 앞에서 언급한 총요소생산성 증가율 변화 요인들을 모두 고려한 지식함수(Knowledge Production Function)를 추정하고자 하는데, 이를 위해 1970-2019년 기간의 시계열자료를 이용하는 한편, 2003-2021년 기간의 연도별·산업별 패널자료를 이용하여 각각 지식함수를 추정하고자 한다. 거시수준 분석(Macro-Level) 외에 산업수준(Industry-Level) 분석을 수행하는 것은 산업별 특성의 차이로 인해 산업별로 지식함수가 상이할 수 있기 때문이다. 다만, 자료의 한계로 개별 산업별 지식함수보다는 산업 특성이 유사한 산업군별(고R&D집약산업,

1) 본 연구에서의 ‘규모에 대한 수익체감’(DRS) 정의는 준내생적 성장모형(Semi-Endogenous Growth Model)의 경우와 상이하다. 본 연구에서는 총요소생산성 증가율에 대한 DRS인 반면, 준내생적 성장모형에서는 총요소생산성 증감(Production of New Ideas)에 대한 DRS이다.

중R&D집약산업, 기타서비스업, 기타산업)로 지식함수를 추정하고자 한다. 지식함수의 추정을 위해 거시수준(Macro-Level) 분석의 경우 총요소생산성, 인구조를 고려한 연구개발집약도, 미국의 총요소생산성 간의 공적분관계(Cointegration Relationship)를 추정 및 검정하고 오차수정모형(Error Correction Model), 즉 추정된 장기균형식의 전기 오차항(Disturbance Term)과 총요소생산성 증가율 간의 단기적 관계를 추정한다.<sup>2)</sup> 산업수준 분석의 경우에는 자료의 한계 등으로 지식함수에서 인구조를 고려한 연구개발집약도와 ‘규모에 대한 한계수익체감’ 요인들을 고려하여 거시수준 분석의 경우처럼 장·단기 균형식을 추정한다.

본 연구에서는 이러한 분석을 위해 우선 II장에서는 지식함수와 관련된, 그리고 지식함수에 인구요인을 반영한 기존연구들을 소개하고 본 연구의 연구방법, 즉 거시수준 분석과 산업수준 분석의 연구방법들을 언급하고자 한다. III장과 IV장에서는 각각 거시수준 분석과 산업수준 분석을 수행하는데, 관련 변수들의 추이와 현황을 살펴본 다음 장·단기 균형식의 추정과 더불어 지식함수 파라미터 값들을 추정하고 이에 기초하여 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성을 산출한다. III장에서는 강건성 검정(Robustness Test)의 일환으로 기간별로 지식함수를 추정하는 한편, IV장에서는 산업군별로 지식함수를 추정한다. 끝으로, 결론에서는 분석결과들의 요약과 더불어 관련 시사점을 간략하나마 제시한다.

## II. 기존연구 및 연구방법

### 1. 기존연구

그동안 Griliches(1979)에 기초하여 생산성 증가율(수준)과 연구개발집약도(연구개발스톡) 간의 관계를 직접 추정한 수많은 연구들이 있으나<sup>3)</sup> 본 연구에서는 기존연구로서 지식함수와 관련된, 그리고 지식함수에 인구요인을 고려한 연구들을 중심으로 살펴보고자 한다. 김원규(2020)에 따르면, 우리나라의 총요소생산성 증가율은 안정적(Stationary) 시계열인 반면, 기업의 연구개발집약도는 불안정

2) 장기균형식은 총요소생산성, 인구조를 고려한 연구개발집약도, 미국의 총요소생산성 간의 공적분관계, 즉 장기 안정적인 관계를 나타내고 단기균형식은 총요소생산성이 장기균형식으로부터 벗어날 경우 장기균형식으로 수렴하기 위한 총요소생산성 증가율의 변화를 나타내는 단기적 동학(Short-Run Dynamics) 관계를 나타낸다.

3) 대표적인 연구로는 Griffith et al.(2004), Guellec van Pottelsberghe(2004) 등이 있고 우리나라를 대상으로 한 연구로는 김원규·김진웅(2017), 김원규(2018) 등이 있다.

(Nonstationary) 시계열인 것으로 나타나 기본적으로 총요소생산성 증가율과 연구개발집약도 간의 관계를 직접 추정하는 방식은 최소한 우리나라의 상황에서는 적합하지 않은 것으로 판단되기 때문이다.

기존연구로서 우선 내생적 성장모형(Endogenous Growth Model)들의 지식함수를 살펴보고자 하는데, Romer(1990), Aghion and Howitt(1992) 등의 제1세대 내생적 성장모형(First-Generation Endogenous Growth Model, ①), Jones(1995), Kortum(1997) 등의 준내생적 성장모형(Semi-Endogenous Growth Model, ②), Aghion and Howitt(1998), Peretto(1998) 등의 제2세대 내생적 성장모형(Second-Generation Endogenous Growth Model, ③)의 지식함수는 식(1)과 같다.

$$\textcircled{1} G_A \equiv (\Delta A/A) = BL_R^\delta, \textcircled{2} G_A = BL_R^\delta A^{-\lambda}, \textcircled{3} G_A = BR^\delta \quad (1)$$

제1세대 내생적 성장모형과 제2세대 내생적 성장모형의 경우 총요소생산성 증가율( $G_A$ )이 각각 연구개발인력 수( $L_R$ )와 국내총생산 대비 연구개발비 비율인 연구개발집약도( $R$ )에 의해 결정된다. 준내생적 성장모형의 경우에는 총요소생산성 수준( $A$ )이 증가할수록 총요소생산성 증가율이 둔화되는 ‘한계수익체감’(Decreasing Returns to Scale)을 지식함수에 고려함으로써 총요소생산성과 연구개발인력 간의 안정적 관계[ $\ln A = (\delta/\lambda)\ln L_R$ ]가 도출되고 이에 따라 총요소생산성 증가율( $G_A$ )이 연구개발인력의 증가율( $G_{LR} \equiv \Delta L_R/L_R$ )에 의해 결정되고 장기적인 균제상태(Steady State)에서는 총요소생산성 증가율( $G_A^*$ )이 결국 인구증가율에 의해 영향을 받는다.

하준경(2005)에서는 1970-2000년 기간의 우리나라 자료를 이용하여 제1세대 성장모형과 준내생적 성장모형이 타당하지 않음을 보였고 제2세대 성장모형의 지식함수에 한·미 간의 총요소생산성 격차를 고려하는 모형을 제시하였다. 동 지식함수에 기초하여 연구개발집약도와 한·미 간의 총요소생산성 격차 간에 공적분관계(Cointegration Relationship)가 성립함을 보이는 한편, 동태적 모의실험을 통하여 지식함수의 파라미터 값들, 즉 연구개발집약도 및 한·미 간의 총요소생산성 격차 관련 파라미터 값들을 추정하였다. 추정결과, 연구개발집약도 관련 파라미터 값은 미국의 경우(“5.460”)보다 크게 낮은 “0.264”, 한·미 간의 총요소생산성 격차 관련 파라미터 값은 “0.975”인 것으로 나타났다. 연구개발집약도 관련 파라미터 값에 기초할 때 연구개발집약도가 1%p 증가하면 총요소생산

성 증가율이 2.75%p 증가하는 것으로 나타났다.

김시원(2016)에서는 1965-2014년 기간의 우리나라 시계열자료를 이용하여 총요소생산성 증가율 변화의 요인을 분석하기 위해 다양한 성장모형들을 분석하였는데, 하준경(2005)과는 달리 준내생적 성장모형이 여타 모형들에 비해 우월한 것으로 나타났다. 우리나라의 R&D종사자수(과학기술정보통신부 연구개발활동조사 상의 연구개발인력, Headcount 기준)와 총요소생산성 간의 장기적 관계를 Johansen 공적분 검정방법에 의해 검정한 결과 Trace통계치에 기초할 경우 공적분관계가 성립하나 Max- $\lambda$ 통계치에 따른 경우 공적분관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 한편, 장기적 관계의 구조적 변화를 고려한 Gregory and Hansen(1996)의 방식에 의해 공적분관계를 검정한 결과 상기 변수들 간에 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다.

김원규·황원식(2017)에서는 저출산·고령화의 경제적 효과를 분석하기 위해 우리나라의 1970-2016년 기간의 시계열자료를 이용하여 생산연령인구비율(총인구 대비 15세-64세 인구 비율)과 (총고정자본형성/생산연령인구), (노동/생산연령인구), 총요소생산성 간의 장·단기 균형식(Long-Run and Short-Run Equilibrium Equations)들을 각각 추정하였다. 특히, 장기균형식 추정을 통해 총요소생산성과 (생산연령인구비율\*지식생산물투자비중) 간에 양(+)의 공적분관계가 성립함을 보였고 단기균형식, 즉 오차수정모형(Error Correction Model)의 추정을 통해 전기의 (생산연령인구비율\*지식생산물투자비중) 변수가 총요소생산성 증가율에 긍정적 영향을 미침을 보였다. 따라서 생산연령인구비율이 클수록 국내총생산 대비 지식생산물투자 비중의 총요소생산성 증가율에 대한 긍정적 효과가 커짐을 보였다.

Bloom et al.(2020)에서는 기존의 지식기반(Knowledge-Based) 성장모형에 기초하여 총요소생산성 증가율을 연구개발생산성과 연구개발인력수의 교호항(Interaction Term)으로 정의하면서 미국의 경우 1930년대 이후 총요소생산성 증가율이 전반적으로 하향추세를 보이는 반면 연구개발인력수는 급속한 증가를 보임에 따라 연구개발생산성이 지속적인 하향추세를 나타내고 있음을 보였다. 또한 미시자료를 이용하여 반도체(Moore's Law), 농업부문(주요 농작물), 의료부문(주요 질병) 등의 연구개발생산성을 분석하였는데, 공통적으로 연구개발생산성이 크게 감소하였음을 보였다. 이를 통해 기존 지식기반 성장모형의 한계를 암시하는 한편, 새로운 지식, 즉 총요소생산성 증가율을 확대 또는 유지하기가 더욱 어려워지고 있음을 주장하였다.

Jones(2020)에서는 최근 선진국들의 저출산 현상으로 인한 인구감소시대의 도래를 상정하면서 부(-)의 인구증가율 하에서의 성장모형을 제시하였다. 우선, 제1세대 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형 하에서 인구감소와 더불어 총요소생산성 증가율이 둔화되면서 총요소생산성 수준이 일정 수준으로 수렴함을 보였다. 다만, 이러한 모형들에 의해서는 인구가 장기적으로 “0”으로 수렴하는 “Empty Planet”을 상정한다. 또한 출산율이 내생적으로 결정되는 모형을 제시하면서 관련 파라미터 값들에 의해 균제상태하에서 양(+)의 인구증가율을 나타낼 경우 균제상태의 총요소생산성 증가율은 인구증가율에 의해 결정되는 한편, 균제상태의 인구가 정체되거나 감소할 경우에는 균제상태의 총요소생산성 증가율이 “0”이 될 수 있음을 보였다.

김원규(2020)에서는 우리나라의 시계열 자료와 산업별 패널자료를 각각 사용하여 총요소생산성과 기업 연구개발집약도 간의 관계를 추정하였다. 1976-2017년 기간의 시계열자료를 이용하여 상기 변수들 간의 장기적 관계를 추정한 결과, 기업 연구개발집약도가 1% 증가하면 총요소생산성은 0.35-0.57% 증가하는 것으로 나타났다. 또한 2003-2016년 기간과 공공행정·국방을 제외한 29개 산업(제조업 13개, 서비스업 11개, 나머지 5개 산업)으로 구성된 패널자료를 사용하여 장기적 관계를 추정하였는데, DOLS(Dynamic Ordinary Least Squares) 방식에 의한 추정결과에 따르면 연구개발집약도가 1%p 증가하면 총요소생산성은 2.62% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 제조업과 서비스업을 구분하여 추정한 결과 제조업의 연구개발집약도 효과(2.49)가 서비스업(5.07)보다 작은 것으로 나타났다.

이종화(2023)에서는 인구감소 시의 성장모형을 제시하면서 우리나라를 대상으로 균제상태로 가는 균형성장경로를 분석하였다. 다양한 모형들 중 내생적 기술진보와 인적자본축적을 고려한 모형에서 시뮬레이션 분석을 통해 기술진보율 및 인적자본축적률의 하락 추세를 억제할 경우 경제성장률의 급격한 하락을 어느 정도 방지할 수 있음을 보였다. 그러나 기본적으로는 준내생적 성장모형을 고려함에 따라 Jones(2020)의 경우처럼 균형성장경로 상에서 총요소생산성은 증가하나 균제상태로 수렴하게 되어 결국 균제상태의 기술진보율, 즉 총요소생산성 증가율은 “0”이 된다.

본 연구는 앞서 언급된 기존연구들과 다음과 같은 점들에서 차이가 있다. 첫째, 본 연구는 1970-2019년 기간의 거시 시계열자료를 사용하여 지식함수를 추정할 뿐만 아니라 2003-2021년 기간과 30개 산업으로 구성된 패널자료를 이용하여 지식

함수를 추정한다는 점이다. 연도별·산업별 패널자료를 이용하여 지식함수를 추정하는 것은 산업별로 그 특성에 따라 지식함수가 상이할 수 있고 거시적 차원의 지식함수가 산업 차원에서는 유용하지 않을 수 있기 때문이다. 김원규(2020)에서도 거시 시계열자료와 산업별 패널자료를 이용하여 지식함수와 관련된 장기균형식을 추정한 바 있으나 단기균형식과 지식함수 자체의 관련 파라미터 값들을 추정하지는 않았으며 기본적으로 인구구조의 변화를 지식함수에 반영하지 않았다.

둘째, 본 연구의 지식함수는 앞서 언급된 내생적 성장모형들과 상이하다는 점이다. 제1세대 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형과 달리 제2세대 내생적 성장모형처럼 연구개발집약도를 지식함수에서 고려하고 있으며 하준경(2005)에서처럼 미국과의 총요소생산성 격차를 지식함수에 포함한다. 다만, 하준경(2005)과는 달리 준내생적 성장모형에서처럼 총요소생산성 수준 확대에 따른 ‘규모에 대한 수익체감’을 지식함수에서 고려한다. 그리고 인구구조 변화가 경제전체의 혁신역량과 혁신수요 등에 영향을 미침으로써 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성에 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하여 연구개발집약도와 인구구조 변수와의 교호항(Interaction Term)을 지식함수의 변수로서 고려한다. 김원규·황원식(2017)에서도 거시 시계열자료를 이용하여 인구구조 변수를 반영한 지식함수와 관련된 장·단기 균형식을 추정하고 있으나 거시적 차원의 분석에 그쳤을 뿐만 아니라 인구구조 변수로서 생산연령인구비율만을 고려하였다. 우리나라의 경우 고령인구비율이 급속히 증가하고 있다는 점을 고려하여 본 연구에서는 인구구조 변수로서 생산연령인구비율과 고령인구비율을 모두 고려한다.

끝으로, 본 연구는 Jones(2020) 등에서 제시된 인구감소시대의 성장모형과 달리 인구증가율보다는 인구구조의 변화에 분석초점을 맞추고 있다. 본 연구의 지식함수에서는 제1세대 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형과 달리 연구개발인력 수(또는 연구개발투자)를 고려하지 않고 제2세대 내생적 성장모형처럼 인구증가율에 영향을 받지 않는 연구개발집약도를 변수로서 고려한다. 다만, 연구개발집약도와 인구구조 변수와의 교호항을 고려함으로써 인구구조의 변화가 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과에 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 인구증가율 감소 자체가 생산연령인구비율이나 고령인구비율에 영향을 미칠 경우에는 총요소생산성 증가율에 영향을 미칠 수 있다. 그리고 Jones(2020)에 따르면 인구증가시대와 인구감소시대에서의 성장모형이 각각 상이한데 본 연구에서는 인구구조 변화에 초점을 맞추되 인구변화율과는 관계없는 지식함수를

제시하고 추정하고자 한다. 2020년대부터는 우리나라가 인구감소시대로 접어들 것으로 예상되는데 기존 성장모형과는 달리 과거와 미래를 일관적으로 설명할 수 있는 지식함수와 성장모형이 필요하다고 할 수 있다.

## 2. 연구방법

### 가. 거시수준 분석방법

본 연구에서는 거시 시계열자료와 산업별·연도별 패널자료를 각각 사용하여 인구구조의 변화를 고려한 우리나라의 지식함수를 추정하고자 한다. 우선, 거시 수준 분석을 위한 지식함수는 다음과 같이 설정한다.

$$G_{At} \equiv (\Delta A_t / A_{t-1}) = B \exp(\delta R_{t-1} PS_{t-1}) (A_{t-1}^{US} / A_{t-1})^\gamma A_{t-1}^\beta, \quad (2)$$

$$\delta > 0, \gamma > 0, (\gamma - \beta) > 0$$

상기 식에서  $A_t$ 는 한국의 총요소생산성(Total Factor Productivity),  $A_t^{US}$ 는 선진국(미국)의 총요소생산성,  $G_{At}$ 는 우리나라의 총요소생산성 증가율,  $R_t$ 는 연구개발집약도,  $PS_t$ 는 인구구조를 나타내는 변수이다. 우리나라의 총요소생산성은 University of Groningen의 PWT(Penn World Table)-10.01 상 불변기준 총요소생산성(2017년=1)을 사용하였고 선진국의 총요소생산성은 대리변수로 미국의 총요소생산성을 사용하였는데, 이는 PWT 상의 2017년 기준 한·미 간 경상기준 총요소생산성 격차를 반영하여 2017년의 불변기준 미국의 총요소생산성 수준을 산출하고 이에 연도별 미국의 총요소생산성 증가율을 적용하여 산출한다. 연구개발집약도는 국내총생산 대비 연구개발비 비율로서 과학기술정보통신부의 연구개발활동조사 자료를 이용하였고 인구구조 변수( $PS_t$ )로는 통계청의 장래인구추계에 기초한 (생산연령인구/고령인구) 비율( $RAQ_t$ )을 사용한다.<sup>4)</sup> 여기에서 생산연령인구는 15-64세 인구이고 고령인구는 65세 이상 인구이다. 그리고  $B$

4) 본 연구에서는 인구구조를 나타내는 구성변수로 생산연령인구(비율)과 고령인구(비율)을 모두 고려하고 있는데, 이는 생산연령인구(비율)은 고령인구(비율)에 의해 영향을 받을 수도 있지만 출산율에 의해 크게 영향을 받는 14세 이하의 인구(비율)에 의해서도 영향을 받기 때문에 생산연령인구(비율)과 고령인구(비율)을 모두 고려한다. 그리고 인구구조 변수로서 고령인구 대비 생산연령인구 비율을 고려하고 있는데, 이는 생산연령인구(비율)과 고령인구(비율)이 각각 상이한 경로를 통하여 혁신성장에 영향을 미칠 수 있음을 고려하기 위함이다. 예를 들어 생산연령인구(비율)의 증가는 혁신역량에 대한 긍정적 영향을 통하여, 고령인구(비율)의 증가는 혁신수요에 대한 부정적 영향을 통하여 혁신성장에 보다 크게 영향을 미칠 수 있기 때문이다.



는 경제의 제도적 요인 등을 나타내는 상수항이다.

상기의 지식함수에서는 제2세대 내생적 성장모형에 따라 총요소생산성 증가율이 비율변수인 연구개발집약도에 영향을 받는다고 상정한다. 제1세대 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형의 경우 연구개발인력의 수를 변수로 사용하고 있는데, 제1세대 성장모형과는 달리 선진국들의 경우 총요소생산성 증가율은 일정 수준을 유지하거나 둔화되는 모습을 보이는 데 반해 연구개발인력 수는 지속적인 증가세를 보이고 있으며 또한 준내생적 성장모형의 경우 그 전제인 연구개발인력 수와 총요소생산성 간의 공적분관계(Cointegration Relationship), 즉 장기·안정적인 관계가 매우 가변적인 것으로 나타나고 있다. 하준경(2005)에서는 우리나라를 대상으로 1971-2000년 기간의 시계열자료를 이용하여 분석한 결과 제1세대 내생적 성장모형과 준내생적 성장모형이 적합하지 않은 것으로 나타났고 우리나라의 연구개발집약도와 한·미 간의 총요소생산성 격차 간에 공적분관계가 성립함을 보였다. 반면에, 우리나라의 1964-2014년 기간을 대상으로 분석한 김시원(2016)에서는 준내생적 모형이 보다 적합한 것으로 나타났는데, 이 경우에도 검정통계치에 따라 상이한 결과가 발생하고 구조적 요인을 반영한 추정 방법을 사용할 경우에 일관되게 준내생적 성장모형이 타당한 것으로 나타났다.

식(2)의 지식함수에서는 연구개발집약도( $R_t$ )와 인구구조를 나타내는 고령인구 대비 생산연령인구 비율( $RAQ_t$ ) 간의 교호항(Interaction Term)을 변수로 사용하는데, 이는 생산연령인구(비율)이 감소하거나 고령인구(비율)이 증가하여 고령인구 대비 생산연령인구 비율이 감소할 경우 혁신역량 및 혁신수요의 감소로 인해 경제 전반의 혁신성고가 낮아질 수 있다는 점을 고려하기 위함이다. 따라서 연구개발집약도가 증가한다고 하더라도 고령인구 대비 생산연령인구 비율이 낮아진다면 총요소생산성 증가율은 둔화될 수 있다.<sup>5)</sup> 김원규·황원식(2017)에서는 1970-2016년 기간의 우리나라 시계열자료를 사용하여 생산연령인구비율(=생산연령인구/총인구)과 지식생산물집약도(=지식생산물투자/ $GDP$ ) 간의 교호항을 사용하여 총요소생산성과의 장기적 관계를 추정하는 한편 오차수정모형(Error Correction Model)에 의해 단기적 관계를 추정한 바 있는데, 그 결과 양자 간

5) 지식함수인 식(3)에서  $\delta$ 는 연구개발집약도( $R$ )와 인구구조( $PS$ ) 간 교호항의 총요소생산성 증가율에 대한 전반적인 효과를 나타내고 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과, 즉 탄력성  $[\partial \ln(1 + GA_t) / \partial R_{t-1} = \delta * PS_{t-1}]$ 은  $\delta$ 의 추정계수와 인구구조 변수에 의해 영향을 받는다. 한편, 인구구조 변화의 총요소생산성 증가율 탄력성은  $[\partial \ln(1 + GA_t) / \partial PS_{t-1} = \delta * R_{t-1}]$ 으로 표시되므로  $\delta$ 의 추정계수와 연구개발집약도에 의해 영향을 받는다.

에 1% 수준에서 장기적 관계, 즉 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났고 단기 균형식에서도 전기의 장기균형식 오차항이 총요소생산성 증가율에 5% 수준에서 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

식(2)의 지식함수에서는 또한 우리나라의 선진국에 대한 기술추격(Technological Catch-Up) 효과를 고려하기 위해 한·미 간의 총요소생산성 격차( $A_{t-1}^{US}/A_{t-1}$ )를 반영하고 있는데, 이는 우리나라의 경제발전 초기에는 미국과의 기술격차가 매우 커서 미국으로부터의 기술확산(Technological Spillover)이 우리나라의 총요소생산성 증가율에 크게 영향을 미칠 수 있는 반면, 우리 경제가 미국의 총요소생산성 수준에 근접할수록 그 효과는 크게 줄어들 수 있기 때문이다. 하준경(2005)에서도 우리나라의 지식함수에 연구개발집약도와 한·미 간의 총요소생산성 격차를 고려한 바 있다. 또한 본 연구의 지식함수에서는 Jones(1995)에서처럼 총요소생산성이 커질수록 총요소생산성 증가율이 둔화된다는 ‘규모에 대한 수익체감’(Decreasing Returns to Scale)을 반영하기 위해  $A_{t-1}^{-\lambda} [= A_{t-1}^{-(\gamma-\beta)}]$  항을 포함한다.

지식함수의 파라미터 값들( $\delta \cdot \gamma \cdot \beta$ )을 추정하기 위해 우선 식(2)의 지식함수에 자연로그를 취하면 식(3)으로 표시되고 식(3)의 좌변항은 일반적으로 안정적 시계열(Stationary Process)을 보이므로 총요소생산성 수준( $\ln A_t$ ), 연구개발집약도( $R_t$ )와 고령인구 대비 생산연령인구 비율( $PS_t = RAO_t$ ) 간의 교호항, 미국의 총요소생산성 수준( $\ln A_t^{US}$ ) 간의 공적분 관계식, 즉 장기균형식인 식(4)가 도출된다. 그리고 자연로그를 취한 지식함수( $\ln G_{At}$ )는 전기의 장기균형식 오차항(Disturbance Term;  $v_{t-1}$ )의 함수, 전형적인 오차수정모형(Error Correction Model)의 단기균형식으로 식(5)와 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln G_{At} &= \ln B + \delta R_{t-1} PS_{t-1} + \gamma \ln A_{t-1}^{US} - (\gamma - \beta) \ln A_{t-1} \\ &= \ln B - (\gamma - \beta) \{ \ln A_{t-1} - [\delta / (\gamma - \beta)] R_{t-1} PS_{t-1} - [\gamma / (\gamma - \beta)] \ln A_{t-1}^{US} \} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\ln A_t = c_0 + [\delta / (\gamma - \beta)] R_t PS_t + [\gamma / (\gamma - \beta)] \ln A_t^{US} + v_t, \quad [c_0: 상수항, v_t: 오차항] \quad (4)$$

$$\ln G_{At} \equiv a_0 - (\gamma - \beta) v_{t-1} + \eta_t, \quad [a_0: 상수항, \eta_t: 오차항] \quad (5)$$

식(4)의 장기균형식을 추정하기 위해 FMOLS(Fully Modified OLS), CCR(Canonical Cointegrating Regression), DOLS(Dynamic OLS) 등을 사용

하고자 하는데, 이는 최소자승법(Ordinary Least Squares; OLS)에 의해 장기균형식을 추정할 경우 오차항과 독립변수(Independent Variable)들 간의 상관관계로 인해 발생할 수 있는 추정계수의 편의(Bias) 문제를 해소하기 위함이다. 식(5)의 단기균형식을 추정할 경우 실제의 자료 상으로는 총요소생산성 증가율이 경제위기 때마다 마이너스 부호를 보이는데 이 경우에는 총요소생산성 증가율에 자연로그를 취할 수 없으므로 실제의 추정 시에는 종속변수(Dependent Variable)로서  $\ln G_{At}$  대신에  $\ln(1 + G_{At})$ 를 사용하여 최소자승법(OLS)에 의해 추정한다. 장·단기 균형식의 추정은 1970-2019년 기간을 대상으로 추정하고자 한다.

추정결과 관련 파라미터 값들이 유의적이고 변수들 간에 공적분관계가 성립하면 식(4)의 장기균형식을 시간으로 미분하고 연구개발집약도와 인구구조가 일정한 장기적인 균제상태(Long-Run Steady State)를 상정할 경우 균제상태 하에서의 총요소생산성 증가율( $G_A^*$ )은 식(6)과 같이 균제상태 하의 선진국의 총요소생산성 증가율( $G_A^{US*}$ )에 의존하는 것으로 나타난다. 한편, 단기균형식, 즉 지식함수에서 연구개발집약도가 증가할 경우 총요소생산성 증가율이 증가하나 이에 따른 총요소생산성의 증가는 ‘규모에 대한 수익체감’으로 총요소생산성 증가율을 둔화시키는 요인으로 작용한다. 결국 장기적으로는 연구개발집약도를 지속적으로 증가시키는 데 한계가 있으므로 우리나라의 장기적인 총요소생산성 증가율은 선진국의 총요소생산성 증가율에 의존하게 된다. 이 경우에는 한국이 장기적으로 선진국 수준의 총요소생산성보다 낮은 수준을 유지한다는 것을 전제로 하는데, 우리나라가 선진국이 되어 선진국에 대한 기술추격 효과가 소멸될 경우에는 자체의 연구개발집약도와 ‘규모에 대한 수익체감’에 따라 총요소생산성 증가율이 결정되나 장기적으로는 연구개발집약도의 지속적 증가의 한계로 총요소생산성 증가율은 “0”으로 수렴하게 된다. 이러한 상황에서 생산연령인구비율의 감소나 고령인구비율의 증가는 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과를 감소시킴으로써 균제상태 하의 장기적 총요소생산성 증가율로의 수렴을 가속화시킬 수 있다. 다만, ‘규모에 대한 수익체감’이 발생하지 않을 경우에는 균제상태의 총요소생산성 증가율은 균제상태 하의 인구구조를 반영한 연구개발집약도에 의해 결정되므로 균제상태하에서도 총요소생산성이 지속적인 증가세를 보일 수 있다.

$$G_A^* = [\gamma / (\gamma - \beta)] G_A^{US*} \quad (6)$$

## 나. 산업수준 분석방법

본 연구에서는 거시 시계열자료 외에 산업별·연도별 패널자료를 사용하여 인구구조의 변화를 고려한 우리나라의 지식함수를 추정하고자 한다. 이는 산업별 특성에 따라 산업별 지식함수가 상이할 수 있기 때문이다. 예를 들어 제조업의 지식함수와 서비스업의 지식함수가 상이할 수 있다. 전자는 연구개발집약도 자체가 직접 총요소생산성 증가율에 영향을 미칠 수 있는 반면, 연구개발집약도가 낮거나 전방산업(Forward Industry)의 성격을 지닌 후자의 경우에는 여타 산업의 기술을 활용하는 측면에서 연구개발집약도가 중요한 역할을 할 수 있다. 우선, 산업별 분석을 위해서는 식(7)과 같은 지식함수를 설정한다. 아래 식에서  $A_{it}$ 는 산업별 총요소생산성,  $G_{Ait}$ 는 산업별 총요소생산성 증가율,  $R_{it}$ 는 산업별 연구개발집약도,  $PS_t$ 는 경제 전체의 인구구조를 나타내는 변수,  $B_i$ 는 산업별 특성을 나타내는 파라미터이다.

$$G_{Ait} \equiv (\Delta A_{it}/A_{it-1}) = B_i \exp(\delta R_{it-1} PS_{t-1}) A_{it-1}^{-\lambda}, \delta > 0, \lambda > 0 \quad (7)$$

산업수준 분석의 지식함수에서는 거시수준 분석의 경우와 달리 선진국의 총요소생산성을 포함하지 않았는데, 이는 산업분석의 대상기간인 2003-2021년의 경우 우리 경제가 혁신주도형 경제로 전환되었고 미국과의 총요소생산성 격차가 크게 줄어든 상황(1960년대 후반 36.6% → 2000년대 전반 58.6% → 2010년대 후반 63.1%)에서 기술추격의 효과가 크지 않은 것으로 판단되기 때문이다. 더욱이 산업별로는 총요소생산성이 가장 높은 선진국들이 상이할 수 있는데, 이러한 산업별·국가별 총요소생산성 수준 관련 자료의 부재로 인해 선진국들의 산업별 총요소생산성을 지식함수에 고려하지 않았다. 이처럼 산업별 지식함수에서 산업별 선도국가의 총요소생산성을 고려하지 못한 것은 본 연구의 한계일 수 있다.<sup>6)</sup>

산업별 총요소생산성은 김원규(2018)에서처럼 Caves et al.(1982)의 Superlative Index 방식에 의해 (식 8)과 같이 총요소생산성 수준을 측정하고자 한다. 아래 식에서  $Y_{it}$ ,  $K_{it}$ ,  $L_{it}$ ,  $a_{it}$ 는 산업별 실질 부가가치, 순자본스톡(기말), 노동, 노동의 부가가치 탄력성을 나타내고  $Y^*$ ,  $K^*$ ,  $L^*$ ,  $a^*$ 는 전산업 해당 변수들의 분석대상 기간 동안의 평균치이다.

6) 산업별 선도국가의 총요소생산성을 고려하지 않더라도 누락변수(Omitted Variable)로 인한 추정계수의 편의(Bias) 문제는 크지 않을 것으로 예상된다. 이는 장기균형식의 추정 시 추정계수의 편의 문제를 해소하기 위한 추정방법들을 사용할 예정이고 단기균형식에서도 장기균형식의 전기 오차항을 변수로 사용하므로 단기균형식 오차항과의 상관관계로 인한 추정계수의 편의 문제는 크지 않을 것으로 생각된다.

$$\ln A_{it} = \ln(Y_{it}/Y^*) - [1 - (a_{it} + a^*)/2] \ln(K_{it-1}/K^*) - [(a_{it} + a^*)/2] \ln(L_{it}/L^*) \quad (8)$$

식(8)에서  $Y_{it}$ 로 공공행정·국방·사회보장을 제외한 한국은행 국민계정 상의 경제활동별(30개 산업) 실질 부가가치를,  $K_{it}$ 로 한국은행 국민대차대조표 상의 경제활동별 실질 순자본스톡(고정자산)을 사용하고  $L_{it}$ 는 산업별 연간 총근로시간(Total Hours Worked)으로 측정한다. 전산업의 노동=[취업자수\*주당평균취업시간\*(30.4/7\*12)]은 통계청의 취업자수와 주당평균취업시간을 사용하고 산업별 노동은 고용노동부의 근로자수와 월평균 근로시간 자료를 사용한다.<sup>7)</sup> 노동의 부가가치 탄력성( $a_{it}$ )은 한국은행 국민계정 상의 경제활동별 자료를 사용하여 [피용자보수/(요소소득+고정자본소모)] 비율로 측정한다. 노동소득분배율에 비임금근로자의 노동소득을 반영하되 비임금근로자가 임금근로자 임급의 일정 비율 임금을 받는다고 상정하여 산출한다.<sup>8)</sup> 식(8)에 따른 산업별 총요소생산성 수준은 인적자본을 반영하지 않고 있고 자본의 활용도 개념인 자본서비스(Capital Service)를 고려하지 않음에 따라 산업별 총요소생산성에 인적자본과 자본활용정도에 따른 경기변동요인을 포함하고 있음을 유념할 필요가 있다.

인구구조 변수( $PS_t$ )로는 거시수준 분석의 경우와는 달리 총인구 대비 생산연령인구 비율( $RA_t$ )에서 총인구 대비 고령인구 비율( $RO_t$ )를 차감한 변수( $RA_t - RO_t$ )를 사용하고자 하는데, 이는 산업수준 분석의 대상기간인 2003-2021년의 경우 거시수준 분석의 대상기간인 1970-2019년과 다르게 연구개발집약도에 인구구조의 변화를 반영하는 변수로서 고령인구 대비 생산연령인구 비율 [ $RAO_t (= RA_t/RO_t)$ ]보다는 (생산연령인구비율-고령인구비율)을 고려하는 것이 더 적합한 것으로 판단되기 때문이다. 2000년대 이후에는 그 이전 기간에 비해 생산연령인구비율 증가세가 크게

7) 산업별 근로자수로서 고용노동부의 사업체실태현황 자료를 활용할 수밖에 없는데, 동 자료의 경우 자영업자 또는 자영업자+무급가족종사자만으로 구성된 사업체는 제외됨에 따라 자영업자와 무급가족종사자가 큰 비중을 차지하는 산업들의 경우에는 종사자수가 낮게 추정되는 문제가 있고 이에 따라 총요소생산성도 상대적으로 과대추정될 수 있는 문제가 발생할 수 있음을 유념할 필요가 있다.

8) 산업별 노동의 부가가치 탄력성( $a_{it}$ )은 다음과 같이 산출한다.  $a_{it} = \beta_{it} (1 + b_{it} w_i)$ . 여기에서  $\beta_{it}$ 는 산업별 노동소득분배율,  $w_i$ 는 산업별 임금근로자 임금 대비 비임금근로자 임금 비율이다.  $b_{it}$ 는 산업별 (비임금근로자/임금근로자) 비율로서 한국은행 산업연관표 상의 산업별·연도별 고용표를 사용하여 측정한다. 대부분의 산업들은  $w_i = 0.5$ 를 적용하고 이를 적용할 경우 노동의 부가가치 탄력성이 "1"을 상회하는 경우가 발생하는 농업·축산업, 숙박·음식점업, 기타서비스업은 각각 "0.3", "0.2", "0.3"을 적용한다. 이러한 방식은 자의적이라는 한계가 있지만 자영업자의 자본소득 중 일부라도 노동소득으로 전환한다는 장점이 있다. 그리고 이는 식(8)에서 알 수 있듯이 산업별 총요소생산성 수준의 측정에 있어 산업별·연도별 노동의 부가가치 탄력성( $a_{it}$ )과 전산업 노동의 부가가치 탄력성의 연평균( $a^*$ )과의 평균치를 노동의 부가가치 탄력성으로 사용하고 있다는 점에서 측정결과에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다.

둔화되고 고령인구비율의 증가세가 크게 확대됨에 따라 인구구조 변수로서  $RAO_t$ 의 감소폭이  $(RA_t - RO_t)$  감소폭보다 더욱 커지면서  $RAO_t$ 를 고려한 연구개발집약도의 총요소생산성에 대한 설명력이 약화될 수 있다.<sup>9)</sup>

이처럼 산업수준 분석을 위한 지식함수에서도 거시수준 분석의 경우처럼 산업별 총요소생산성 증가율이 산업별 연구개발집약도( $R_{it}$ )와 인구구조 변수와의 교호항에 의해 영향을 받는다고 상정한다. 다만, 인구구조 변수로서 (생산연령인구비율-고령인구비율)( $RA_t - RO_t$ )을 변수로 사용한다. 이는 생산연령인구비율이 감소하거나 고령인구비율이 증가할 경우 산업별로 혁신역량과 혁신수요의 둔화로 혁신성고가 낮아질 수 있음을 고려하기 위함이다. 따라서 산업별 연구개발집약도가 증가한다고 하더라도 생산연령인구비율이 낮아지거나 고령인구비율이 높아진다면 산업별 총요소생산성 증가율은 둔화될 수 있다. 또한 본 연구의 산업별 지식함수에서도 거시수준 분석의 경우처럼 산업별 총요소생산성 수준의 산업별 총요소생산성 증가율에 대한 ‘규모에 대한 수익체감’(Decreasing Returns to Scale)을 반영하여  $A_{it-1}^{-\lambda}$  항을 포함한다.

산업별 지식함수의 파라미터 값들( $\delta \cdot \lambda$ )을 추정하기 위해 거시수준 분석의 경우처럼 식(7)의 산업별 지식함수에 자연로그를 취하면 식(9)로 표시되고 식(9)의 좌변항이 안정적 시계열(Stationary Process)이라면 산업별 총요소생산성 수준과 산업별 연구개발집약도 및 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 교호항 간의 공적분 관계식, 즉 패널 장기균형식(Panel Long-Run Equilibrium Equation)인 식(10)이 도출된다. 그리고 자연로그를 취한 산업별 지식함수는 전기의 산업별 장기균형식 오차항( $v_{it-1}$ )의 함수, 전형적인 패널 오차수정모형(Panel Error Correction Model)의 단기균형식으로 식(11)과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \ln G_{Ait} &= \ln B_i + \delta R_{it-1} PS_{t-1} - \lambda \ln A_{it-1} \\ &= \ln B_i - \lambda [\ln A_{it-1} - (\delta/\lambda) R_{it-1} PS_{t-1}] \end{aligned} \quad (9)$$

9) 추정표본이 매우 작다는 문제가 있지만 실제로 2003-2019년 간 시계열자료를 사용하여 전산업 총요소생산성과 각각의 인구구조 변수를 고려한 연구개발집약도 간의 관계를 최소자승법(OLS)에 의해 추정한 결과  $[R_i(RA_t - RO_t)]$ 와  $(R_i RAO_t)$ 의 추정계수 모두 1% 수준에서 유의적인 가운데 전자가 후자보다 총요소생산성에 대한 모형의 설명력( $R^2$ : 전자(0.9606), 후자(0.5020))이 더 나은 것으로 나타났다. 그리고 I(1) 과정을 따르는 수준변수들 간의 공적분관계를 검정하는 기본전제는 독립변수의 종속변수에 대한 설명력이 매우 높은 상황에서 가성회귀의 문제(Spurious Problem)가 존재하는지를 검정하는 것이기 때문인데, 이러한 점을 고려할 때 후자의 경우에는 특히 거시 시계열자료를 이용함에도 불구하고 모형의 설명력이 매우 낮아 장기균형식의 관련 변수로서 적합하지 않은 것으로 판단된다.

$$\ln A_{it} = c_i + (\delta/\lambda)R_{it}PS_t + v_{it} \quad [c_i: \text{산업별 상수항}, v_{it}: \text{오차항}] \quad (10)$$

$$\ln G_{Ait} \equiv a_i - \lambda v_{it-1} + \eta_{it}, \quad [a_i: \text{산업별 상수항}, \eta_{it}: \text{오차항}] \quad (11)$$

식(10)의 장기균형식을 추정하기 위해 최소자승법(OLS)의 편의(Bias) 문제를 해소하고자 FMOLS(Fully Modified OLS), DOLS(Dynamic OLS) 등의 추정방법을 사용하고자 한다. 그리고 식(11)의 단기균형식을 추정할 경우 실제의 자료 상으로는 산업별 총요소생산성 증가율이 마이너스 부호를 보이는 상황이 발생하므로 실제의 추정 시에는 종속변수로서  $\ln G_{Ait}$  대신에  $\ln(1 + G_{Ait})$ 를 사용한다. 그리고 산업별 고유특성에 따른 내생성(Endogeneity) 문제와 거시경제적 영향을 통제하기 위해 산업별 고정효과와 연도별 고정효과를 고려한 고정효과모형(Fixed Effect Model)에 의해 추정한다. 이러한 장·단기 균형식의 추정은 공공행정·국방·사회보장을 제외한 30개 산업 모두를 포함하되 산업별 연구개발집약도 자료의 한계로 2003-2021년 기간을 대상으로 한다.

이처럼 30개 산업별 패널자료를 모두 고려하여 추정하는 한편, 유사한 특성을 지닌 산업군별로 장·단기 균형식을 추정하고자 한다. 이는 30개 산업들 모두를 포함하여 추정한 결과와 다르게 산업군별로 지식함수의 관련 파라미터 값들이 상이할 수 있기 때문이다. 여기서는 고R&D집약산업, 중R&D집약산업, 기타서비스업, 기타산업으로 구분하여 장·단기균형식을 추정한다.<sup>10)</sup> 2021년 기준으로 고 R&D집약산업은 연구개발집약도(%)가 전산업(4.28%)보다 높은 산업, 중R&D집약산업은 연구개발집약도가 전산업보다 낮으나 1% 이상인 산업, 기타서비스업은 서비스업 중 연구개발집약도가 1% 미만인 산업, 기타산업은 연구개발집약도가 1% 미만인 나머지 산업이다.<sup>11)</sup> 산업군별 장·단기 균형식 추정에 있어 기본적으로 식(10)과 식(11)을 사용하되 연구개발집약도 관련 변수( $R_{it}PS_t$ )가 유의하지 않은 산업군에 대해서는 전산업의 총요소생산성( $\ln A_t$ )도 포함된 ( $R_{it}PS_t \ln A_t$ )를 변수로 사용한다. 특히, 서비스업 중 대부분의 산업들은 연구개발집약도가 낮고 전방산업의 성격을 지니고 있어 연구개발활동이 여타 산업으로부터의 기술확산에 있어 중요한 역할을 할 수 있기 때문이다.

10) 각 산업군별 해당산업들은 <부표 1> 참조.

11) 이처럼 연구개발집약도에 따라 산업을 구분한 것은 연구개발집약도가 혁신활동의 대리변수라고 할 수 있고 혁신집약적인 산업과 그렇지 못한 산업 간에는 지식함수가 크게 상이할 수 있기 때문이다. 그리고 연구개발집약도가 매우 낮은 산업들 중 기타서비스업과 기타산업을 구분한 것은 서비스업 특성을 지닌 산업들을 별도로 분석하기 위함이다.

### Ⅲ. 거시수준 분석

#### 1. 관련 변수들의 추이 및 현황

거시수준 분석을 위한 관련 변수들 중 우선 우리나라의 총요소생산성(Total Factor Productivity; TFP) 증가율( $G_A$ )을 살펴보면(〈표 1〉), 1970-2019년 기간 동안 연평균 1.55%를 기록한 것으로 나타났는데, 총요소생산성 증가율이 1970년대와 1980년대는 각각 2.59%와 1.87%의 높은 수준을 나타낸 데 반해, 1980년대

〈Table 1〉 Trends of Related Variables by Period

(Period Average)

Period	$G_A$ (%)	$A/A^{US}$ (%)	$R$ (%)	$RAO$ (Factor)	$R^*RAO$ (%)
1970-1974	3.63	42.18	0.31	17.62	5.42
1975-1979	1.54	46.82	0.51	16.65	8.49
1980-1984	1.33	47.07	0.78	15.97	12.38
1985-1989	2.41	52.71	1.51	14.85	22.44
1990-1994	1.17	56.10	1.84	13.00	23.79
1995-1999	1.35	56.94	2.15	11.19	24.10
2000-2004	1.44	58.59	2.27	9.12	20.64
2005-2009	1.40	60.86	2.85	7.44	21.12
2010-2014	0.81	63.62	3.76	6.37	23.87
2015-2019	0.44	63.14	4.28	5.32	22.71
전기간	1.55	54.80	2.03	11.75	18.50

Note: Korean TFP(Total Factor Productivity) growth rate tends to decline, while its R&D intensity continues to increase.

1)  $G_A$ : Korean TFP growth rate, ( $A/A^{US}$ ): Korean TFP level relative to U.S. one,  $R$ : research and development(R&D) intensity(=R&D expenditure/GDP),  $RAO$ : ratio of productive population(between 15 and 64 years old) to elderly one(over 64 years old).

2) Korean TFP level is the constant price based one of PWT(Penn World Table)-10.01(year 2017=1) and U.S. TFP level was produced by using constant price based U.S. TFP growth rates between 1963 and 2019 and PPP-based relative TFP level of year 2017 between Korea and U.S. R&D intensity is sourced from Survey of R&D in Korea of Ministry of Science and ICT and  $RAO$  from Population Projections for Korea of Statistics Korea.

Source: University of Groningen, Penn World Table-10.01; Ministry of Science and ICT, Survey of R&D in Korea; Statistics Korea, Population Projections for Korea.



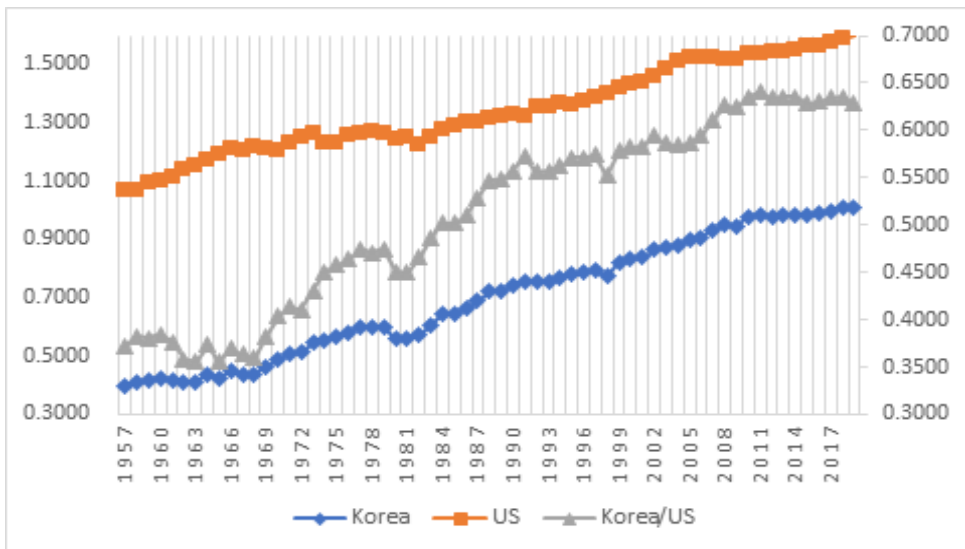
후반 이후 다소의 등락을 보이기는 하였지만 대체로 하락추세를 지속한 것으로 나타났다. 특히, 2010년대(후반)는 총요소생산성 증가율이 0.63%(0.44%)의 매우 낮은 수준을 보였다.

〈표 1〉과 〈그림 1〉에 따르면, 미국 대비 우리나라의 상대적 총요소생산성( $A/A^{US}$ )은 1970년대 전반 42.2%에 불과하였으나 지속적인 상승추세를 보여 1980년대 후반에는 50%를, 2000년대 후반에는 60%를 상회하였으며 2010년대 전반에는 63.6%까지 증가한 것으로 나타났다. 2010년대 후반에는 오히려 전반보다 다소 하락한 63.1%를 나타냄에 따라 한·미 간의 생산성 격차가 더 이상 해소되지 않고 정체되는 모습을 보이고 있다.

〈표 1〉과 〈그림 3〉에서 알 수 있듯이 우리나라의 연구개발집약도( $R$ )는 1970년대 전반 0.31%에 불과하였으나 1980년대 전반부터 급속한 증가추세를 보여 1980년대 후반 1%를, 1990년대 후반에는 2%를 상회하였으며 2010년대 전반과 후반 각각 3.76%와 4.28%의 높은 수준을 나타냈다. 〈표 1〉과 〈그림 2〉에 따

〈Figure 1〉 Trends of Korean & U.S. Total Factor Productivity(TFP)

(Korean & U.S. TFP: Left Vertical Axis, Korean TFP over U.S. One: Right Axis)



Note: Korean TFP relative to U.S. has been increased since the 1970s, but from the 2010s tends to stagnate.

1) Korean TFP level is the constant price based one of PWT(Penn World Table)-10.01(year 2017=1) and U.S. TFP level was produced by using constant price based U.S. TFP growth rates between 1963 and 2019 and PPP-based relative TFP level of year 2017 between Korea and U.S.

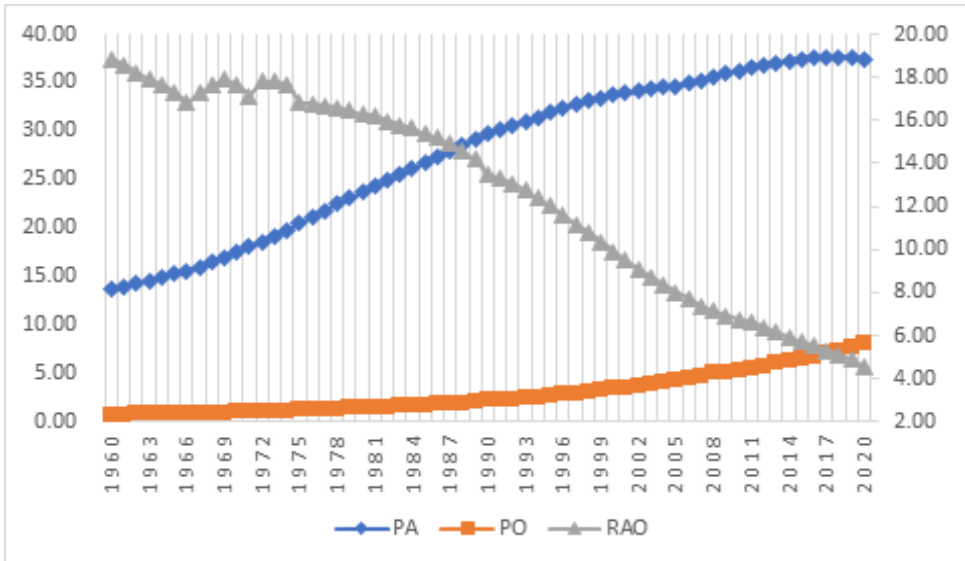
Source: University of Groningen, Penn World Table-10.01.

르면, 고령인구 대비 생산연령인구 비율[ $RAO(= PA/PO)$ ]은 1960년 이후 생산연령인구가 급속히 증가하다가 1980년대 후반부터 완만한 증가세를 보인 반면, 고령인구는 완만한 증가세를 보이다가 1980년대 후반부터 급속한 증가세를 보임에 따라 1980년대 전반까지 완만한 감소세를 보였으나 그 이후에는 급속히 감소하는 모습을 보이고 있다. 동 비율은 1970년대 전반 17.6배에서 2010년대 후반 5.3배로 크게 감소하였다.

이처럼 연구개발집약도가 지속적인 증가세를 보인 반면 고령인구 대비 생산연령인구 비율은 지속적인 감소세를 보임에 따라 양 변수들의 교호항(Interaction Term)인 ( $R^*RAO$ )는 <표 1>과 <그림 3>에서처럼 1970년대 전반 5.4%에서 급속한 증가세를 보여 1990년대 후반 24.1%까지 증가하였으나 그 이후에는 그보다는 다소 낮은 수준에서 변동하는 모습을 보이고 있다. 이는 연구개발집약도의 지속적인 증가에도 불구하고 인구구조를 고려한 연구개발집약도가 1980년대 후반 이후 정체되는 모습을 보임에 따라 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과가 특히 1980년대 후반 이후 크지 않을 수 있음을 시사한다.

<Figure 2> Trends of Productive Population and Elderly Population

[ $PA$ :  $PO$ : Left Vertical Axis(Million Persons),  $RAO$ : Right Vertical Axis(Factor)]



Note: Ratio of productive population to elderly one( $RAO$ ) shows a declining trend.

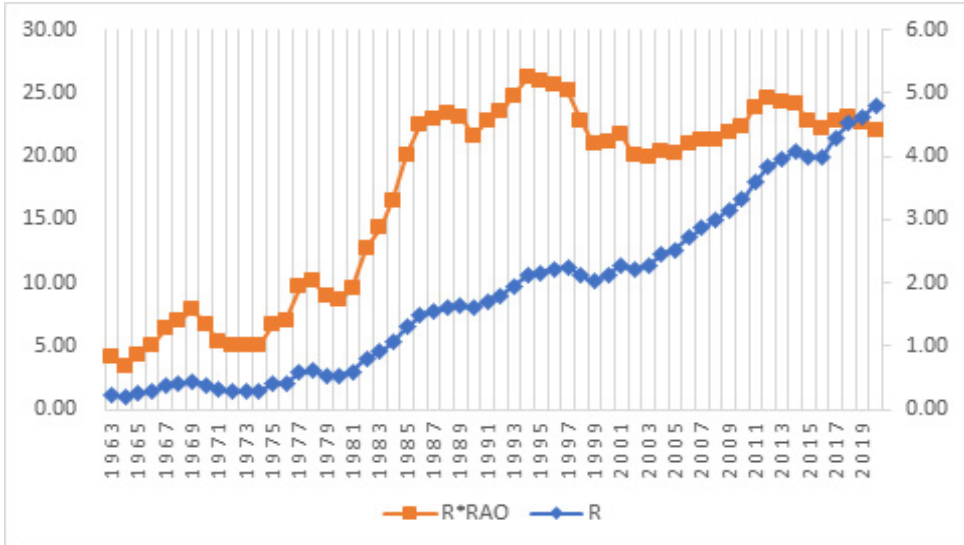
1)  $PA$ : productive population(between 15 and 64 years old),  $PO$ : elderly one(over 64 years old).

Source: Statistics Korea, Population Projections for Korea.

<Figure 3>

Trend of R&D Intensity

[ $R^*RAO$ : Left Vertical Axis(%),  $R$ : Right Vertical Axis(%)]



Note: R&D intensity continues to rise and ( $R^*RAO$ ) has fluctuates at a little lower level from the second half of the 1990s after it had increased drastically.

1)  $R$ : R&D intensity(%),  $RAO$ : ratio of productive population to elderly one.

Source: Ministry of Science and ICT, Survey of R&D in Korea; Statistics Korea, Population Projections for Korea.

## 2. 지식함수의 추정

### 가. 장기균형식 및 단기균형식 추정결과

1970-2019년 기간의 연도별 시계열자료를 사용하여 장·단기 균형식 (Long-Run and Short-Run Equilibrium Equation)을 추정하기에 앞서 장기 균형식, 즉 공적분관계(Cointegrating Relationship)의 전제조건이라 할 수 있는 관련 변수들의 단위근 존재에 대한 검정(Unit Root Test)을 수행하였는데, 그 결과 우리나라의 총요소생산성( $\ln A_t$ )과 인구구조를 반영한 연구개발집약도 ( $R_tRAO_t$ ), 그리고 미국의 총요소생산성( $\ln A^{US}$ ) 모두 수준변수들이 10% 유의수준에서 단위근이 존재하는 것으로, 차분변수들은 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하는 것으로 나타나 동 변수들 모두 I(1) 과정(Integrated of Order One)을 따르는 것으로 나타났다.<sup>12)</sup>

따라서 우리나라 총요소생산성, 우리나라의 인구구조를 반영한 연구개발집약도,

12) <부표 2> 참조.

미국의 총요소생산성 간의 장기적 관계를 최소자승법(Ordinary Least Squares; OLS)에 따른 추정계수의 편의(Bias) 문제를 해소하기 위해 FMOLS(Fully Modified OLS), CCR(Canonical Cointegrating Regression), DOLS(Dynamic OLS) 방식들에 의해 추정하였다. 추정결과(〈표 2〉), 세가지 방법 모두 추정계수들이 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났고 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 방식에 의한 오차항의 단위근 검정, 즉 공적분관계의 검정결과 1% 유의수준에서 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다. 세가지 방법 모두 우리나라의 인구구조를 반영한 연구개발집약도와 미국의 총요소생산성이 우리나라의 총요소생산성에 긍정적인 영향을 미치고 추정계수들도 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. FMOLS 방식에 따른 추정결과에 따르면, 인구구조를 반영한 연구개발집약도가 1%p 증가할 경우 총요소생산성은 0.93% 증가하는 것으로 나타났고 미국의 총요소생산성이 1% 증가하면 우리나라의 총요소생산성은 1.94% 증가하는 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 Estimation Results on Long-Run Equilibrium Equation

$$\text{Equation: } \ln A_t = c_0 + c_1(R_t RAO_t) + c_2 \ln A_t^{US} + v_t, c_1 \equiv [\delta / (\gamma - \beta)], c_2 \equiv [\gamma / (\gamma - \beta)]$$

		Estimation Methods		
		FMOLS	CCR	DOLS
Coefficients (Standard Errors)	$c_0$	-1.0847*** (0.0186)	-1.0850*** (0.0182)	-1.0880*** (0.0209)
	$c_1$	0.9277*** (0.1008)	0.9249*** (0.0993)	0.9697*** (0.1120)
	$c_2$	1.9376*** (0.0767)	1.9411*** (0.0789)	1.9354*** (0.0871)
R <sup>2</sup>		0.9856	0.9855	0.9890
ADF(p)		0.0001	0.0001	0.0001

Note: There exists a cointegration relationship among  $\ln A_t$ ,  $(R_t RAO_t)$  and  $\ln A_t^{US}$ , regardless of estimation methods.

- 1)  $A(A^{US})$ : Korean(U.S.) TFP level,  $(R^* RAO)$ : R&D intensity multiplied by the ratio of productive population to elderly one,  $v$ : disturbance term. Analysis period: 1970-2019.
- 2) FMOLS: Fully Modified OLS, CCR: Canonical Cointegrating Regression, DOLS: Dynamic OLS. In case of DOLS, (-1,0,+1) lagged ones of differenced independent variables were included.
- 3) R<sup>2</sup>: coefficient of determination, ADF(p): p-value against the null hypothesis of 'no cointegration' based on ADF(Augmented Dickey-Fuller) method. \*\*\* means the coefficient is significant at 1% level.

(Table 3) Estimation Results on Short-Run Equilibrium Equation

Equation:  $\ln(1 + G_{At}) = a_0 - a_1 v_{t-1} + \eta_t, a_1 = (\gamma - \beta)$

		Disturbance Term of Long-Run Equilibrium Equation( $v$ )		
		$v$ -FMOLS	$v$ -CCR	$v$ -DOLS
Coefficients (Standard Errors)	$a_0$	0.0141 <sup>***</sup> (0.0035)	0.0140 <sup>***</sup> (0.0035)	0.0131 <sup>***</sup> (0.0038)
	$-a_1$	-0.2837 <sup>**</sup> (0.1311)	-0.2822 <sup>**</sup> (0.1313)	-0.2659 <sup>*</sup> (0.1411)
R <sup>2</sup>		0.1126	0.1162	0.1014
DW		1.678	1.677	1.671

Note: The coefficient of previous disturbance term of long-run equilibrium equation is significant at least at 10% level, regardless of long-run equilibrium equation estimation methods.

- 1)  $G_A$ : Korean TFP growth rate,  $v$ : disturbance term of long-run equilibrium equation,  $\eta$ : disturbance term of short-run equilibrium equation. Analysis period: 1970-2019.
- 2)  $v$ -FMOLS,  $v$ -CCR and  $v$ -DOLS are disturbance terms based on each long-run equilibrium equation estimation method. Short-run equilibrium equation was estimated by OLS(Ordinary Least Squares Estimation).
- 3) Standard errors were produced by Newey-West method, in order to avoid heteroscedasticity problem.
- 4) R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic to test the autocorrelation of disturbance term. <sup>\*</sup>/<sup>\*\*</sup>/<sup>\*\*\*</sup> mean the coefficient is significant at 10/5/1% level respectively. 5% upperbound critical value for DW test is "1.585".

추정된 장기균형식 오차항의 전기 변수( $v_{t-1}$ )를 독립변수로 사용하여 총요소 생산성 증가율[ $\ln(1 + G_{At})$ ]에 대해 최소자승법(OLS)에 의해 추정한 결과, 즉 단기균형식을 추정한 결과(〈표 3〉) 전기의 장기균형식 오차항은 추정방법에 관계 없이 최소한 10% 유의수준에서 총요소생산성 증가율에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났고 추정계수들도 추정방법에 관계없이 유사한 것으로 나타났다. 그리고 단기균형식의 오차항은 DW(Durbin-Watson) 검정방법에 따르면 5% 유의수준에서 자기상관(Autocorrelation) 문제가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

장·단기 균형식 추정결과에 기초하여 〈표 4〉와 같이 지식함수의 파라미터 값들 ( $\delta \cdot \gamma \cdot \beta$ )을 추정할 수 있는데, 관련 파라미터 값 모두 최소한 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 따라서 지식함수에 기초할 때 인구구조를 고려한 연구개발집약도 ( $R_t RAO_t$ )와 한·미 간의 총요소생산성 격차( $A_t^{US}/A_t$ )는 우리나라의 총요소생산성

(Table 4) Parameter Values of Knowledge Production Function Based on Estimation Results of Long-Run & Short-Run Equilibrium Equations

(On Basis of FMOLS)

$\delta$	$\gamma$	$\beta$
0.2632(0.1256)**	0.5497(0.2552)**	0.2660***

Note: Parameters of knowledge production function are significant at least at 5% level.

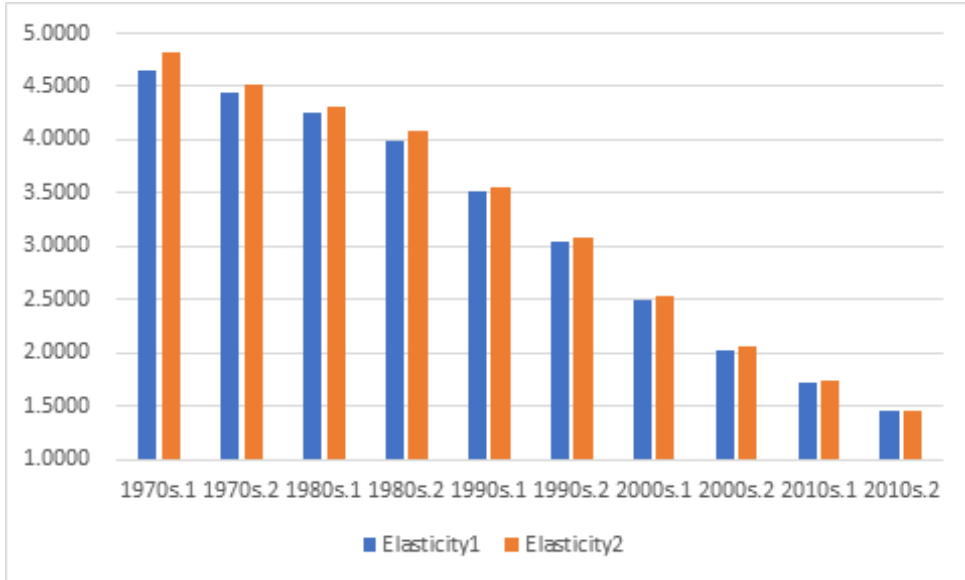
- 1) Each parameter value was calculated as the following.  $\delta = [\delta/(\gamma - \beta)](\gamma - \beta) = c_1 a_1$ ,  $\gamma = [\gamma/(\gamma - \beta)](\gamma - \beta) = c_2 a_1$ ,  $\beta = \gamma - (\gamma - \beta) = \gamma - a_1$ .
- 2) Variance of each parameter was calculated as the following.  $Var(\delta) = \{E[\delta/(\gamma - \beta)]\}^2 Var(\gamma - \beta) + Var[\delta/(\gamma - \beta)] Var(\gamma - \beta) + [E(\gamma - \beta)]^2 Var[\delta/(\gamma - \beta)]$ ,  $Var(\gamma) = \{E[\gamma/(\gamma - \beta)]\}^2 Var(\gamma - \beta) + Var[\gamma/(\gamma - \beta)] Var(\gamma - \beta) + [E(\gamma - \beta)]^2 Var[\gamma/(\gamma - \beta)]$
- 3) We cannot calculate the variance of  $\beta$  as the value of  $Cov(\gamma, \gamma - \beta)$  is unknown in  $Var(\beta) = Var(\gamma) + Var(\gamma - \beta) - 2Cov(\gamma, \gamma - \beta)$ . However, I tested the null hypothesis of  $[H_0 : \gamma/(\gamma - \beta) = 1]$  indirectly instead of  $[H_0 : \beta = 0]$ . In this case, as the t-value shows “12.224[(1.9376-1)/0.067]”, the null hypothesis of  $[H_0 : \gamma/(\gamma - \beta) = 1]$  is rejected at the 1% level and so it can be said that  $[H_0 : \beta = 0]$  is also rejected.
- 4) ( ) means standard error and \*\*/\*\* represent the coefficient is significant at 5/1% level respectively.

증가율 $[\ln(1 + G_{At})]$ 에 긍정적인 영향( $\delta, \gamma > 0$ )을 미치는 반면, 우리나라 총요소생산성 수준은 ‘규모에 대한 수익체감’(Decreasing Returns to Scale)으로 총요소생산성 증가율에 부정적 영향 $[-(\gamma - \beta) < 0]$ 을 미치는 것으로 나타났다.

한편, 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과, 즉 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성1(탄력성2)은 1970-2019년 전기간 평균으로는 “3.16(3.22)”을 나타내는데, 이는 연구개발집약도가 1%p 증가하면 총요소생산성 증가율은 3.2%p 정도 증가한다는 것을 의미한다. 우리나라의 연구개발집약도 탄력성1(2)을 기간별로 살펴보면, <그림 4>에서 알 수 있듯이 1970년대 전반 “4.65(4.82)”에서 지속적으로 하락하여 2010년대 후반 “1.46(1.46)”으로 감소하였음을 알 수 있다. 이는 그동안 우리나라의 연구개발집약도가 크게 증가하였음에도 불구하고 인구구조 요인으로 인해 총요소생산성 증가율에 대한 효과는 지속적으로 감소하였음을 시사한다.

연구개발집약도 탄력성2 기준으로 기존연구들과의 탄력성을 비교해보면, 1970-2000년 기간을 분석대상으로 한 하준경(2005)에서는 동 탄력성이 “2.75”인 것으로 나타났다. 그리고 1970-2016년 기간을 분석대상으로 한 김원규·황원식

(Figure 4) R&D Intensity Elasticity of TFP Growth Rate



Note: R&D intensity elasticity of TFP growth rate shows the declining trend.  
 1) R&D intensity elasticity1:  $[\partial \ln(1 + G_{At}) / \partial R_{t-1} = \delta RAO_{t-1}]$ , R&D intensity elasticity2:  $[\partial G_{At} / \partial R_{t-1} = (1 + G_{At}) \delta RAO_{t-1}]$ . After calculating annual R&D intensity elasticities, they were averaged by period. The R&D intensity elasticity1(2) of whole period(1970-2019) is “3.162(3.217)”.

(2017)에서는 총요소생산성 증가율의 지식생산물투자비중 탄력성이 연평균 기준으로 “3.51”인 것으로 나타났다.<sup>13)</sup> 분석대상기간, 추정모형, 관련 변수 등의 차이로 엄밀한 비교를 하기 어려우나 본 연구의 탄력성이 기존 연구들과 크게 벗어난다고 할 수는 없다. 또한 1976-2017년 기간을 분석대상으로 한 김원규(2020)에서는 장기균형식에서 총요소생산성의 기업연구개발집약도( $R_P$ ) 탄력성( $\partial \ln A_t / \partial \ln R_{Pt}$ )이 “0.35-0.57”을 나타내고 있는데, 동 방식에 따른 본 연구의 장기탄력성은 “0.22-0.23”인 것으로 나타나<sup>14)</sup> 큰 차이는 없는 것으로 판단된다.

13) 동 연구에서 장기균형식의 지식생산물투자비중 관련 변수의 추정계수는 25.4113, 단기균형식에서 장기균형식 전기 오차항의 추정계수는 “-0.2050”인데, 총요소생산성 증가율의 지식생산물투자비중( $R_K$ ) 탄력성인  $[\partial G_{At} / \partial R_{Kt-1} = \delta_K RAO_{t-1}]$ 에 상기 추정계수들( $\delta_K=25.41*0.21$ )과 연도별 생산연령인구비율( $RA_{t-1}$ )을 적용하여 연도별 탄력성을 산출한 후 전체 기간에 대해 평균하였다.

14) 본 연구에서는  $(\partial \ln A_t / \partial \ln R_t) = c_1 R_t RAO_t$ 인데, <표 2>의 장기균형식 연구개발집약도 관련 변수의 추정계수, <표 1>의 연구개발집약도와 고령인구 대비 생산연령인구 비율의 1970-2019년 기간의 평균치를 적용하였다.

### 나. 강건성 검정

1970-2019년 기간을 대상으로 한 장·단기 균형식의 추정결과에 대한 강건성 검정(Robustness Test)의 일환으로 1970-2000년, 1990-2019년 등의 기간별로 구분하여 장·단기 균형식을 추정하였다. 최소한 각 기간의 연도별 표본수가 30개 이상이 되도록 기간을 구분하였다.

앞서 전기간을 대상으로 한 장기균형식 추정에 있어 세 가지 추정방법들 간 그 결과에 있어 큰 차이를 보이지 않음에 따라 여기서는 FMOLS 방식에 의해 장기균형식을 기간별로 추정하였다. <표 5>의 기간별 장기균형식 추정결과에 따르면, 인구구조를 고려한 연구개발집약도( $R_tRAO_t$ )와 미국의 총요소생산성( $\ln A_t^{US}$ )은 기간에 관계없이 최소한 5% 유의수준에서 총요소생산성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정방식에 따르면 기간에 관계없이 1% 유의수준에서 세 변수들 간에 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다.

다만, 1990-2019년 기간의 인구구조를 고려한 연구개발집약도 추정계수가 1970-2000년 기간에 비해 다소 낮으나 통계적으로 유의적인 차이를 보이지는 않

<Table 5> Estimation Results on Long-Run Equilibrium Equation by Period  
Equation:  $\ln A_t = c_0 + c_1 (R_tRAO_t) + c_2 \ln A_t^{US} + v_t$ ,  $c_1 \equiv [\delta/(\gamma - \beta)]$ ,  $c_2 \equiv [\gamma/(\gamma - \beta)]$ . Based on FMOLS.

		Analysis Period		
		1970-2000	1990-2019	1970-2019
Coefficients (Standard Errors)	$c_0$	-1.1257*** (0.0512)	-0.9836*** (0.0798)	-1.0847*** (0.0186)
	$c_1$	0.8221*** (0.1631)	0.6474** (0.2801)	0.9277*** (0.1008)
	$c_2$	2.1638*** (0.2682)	1.8411*** (0.0850)	1.9376*** (0.0767)
R <sup>2</sup>		0.9617	0.9641	0.9856
ADF(p)		0.0030	0.0049	0.0001

Note: Estimation results are not different between 1970-2000 and 1990-2019 periods.  
 1)  $A(A^{US})$ : Korean(U.S.) TFP level,  $R$ : R&D intensity,  $RAO$ : ratio of productive population to elderly one,  $v$ : disturbance term.  
 2) FMOLS: Fully Modified OLS, R<sup>2</sup>: coefficient of determination, ADF(p): p-value against the null hypothesis of 'no cointegration' based on ADF(Augmented Dickey-Fuller) method. \*\*/\*\* mean the coefficient is significant at 5/1% level respectively.



는 것으로 나타났고<sup>15)</sup> 미국의 총요소생산성 추정계수의 경우에도 두 기간 간 통계적으로 유의적인 차이를 보이지는 않는 것으로 나타났다.<sup>16)</sup> 이처럼 1990-2019년의 경우 인구구조를 고려한 연구개발집약도와 미국의 총요소생산성 추정계수들이 1970-2000년 기간에 비해 낮은 것은 통계적 유의성 차원에서 차이가 없지만 1990년대 이후 인구구조의 변화에 기인하여 연구개발집약도의 효과가 다소 축소되었고 미국과의 총요소생산성 격차 해소로 인해 미국의 총요소생산성 효과가 다소 감소되었음을 시사한다.

<Table 6> Estimation Results on Short-Run Equilibrium Equation by Period

Equation:  $\ln(1 + G_{At}) = a_0 - (\gamma - \beta)v_{t-1} + \eta_t$ ,  $v_t = \ln A_t - c_0 - c_1(R_t R A O_t) - c_2 \ln A_t^{US}$ . Based on  $v$ -FMOLS.

		Analysis Period		
		1970-2000	1990-2019	1970-2019
Coefficients (Standard Errors)	$a_0$	0.0169*** (0.0053)	0.0099*** (0.0022)	0.0141*** (0.0035)
	$-(\gamma - \beta)$	-0.2770* (0.1524)	-0.2906** (0.1276)	-0.2837** (0.1311)
R <sup>2</sup>		0.1052	0.1420	0.1126
DW		1.707	2.371	1.678
Sample No.		30	29	49

Note: Estimation results are not different between 1970-2000 and 1990-2019 periods.

- 1)  $G_A$ : Korean TFP growth rate,  $v$ : disturbance term of long-run equilibrium equation,  $\eta$ : disturbance term of short-run equilibrium equation.
- 2)  $v$ -FMOLS is the disturbance term based on the long-run equilibrium equation estimation by FMOLS. Short-run equilibrium equation was estimated by OLS(Ordinary Least Squares Estimation).
- 3) Standard errors were produced by Newey-West method, in order to avoid heteroscedasticity problem.
- 4) R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic to test the autocorrelation of disturbance term. 5% upperbound critical values for DW test are 1.585/1.489/1.483 respectively for sample numbers of 50/30/29. \*/\*\*/\*\*\*/ mean the coefficient is significant at 10/5/1% level respectively.

15) 1990-2019년 기간의 추정계수가 1970-2000년 기간의 추정계수와 동일하다는 귀무가설에 대해  $t$ 값이  $-0.624[(0.6474-0.8221)/0.2801]$ 로 나타나 10% 유의수준에서도 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

16) 1970-2000년 기간의 추정계수가 1990-2019년 기간의 추정계수와 동일하다는 귀무가설에 대해  $t$ 값이  $1.203[(2.1638-1.8411)/0.2682]$ 으로 나타나 10% 유의수준에서도 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

기간별로 단기균형식을 추정한 결과에 따르면(〈표 6〉), 장기균형식의 전기 오차항 추정계수가 기간에 관계없이 최소한 10% 유의수준에서 총요소생산성 증가율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고 DW 검정방식에 따르면 단기균형식 오차항도 기간에 관계없이 5% 유의수준에서 자기상관(Autocorrelation)의 문제가 없는 것으로 나타났다.

이처럼 기간별 장·단기 균형식 추정계수들이 통계적 유의성 차원에서 기간별로 다르지 않은 것으로 나타나므로 1970-2019년 전기간을 대상으로 장·단기 균형식을 추정하고 이에 기초하여 지식함수의 파라미터 값들을 추정하는 방식과 이에 따른 관련 변수들의 효과분석들이 타당하다고 할 수 있다.

## IV. 산업수준 분석

### 1. 관련 변수들의 추이 및 현황

본 연구에서는 거시 시계열자료를 이용하여 지식함수를 추정하는 것 외에 공공행정·국방·사회보장을 제외한 30개 산업과 2003-2021년 기간의 패널자료를 이용하여 지식함수를 추정하고자 한다. 이를 위해 우선 30개 산업별 총요소생산성 수준을 측정하였는데, 〈표 7〉에 따르면 2021년 기준으로 총요소생산성 수준이 가장 높은 산업은 금융·보험업, 코크스·석유정제품제조업, 광업, 컴퓨터·전자·광학기계제조업, 전문·과학·기술관련서비스업 등인 것으로 나타났고 가장 총요소생산성이 낮은 산업은 기타서비스업, 숙박·음식점업, 운수업, 수도·하수·폐기물처리·원료재생업, 농림어업 등인 것으로 나타났다.

〈표 8〉에서 알 수 있듯이 2003-2021년 기간 동안 전산업의 총요소생산성 증가율은 1.86%를 보인 가운데, 산업별 총요소생산성 증가율을 살펴보면 컴퓨터·전자·광학기계제조업, 금융·보험업, 도소매업, 기타제조업·산업용장비수리업, 기계·장비제조업 등의 순으로 총요소생산성 증가율이 높은 것으로 나타났고 가장 낮은 총요소생산성 증가율을 보인 산업들은 광업, 수도·하수·폐기물처리·원료재생업, 예술·스포츠·여가관련서비스업, 기타서비스업, 금속가공제품제조업 등인 것으로 나타났다. 2013-2021년 기간의 경우에는 전산업의 총요소생산성 증가율이 2004-2012년 기간(2.08%)에 비해 둔화된 1.65%를 보인 가운데 산업별로는 금융·보험업, 사업지원서비스업, 기타제조업·산업용장비수리업, 컴퓨터·전자·광

(Table 7) TFP Level by Industry( $A_{it}$ )

	2003	2012	2021
Agriculture/Forestry/Fishing	0.511	0.712	0.735
Mining/Quarrying	3.580	2.481	2.599
Food·Beverages Products	1.169	1.341	1.415
Textile·Leather Products	0.822	1.395	1.183
Wood·Paper Products/Printing	1.405	2.102	2.183
Coke·Refined Petroleum Products	3.664	3.387	3.266
Chemicals/Chemical Products	1.545	1.824	1.764
Non-metallic Mineral Products	1.301	1.528	1.785
Basic Metals	1.563	1.366	1.641
Fabricated Metal Products	2.217	2.005	1.901
Computer/Electronic·Optical Products	1.273	2.103	2.544
Electrical Equipment	2.014	2.004	1.904
Machinery/Equipment	1.341	1.890	2.194
Transportation Equipment	1.442	1.701	1.371
Other Manufacturing	0.959	1.297	1.571
Electricity/Gas·Steam·Air Conditioning Supply	1.341	1.888	2.123
Water Supply/Sewerage/Waste Management	0.939	1.107	0.735
Construction	1.724	1.493	1.602
Wholesale·Retail Trade	0.836	1.233	1.398
Accommodation·Food Services	0.644	0.671	0.609
Transportation/Storage	0.586	0.730	0.676
Finance/Insurance	2.054	2.580	3.649
Real Estate	0.725	0.783	0.788
Information/Communication	1.248	1.537	1.815
Professional·Scientific·Technical Services	2.502	2.387	2.375
Business Support Services	1.294	1.425	1.803
Education	1.199	1.258	1.387
Human Health/Social Work	1.357	1.122	1.227
Arts/Sports/Recreation	1.057	1.108	0.845
Other Services	0.585	0.556	0.500
Whole Industry	0.866	1.044	1.211

Note: Top three industries which show the highest TFP level in 2021 include finance/insurance, coke·refined petroleum products and mining/quarrying.

1) TFP level by industry is calculated as the following.

$$\ln A_{it} = \ln(Y_{it}/Y^*) - [1 - (a_{it} + a^*)/2] \ln(K_{it-1}/K^*) - [(a_{it} + a^*)/2] \ln(L_{it}/L^*)$$

$Y_{it}$ ,  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  and  $a_{it}$  are industrial real value added, real net capital stock(end of period), labor and labor elasticity of value-added.  $Y^*$ ,  $K^*$ ,  $L^*$  and  $a^*$  are the whole-period(2003-2021) averages of respective variables for whole industry.

2) Whole industry includes public administration/defence/social security.

〈Table 8〉 TFP Growth Rate by Industry

Unit: Per Annum, %

	2004-2021	2004-2012	2013-2021
Agriculture/Forestry/Fishing	2.02	3.69	0.35
Mining/Quarrying	-1.78	-4.08	0.52
Food·Beverages Products	1.06	1.53	0.60
Textile·Leather Products	2.03	5.88	-1.83
Wood·Paper Products/Printing	2.45	4.48	0.42
Coke·Refined Petroleum Products	-0.64	-0.88	-0.40
Chemicals/Chemical Products	0.74	1.85	-0.37
Non-metallic Mineral Products	1.76	1.79	1.73
Basic Metals	0.27	-1.50	2.04
Fabricated Metal Products <sup>1)</sup>	-0.85	-1.11	-0.59
Computer/Electronic·Optical Products	3.85	5.58	2.12
Electrical Equipment	-0.31	-0.05	-0.57
Machinery/Equipment	2.73	3.81	1.66
Transportation Equipment	-0.28	1.84	-2.40
Other Manufacturing	2.74	3.35	2.13
Electricity/Gas·Steam·Air Conditioning Supply	2.55	3.80	1.30
Water Supply/Sewerage/Waste Management	-1.36	1.83	-4.55
Construction	-0.41	-1.60	0.78
Wholesale·Retail Trade	2.86	4.32	1.40
Accommodation·Food Services	-0.31	0.47	-1.09
Transportation/Storage	0.79	2.43	-0.85
Finance/Insurance	3.19	2.53	3.85
Real Estate	0.46	0.86	0.07
Information/Communication	2.08	2.32	1.85
Professional·Scientific·Technical Services	-0.29	-0.53	-0.06
Business Support Services	1.84	1.07	2.62
Education	0.81	0.54	1.09
Human Health/Social Work	-0.56	-2.11	0.99
Arts/Sports/Recreation	-1.25	0.53	-3.02
Other Services	-0.87	-0.57	-1.18
Whole Industry	1.86	2.08	1.65

Note: Top three industries which show the highest TFP growth rate during the period of 2004-2021 include computer/electronic·optical products, finance/insurance and wholesale·retail trade.

1) Whole industry includes public administration/defence/social security.

학기기제조업, 1차금속제품제조업 등의 순으로 가장 높은 총요소생산성 증가율을 보였고 수도·하수·폐기물처리·원료재생업, 예술·스포츠·여가관련서비스업, 운송장비제조업, 섬유·가죽제품제조업, 기타서비스업 등의 순으로 가장 낮은 총요소생산성 증가율을 보였다.

2004-2012년 기간에 비해 2013-2021년 기간의 총요소생산성 증가율이 감소한 산업은 총 30개 산업들 중 19개 산업들이므로 나타났고 가장 크게 총요소생산성 증가율이 감소한 산업은 농림어업, 섬유·가죽제품제조업, 목재·종이·인쇄·복제업, 컴퓨터·전자·광학기기제조업, 수도·하수·폐기물처리·원료재생업, 예술·스포츠·여가관련서비스업 등이므로 나타났다.

〈표 9〉와 〈그림 6〉에 따르면, 전산업의 연구개발집약도는 2003년 1.93%에서 2021년에는 4.28%로 크게 증가하였으며 2021년 기준으로 연구개발집약도가 가장 높은 산업은 컴퓨터·전자·광학기기제조업, 운송장비제조업, 전기장비제조업, 기계·장비제조업, 화학물질·화학제품제조업 등이므로 나타났고 부동산업, 의료·보건업·사회복지서비스업, 예술·스포츠·여가관련서비스업, 교육서비스업, 숙박·음식점업 등은 가장 낮은 연구개발집약도를 나타냈다.

〈그림 5〉에서 확인할 수 있듯이 인구구조 변수로서 (생산연령인구비율-고령인구비율)은 1960년대 중반 이후 고령인구비율에 비해 생산연령인구비율이 급속한 증가세를 보여 증가세를 나타냈으나 1990년대 전반부터는 생산연령인구비율에 비해 고령인구비율이 크게 증가함에 따라 감소세로 전환되었다. 특히, 2010년대 후반에는 생산연령인구비율 자체가 감소하는 반면, 고령인구비율이 크게 증가함으로써 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 감소세가 확대되었다. 〈그림 6〉에 따르면, 산업분석의 대상연도인 2003-2021년 기간의 (생산연령인구비율-고령인구비율)을 고려한 연구개발집약도  $R_{it}(RA_t - RO_t)$ 는 전산업의 경우 2003년 1.22%에서 2021년 2.35%로 증가하였다. 다만, 2010년대 후반 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 감소세가 크게 확대됨에 따라 2010년대 후반 동 변수는 연구개발집약도의 증가추세에도 불구하고 정체되는 모습을 보이고 있다.

〈Table 9〉 R&amp;D Intensity by Industry

Unit: %

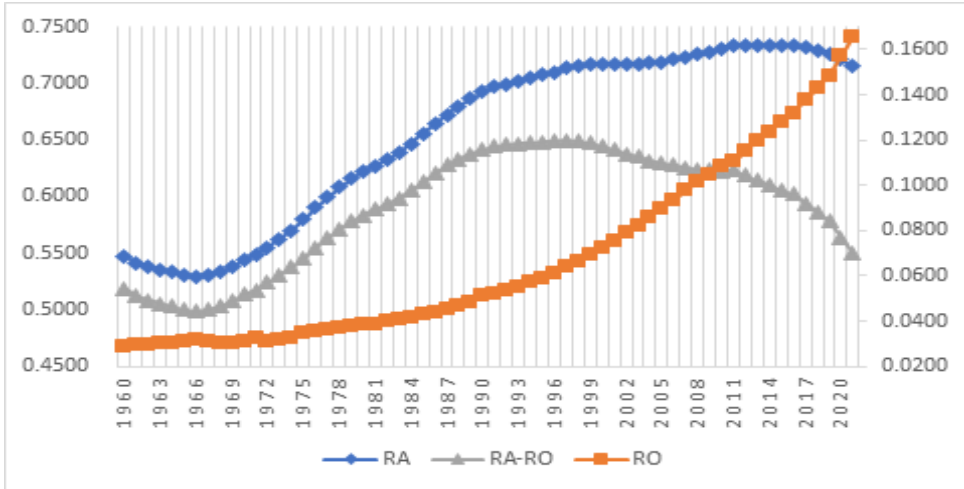
	2003	2012	2021
Agriculture/Forestry/Fishing	0.01	0.08	0.17
Mining/Quarrying	0.34	1.84	0.37
Food·Beverages Products	1.78	2.89	3.82
Textile·Leather Products	0.79	1.85	3.85
Wood·Paper Products/Printing	0.27	1.04	1.34
Coke·Refined Petroleum Products	1.82	1.74	3.13
Chemicals/Chemical Products	3.89	6.44	7.95
Non-metallic Mineral Products	1.18	3.07	2.50
Basic Metal	1.89	2.49	1.69
Fabricated Metal Products	0.62	1.58	2.52
Computer/Electronic·Optical Products	15.83	23.15	27.95
Electrical Equipment	1.94	4.55	10.08
Machinery/Equipment	4.63	8.44	9.88
Transportation Equipment	11.13	11.17	23.54
Other Manufacturing	0.97	1.68	2.99
Electricity/Gas·Steam·Air Conditioning Supply	0.85	2.17	2.51
Water Supply/Sewerage/Waste Management	0.32	0.48	0.45
Construction	1.21	1.57	0.60
Wholesale·Retail Trade	0.03	0.57	0.86
Accommodation·Food Services	0.00	0.00	0.07
Transportation/Storage	0.00	0.16	0.17
Finance/Insurance	0.00	0.00	0.15
Real Estate	0.00	0.01	0.02
Information/Communication	2.58	3.38	4.38
Professional·Scientific·Technical Services	0.13	1.18	2.91
Business Support Services	1.13	0.16	0.25
Education	0.00	0.02	0.06
Human Health/Social Work	0.01	0.00	0.03
Arts/Sports/Recreation	0.12	0.02	0.05
Other Services	0.10	0.08	0.23
Whole Industry	1.93	3.28	4.28

Note: Top three industries which show the highest R&D intensity in 2021 include computer/electronic·optical products, transportation equipment and electrical equipment.

1) Whole industry includes public administration/defence/social security.

Source: Ministry of Science and ICT, Survey of R&D in Korea.

<Figure 5> Trends of Productive Population Ratio and Elderly Population Ratio



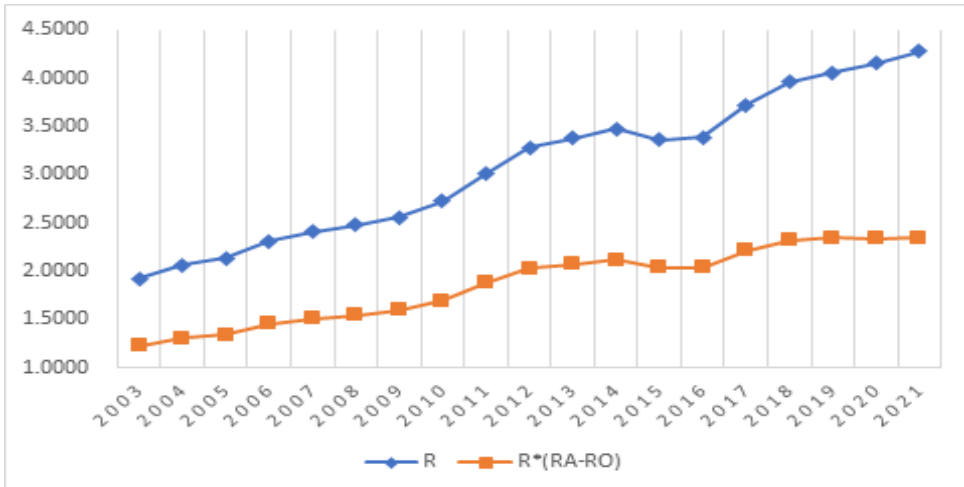
Note: The difference between productive population ratio( $RA$ ) and elderly one ( $RO$ ) shows a declining trend since the 1990s.

1) Productive population: population between 15-64 years old, elderly population: population over 65 years old.

Source: Statistics Korea, Population Projections for Korea.

<Figure 6> Trend of R&D Intensity of Whole Industry

Unit: %



Note: R&D intensity shows increasing trend since 2003. [ $R^*(RA-RO)$ ] tends to rise, but seems to stagnate from 2018.

1)  $R$ : whole-industry R&D intensity(%),  $R^*(RA-RO)$ : whole-industry R&D intensity multiplied by the difference between productive population ratio and elderly one.

Source: Ministry of Science and ICT, Survey of R&D in Korea; Statistics Korea, Population Projections for Korea.

## 2. 지식함수의 추정

### 가. 장기균형식 및 단기균형식의 추정결과

장기균형식을 추정하기 전에 관련 변수들, 산업별 총요소생산성( $\ln A_{it}$ )과 인구 구조를 고려한 연구개발집약도 [ $R_{it}(RA_t - RO_t)$ ]에 대해 패널단위근 검정(Panel Unit Root Test)을 수행하였는데, 개별 단위근 검정방법인 IPS(Im, Pesaran & Shin), ADF(Augmented Dickey-Fuller), PP(Phillips & Perron) 등에 따르면 검정방법에 관계없이 수준변수들은 모두 10% 유의수준에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났고 차분변수들은 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하는 것

〈Table 10〉 Estimation Results on Long-Run Equilibrium Equation

$$\text{Equation: } \ln A_{it} = c_i + (\delta/\lambda)R_{it}(RA_t - RO_t) + v_{it},$$

		Estimation Method	
		FMOLS	DOLS
Coefficients (Standard Errors)	$\delta/\lambda$	2.8013** (1.2185)	3.0234** (1.5349)
R <sup>2</sup>		0.9406	0.9563
Cointegration Test Method	LLC(p-value)	0.0000	0.0000
	ADF(p-value)	0.0000	0.0000
	PP(p-value)	0.0000	0.0000

Note: There exists a cointegration relationship between  $\ln A_{it}$  and  $[R_{it}(RA_t - RO_t)]$ , regardless of estimation methods.

- 1)  $A_{it}$ : Korean TFP level by Industry,  $[R_{it}(RA_t - RO_t)]$ : industrial R&D intensity multiplied by the difference between productive population ratio and elderly one,  $v_{it}$ : disturbance term, analysis industry No. & period: 30 industries & 2003-2021.
- 2) FMOLS: Fully Modified OLS, DOLS: Dynamic OLS, OLS: Ordinary Least Squares. In case of DOLS, (-1,0,+1) lagged ones of differenced independent variables were included.
- 3) \*\* means the coefficient is significant at 5% level and R<sup>2</sup> is coefficient of determination. Cointegration test method: LLC(Levin, Lin & Chu t), ADF(Augmented Dickey-Fuller Fisher- $\chi^2$ ), PP(Phillips & Perron Fisher- $\chi^2$ ). LLC is for the test against the existence of common unit root by industry, while the remaining two methods for the test against the existence of individual unit roots by industry. Null hypothesis for cointegration test is 'no cointegration' or the existence of unit root and p-value means its significance level.



으로 나타났다. 따라서 관련 수준변수들은 모두 I(1) 과정(Integrated of Order One)을 따른다고 할 수 있다.<sup>17)18)</sup>

지식함수 파라미터 값들( $\delta$ 와  $\lambda$ )의 추정을 위해 우선 2003-2021년 기간과 30개 산업으로 구성된 패널자료를 이용하여 장기균형식을 추정하였다. 추정계수의 편의(Bias) 문제를 해소하기 위해 FMOLS(Fully Modified OLS), DOLS(Dynamic OLS) 등의 방식에 의해 장기균형식을 추정한 결과(〈표 10〉), 인구구조를 고려한 연구개발집약도[ $R_{it}(RA_t - RO_t)$ ]는 5% 유의수준에서 총요소생산성( $\ln A_{it}$ )에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만, DOLS방식에 의한 추정계수가 FMOLS방식에 의한 추정계수보다 다소 큰 것으로 나타나 그 차이가 통계적으로 유의적이지는 않았다.<sup>19)</sup>

추정된 장기균형식의 오차항에 대해 패널단위근 검정(Panel Unit Root Test), 즉 패널공적분 검정(Panel Cointegration Test)을 수행한 결과(〈표 10〉), LLC(Levin, Lin & Chu), ADF(Augmented Dickey-Fuller), PP(Phillips & Perron) 등 검정방법에 관계없이 1% 유의수준에서도 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다.

이번에는 추정된 장기균형식의 전기 오차항( $v_{it-1}$ )과 총요소생산성 증가율 [ $\ln(1 + G_{Ait})$ ] 간의 관계를 나타내는 패널오차수정모형(Panel Error Correction Model), 즉 단기균형식을 연도별 고정효과와 산업별 고정효과를 고려하는 고정효과모형(Fixed Effect Model)에 의해 추정한 결과(〈표 11〉), 장기균형식의 추정방식에 관계없이 1% 유의수준에서 전기의 오차항이 총요소생산성 증가율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만, FMOLS 방식에 의한 장기균형식 전기 오차항의 추정계수가 DOLS 방식에 의한 장기균형식 전기오차항의 추정계수보다 다소 작은 것으로 나타났지만 통계적 유의성 측면에서 두 추정계수 간 차이가 없는 것으로 나타났다.<sup>20)</sup> 그리고 추정된 단기균형식의 오차항도 5% 유의수준에서 자기상관(Autocorrelation) 문제가 없는 것으로 판단된다.

17) 다만, 산업별 공통의 단위근 검정방법인 LLC(Levin, Lin & Chu)에 따르면, 산업별 총요소생산성의 경우 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하는 한편, 차분변수도 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하였다. 연구개발집약도 관련 변수는 LLC에 의해서도 10% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못하는 한편, 차분변수에 대해서는 1% 수준에서 단위근 존재를 기각하였다.

18) 〈부표 3〉 참조.

19) FMOLS 방식에 의한 추정계수가 DOLS 방식에 의한 추정계수와 동일하다는 귀무가설에 대해  $t$ 값은 “-0.182”[=(2.8013-3.0234)/1.2185]을 나타냄에 따라 10% 수준에서도 동 귀무가설을 기각하지 못하였다.

20) FMOLS 방식에 의한 장기균형식 전기 오차항 추정계수가 DOLS 방식에 의한 장기균형식 전기 오차항 추정계수와 동일하다는 귀무가설에 대해  $t$ 값은 “1.208”[=(-0.1466+0.1756)/0.0240]을 나타냄에 따라 10% 수준에서도 동 귀무가설을 기각하지 못하였다.

〈Table 11〉 Estimation Results on Short-Run Equilibrium Equation

Equation:  $\ln(1 + G_{Ait}) = a_0 - \lambda v_{it-1} + \theta_i + \mu_t + \eta_{it}$

		Disturbance Term of Long-Run Equilibrium Equation( $v_{it}$ )	
		$v$ -FMOLS	$v$ -DOLS
Coefficients (Standard Errors)	$a_0$	0.0073 <sup>***</sup> (0.0023)	0.0074 <sup>***</sup> (0.0024)
	$-\lambda$	-0.1466 <sup>***</sup> (0.0240)	-0.1756 <sup>***</sup> (0.0282)
R <sup>2</sup>		0.2669	0.2810
DW		1.880	1.938

Note: The coefficient of previous disturbance term of long-run equilibrium equation is significant at least at 1% level, regardless of long-run equilibrium equation estimation methods.

- 1)  $G_{Ait}$ : TFP growth rate by industry,  $v_{it}$ : disturbance term of long-run equilibrium equation,  $\theta_i$ : industry fixed effect,  $\mu_t$ : annual fixed effect,  $\eta_{it}$ : disturbance term of short-run equilibrium equation, analysis industry No. & period: 30 industries & 2003-2021.
- 2)  $v$ -FMOLS and  $v$ -DOLS are disturbance terms based on each long-run equilibrium equation estimation method. Short-run equilibrium equation was estimated by fixed effect model in order to control the endogeneity problem due to industry characteristics and the macroeconomic effects such as business cycle ones. In addition, estimating random effect model which include both industry & annual random effects, the latter estimate is not different from the former one at 10% significance level. The t-values for the null hypothesis that the former is the same as the latter are "0.721" and "0.394" respectively, based on  $v$ -FMOLS and  $v$ -DOLS.
- 3) Standard errors were produced by White method, in order to avoid heteroscedasticity problem. R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic to test the autocorrelation of disturbance term. \*\*\* means the coefficient is significant at 1% level. 5% upperbound critical value for DW test is "1.381".

〈Table 12〉 Parameter Value of Knowledge Production Function Based on Estimation Results of Long-Run &amp; Short-Run Equilibrium Equations

(On Basis of FMOLS)

$\delta/\lambda$	$\lambda$	$\delta$
2.8013 <sup>**</sup> (1.2185)	0.1466 <sup>***</sup> (0.0240)	0.4107 <sup>**</sup> (0.1931)

Note: Parameter of knowledge production function( $\delta$ ) is significant at 5% level.

- 1)  $\delta = (\delta/\lambda)\lambda$ ,  $Var(\delta) = [E(\delta/\lambda)]^2 Var(\lambda) + Var(\delta/\lambda) Var(\lambda) + [E(\lambda)]^2 Var(\delta/\lambda)$ .
- 2) ( ) means standard error and \*\*/\*\* represent the coefficient is significant at 5/1% level respectively.

〈표 12〉에 따르면, FMOLS방식에 의해 추정된 장기균형식의 추정계수( $\delta/\lambda$ )와 고정효과모형에 의해 추정된 단기균형식의 추정계수( $\lambda$ )를 이용하여 추정된 산업별 지식함수의 파라미터 값( $\delta$ ), 즉 인구구조를 고려한 연구개발집약도 관련 파라미터 값이 양의 부호를 보이면서 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 단기균형식 또는 지식함수에서 연구개발집약도 관련 변수의 증가는 총요소생산성 증가율에 긍정적 영향을 미침을 의미하는데, 다만 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성( $\partial \ln(1 + G_{Ait})/\partial R_{it-1} = \delta(RA_{t-1} - RO_{t-1})$ )은 인구구조의 변화에 영향을 받는다.

상기의 지식함수 파라미터 값( $\delta$ )에 기초하여 산업별 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성을 산출하면 〈표 13〉과 같다. 동 연구개발집약도 탄력성은 2003년 이후 지속적으로 하향추세를 보이는 것으로 나타났다. 다만, 거시수준 분석에 따른 연구개발집약도 탄력성에 비해 크게 낮은 수준을 나타내고 있다. 이는 탄력성 산출 시 인구구조 변수가 서로 상이한 데 기인할 수도 있지만<sup>21)</sup> 기본적으로 거시수준 분석의 경우 경제전체 총요소생산성 증가율에 대한 연구개발집약도 산업의 영향력이 크게 반영되는 반면에, 산업수준 분석의 경우에는 연구개발집약도가 낮은 산업들도 패널자료에 포함되어 추정됨으로써 이들 산업의 영향력이 상대적으로 크게 반영된 데 기인하는 것으로 판단된다. 〈표 9〉에서 확인할 수 있듯이 2021년 기준으로 전산업의 연구개발집약도(4.28%)보다 낮은 산업들은 30개 산업 중 24개 산업에 달하고 이 중에서도 1% 미만의 연구개발집약도를 보이는 산업들도 14개 산업에 달한다. 또한 거시자료를 이용한 경우에는 연구개발집약도의 효과가 산업 내 및 산업 간 확산(Intra & Inter-Industry Spillover) 효과를 모두 포함하고 있는 반면, 산업별 패널자료를 이용하는 경우에는 산업 내 효과만을 포함함에 따라 산업수준 분석의 경우 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성이 거시수준 분석의 경우에 비해 낮을 수 있다.<sup>22)</sup> 한편, 산업별 연구개발집약도에는 정부·공공부문의 연구개발활동이 포함되어 있지 않으므로 산

21) 거시수준 분석의 지식함수에서 인구구조 변수로서  $RAO$  대신에  $(RA - RO)$ 를 사용하여 1990-2019년 기간을 대상으로 장·단기 균형식을 추정하고 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성을 산출한 결과 연평균 탄력성이 “1.153”으로 나타나 인구구조 변수로서  $RAO$ 를 사용하여 동일한 기간을 대상으로 추정한 결과인 〈표 5〉와 〈표 6〉의 장·단기균형식에 기초하여 산출된 탄력성(1.226)과 유사한 것으로 나타났다.  $(RA - RO)$ 를 사용하여 장·단기 균형식을 추정한 결과는 〈부표 4〉과 〈부표 5〉 참조.

22) 김원규(2020)에서도 거시수준 분석(1976-2017년)과 산업수준 분석(2003-2016년)의 장기 탄력성이 매우 큰 차이를 보이고 있다. 장기균형식에 입각한 경제 전체 총요소생산성 수준의 기업 연구개발집약도 탄력성( $\partial \ln A_t / \partial \ln R_{pit}$ )은 “0.35-0.57”인 반면, 산업분석의 경우 산업별 총요소생산성의 연구개발집약도 탄력성은 “0.04-0.05”인 것으로 나타났다.

<Table 13> R&D Intensity Elasticity of TFP Growth Rate

Analysis	2004-2009	2010-2015	2016-2021	2004-2021
Industry-Level	0.258	0.254	0.242	0.251
Macro-Level	2.023	1.658	1.333	1.671

Note: R&D intensity elasticity of TFP growth rate shows a declining trend.

1) R&D intensity elasticity based on industry level analysis:  $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial R_{it-1}] = \delta_I(RA_{t-1} - RO_{t-1})$ , R&D intensity elasticity based on macro-level analysis:  $[\partial \ln(1 + G_{At}) / \partial R_{t-1}] = \delta_M(RAO_{t-1}) \cdot \delta_I(\delta_M)$ : parameter of R&D intensity multiplied by population structure.

업수준 분석의 경우 거시수준 분석과 달리 동 부문의 총요소생산성 증가율 효과가 배제되어 있다고 할 수 있다.

산업별 패널자료를 이용하여 총요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성을 분석한 기존연구는 부재하므로 장기균형식에 입각하여 총요소생산성 수준의 연구개발집약도 탄력성을 기존연구와 비교해보고자 한다. 김원규(2020)에서는 2013-2016년 기간과 29개 산업으로 구성된 패널자료를 이용하여 산업별 총요소생산성과 연구개발집약도 간의 장기적 관계를 추정된 결과 “2.26-3.32”의 탄력성[ $= (\partial \ln A_{it} / \partial R_{it})$ ]을 보이고 있는데, 동 방식에 따라 본 연구에서의 탄력성을 산출해보면<sup>23)</sup> “1.71-1.84”의 다소 낮은 탄력성을 보이지만 큰 차이를 보인다고 할 수는 없다.

#### 나. 산업군별 장기균형식 및 단기균형식 추정결과

이번에는 30개 산업을 연구개발집약도에 따라 고R&D집약산업(6개), 중R&D집약산업(10개), 기타서비스업(10개), 기타산업(4개)로 구분하고 2003-2021년 기간을 대상으로 장·단기균형식을 FMOLS방식에 의해 추정하였다. 각 산업군별로 장기균형식을 <추정식1>, 즉 총요소생산성( $\ln A_{it}$ )과 연구개발집약도\*(생산연령인구비율-고령인구비율)[ $R_{it}(RA_t - RO_t)$ ] 간의 장기적 관계를 추정된 결과(<표 14>), 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우 각각 인구구조를 고려한 연구개발집약도가 5% 유의수준에서 총요소생산성에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타난 가운데 전자보다 후자의 경우가 연구개발집약도 관련 변수의 총요소생산성에 대한 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 반면에, 기타서비스업과 기타산업의 경우에는 동 변수의 추정계수가 10% 수준에서도 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

23)  $(\partial \ln A_{it} / \partial R_{it}) = (\delta / \lambda)(RA_t - RO_t)$ . <표 10>의 장기균형식 추정계수와 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 2003-2021년 평균치를 적용하였다.

〈Table 14〉 Estimation Results on Long-Run Equilibrium Equation by Industrial Group

Equation1:  $\ln A_{it} = c_i + (\delta/\lambda)R_{it}(RA_t - RO_t) + v_{it}$ ,

Equation2:  $\ln A_{it} = c_i + (\delta/\lambda)R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t + v_{it}$

	FMOLS					
	High-R&D Intensive [Equation1]	Medium-R&D Intensive [Equation1]	Other Service		Others	
			Equation1	Equation2	Equation1	Equation2
$\delta/\lambda$	2.5540** (1.1714)	8.1927** (3.4920)	-6.3496 (11.0184)	395.1480** (71.7548)	3.5074 (5.9017)	8.6896 (12.5599)
R <sup>2</sup>	0.4591	0.8940	0.9439	0.9578	0.9361	0.9368
LLC(p)	0.0015	0.0000	-	0.0000	-	-
ADF(p)	0.0127	0.0000	-	0.0008	-	-
PP(p)	0.0286	0.0001	-	0.0007	-	-

Note: There exists a cointegration relationship between  $\ln A_{it}$  and  $[R_{it}(RA_t - RO_t)]$  in case of high & medium-R&D intensive industry groups, and between  $\ln A_{it}$  and  $[R_{it}(RA_t - RO_t)] \ln A_t$  in case of other service group.

- 1)  $A_{it}$ : Korean TFP level by industry,  $[R_{it}(RA_t - RO_t)]$ : industrial R&D intensity multiplied by the difference between productive population ratio and elderly one,  $v_{it}$ : disturbance term.
- 2) High-R&D intensive industry group(6 industries): the industries which show higher R&D intensity than whole industry(4.28%), medium-R&D intensive industry group(10 industries): the industries which show higher R&D intensity than 1%, but lower than whole industry, other service group(10 industries): service industries which show lower R&D intensity than 1%, others(4 industries): the remaining industries which show lower R&D intensity than 1%. Refer the industries by each group to 〈Table A1〉. Analysis period: 2003-2021.
- 3) FMOLS: Fully Modified OLS, OLS: Ordinary Least Squares.
- 4) \*/\*\*/\*\* mean the coefficient is significant at 10/5/1% level respectively and R<sup>2</sup> is coefficient of determination. Cointegration test method: LLC(Levin, Lin & Chu t), ADF(Augmented Dickey-Fuller Fisher- $\chi^2$ ), PP(Phillips & Perron Fisher- $\chi^2$ ). LLC is for the test against the existence of common unit root by industry, while the remaining two methods for the test against the existence of individual unit roots by industry. Null hypothesis for cointegration test is 'no cointegration' or the existence of unit root and p-value means its significance level.

기타서비스업의 경우에는 여타 산업으로부터의 기술확산(Technological Spillover)이 중요할 뿐만 아니라 기술확산의 효과에 있어 연구개발활동이 중요한 역할을 하므로 산업별 연구개발집약도( $R_{it}$ ), 인구구조변수( $RA_t - RO_t$ ), 전산

업 총요소생산성( $\ln A_t$ ) 간의 교호항 [ $R(RA_t - RO_t)\ln A_t$ ]을 변수로 사용하였다. 동 변수를 사용한 <추정식2>에 의해 장기균형식을 추정한 결과, 1% 유의수준에서 연구개발집약도 관련 변수가 총요소생산성에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기타서비스업의 경우에는 전산업의 총요소생산성과 기타서비스업의 연구개발집약도가 클수록 기타서비스업의 총요소생산성이 확대될 수 있음을 의미한다. 이 경우에도 인구구조 변수가 연구개발집약도 및 기술확산 효과의 크기에 영향을 미친다. 그러나 기타산업의 경우에는 동 산업군에 농림어업, 광업, 수도·하수·폐기물처리·원료재생업, 건설업 등 매우 이질적인 산업들을 포함함에 따라 [ $R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t$ ] 변수를 사용한 경우에도 동 변수가 10% 수준에서도 총요소생산성에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

<표 14>의 공적분검정(Cointegration Test) 결과에 따르면, LLC, ADF, PP 등 검정방법에 관계없이 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우 <추정식1>, 기타서비스업의 경우에는 <추정식2>의 장기균형식이 최소한 5% 유의수준에서 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다. 따라서 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우에는 <추정식1>을, 기타서비스업은 <추정식2>를 장기균형식으로 선정하고 기타산업의 경우에는 지식함수에서 연구개발집약도가 총요소생산성 증가율에 어떤 영향도 미치지 않는 것( $\delta = 0$ )으로 상정하였다.

산업군별로 산업별·연도별 고정효과를 고려한 고정효과모형(Fixed Effect Model)에 의해 단기균형식을 추정한 결과에 따르면(<표 15>), 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우 장기균형식(<추정식1>)의 전기 오차항( $v_{it-1}$ )이 총요소생산성 증가율 [ $\ln(1 + G_{Ait})$ ]에 최소한 10% 유의수준에서 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났고 기타서비스업의 경우에는 장기균형식(<추정식2>)의 전기 오차항이 총요소생산성 증가율에 1% 유의수준에서 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 그리고 총요소생산성과 연구개발집약도 관련 변수 간에 장기적 관계가 성립하지 않는 기타산업의 경우에는 전기의 총요소생산성이 총요소생산성 증가율에 1% 유의수준에서 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 산업군별 단기균형식의 추정결과 오차항( $\eta_{it}$ )은 5% 유의수준에서 자기상관(Autocorrelation) 문제가 발생하지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 15〉 Estimation Results on Short-Run Equilibrium Equation by Industrial Group

Equation1:  $\ln(1 + G_{Ait}) = a_0 - \lambda_1 v_{itt-1} + \theta_i + \mu_t + \eta_{it}$ ,

Equation2:  $\ln(1 + G_{Ait}) = b_0 - \lambda_2 \ln A_{itt-1} + \theta_i + \mu_t + \eta_{it}$

	Using $v$ -FMOLS			Others [Equation2]
	High-R&D Intensive [Equation1]	Medium-R&D Intensive [Equation1]	Other Service [Equation1]	
$a_0 [b_0]$	0.0109** (0.0045)	0.0092** (0.0040)	0.0092*** (0.0035)	[0.0680]** (0.0158)
$-\lambda_1$	-0.1058* (0.0580)	-0.1497*** (0.0407)	-0.1180*** (0.0396)	-
$-\lambda_2$	-	-	-	-0.2164*** (0.0551)
R <sup>2</sup>	0.5086	0.3075	0.3525	0.4766
DW	2.231	1.682	2.136	1.594

Note: The coefficient of previous disturbance term of long-run equilibrium equation is significant at least at 10% level in case of industrial groups except others.

- 1)  $G_{Ait}$ : TFP growth rate by industry,  $v_{it}$ : disturbance term of long-run equilibrium equation,  $\theta_i$ : industry fixed effect,  $\mu_t$ : annual fixed effect,  $\eta_{it}$ : disturbance term of short-run equilibrium equation. Refer definition and detailed industries of each industrial group to 〈Table 14〉 and 〈Table A1〉. Analysis period: 2003-2021.
- 2) I used the disturbance term of long-run equilibrium equation 1 in case of high & medium R&D intensive groups and that of long-run equilibrium equation 2 in case of other service group. However, I estimated the knowledge production function which considers only ‘decreasing returns to scale in case of others, as the coefficient of its long-run equilibrium equation is not significant at 10% level.
- 3)  $v$ -FMOLS is disturbance term of long-run equilibrium equation estimated by FMOLS(Fully Modified OLS). Short-run equilibrium equation was estimated by fixed effect model in order to control the endogeneity problem due to industry characteristics and the macroeconomic effects such as business cycle ones.
- 4) ( ) means standard errors and they were produced by White method in order to avoid heteroscedasticity problem. R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic to test the autocorrelation of disturbance term. 5% upperbound critical value for DW test is “1.381”. \*\*/\*\* mean the coefficient is significant at 5/1% level respectively.

장·단기 균형식의 추정결과에 기초하여 〈표 16〉과 같이 지식함수의 연구개발집약도 관련 파라미터( $\delta$ ) 값을 추정하였는데, 고R&D집약산업의 경우에는

$[R_{it}(RA_t - RO_t)]$  관련 파라미터 값이 양(+)의 부호를 나타내나 10% 수준에서 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 중R&D집약산업의 경우에는  $[R_{it}(RA_t - RO_t)]$  관련 파라미터 값이 10% 유의수준에서 양(+)의 부호를 보이는 것으로 나타났다. 기타서비스업의 경우에는  $[R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t]$ 의 파라미터 값이 5% 유의수준에서 양(+)의 부호를 보였다. 이는 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우 연구개발집약도 관련 변수[R&D집약산업은  $R_{it}(RA_t - RO_t)$ , 기타서비스업은  $R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t$ ]가 각 산업군의 총요소생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 다만, 고R&D집약산업의 경우 중R&D집약산업에 비해 그 효과가 크게 작고 유의성 또한 낮다는 점에 유념할 필요가 있다. 반면에, 산업군에 관계없이 ‘규모에 대한 수익체감’에 따라 총요소생산성 수준( $\ln A_{it}$ )은 그 증가율  $[\ln(1 + G_{A_{it}})]$ 을 하락시키는 요인으로 작용하였다.

(Table 16) Parameter Value of Knowledge Production Function by Industrial Group

Industrial Group	$\delta/\lambda$	$\lambda$	$\delta$	
			$R_{it}(RA_t - RO_t)$	$R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t$
High-R&D Intensive	2.5540** (1.1714)	0.1058* (0.0580)	0.2702 (0.2047)	-
Medium-R&D Intensive	8.1927** (3.4920)	0.1497*** (0.0407)	1.2264* (0.6361)	-
Other Service	395.1480*** (71.7548)	0.1180*** (0.0396)	-	38.3675** (15.6701)
Others	-	0.2164*** (0.0551)	-	-

Note: In R&D intensive groups, R&D intensity affects positively TFP growth rate, but high-R&D intensive group has lower effects than medium-R&D intensive one and moreover loses its significance.

- 1)  $\delta = (\delta/\lambda)\lambda$ ,  $Var(\delta) = [E(\delta/\lambda)]^2 Var(\lambda) + Var(\delta/\lambda) Var(\lambda) + [E(\lambda)]^2 Var(\delta/\lambda)$ .
- 2) Knowledge production function: high & medium-R&D intensive group  $G_{A_{it}} = B_i \exp[\delta R_{it}(RA_t - RO_t)] A_{it}^{-\lambda}$ , others  $G_{A_{it}} = B_i A_{it}^{-\lambda}$ , other service group  $G_{A_{it}} = B_i \exp[\delta R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t] A_{it}^{-\lambda}$ .
- 3) The results of high-R&D intensive, medium-R&D intensive and other service group are based on the long-run equilibrium equation estimated by FMOLS.
- 4) ( ) is standard error and \*/\*\*/\*\* mean the coefficient is significant at 10/5/1% level respectively.



<Table 17> Elasticity by Industrial Group

(Period Average)

	2004-2009	2010-2015	2016-2021	2004-2021
High-R&D Intensive	0.170	0.167	0.159	0.165
Medium-R&D Intensive	0.771	0.759	0.722	0.751
Other Service 1	0.037	0.024	0.033	0.032
Other Service 2	24.130	23.745	22.576	23.484

Note: R&D intensity elasticity of TFP growth rate of high-R&D intensive group is much lower than that of medium-R&D intensive one, according to <Table 16>.

- 1) High-R&D intensive group: R&D intensity elasticity of TFP growth rate,  $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial R_{it-1}] = \delta_{hr}(RA_{t-1} - RO_{t-1})$
- 2) Medium-R&D intensive group: R&D intensity elasticity of TFP growth rate,  $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial R_{it-1}] = \delta_{mr}(RA_{t-1} - RO_{t-1})$ .
- 3) Other service 1: whole industry TFP elasticity of other service TFP growth rate,  $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial \ln A_{t-1}] = \delta_{os} R_{it-1}(RA_{t-1} - RO_{t-1})$ .
- 4) Other service 2: other service R&D intensity elasticity of other service 1,  $\partial[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial \ln A_{t-1}] / \partial R_{it-1} = \delta_{os}(RA_{t-1} - RO_{t-1})$ .
- 5)  $\delta_{hr}$ ,  $\delta_{mr}$  and  $\delta_{os}$  are R&D-related parameters in knowledge production functions of high-R&D intensive, medium-R&D intensive and other service groups respectively.

산업군별 지식함수의 파라미터 값을 사용하여 고R&D집약산업과 중R&D집약 산업 각각에 대해 중요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성  $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial R_{it}]$ 을 기간별로 산출해보면(<표 17>), 2003년 이후의 인구구조 변화를 반영하여 연구개발집약도 탄력성이 하향추세를 보이는 것으로 나타났다. 이 경우 고R&D집약산업의 탄력성이 중R&D집약산업의 탄력성에 비해 크게 낮은 것으로 나타났다. 기타서비스업의 경우에는 여타 산업으로부터의 기술확산에 있어 연구개발집약도가 중요한 역할을 하므로 산업별 중요소생산성 증가율에 있어 전산업 중요소생산성의 효과에 대한 연구개발집약도 탄력성  $\{\partial[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial \ln A_t] / \partial R_{it}\}$ 을 산출하였는데(<표 17>의 기타서비스업2), 이 또한 2003년 이후의 인구구조 변화를 반영하여 하향추세를 지속하는 것으로 나타났다. 2004-2021년 기간 연평균 기준으로 고R&D집약산업 중요소생산성 증가율의 연구개발집약도 탄력성은 “0.17”을, 중R&D집약산업의 탄력성은 “0.75”를 나타내는데, 이는 연구개발집약도가 1%p 증가할 경우 중요소생산성 증가율이 고R&D집약산업은 0.17%p, 중R&D집약산업은 0.75%p 증가함을 의미한다. 기

타서비스업의 경우에는 연평균기준으로 전산업 총요소생산성이 1% 증가하면 총요소생산성 증가율이 0.03%p 증가하는 것으로 나타났고(〈표 17〉의 기타서비스업1) 연평균기준으로 기타서비스업 총요소생산성 증가율의 전산업으로부터의 기술확산 탄력성( $[\partial \ln(1 + G_{Ait}) / \partial \ln A_t]$ )이 “23.48”인 것으로 나타났다. 이는 2003-2021년 기간동안 기타서비스업별 평균 연구개발집약도가 0.05%p(0.14% → 0.19%)만큼 증가하였는데 이에 따라 기타서비스업 총요소생산성 증가율의 전산업으로부터의 기술확산 탄력성이 “0.012” 만큼 증가하였음을 시사한다.

## V. 결론

우리나라는 저출산·고령화의 심화로 고령인구비율이 지속적으로 확대되는 가운데 2010년대 후반부터는 생산연령인구비율이 감소하는 등 급격한 인구구조 변화를 겪고 있다. 이러한 가운데 2020년대 전반부터는 인구 자체도 감소할 것으로 예상되고 있다. 이러한 급격한 인구구조 변화는 경제 전반의 혁신역량과 혁신수요의 둔화를 초래하여 혁신성과의 대표적 변수라 할 수 있는 총요소생산성 증가율을 둔화시키는 요인으로 작용할 수 있으므로 본 연구에서는 인구구조 변화를 고려한 지식함수를 거시 시계열자료와 산업별·연도별 패널자료를 이용하여 우리나라의 지식함수를 추정하였다.

우선, 1970-2019년 기간의 시계열자료를 이용하여 우리나라의 지식함수를 추정한 결과 연구개발집약도는 총요소생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미치나 인구구조의 변화, 즉 고령인구 대비 생산연령인구 비율의 지속적인 둔화는 연구개발집약도의 긍정적 효과를 둔화시키는 요인을 작용하였다. 또한 선진국과의 총요소생산성 격차 축소에 따른 선진국으로부터의 기술확산 효과 감소와 총요소생산성 증가에 따른 ‘규모에 대한 수익체감’(Decreasing Returns to Scale) 등은 우리나라의 총요소생산성 증가율을 둔화시키는 요인으로 작용하였다.

또한 2003-2021년 기간과 30개 산업으로 구성된 패널자료를 이용하여 지식함수를 추정한 바에 따르면, 거시수준 분석의 경우와 마찬가지로 인구구조의 변화, 여기서는 (생산연령인구비율-고령인구비율)의 감소추세가 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 긍정적 효과를 축소시키는 것으로 나타났다. 패널자료를 이용한 경우에도 ‘규모에 대한 수익체감’이 총요소생산성 증가율을 둔화시키는 요인으로 작용하였다. 한편, 산업별로는 그 특성의 차이로 지식함수가 상이

할 수 있다는 점을 고려하여 유사한 특성을 지닌 산업군별로 지식함수를 추정하였는데, 그 결과 고R&D집약산업과 중R&D집약산업의 경우 인구구조를 고려한 연구개발집약도가 총요소생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으나 고R&D집약산업에서의 연구개발집약도 효과는 중R&D집약산업에 비해 크게 낮을 뿐만 아니라 통계적 유의성 또한 크게 낮은 것으로 나타났다.<sup>24)</sup> 한편, 연구개발집약도가 매우 낮은 기타서비스업의 경우에는 전산업으로부터의 기술확산에 있어 연구개발집약도가 매우 중요한 역할을 하는 것으로 나타났고 이러한 효과에 있어 인구구조 변화가 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과들이 시사하는 바는, 첫째 인구구조의 변화가 우리 경제의 혁신성과에 매우 부정적 영향을 미치므로 중장기적인 안목에서 저출산 문제의 해소와 인적자본의 확대를 위한 지속적인 정책적 노력이 필요하다는 것이다. 둘째, 본 연구의 지식함수에 따르면 장기적인 균제상태에서 총요소생산성 증가율이 연구개발집약도에 의해 영향을 받지 않지만 과도기적 단계에서는 연구개발집약도의 확대가 총요소생산성 증가율을 확대시키는 요인으로 작용하므로 연구개발집약도의 지속적 확대가 필요하고 이를 위한 정부의 지원을 강화할 필요가 있다.<sup>25)</sup> 셋째, 2021년 기준으로 전산업 연구개발비의 85.8%나 차지하고 있는 고R&D집약산업의 경우 인구구조를 고려한 연구개발집약도의 총요소생산성 증가율에 대한 효과가 긍정적이기는 하나 통계적 유의성이 낮다는 점에서 동 산업들의 연구개발 생산성(R&D Productivity)을 제고하는 노력이 필요하고 기타서비스업의 경우에는 여타 산업으로의 기술확산을 촉진하기 위한 정부의 연구개발지원이 요구된다고 할 수 있다. 끝으로, 인구구조의 변화와 ‘규모에 대한 수익체감’ 등으로 연구개발의 생산성이 지속적으로 둔화되고 있으므로 소위 4차 산업혁명

24) 이처럼 고R&D집약산업의 연구개발집약도 효과가 중R&D집약산업의 연구개발집약도 효과에 비해 크게 낮고 유의성 또한 크게 낮은 것은 고R&D집약산업의 경우 선진국과의 기술경쟁이 치열하고 이에 따라 연구개발의 중복성(Duplication Effect)이 크기 때문인 것으로 판단된다. 준내생적 성장모형에 따르면, 연구개발투자(또는 연구개발인력)의 총요소생산성 증가율에 대한 효과가 연구개발의 중복성을 의미하는데 동 추정계수가 “0”에 가까울수록 중복성이 심하다고 할 수 있다. 본 연구에서는 연구개발투자 대신에 인구구조 변화를 고려한 연구개발집약도를 사용하지만 동 추정계수는 연구개발의 중복성을 의미한다고 할 수 있다. 다만, 연구개발의 중복성 외에 다른 요인들도 있을 수 있으나 그에 대한 자세한 분석은 본 연구의 범위를 벗어나므로 추가적인 연구의 필요성이 크다고 할 수 있다.

25) 균제상태의 총요소생산성 증가율에 연구개발집약도가 어떤 영향도 미치지 못함에 따라 연구개발에 대한 정부지원의 비효율성과 불필요성이 제기될 수도 있으나 준내생적 성장모형의 경우처럼 본 연구의 지식함수의 경우에도 연구개발집약도 증가에 따른 총요소생산성 증가율 확대의 긍정적 효과가 소멸되는 기간이 매우 장기간이라는 점을 고려할 때 연구개발에 대한 정부지원 필요성이 인정된다고 할 수 있다. 예를 들어 <표 3>의 단기균형식 추정결과에 따르면 균제상태의 총요소생산성 증가율은 상수항인 “0.0141”이고 전기 장기균형식 오차항의 추정계수가 “0.2837”인 점을 고려할 때 연구개발집약도의 증가에 따른 긍정적 효과가 절반 수준으로 소멸되는 기간은 174.5년이나 소요되는 것으로 나타났다.  $[Exp(-0.0141 * T * 0.2837) = 1/2]$ 에서 소요기간(T)은 174.5년이다.

시대에 걸맞은 연구개발 방식의 도입 확대 등 이를 해소하기 위한 정책노력을 강화할 필요가 있다.

### 〈참고문헌〉

- 김시원(2016), “우리나라 총요소생산성 증가율 하락추세에 대한 실증분석: 신고전학과, 내생적 또는 준내생적 성장모형?,” 국제경제연구, 제22권 제4호, 1-32.
- 김원규(2018), “우리나라 산업 간 생산성 파급효과 분석,” 경제분석, 제24권 제3호, 한국은행 경제연구원, 83-129.
- 김원규(2020), “산업혁신정책의 효과분석과 정책시사점,” 이슈페이퍼 2020-16, 산업연구원.
- 김원규·김진웅(2017), “기업규모에 따른 R&D효과에 관한 연구,” 산업혁신연구, 제33권 제1호, 87-115.
- 김원규·황원식(2017), “저출산·고령화의 경제적 영향 분석,” 산업연구, 제1권 제1호, 산업연구원, 108-135.
- 김원규·황원식·김진웅(2018), “정부 연구개발투자의 거시경제적 효과에 관한 연구,” 제도와 경제, 제12권 제2호, 93-122.
- 이종화(2023), “인구가 감소하는 성장모형과 한국경제에의 적용,” 경제학연구, 제71집 제1호, 5-38.
- 하준경(2005), “연구개발의 경제성장 효과 분석,” 경제분석, 제11권 제2호, 한국은행 경제연구원, 83-105.
- Aghion, P. and P. Howitt(1992), “A Model of Growth through Creative Destruction,” *Econometrica*, Vol. 60, pp. 323-351.
- Aghion, P. and P. Howitt(1998), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press.
- Bloom, N., C. I. Jones, J. Van Reenen and M. Webb(2020), “Are Ideas Getting to Find?,” *American Economic Review*, Vol. 110(4), pp. 1104-1144.
- Caves, D., I. Christensen and E. Diewert(1982), “Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers,” *Economic Journal*, Vol. 92(365), pp. 73-86.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen(1996), “Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99-126.
- Griffith, R., S. Redding and J. Van Reenen(2004), “Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86(4), pp. 883-895.
- Griliches, Z.(1979), “Issues in Assessing the Contribution of Research and

- Development to Productivity Growth,” *Bell Journal of Economics*, Vol. 10(1), pp. 92-116.
- Guellec, D. and B. Van Pottelsberghe de la Potterie(2004), “From R&D to Productivity Growth: Do Institutional Settings at the Source of Funds of R&D Matter?,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66(3), pp. 353-378.
- Jones, C. I.(1995), “R&D-Based Models of Economic Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol. 103(4), pp. 759-784.
- Jones, C. I.(2020) “The End of Economic Growth? Unintended Consequences of a Declining Population,” NBER Working Paper 26651, January.
- Kortum, S. S.(1997), “Research, Patenting and Technological Change,” *Econometrica*, Vol. 65(6), pp. 1389-1419.
- Peretto(1998), “Technological Change and Population Growth,” *Journal of Economic Growth*, Vol. 3, pp. 283-311.
- Romer, P. M.(1990), “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, Vol. 98(5), pp. 283-311.

## 〈부록〉

〈Table A1〉 Classification of Industrial Group

Industrial Group	Industries
High-R&D Intensive (6 Industries)	Chemicals/Chemical Products, Computer/Electronic·Optical Products, Electrical Equipment, Machinery/Equipment, Transportation Equipment, Information/Communication
Medium-R&D Intensive (10 Industries)	Food·Beverages Products, Textile·Leather Products, Wood·Paper Products/Printing, Coke·Refined Petroleum Products, Non-metallic Mineral Products, Basic Metals, Fabricated Metal Products, Other Manufacturing, Electricity/Gas·Steam·Air Conditioning Supply, Professional·Scientific·Technical Services
Other Service (10 Industries)	Wholesale·Retail Trade, Accomodation·Food Services, Transportation/Storage, Finance/Insurance, Real Estate, Business Support Services, Education, Human Health/Social Work, Arts/Sports/Recreation, Other Services
Others (4 Industries)	Agriculture/Forestry/Fishing, Mining/Quarrying, Water Supply/Sewerage/Waste Management, Construction

Note: High-R&D intensive group includes 6 industries of which R&D intensities are higher than that of whole industry(4.28%) in 2021.

1) Medium-R&D intensive industry group: the industries which show higher R&D intensity than 1%, but lower than whole industry, other service group: service industries which show lower R&D intensity than 1%, others: the remaining industries which show lower R&D intensity than 1%. The classification is based on R&D intensity in 2021.

〈Table A2〉 Unit Root Test for Time Series Data

(Equation)  $\Delta X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \epsilon_{1t}$ ,  $\Delta^2 X_t = b_0 + b_1 \Delta X_{t-1} + \epsilon_{2t}$

	Variable(X)	Coefficient ( $a_1$ & $b_1$ )	Standard Error	ADF (p-value)	R <sup>2</sup>	DW
Level	$\ln A_t$	-0.0214	0.0117	0.3614	0.0575	2.151(57)
	$\ln A_t^{US}$	-0.0075	0.0045	0.8772	0.0051	1.858(57)
	$R_t RAO_t$	-0.0349	0.0181	0.3160	0.2922	1.901(56)
Differ- ence	$\Delta \ln A_t$	-1.0422	0.1365	0.0000	0.5191	1.886(56)
	$\Delta \ln A_t^{US}$	-0.9381	0.1350	0.0000	0.4719	2.002(56)
	$\Delta(R_t RAO_t)$	-0.5087	0.1182	0.0011	0.2553	1.864(55)

Note: Level variables follow I(1) process.

- 1) Korean TFP level( $A_t$ ) is the constant price based one of PWT(Penn World Table)-10.01(year 2017=1) and U.S. TFP level was produced by using constant price based U.S. TFP growth rates between 1963 and 2019 and PPP-based relative TFP level of year 2017 between Korea and U.S.  $R_t$  is R&D intensity(=R&D expenditure/GDP) sourced from Survey of R&D in Korea of Ministry of Science and ICT and  $RAO$  the ratio of productive population(between 15 and 64 years old) to elderly one(over 64 years old) from Population Projections for Korea of Statistics Korea. Analysis period: 1963-2020.
- 2)  $\epsilon_{1t}$  &  $\epsilon_{2t}$ : disturbance terms, unit root test method: Augmented Dickey-Fuller, ADF(p-value): p-value against the null hypothesis(existence of unit root), R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic for the autocorrelation test of disturbance term, ( ): sample number. 5% upperbound critical values for DW: 1.601/1.616 for 55/60 sample number, equation for  $R_t RAO_t$ : including previous differenced lagged variable.

〈Table A3〉

## Panel Unit Root Test

(30 Industries, Period: 2003-2021, P-value)

	Methods Variables	LLC	Individual Unit Root		
			IPS	ADF	PP
Level	$\ln A_{it}$	0.0032	0.4016	0.6087	0.5823
	$R_{it}(RA_t - RO_t)$	0.5867	0.9946	0.8931	0.7296
	$R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t$	1.0000	1.0000	1.0000	0.9671
Difference	$\Delta \ln A_{it}$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	$\Delta [R_{it}(RA_t - RO_t)]$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	$\Delta (R_{it}(RA_t - RO_t)\ln A_t)$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Note: Level variables follow I(1) process. according to the results of individual unit root tests.

- 1) Panel unit root test methods: LLC(Levin, Lin & Chu  $t^*$ ), IPS(Im, Pesaran & Shin W), ADF(Augmented Dickey-Fuller  $\chi^2$ ), PP(Phillips & Perron  $\chi^2$ ). LLC: method for common unit root test, IPS/ADF/PP: methods for individual unit root test. Null hypothesis of panel unit root test: 'unit root exists'.
- 2)  $A_{it}$ : industrial TFP,  $RA_t$ : ratio of productive population(between 15 and 64 years old) to total one,  $RO_t$ : ratio of elderly one(over 64 years old) to total one,  $A_t$ : whole industry TFP.

〈Table A4〉 Estimation Results on Long-Run Equilibrium Equation during 1990-2019

Equation:  $\ln A_t = c_0 + c_1(R_t X_t) + c_2 \ln A_t^{US} + v_t$ ,  $c_1 \equiv [\delta/(\gamma - \beta)]$ ,  $c_2 \equiv [\gamma/(\gamma - \beta)]$ . On Basis of FMOLS

		$X_t =$	
		$RAO_t$	$RA_t - RO_t$
Coefficients (Standard Errors)	$c_0$	-0.9836 <sup>***</sup> (0.0798)	-0.7456 <sup>***</sup> (0.0316)
	$c_1$	0.6474 <sup>**</sup> (0.2801)	4.7699 <sup>***</sup> (1.6025)
	$c_2$	1.8411 <sup>***</sup> (0.0850)	1.3790 <sup>***</sup> (0.1391)
$R^2$		0.9641	0.9722
ADF(p)		0.0049	0.0062

Note: There exists a cointegration relationship between  $\ln A_{it}$  and  $[R_t X_t]$ , using  $RAO_t$  and  $(RA_t - RO_t)$  as  $X_t$  respectively.

- 1)  $A(A^{US})$ : Korean(U.S.) TFP level,  $R$ : R&D intensity,  $RAO$ : ratio of productive population to elderly one,  $RA$ : ratio of productive population to total one,  $RO$ : ratio of elderly population to total one,  $v$ : disturbance term.
- 2) FMOLS: Fully Modified OLS,  $R^2$ : coefficient of determination, ADF(p): p-value against the null hypothesis of 'no cointegration' based on ADF(Augmented Dickey-Fuller) method. <sup>\*\*</sup>/<sup>\*\*\*</sup> mean that the coefficient is significant at 5/1% level respectively.



〈Table A5〉 Estimation Results on Short-Run Equilibrium Equation during 1990-2019

Equation:  $\ln(1 + G_{At}) = a_0 - a_1 v_{t-1} + \eta_t$ ,  $a_1 \equiv (\gamma - \beta)$ . On Basis of  $v$ -FMOLS

		$X_t =$	
		$RAO_t$	$RA_t - RO_t$
Coefficients (Standard Errors)	$a_0$	0.0099 <sup>***</sup> (0.0022)	0.0108 <sup>***</sup> (0.0023)
	$-a_1$	-0.2906 <sup>**</sup> (0.1276)	-0.3949 <sup>**</sup> (0.1746)
R <sup>2</sup>		0.1420	0.2007
DW		2.371	2.265

Note: Error correction term affects TFP growth rate negatively, using  $RAO_t$  and  $(RA_t - RO_t)$  as  $X_t$  respectively.

- 1)  $G_A$ : Korean TFP growth rate,  $v$ : disturbance term of long-run equilibrium equation,  $\eta$ : disturbance term of short-run equilibrium equation.
- 2)  $v$ -FMOLS: disturbance term of long-run equilibrium equation estimated by FMOLS, estimation method of short-run equilibrium equation: OLS(Ordinary Least Squares Estimation). Standard errors are produced by using Newey-West method in order to avoid heteroscedasticity problem.
- 3) R<sup>2</sup>: coefficient of determination, DW: Durbin-Watson statistic for the autocorrelation test of disturbance term. 5% upperbound critical value for DW: "1.483". \*\*/\*\* mean that the coefficient is significant at 5/1% level respectively.

# Estimation of Korea's Knowledge Production Function Considering Population Structure Change

Won-Kyu Kim\*

This paper estimates the respective knowledge production functions considering population structure change, using time series data for the 1970-2019 period and panel data including the 2003-2021 period and spanning 30 industries. Using the time series data, R&D intensity makes a positive effect on the TFP growth rate, but the effect declines due to a decreasing trend in the ratio of productive population to elderly one. A reduction in the TFP differential between the U.S. and Korea and the TFP's decreasing returns to scale both have negative effects on the TFP growth rate. When using the panel data, the R&D intensity positively affects the TFP growth rate, but a decreasing trend in the difference between productive population ratio and elderly one reduces the positive effect of R&D intensity. According to the estimation by industrial group, the R&D intensity of R&D intensive groups can have positive effects on the TFP growth rate. By the way, that of the high R&D intensive group shows very lower effect than that of the medium R&D intensive group and, moreover, loses its statistical significance differently from the medium R&D intensive one. As for the other service group, its R&D intensity plays an important role in absorbing the technological spillover from other industries.

JEL Classification Number: D24, J11, L52, O33, O41

Keywords: Knowledge Production Function, Total Factor Productivity, Research & Development Intensity, Technology Spillover, Decreasing Return to Scale

---

\* KIET Honorary Fellow (E-mail: wkim@kiet.re.kr, Tel: 010-4222-9170)

Received: 8 May 2023, Received in revised form: 29 June 2023, Accepted: 31 August 2023