

## 환경규제를 고려한 우리나라 경제성장 요인에 대한 연구\*

김원규\*\* · 김진웅\*\*\*

### 요 약

본 연구에서 생산함수에 대한 상이한 가정에 따라 총 여섯 가지 모형을 설정하여 각 모형 별로 우리나라 경제성장의 요인분해를 시도한다. 처음 다섯 가지 생산함수 모형들은 총요소생산성, 자본스톡, 그리고 노동의 내생성 가정 여부로 차별화되며, 마지막 생산함수 모형은 탄소배출(carbon emission)에 대한 비용(pricing the carbon)을 지불하는 경우를 고려하여 살펴보았다. 첫 다섯 가지 모형의 분석결과에 기초할 때 향후 우리 경제는 성장잠재력 확충을 위해 TFP 증가율을 일정수준에서 유지될 수 있도록 혁신을 지속적으로 강화할 필요가 있다고 분석되었다. 또한 투자 활성화와 고용창출을 위해서는 우선 투자와 고용시장에 존재하는 체계적인 문제점을 해결하도록 시사하고 있다. 마지막 모형의 분석결과 녹색규제의 도입시 탄소배출에 따른 비용부담을 가정하면 녹색 TFP 증가율은 기존의 TFP 증가율보다 낮아지는 것으로 분석되었다. 물론 녹색규제의 도입이 녹색기술개발을 유도하는 측면도 있으나 녹색규제 자체는 과도기적으로 우리 경제의 경쟁력을 저하시킬 수 있으므로 녹색규제의 도입에 앞서 녹색기술개발에 정책초점을 강화할 필요가 있을 것이다.

주요 단어 : 경제성장, 성장회계법, 총요소생산성, 녹색 총요소생산성, 탄소배출  
경제학문헌목록 주제분류 : O040, O044

\* 이 논문은 동아대학교 교내연구비 지원에 의하여 연구되었음. 산업연구원 보고서 「우리나라 녹색 총요소생산성 증가율과 시사점」을 수정 보완함.

\*\* 산업연구원 선임연구위원(주저자). wkim@kiet.re.kr

\*\*\* 동아대학교 국제무역학과 조교수(교신저자). jwkim01@dau.ac.kr

## I. 서 론

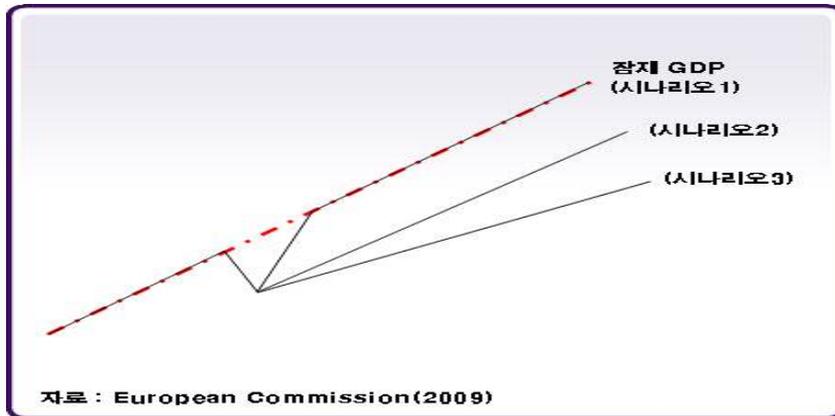
그동안 우리 경제는 현재 성장잠재력 확충을 위해 투자활성화, 일자리창출 확대, 신성장동력 확충, 녹색성장 및 녹색기술개발 등 다양한 정책을 추진해 왔다. 우리 경제의 성장과정과 경제성장에 있어 요소투입과 총요소생산성의 역할 등에 비추어 볼 때 과연 어떤 정책에 초점을 맞추어야 하는가를 판단해 볼 필요가 있다.

특히 기존의 연구결과를 볼 때, 경제위기는 일국의 잠재GDP나 잠재성장률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 먼저 OECD(2009)에 따르면, OECD 30개국을 대상으로 할 경우 금융위기로 인해 잠재GDP는 항구적으로 1.5~2.5% 만큼 감소하였으며, 금융위기가 매우 심각했던 5개국을 대상으로 할 경우 잠재GDP는 항구적으로 4%까지 감소한 것으로 분석하였다. 특히 금융위기는 노동, 자본, 총요소생산성 등의 변화를 통하여 잠재GDP에 부정적 영향을 미치는 메커니즘을 보이는데 이중에서도 금융위기는 R&D 등 혁신투자에 부정적 영향을 주는 것으로 파악되었다. 또한 European Commission(2009)은 경제위기가 위기 극복 이후의 잠재GDP와 잠재성장률에 미치는 효과를 세 가지 시나리오로 구분하여 제시하였다. 첫째는 잠재GDP와 잠재성장률이 위기 이전 수준으로 회복되는 경우(스웨덴의 사례, 1991년)이며, 둘째는 잠재GDP가 영구적으로 축소되나 잠재성장률은 위기 이전 수준으로 회복되는 경우(핀란드 사례, 1991년)이고, 마지막으로 잠재GDP와 잠재성장률 모두 위기 이전 수준으로 회복되지 못하는 경우(일본의 사례, 1992년)들이 그 세 가지에 해당한다. 이들의 경우에서 잠재성장률의 회복은 혁신과 R&D투자 등 정책대응여부에 좌우된다고 제시되었다.

이러한 논의는 경제위기 이후의 회복과정에서 성장잠재력을 확충하는 노력이

필요함을 시사하고 있다. 우리나라의 경우에도 1998년 외환위기 이후 조기에 외환위기를 극복은 하였지만 잠재성장률 자체가 하락했다는 관점에서 상기(시나리오 3)의 범주에 해당할 가능성도 충분하다고 할 수 있다. 따라서 향후에도 과거의 전철을 밟지 않도록 성장잠재력 확충을 위한 산업경쟁력 강화 정책의 적극 추진 필요가 있다고 할 수 있다.

[그림 1] 경제위기 이후의 시나리오별 성장경로



본 연구의 계기는 Daude and Fernández-Arias(2010)의 연구에서 출발하였다. 이들의 연구에서는 생산함수에 대한 다양한 가정하에 LAC(Latin American and the Caribbean) 국가들과 여타 국가들 간의 1인당 소득격차의 원인을 자본스톡, 인적자본, 총요소생산성으로 구분하여 분석하였다. 생산함수상의 자본스톡, 인적자본, 총요소생산성(TFP) 등에 대한 다양한 가정들에 기초하여 다음과 같은 다양한 모형들을 분석 하였다. 첫째는 전통적인 Solow 모형, 둘째는 외생적인 TFP하에서 TFP가 자본스톡에 미치는 효과를 고려한 모형(Mankiw, Romer and Weil, 1992); Hall and Jones, 1999; Klenow and Rodriguez-Clare, 2005), 셋째는 두 번째 모형에 TFP가 인적자본에 미치는 영향을 고려한 모형, 네 번째는 두 번째 모형에서 TFP의 내생성을 고려한 모형(Córdoba and Ripoll,

2008), 다섯 번째 모형은 네 번째 모형에서 인적자본의 내생성을 고려한 모형(Córdoba and Ripoll, 2008)이었다. 마지막으로 여섯 번째 모형에서는 탄소배출을 고려한 모형(Tzouvelekas, Vouvaki and Xepapadeas, 2007; Vouvaki and Xepapadeas, 2009)이다.

본 연구에서도 생산함수상의 생산요소 및 총요소생산성에 대한 상이한 가정에 따라 여섯가지 모형들을 설정하고 각 모형별로 우리나라의 경제성장을 자본스톡, 노동, 총요소생산성으로 요인분해를 시도한다. 다만, 국가별 자료를 사용하기 보다는 우리나라의 시계열 자료를 사용하여 1인당 소득의 국가별 격차 대신에 우리나라의 경제성장을 분석대상으로 하고, 인적자본 대신에 노동의 역할을 분석하는 데 초점을 맞추는 한편, 노동시장의 구조적 문제를 반영하여 노동의 내생성을 고려한 모형도 분석한다.<sup>1)</sup> 이러한 다양한 분석을 통하여 향후 우리 경제의 성장잠재력 확충을 위해 어떤 정책에 초점을 맞추어야 하는가를 분석하게 된다. 또한 녹색성장의 추진과 더불어 탄소배출(carbon emission)에 대해 비용(pricing the carbon)을 지불하게 될 경우 기존의 총요소생산성 증가율은 어떻게 변하게 되고 이것이 시사하는 바는 무엇인지를 제시할 것이다.

---

1) 국가별 소득격차를 설명하는 데 있어서는 인적자본이 중요할 수 있으나 시계열분석에 있어서는 인적자본 변동성의 미흡으로 인적자본의 역할이 감소될 수 있음. 김원규·배미경(2004)에 따르면 우리나라의 경우 1981~2002년 기간동안 인적자본의 성장기여도(율)은 0.4%(5.3%)에 불과함. 또한 인적자본의 정확한 측정에는 자료의 제약으로 인하여 한계가 많은 실정임. 따라서 본 연구에서는 총요소생산성에 인적자본의 개념이 포함되어 있음.

## II . 생산함수별 경제성장 요인분해

### 1. Solow 모형에 의한 요인분해(모형 1)

전통적인 신고전학파(neoclassical economics) Solow 모형하에서의 생산함수(constant returns to scale 가정)는 다음과 같다.

$$(식 1) Y_t = A_t K_{t-1}^{1-\alpha} L_t^\alpha,$$

여기에서  $Y$ 는 부가가치,  $A$ 는 총요소생산성(TFP),  $K$ 는 순자본스톡,  $L$ 은 노동(=총근로시간),  $\alpha$ 는 노동의 부가가치 탄력성이다.

이 (식 1)을 이용하여 다음의 (식 2)와 같이 솔로우잔차(Solow residual)로서 TFP 증가율( $\Delta \ln A_t$ )을 계산한다.

$$(식 2) \Delta \ln A_t = \Delta \ln Y_t - (1-\alpha)\Delta \ln K_{t-1} - \alpha \Delta \ln L_t,$$

본 연구에서 대상기간은 1970~2009년, 부가가치는 2005년 불변기준 부가가치, 노동은 (총취업자수\*연근로시간)을 사용한다. 순자본스톡(2005년 불변기준)은 1997~2008년은 통계청의 국부통계상의 연도별 유형고정자산을 사용하였고 1997년 이전의 순자본스톡은 1968년, 1977년, 1987년, 1997년 국부조사상의 순자본스톡을 기준년접속법(benchmark-year method)에 의해 연도별로 산출<sup>2)</sup>하였다.

노동의 부가가치 탄력성( $\alpha$ )은 Törnqvist방식에 의해  $[(\alpha_{1t} + \alpha_{1t-1})/2]$ 으로 계산

---

2) 기준년접속법에 의한 순자본스톡 산출은 김원규(2004) 참조

하였고, 피용자뿐만 아니라 자영업주의 노동소득을 포함 노동소득분배율인  $a_{1t}=[a_{2t}(1+b_t/2)]$ ,  $a_{2t}$ 는 피용자의 노동소득분배율로서 [피용자보수/(피용자보수+자본잉여+고정자본소모)]로 계산,  $b_t$ 는 (비임금근로자수/임금근로자수)비율,  $b$ 를 2로 나눈 것은 비임금근로자의 경우 임금근로자 임금지 1/2수준을 받는다는 가정에 기초한 것이다.<sup>3)4)</sup>

〈표 1〉 경제성장의 요인별 분해(모형 1)

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1971~ 2009	1971~ 1980	1981~ 1990	1991~ 1995	1996~ 2000	2001~ 2005	2001~ 2009
증 가 율	국내총생산	7.1	8.6	9.3	7.6	5.1	4.4	3.8
	순자본스톡	9.8	12.6	10.9	13.6	8.1	4.4	4.3
	노동	1.9	3.5	2.8	2.0	-0.0	0.5	0.1
	중요소생산성	2.5	1.8	3.8	1.7	2.4	2.5	2.2
기 여 도	순자본스톡	3.4	4.5	3.7	4.6	2.7	1.6	1.6
	노동	1.2	2.2	1.8	1.3	-0.0	0.3	0.1
	중요소생산성	2.5	1.8	3.8	1.7	2.4	2.5	2.2
기 여 율	순자본스톡	48.0	52.6	39.9	60.0	53.3	36.4	40.8
	노동	17.1	25.2	19.2	17.3	-0.9	7.7	1.4
	중요소생산성	35.0	21.2	40.6	22.8	47.3	56.0	57.7

우리 경제는 1970년 이후 7.1%의 높은 성장을 기록하고 있는데 이러한 경제성장을 요인분해해보면, 그 결과는 <표 1>에 나타나 있다. 이를 정리하면 우선 그동안 투자확대에 의한 순자본스톡의 성장기여율이 48%의 높은 수준을 나타내고 있고 노동의 성장기여율은 17.1%를 나타내고 있어 요소투입의 성장기여율은 65.1%를 나타내고 있다. 반면, TFP의 성장기여율은 35% 정도에 그치는 것으로 나타나고 있다. 그러나 외환위기 이후 2000년대 들어 이러

3) 노동의 부가가치 탄력성과 관련된 논의와 측정은 김원규·배미경(2004), 김원규(2009) 참조  
4) 여기서는 노동소득분배율의 계산시 노동소득으로서 피용자보수만을 고려하지 않고 자영업주의 노동소득도 고려

한 경제성장의 요인별 기여율 패턴은 크게 달라지는 모습을 보이고 있다. 순자본스톡의 성장기여도가 투자부진의 지속으로 1.6%로 크게 둔화되고 노동의 성장기여도도 근로시간 단축 및 고용부진으로 0.1%로 크게 둔화되고 있다. 그러나 TFP의 증가율 및 성장기여도는 2.2%의 수준을 보이고 있는데 이는 1980년대(3.8%)에 비해서는 크게 낮은 수준이나 1970년대(1.8%)와 1990년대(2.1%)에 비해서는 다소 높은 수준이다. 이처럼 2000년대 들어 요소투입에 의한 성장기여도가 매우 낮아 경제전체의 성장률도 3.8%로 둔화되었다. 2000년대 들어 성장률이 낮아진 가운데 요소투입의 성장기여도는 크게 낮아지고 TFP의 기여도는 비교적 높은 수준을 나타냄에 따라 요소투입의 성장기여율(순자본스톡: 40.8%, 노동 1.4%)은 42.2%로 둔화되고 TFP의 기여율은 57.7%로 확대되어 나타난다.

2000년대 들어 TFP의 성장기여율이 확대되었다는 점에서 우리 경제가 혁신주도형 경제로 전환된 것처럼 보일 수도 있으나 이는 성장률 자체 및 요소투입의 기여도가 크게 둔화되었다는 점에서 진정한 혁신주도형 경제로 전환되고 있다고 할 수 없을 가능성이 크다.<sup>5)</sup> 특히 외환위기 이후 기업구조조정, 기업의 효율성 위주의 경영 등으로 생산효율성은 높아졌다고 할 수 있으나 진정한 혁신으로 인한 생산함수의 외연적 확장은 미흡했던 것으로 판단된다. 진정한 혁신주도형 경제는 경제성장에 있어 TFP가 매우 중요한 역할을 하지만 TFP, 순자본스톡, 노동 간에 시너지효과가 발휘되어 경제전체의 성장률이 확대되는 경제, 즉 생산함수의 외연적 확장이 이루어지는 경제일 것이기 때문이다.

5) Cho, Kim, and Schreyer(2012)에서는 2000년대 들어 생산성증가가 실질소득의 증가를 주도한 것으로 밝히고 있으며, 현재 진행중인 급속한 고령화 및 저출산과 더불어 향후 경제의 모습이 요소투입형보다는 생산성주도형으로 이행될 것임을 언급하고 있음.

## 2. TFP가 요소투입에 미치는 효과를 고려한 모형

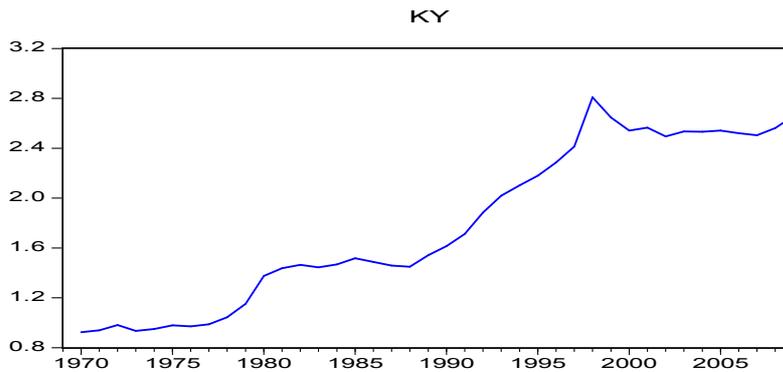
### 1) TFP가 자본스톡에 미치는 효과를 감안한 모형(모형 2)

TFP는 disembodied technology progress를 통하여 직접 부가가치에 긍정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 투자확대를 유발함으로써 간접적으로도 부가가치에 영향을 미칠 수 있다. TFP가 자본스톡에 미치는 효과를 고려하기 위해 Mankiw, Romer and Weil(1992), Hall and Jones(1999), Klenow and Rodriguez-Clare(2005)에 따라서 아래와 같이 생산함수를 재정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{(식 3)} \quad Y_t &= A_t K_{t-1}^{1-\alpha} L_t^\alpha = A_t [Y_t^{1-\alpha} (K_{t-1}/Y_t)^{1-\alpha} L_t^\alpha] \\ &= A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha} L_t \end{aligned}$$

여기에서  $k_{t-1}=(K_{t-1}/Y_t)$ 는 순자본스톡 비율이다.

[그림 2] 순자본스톡비율의 추이



신고전학파의 가정에 따르면 순자본스톡비율( $k_{t-1}$ )은 장기적인 정상상태(long-run steady-state)하에서 순자본스톡과 부가가치가 균일성장(balanced growth)을 함에 따라 일정수준을 나타내고 있다. 우리 경제의 순자본스톡비

을 추이를 살펴보면, 1970년 이후 기간에 따라 다소 변동하기는 하지만 외환 위기 시점인 1998년까지는 급속히 증가하는 모습을 보이다가 그 이후에는 일정수준을 유지하고 있는 상황이다. 이처럼 외환위기 이후 순자본스톡비율이 일정수준을 유지하고 있는 것을 신고전학파에서 얘기하는 정상상태로 판단할 수는 없을 것이다. 왜냐하면 아직 우리 경제가 진정한 선진경제로 진입하지 못한 상황이기 때문이다. 다만, 이는 1990년대 전반의 과도한 투자에 따른 일시적인 조정과정이라고 볼 수 있고 외환위기 이후 기업구조조정, 투자여건의 미흡 등으로 인한 기업의 투자심리 위축에 기인한다고 할 수 있을 것이다. 따라서 순자본스톡비율 증가세의 지속적인 둔화는 투자의 애로요인을 반영하고 있다고 할 수 있다.

경제성장의 요인분해를 위해 (식 3)을 증가율 형태로 다시 표현하면 (식 4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$(식 4) \Delta \ln Y_t = (1/a)\Delta \ln A_t + [(1-a)/a]\Delta \ln k_{t-1} + \Delta \ln L_t$$

여기에서 TFP 증가율이 경제성장률에 미치는 총효과는  $(1/a)\Delta \ln A_t$ 이고, 이는 직접적인 효과인  $\Delta \ln A_t$ 와 자본스톡을 통한 간접적 효과인  $(1-a)/a]\Delta \ln A_t$ 로 구분할 수 있다.<sup>6)</sup> TFP가 자본스톡에 미치는 긍정적인 효과를 고려할 경우 1971~2009년의 기간 동안 TFP의 성장기여율은 54.1%로 앞서의 모형 1에서 나타난 35.0%기여율에 비해 크게 확대된다. 이 중에서 자본스톡을 통한 TFP의 간접적 성장기여율은 19.2%에 달하게 된다. 투자의 애로요인을 반영하고 있는 순자본스톡비율(K/Y)의 성장기여율은 19.4%를 나타내고 있고 노동의 성장기여율은 26.5%였다.

2000년대 들어 TFP의 성장기여율은 90.1%로 크게 확대되었으며, TFP의 간접적 성장기여율도 32.4%로 확대되었다. 반면, 순자본스톡비율(K/Y)의 성장기여율은 7.6%로, 노동의 성장기여율은 2.3%로 크게 둔화되었다. 특히, 순자

6) Daude and Fernández-Arias(2010)의 pp.20-21 참조.

본스투키율 성장기여도(율)의 급속한 둔화는 향후 경제성장에 있어 투자 애로 요인의 해소를 통한 투자확대의 필요성을 시사하고 있다고 할 수 있다.

〈표 2〉 경제성장의 요인별 분해(모형 2)

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1971~ 2009	1971~ 1980	1981~ 1990	1991~ 1995	1996~ 2000	2001~ 2005	2001~ 2009
기 여 도	(K/Y)	1.4	2.1	0.8	3.3	1.4	-0.0	0.3
	노동	1.9	3.5	2.8	2.0	-0.0	0.5	0.1
	중요소생산성 (간접효과)	3.8	3.0	5.7	2.6	3.7	3.9	3.4
		1.4	1.1	2.0	0.9	1.3	1.4	1.2
기 여 율	K/Y	19.4	24.4	8.6	39.8	27.1	-0.0	7.6
	노동	26.5	41.1	29.7	26.0	-0.5	12.2	2.3
	중요소생산성 (간접효과)	54.1	34.5	61.8	34.2	73.4	87.9	90.1
		19.2	13.0	21.2	11.4	26.1	32.0	32.4

2) TFP가 자본스투키 및 노동에 미치는 효과를 감안한 모형(모형 3)

앞에서 언급한 바와 같이 TFP는 간접적으로 자본스투키의 증대를 통해 부가가치에 영향을 미치기도 하지만 노동에도 영향을 미쳐 간접적으로 부가가치에 영향을 미칠 수 있다. 통상 TFP가 노동에 미치는 효과는 크게 두 가지로 구분되는데, 제품혁신(product innovation)을 통한 TFP의 증가는 노동에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 반면, 공정혁신(process innovation)에 의한 TFP의 증가는 노동절약적 기술의 특성으로 인하여 노동에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 여기서는 노동절약적 기술진보보다는 일반적인 기술진보(생산함수 상의  $A_t$ )에 초점을 맞추고 있으므로 전자의 경우에 초점을 두어 분석을 수행한다.

TFP가 자본스투키와 노동에 미치는 효과를 고려하기 위해  $L_t = \phi_t * Y_t^b$ 의 식을 (식 3)에 대입하여 재정리하면 아래의 식으로 표기할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{(식 5) } Y_t &= A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha} L_t = A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha} \phi_t Y_t^b \\
 &= A_t^{\{1/[1-(1-b)\alpha]\}} k_{t-1}^{(1-\alpha)/[1-(1-b)\alpha]} \phi_t^{1/[1-(1-b)]}
 \end{aligned}$$

단,  $L_t = \phi_t * Y_t^b$ 의 관계식에서  $b$ 는 부가가치의 노동탄력성을 나타내고  $\phi_t$ 는 부가가치에 의해 설명되지 않는 부분으로서 노동시장의 구조적 문제를 반영하는 부분이라 할 수 있다.

경제성장의 요인별 분해를 위해 (식 5)를 다시 증가율의 형식으로 표현하면 다음 (식 6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(식 6) \Delta \ln Y_t = \{1/(1-b)a\} \Delta \ln A_t + \{(1-a)/(1-b)a\} \Delta \ln k_{t-1} + [1/(1-b)] \Delta \ln \phi_t,$$

이 (식 6)에서 TFP 증가율이 경제성장률에 미치는 효과는  $\{1/(1-b)a\} \Delta \ln A_t$ 이고, 이는 직접적인 효과인  $\Delta \ln A_t$ 와 자본스톡 및 노동을 통한 간접적 효과인  $\{(1-a)/(1-b)a\} \Delta \ln A_t$ 로 구분할 수 있다. (식 6)과 같이 요인분해하기 위해서는 부가가치에 대한 노동의 탄력성( $b$ )을 추정하여  $\phi_t$ 를 측정할 필요가 있는데 그와 관련된 추정식은 아래와 같다.

$$(식 7) \ln L_t = E(\ln \phi_t) + b * \ln Y_t + \varepsilon_t,$$

단, 여기에서  $E[\ln \phi_t]$ 는 상수항,  $\varepsilon_t$ 는 오차항, 그리고  $\ln \phi_t$ 는  $[E(\ln \phi_t) + \varepsilon_t]$ 이고 안정적(stationary) 시계열로 가정한다.

(식 7)을 OLS(ordinary least squares) 방식에 의해 추정할 경우 GDP에 의해 설명되지 않은 노동시장의 구조적 문제는 오차항을 통하여 다시 GDP에 영향을 미칠 수 있는데 이러한 내생성(endogeneity)의 문제는 GDP 추정계수에 bias를 초래할 수 있다. 따라서 여기서는 경기동행지수 순환변동치를 도구변수(instrumental variable)로 사용하여 2단계 최소자승법(TSLS: two stage least squares estimation method)에 의해 추정한다. 경기동행지수 순환변동치는 추세를 제거한 경기순환을 나타내므로 오차항이 의미하는 노동시장의 구조적 문제와는 관련이 없고 독립변수인 GDP와는 관련성이 클 것으로 판단

되기 때문이다.

(식 7)을 OLS와 TSLS 방식에 의해 추정한 결과는 <표 3>에 보여진다. TSLS의 추정계수 b는 OLS의 경우보다 작은 것으로 나타났고 TSLS 추정식의 오차항도 OLS의 경우와는 달리 안정적(stationary) 시계열인 것으로 나타났다. 다만, TSLS의 추정계수 b는 10%수준에서 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. GDP의 노동탄력성인 b를  $(\Delta \ln L_t / \Delta \ln Y_t)$ 으로 계산해보면 1970~2009년의 평균과 표준편차는 0.1377과 0.6833으로 나타나 TSLS의 추정 결과와 유사하게 나타났다.

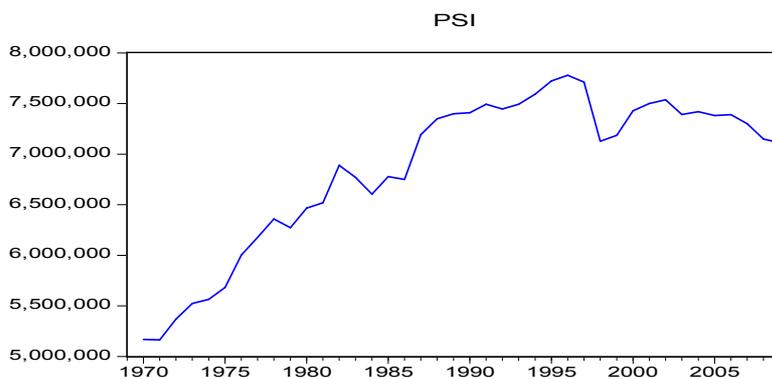
**<표 3> 추정결과**

(추정식)  $\ln L_t = b_0 + b * \ln Y_t + \varepsilon_t$

구분	OLS	TSLS
$b_0(t\text{값})$	14.1972 (112.06)	15.7356 (2.44)
$b(t\text{값})$	0.2716 (27.15)	0.1499 (0.29)
$R^2$	0.9510	0.7599
DW	0.1833	0.0497
잔차항의 ADF통계치	-1.19	-2.85

주: 잔차항의 ADF검정을 위한 10/5/1% 임계치는 -1.61, -1.95, -2.63임.

**[그림 3]  $\phi$ 의 추세**



상기 추정결과를 이용하여 노동시장의 구조적 문제를 반영하는  $\phi$ 의 추세를 살펴보면, 1970년 이후 증가추세를 보이다가 외환위기 이후 하락세를 보이고 있다. 이는 외환위기 이후 노동시장의 구조적 문제로 인하여 노동의 증가세가 미흡했음을 의미한다.

〈표 4〉 경제성장의 요인별 분해(모형 3)

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1971~ 2009	1971~ 1980	1981~ 1990	1991~ 1995	1996~ 2000	2001~ 2005	2001~ 2009
기 여 도	(K/Y)	1.6	2.5	0.9	3.6	1.6	-0.0	0.3
	$\phi$	1.0	2.6	1.6	1.0	-0.9	-0.2	-0.6
	총요소생산성 (간접효과)	4.5	3.5	6.7	3.1	4.4	4.5	4.1
		2.0	1.6	3.0	1.3	2.0	2.1	1.8
기 여 율	K/Y	22.8	28.7	10.1	46.9	31.9	-0.1	8.9
	$\phi$	13.6	30.7	17.3	12.9	-18.2	-3.4	-15.0
	총요소생산성 (간접효과)	63.7	40.6	72.7	40.3	86.3	103.4	106.0
		28.7	19.1	32.1	17.5	39.0	47.5	48.3

이상에 기반할 때, TFP가 자본스톡뿐만 아니라 노동에 미치는 효과를 감안할 경우 1971~2009년의 기간동안 TFP의 성장기여율은 모형 2(54.1%)에 비해 크게 확대된 63.7%를 기록하고 있고 TFP의 간접적 성장기여율도 모형 2(19.2%)에 비해 확대된 28.7%를 기록하였다. 투자애로요인을 반영하는 순자본스톡비율의 성장기여율은 22.8%를 나타내고 있고 노동시장의 구조적 문제를 반영하는  $\phi$ 의 성장기여율은 13.6%를 기록하였다. 2000년대 들어 TFP의 성장기여율은 과거에 비해 크게 확대된 106%(전기간 63.7%)를 나타내고 간접적 기여율도 48.3%(준기간 28.7%)로 확대되었지만, 이에 반해 순자본스톡비율의 성장기여율은 8.9%로 둔화되었고  $\phi$ 의 성장기여율은 -15%로 크게 둔화되었다. 즉, 순자본스톡 및  $\phi$ 의 성장기여율이 과거에 비해 크게 둔화되고 있다는 점에서 경제성장의 확대를 위한 투자활성화 및 일자리창출의 필요성이 강조된다고 볼 수 있다.

### 3. 자본스톡이 TFP에 미치는 효과를 고려한 모형

#### 1) 총요소생산성과 자본스톡의 내생성을 고려한 모형(모형 4)

모형 4에서 자본스톡은 직접 부가가치에 긍정적인 영향을 미치는 한편 기술이 체화된(embodied technology) 자본재의 투입을 통하여 TFP에 긍정적인 영향을 미친다고 가정하고 있다. 이 경우 TFP는 모형 1-모형 3과는 달리 내생적으로 결정되며 이로 인해 자본스톡의 부가가치에 대한 영향은 간접적인 효과를 반영하여 모형 2에 비해 더욱 커질 수 있다.

이를 보다 자세히 살펴보기 위해 다음의 도출과정을 보자.

Córdoba and Ripoll(2008)에 기초할 때 자본스톡이 TFP에 미치는 효과를 고려할 경우 (식 3)은 아래와 같이 (식 8)로 유도할 수 있다.<sup>7)</sup>

$$(식 8) Y_t = A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{[(1-\alpha)/\alpha]} L_t = L_t A_t k_{t-1}^{[(1-\alpha)/\alpha](1+c)} L_t,$$

단, 여기에서  $c=(1/\eta)(1/\alpha)$ 이다. 또한  $\alpha$ 는 노동의 부가가치 탄력성,  $\eta$ 는 technology frontier( $A_t^*$ )에 대한 추격정도(catching-up strength) 또는 기술확산속도(technology diffusion speed)를 나타낸다.

그리고, Córdoba and Ripoll(2008)에서는 TFP의 증가를 (식 9)와 같이 설정하였다. 이는 일국의 생산성 증가가 technology frontier( $A_t^*$ )로 부터의 기술확산, 자국의 생산성수준( $A_t$ ), 노동 한단위당 연구개발투자( $r_t$ )에 의해 긍정적인 영향을 받는다는 것을 의미한다. 즉, (식 8)에서 frontier technology의 기술확산속도가 매우 빠르다면( $\eta \rightarrow \infty$ ),  $c$ 는 “0”으로 수렴하게 되어 (식 8)은 (식 3)으로 전환되고 TFP는 앞서의 모형과 같이 외생적인 변수가 될 것이다.

$$(식 9) (dA_t/dt) = d(A_t^*)^\eta A_t^\theta r_t = d(A_t^*)^\eta A_t^\theta SR(Y_t/L_t),$$

7) 도출과정은 <부록 1>에 수록함.

단, 여기에서  $A_t^*$ 는 technology frontier,  $r_t$ 는 노동 한단위당 연구개발투자 ( $=R_t/L_t$ ),  $SR$ 은 연구개발집약도( $=R_t/Y_t$ )

경제성장의 요인별 분해를 위해 (식 8)을 증가율의 형식으로 변환하면 (식 10)과 같이 표현할 수 있다.

$$(식 10) \Delta \ln Y_t = \Delta \ln A_{1t} + [(1-\alpha)/\alpha](1+c)\Delta \ln k_{t-1} + \Delta \ln L_t,$$

단, 여기에서  $c$ 의 값이 주어지면  $\Delta \ln A_{1t}$ 는 잔차로서 계산되고  $c$ 의 값은 Córdoba and Ripoll(2008), Daude and Fernández-Arias(2010) 등에서는 0.5를 상정하고 있다.

(식 10)에 기반할 때, 경제성장률에 대한 순자본스톡비율( $k$ )의 직접효과는 모형 2와 같이  $[(1-\alpha)/\alpha]\Delta \ln k_{t-1}$ 이고 간접효과는  $[(1-\alpha)/\alpha]c\Delta \ln k_{t-1}$ 이 된다.

본 연구에서는  $c$ 의 값을 직접 추정하기 위해 (식 9)를 활용한다. (식 9)를  $\ln A_t$ 와  $\ln r_t$ 에 대해 장기적인 정상상태(long-run steady-state) 근처에서 linear approximation하면 아래와 같은 추정식을 도출<sup>8)</sup>할 수 있다.

$$(식 11) \ln(A_t/A_{t-1}) = a_0 + a_1 \ln A_{t-1} + a_2 [(1-\alpha)/\alpha] \ln k_{t-2} + a_3 \text{Trend} + \varepsilon_t,$$

여기에서  $a_1 = -ng$ ,  $a_2 = g$ ,  $g = \ln(A_t^*/A_{t-1}^*)$ ,  $a_3 = ng^2$  이다.

추정식 (식 11)의 경우 추정계수들( $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$ )간에 일정한 관계를 가지고 있으므로 NLLS(nonlinear least squares) 추정방식에 의해  $n$ 과  $g$ 를 추정할 수 있으며, 추정계수  $n$ 을 이용하여  $[c=(1/n)(1/\alpha)]$ 에 의해  $c$ 를 산출할 수 있다.

(식 11)을 NLLS에 의해 추정한 결과는 <표 5>에 나타나 있다. 이와 같은

8) 도출과정은 <부록 2> 참조

추정결과에 기초할 때  $n$ 과  $g$ 는 각각 13.0838과 0.0232가 된다. 따라서  $c$ 의 값은 0.1175로 도출된다.

〈표 5〉 NLLS 추정결과

$$\ln(A_t/A_{t-1}) = -1.1945 - 13.0838[0.0232]\ln A_{t-1} + 0.0232[(1-\alpha)/\alpha]\ln k_{t-2} + 13.0838[0.0232]^2 \text{Trend} + e_t$$

(2.07) (2.25) (15.61)

[R<sup>2</sup>: 0.1580, DW: 1.78, ( )는 t값]

〈표 6〉에서는 모형 4에 기초한 경제성장의 요인별 분해결과를 나타내고 있다. 이에 따르면, 자본스톡이 TFP에 미치는 간접적 효과를 고려할 경우 1971~2009년의 기간 동안 순자본스톡비율(K/Y)의 성장기여율은 모형 2(19.4%)보다 높은 21.6%를 기록하였다. 이 경우 노동의 성장기여율은 모형 2(26.5%)와 동일하고 TFP의 성장기여율은 모형 2(54.1%)와 모형 3(63.7%)에 비해 낮은 수준인 51.8%를 나타내고 있다. 그러나, TFP의 성장기여도는 전통적인 Solow모형에 기초한 모형 1(35%)에 비해 TFP가 자본스톡에 미치는 간접적 효과를 반영하여 높은 수준을 기록하고 있다.

2000년대 들어 순자본스톡비율의 성장기여율은 투자부진의 지속을 반영하여 과거에 비해 둔화된 8.5% 수준(전기간 21.6%)을 나타내고 노동의 성장기여율도 2.3%(전기간 26.5%)로 크게 둔화되었다. 그러나 TFP의 성장기여율은 과거에 비해 크게 확대된 89.3% 수준(전기간 51.8%)을 나타내고 있다. 다만, TFP의 내생성을 반영하여 모형 2(90.1%)와 모형 3(106%)에 비해서는 낮은 수준을 보이고 있다.

〈표 6〉 경제성장의 요인별 분해(모형 4)

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1971~ 2009	1971 ~1980	1981 ~1990	1991 ~1995	1996 ~2000	2001 ~2005	2001 ~2009
기 여 도	(K/Y)	1.5	2.3	0.9	3.4	1.5	-0.0	0.3
	[간접효과]	0.2	0.3	0.1	0.4	0.2	-0.0	0.0
	노동	1.9	3.5	2.8	2.0	-0.0	0.5	0.1
	총요소생산성	3.7	2.7	5.6	2.2	3.6	3.9	3.4
	[간접효과]	1.2	0.9	1.9	0.5	1.2	1.4	1.2
기 여 율	(K/Y)	21.6	27.2	9.6	44.5	30.3	-0.0	8.5
	[간접효과]	2.3	2.9	1.0	4.7	3.2	0.0	0.9
	노동	26.5	31.7	29.7	26.0	-0.5	12.1	2.3
	총요소생산성	51.8	10.1	60.8	29.5	70.2	87.9	89.3
	[간접효과]	16.9	2.8	20.2	6.7	22.9	32.0	31.5

2) 총요소생산성, 자본스톡, 노동의 내생성을 고려한 모형 (모형 5)

모형 4에서는 TFP와 자본스톡이 서로 내생적으로 결정되는 반면, 노동은 외생적으로 결정된다. 여기에서는 모형 3의 경우처럼 TFP가 노동에 미치는 간접적인 효과를, 즉 노동의 내생성을 고려해본다. 모형 4에서 노동의 내생성 (TFP가 노동에 미치는 효과)을 고려하기 위해,  $(L_t = \phi_t * Y_t^b)$ 의 관계식을 (식 8)에 대입하여 재정리하면 다음과 같은 (식 12)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{(식 12) } Y_t &= A_{1t} k_{t-1}^{(1-a)/a(1+c)} L_t = A_{1t} k_{t-1}^{(1-a)/a(1+c)} \phi_t * Y_t^b \\
 &= A_{1t}^{[1/(1-b)]} k_{t-1}^{(1-a)/a[(1+c)/(1-b)]} \phi_t^{[1/(1-b)]} \\
 &= A_{2t} k_{t-1}^{(1-a)/a[(1+c)/(1-b)]} \phi_t^{[1/(1-b)]},
 \end{aligned}$$

단, 여기에서  $A_{2t} = A_{1t}^{[1/(1-b)]}$ 이고  $c = (1/\eta)(1/a)$  이다.

또한, 경제성장의 요인별 분석을 위해 (식 12)를 증가율의 형식으로 변환하면 다음과 같이 (식 13)으로 표현할 수 있다. 이에 근거할 때, 경제성장

순자본스톡비율(k)의 직접효과는 모형 2와 모형 3에서 처럼  $[(1-a)/a]\Delta\ln k_{t-1}$ 이고  
간접효과는  $[(1-a)/a][(1+c)/(1-b)-1]\Delta\ln k_{t-1}$ 이 된다.

$$\text{(식 13) } \Delta\ln Y_t = \Delta\ln A_{2t} + [(1-a)/a][(1+c)/(1-b)]\Delta\ln k_{t-1} + [1/(1-b)]\Delta\ln \phi_t,$$

단,  $\Delta\ln A_{2t}$ 는 (식 13)의 잔차로서 계산된다.

**<표 7> 경제성장의 요인별 분해(모형 5)**

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1971~ 2009	1971~ 1980	1981~ 1990	1991~ 1995	1996~ 2000	2001~ 2005	2001~ 2009
기 여 도	(K/Y)	1.8	2.8	1.1	4.0	1.8	-0.0	0.4
	[간접효과]	0.4	0.7	0.3	1.0	0.4	-0.0	0.1
	$\phi$	1.0	2.6	1.6	1.0	-1.0	-0.2	-0.6
	총요소생산성	4.3	3.2	6.6	2.6	4.2	4.5	4.0
	[간접효과]	1.8	1.4	2.9	0.9	1.8	2.1	1.8
기 여 율	(K/Y)	25.4	32.0	11.3	52.4	35.6	-0.1	10.0
	[간접효과]	6.1	7.7	2.7	12.5	8.5	-0.0	2.4
	$\phi$	13.6	30.7	17.3	12.9	-18.2	-3.4	-15.0
	총요소생산성	61.0	37.3	71.5	34.7	82.6	103.4	105.0
	[간접효과]	26.0	15.7	30.9	12.0	35.3	47.5	47.3

이를 실증적으로 표현한 결과는 <표 7>에 나타나 있으며, 이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, TFP, 순자본스톡, 노동의 내생성을 모두 고려한 경우 1971~2009년의 기간동안 TFP의 성장기여율은 모형 4(51.8%)에 비해 확대된 61.0%를 기록하였다. 이러한 TFP의 성장기여율은 모형 2(54.1%)와 모형 3(63.7%)의 중간수준을 나타내고 있다. 그러나 순자본스톡비율(k)과  $\phi$ 의 성장기여율이 각각 25.4%와 13.6%이고 이것들의 합계인 요소투입의 성장기여율(39.0%)보다 TFP의 성장기여율(61.0%)이 높다는 점에서 과거 우리 경제가 오로지 요소투입에 의존한 성장경제이었다고만 할 수는 없을 것이다. 둘째, 2000년대 들어 총요소생산성의 성장기여율이 모형 4(89.3%)에 비해 확대된

105%를 기록하고 있는데 이는 모형 5 자체가 TFP의 노동에 대한 간접적 효과를 반영하고 있기 때문이다. 모형 5에서도 모형 2-모형 4의 경우처럼 2000년대 들어 순자본스톡비용의 성장기여율이 과거에 비해 크게 둔화되었고  $\phi$ 의 성장기여율도 모형 3과 마찬가지로 과거에 비해 크게 둔화되었다. 이러한 사실은 특히 2000년대 이후 투자활성화와 일자리창출을 위한 정책의 필요성을 제기하고 있는데 이는 또한 투자의 애로요인 및 노동시장의 구조적 문제를 해소하는 데 정책의 초점을 맞출 필요성을 시사하고 있다고 할 수 있다.

#### 4. 녹색 TFP 모형(모형 6)

전통적인 Solow 생산함수를 나타내는 (식 1)은 녹색성장의 추진에 따른 탄소배출(carbon emission)에 대한 부담을 고려하지 않고 있다. 녹색성장의 추진에 따라 탄소세(carbon tax)가 도입되거나 총량제한배출권거래제(cap & trade scheme: 특히 auction에 의한 배출권 할당과 시장에서의 배출권거래)가 도입될 경우 탄소배출에 대해 그에 상응하는 가격을 지불할 필요가 있을 것이다. 즉, 탄소배출에 따른 부담을 고려할 경우 기존의 생산함수와는 달리 탄소배출을 생산요소로서 간주할 필요가 있다. 이러한 경우 총요소생산성의 개념도 일반적인 기술진보와 탄소배출저감 관련 기술진보를 포함하게 되고 총요소생산성 증가율도 부가가치 증가율에서 노동과 자본 등 기존의 생산요소 투입비용뿐만 아니라 탄소배출비용을 차감하여 산출해야 할 것이다. 즉, 녹색 TFP 증가율의 산출을 위해 가장 중요한 변수는 탄소배출비용비중( $=P_c C/Y$ ;  $P_c$ 는 탄소가격,  $C$ 는 탄소배출량,  $Y$ 는 부가가치)인데, 탄소가격( $P_c$ )에 대한 정보의 부재로 인해 가상의 탄소배출비용의 산출이 어려운 것이 현실이다.

탄소배출비용을 감안한 소위 녹색 TFP 증가율과 관련된 연구로는 Tzouvelekas, Vouvaki and Xepapadeas (2007)와 Vouvaki and Xepapadeas(2009)를 들 수 있다. Tzouvelekas, Vouvaki and Xepapadeas(2007)에서는 두 가지 방법을 사

용하여 탄소배출비용비중과 녹색 TFP 증가율을 측정하였다. 하나는 기존의 CO<sub>2</sub>배출 관련 한계피해비용(marginal damage cost) 추정치들을 탄소가격으로 설정하여 탄소배출비용비중을 계산하고 기존의 TFP 증가율에서 탄소배출의 성장기여도(=탄소배출비용비중\*CO<sub>2</sub>증가율)를 차감하여 녹색 TFP 증가율을 산출하는 방식이다. 다른 하나는 생산요소로서 탄소배출을 고려하는 생산함수를 수준변수 또는 증가율 변수들을 사용하여 탄소배출비용비중을 추정하는 것이며, 이러한 생산함수의 추정을 통해 잔차항로서 녹색 TFP 증가율을 산출하게 된다.

그러나 후자는 사용하는 자료들이 아직 시행되지 않은 탄소배출 관련 규제들과 무관하므로 탄소배출비용의 추정시 탄소배출 관련 외부비경제를 반영하는 전자의 경우보다 작다는 문제가 상존하고 후자의 경우도 엄밀한 한계피해비용의 추정치<sup>9)</sup>를 찾기 어렵다는 단점이 존재한다. 따라서 본 연구에서의 생산함수는 Tzouvelekas, Vouvaki and Xepapadeas(2007)에 따라 아래의 (식 14)와 같이 설정한다.

$$(식 14) Y_t = A_{3t}K_{t-1}^{1-\beta-\gamma}L_t^\beta(B_tC_t)^\gamma,$$

단, 여기에서 C는 탄소배출량(여기서는 자료의 한계상 이산화탄소 배출량),  $\gamma$ 는 탄소배출비용비중,  $A_{3t}$ 는 (식 1)의  $A_t$ 에 상응하는 일반적인 기술진보,  $B_t$ 는 탄소배출 저감 관련 기술진보이다. 실증분석에서 탄소배출량 데이터는 IEA(2009)에서 구하였다.

경제성장의 요인별 분석을 위해 (식 14)를 증가율로 변화하면 (식 15)과 같이 표시할 수 있다.

$$(식 15) \Delta \ln Y_t = \Delta \ln A_{3t} + (1-\beta-\gamma)\Delta \ln K_{t-1} + \beta \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln B_t + \gamma \Delta \ln C_t$$

9) 한계피해비용의 추정치로서 CO<sub>2</sub> 톤당 \$20, \$93, \$350을 사용

따라서 탄소배출부담을 고려한 녹색 총요소생산성 증가율(green TFP growth: GTFFPG)은 (식 16)으로 표현가능하다.

$$\begin{aligned} \text{(식 16) GTFFPG} &\equiv \Delta \ln A_{3t} + \gamma \Delta \ln B_t \\ &= \Delta \ln Y_t - (1 - \beta - \gamma) \Delta \ln K_{t-1} - \beta \Delta \ln L_t - \gamma \Delta \ln C_t \end{aligned}$$

여기에서 GTFFPG를 산출하기 위해서는 먼저 탄소배출비용비중( $\gamma$ )을 추정하여 그 값을 구할 필요가 있다. 이는 실제로는 그동안 탄소세 등 녹색규제의 미도입으로 탄소배출에 따른 비용을 부담하지 않았기 때문에 탄소배출비용 관련 통계가 부재하는 데 기인한다. 탄소배출비용비중( $\gamma$ )을 구하기 위한 추정식은 다음 (식 17)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{(식 17) } \Delta \ln Y_t &= (1 - \beta - \gamma) \Delta \ln K_{t-1} + \beta \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln C_t + v_t, \\ \text{단, } v_t &= (\Delta \ln A_{3t} + \gamma \Delta \ln B_t) \text{는 상수항과 오차항을 포함} \end{aligned}$$

그러나 본 연구에서는 Tzouvelekas, Vouvaki and Xepapadeas (2007)와 달리 생산함수를 직접 추정하기 보다는 다음의 방식을 사용하여 탄소배출비용비중을 추정하기로 한다. 이는 (식 17)의 추정시 다중공선성(multi-collinearity)의 문제가 발생하고 특히 오차항과 독립변수 간의 상관관계로 인한 내생성의 문제로 추정계수들의 bias문제가 발생할 가능성이 높기 때문이다. 그러면 본 연구에서 적용한 탄소배출비용비중인  $\gamma$ 를 추정하는 방식을 살펴보자.

추정식을 도출하기 위해 모형 1의 (식 2)에서 (식 17)을 차감하여  $(1 - \beta - \gamma) = (1 - \alpha)(1 - \gamma)$ , 그리고  $\beta = \alpha(1 - \gamma)$ 의 관계식<sup>10)</sup>을 활용하여 정리하면 (식 18)의 추정식을 얻을 수 있다. (식 18)에서 [ ]안의 파라미터와 변수들은 모두 측정

10)  $Y_t = A_{3t} K_{t-1}^{1-\beta-\gamma} L_t^\beta (B_t C_t)^\gamma = A_{3t} [K_{t-1}^{(1-\alpha)} L_t^{\alpha(1-\gamma)} (B_t C_t)^\gamma = A_{3t} K_{t-1}^{(1-\alpha)(1-\gamma)} L_t^{\alpha(1-\gamma)} (B_t C_t)^\gamma$ ,  
여기에서  $\alpha$ 는 기존 생산함수에서의 노동의 부가가치 탄력성

가능하므로  $\gamma$ 는 (식 19)로 추정가능하다. (식 17)을 1972-2007년의 연도별 자료를 사용하여 OLS로 추정한 결과는 <표 8>에 나타나 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{(식 18) } TFP_{G_t} - GTFPG_t &= \Delta \ln A_t - (\Delta \ln A_{3t} + \gamma \Delta \ln B_t) \\
 &= (\alpha - \beta - \gamma) \Delta \ln K_{t-1} - (\alpha - \beta) \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln C_t \\
 &= -[(1 - \alpha)\gamma] \Delta \ln K_{t-1} - \alpha \gamma \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln C_t \\
 &= -\gamma[(1 - \alpha)(\Delta \ln K_{t-1} - \Delta \ln C_t) + \alpha(\Delta \ln L_t - \Delta \ln C_t)]
 \end{aligned}$$

$$\text{(식 19) } TFP_{G_t} = -\gamma X_t + GTFPG_t,$$

단,  $X_t = (1 - \alpha)(\Delta \ln K_{t-1} - \Delta \ln C_t) + \alpha(\Delta \ln L_t - \Delta \ln C_t)$ , 녹색 TFP 증가율  $GTFPG_t$ 는 상수항과 오차항으로 구성되며 이는  $\gamma$ 의 추정후 잔차로서 측정 가능하다.

**<표 8> 탄소배출비용비중( $\gamma$ ) 추정결과**

$TFPG_t = 0.0207 - 0.3456 * X_t + e_t,$ <p style="text-align: center;">(4.50) (3.71)</p> <p style="text-align: center;">[R<sup>2</sup>: 0.2884, DW: 1.6809, ( ) t값]</p>
---

이제 모형 6에서의 경제성장의 요인별 분해를 <표 9>에서 실증적으로 나타내고 있으며, 이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 탄소배출과 관련된 비용 부담을 고려하여 녹색 TFP 증가율을 산출한 경우 1972~2007년의 기간동안 녹색 TFP 증가율은 기존의 TFP 증가율보다 낮은 것으로 나타난다. 동 기간동안 기존의 TFP 증가율은 2.5%인데 반해 녹색 TFP 증가율은 2.1%를 기록하였는데 이로 인해 녹색 TFP의 성장기여율도 기존(34.4%)에 비해 낮은 28.2%를 기록하였다. 이는 그동안 비용을 부담하지 않은 탄소배출의 성장기여율이 동 기간동안 28.9%에 달하고 순자본스톡과 노동의 성장기여율은 기존(모형 1: 48.0%와 17.1%)에 비해 낮은 31.1%와 11.8%를 기록하였기 때문이다. 둘째, 2000년대 들어 탄소배출 증가율은 과거에 비해 크게 둔화된 1.8%(쫄기간

6.1%)를 나타내어 탄소배출의 성장기여도와 기여율도 0.6%와 13.3%로 둔화되었다. 또한 순자본스톡과 노동의 성장기여율도 모형 1의 경우처럼 과거에 비해 둔화된 22.5%와 4.0%(쫄기간 31.1%와 11.8%)를 기록하는 반면, 녹색 TFP의 성장기여율은 과거(쫄기간 28.2%)에 비해 크게 확대된 60.2%를 기록하였다. 이같이 2000년대 들어 녹색 TFP 증가율과 기존의 TFP 증가율은 과거와 달리 매우 유사해진 것으로 나타났는데 이는 탄소배출 저감기술의 발전과 탄소배출 증가율의 둔화에 기인하는 것이다.

〈표 9〉 경제성장의 요인별 분해(모형 6)

(단위: '05년 불변기준, %)

구분		1972~ 2007	1972~ 1980	1981~ 1990	1991~ 1995	1996~ 2000	2001~ 2005	2001~ 2007
증 가 율	국내총생산	7.3	8.4	9.3	7.6	5.1	4.4	4.6
	순자본스톡	10.1	12.7	10.9	13.6	8.1	4.4	4.3
	노동	2.1	3.6	2.8	2.0	-0.0	0.5	0.4
	CO <sub>2</sub>	6.1	9.2	6.4	8.3	5.1	1.1	1.8
	녹색 TFP (모형 1)	2.1	0.7	3.5	0.9	1.9	2.8	2.8
		2.5	1.5	3.8	1.7	2.4	2.5	2.7
기 여 도	순자본스톡	2.3	3.0	2.4	3.0	1.8	1.0	1.0
	노동	0.9	1.6	1.2	0.9	-0.0	0.2	0.2
	CO <sub>2</sub>	2.1	3.2	2.2	2.9	1.4	0.4	0.6
	녹색 TFP (모형 1)	2.1	0.7	3.5	0.9	1.9	2.8	2.8
			2.5	1.5	3.8	1.7	2.4	2.5
기 여 율	순자본스톡	31.1	35.3	26.3	39.2	35.1	23.8	22.5
	노동	11.8	18.6	12.6	11.3	-0.6	5.0	4.0
	CO <sub>2</sub>	28.9	37.8	23.9	37.8	27.2	8.4	13.3
	녹색 TFP (모형 1)	28.2	8.4	37.2	11.7	38.3	62.8	60.2
			34.4	17.7	40.6	22.8	47.3	56.0

### Ⅲ. 결 론

본 연구에서는 생산함수상의 생산요소 및 총요소생산성에 대한 상이한 가정에 따라 총 6가지 모형들을 설정하고 각 모형별로 우리나라의 경제성장을 자본스톡, 노동, 총요소생산성으로 요인분해를 시도하였다. 각 모형별 설정과 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 모형 1은 전통적인 Solow 모형 즉 TFP·자본스톡·노동의 외생성을 가정한 모형으로 설정된다. 이 모형 1에 기반할 때, 1970년 이후 우리 경제는 투자 및 노동 등 요소투입 주도형 성장을 한 것으로 나타났으나 2000년대 들어 TFP의 역할이 확대된 것으로 나타났다. 그러나 2000년대 들어 TFP 증가율(성장기여도)이 과거와 유사한 수준을 보이고 있는 반면, 투자 및 고용의 확대는 매우 미흡하여 경제성장의 둔화요인으로 작용하였다. 이를 통해 확인할 수 있는 바는 진정한 혁신주도형 경제로 이행하기 위해서는 TFP의 역할 확대와 더불어 투자와 고용의 동반 증가가 필요하다는 것이었다.

둘째 모형 2는 TFP의 외생성, 자본스톡의 내생성, 그리고 노동의 외생성을 가정한 모형이다. 이 경우, TFP가 자본스톡에 미치는 효과를 고려한 경우 1970년 이후 경제성장에 있어 TFP의 역할이 확대되어 요소투입보다 성장기여율이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 사실은 모형 1의 경우와는 달리 우리 경제가 투자 등 요소투입 의존형 성장보다는 선진기술의 도입 및 흡수 등을 통한 TFP 주도형 성장을 한 것으로 분석된다. 또한 2000년대 들어 TFP의 역할은 과거에 비해 더욱 확대되었으나 투자의 애로요인으로 인한 투자부진의 지속은 경제성장의 걸림돌로 작용한다고 볼 수 있다.

셋째, 모형 3은 TFP의 외생성, 자본스톡의 내생성, 그리고 노동의 내생성을 가정한 모형이다. 이같이 TFP가 자본스톡뿐만 아니라 노동에 미치는 효과를

고려한 경우 경제성장에 있어 요소투입보다는 TFP의 역할이 더욱 큰 것으로 나타났고 모형 2에 비해서도 TFP의 역할이 더욱 확대된 것으로 나타났다. 이를 통해 2000년대 들어 투자의 애로요인으로 인한 투자의 부진뿐만 아니라 노동시장의 구조적 문제로 인한 고용창출 미흡이 경제성장의 둔화 요인으로 작용하였다고 판단할 수 있었다.

넷째, 모형 4는 TFP의 내생성, 자본스톡의 내생성, 그리고 노동의 외생성을 가정한 모형이다. 모형1-모형3의 경우와는 달리 TFP가 자본스톡에 의해 영향을 받는 모형을 설정할 경우 모형2와 모형3에 비해 TFP의 역할은 작아지거나 경제성장에 있어 여전히 요소투입보다 TFP의 역할이 다소 큰 것으로 나타났다. 그러나 모형 4의 결과에서도 모형 2-모형 3의 경우처럼 2000년대 들어 투자의 애로요인으로 인한 투자부진의 문제는 경제성장에 걸림돌로 작용하는 것으로 확인할 수 있었다.

다섯째, 모형 5는 TFP의 내생성, 자본스톡의 내생성, 그리고 노동의 내생성을 가정한 모형이다. 모형 5에 기반한 실증분석에서는, TFP, 자본스톡, 노동의 내생성을 가정한 경우 경제성장에 있어 TFP의 역할이 요소투입보다 큰 것으로 나타났고 모형들 간의 TFP 기여율 순서는 모형 3(63.7%)>모형 5(61.0%)>모형 2(54.1%)>모형 4(51.8%)>모형 1(35.0%)의 순서로 나타났다. 모형 5의 결과는 모형 3의 경우처와 동일하게 2000년대 들어 경제의 구조적 문제로 인한 투자부진과 일자리창출 미흡 등이 경제성장의 걸림돌로 작용한다는 결과를 얻을 수 있었다.

이상의 모형 1-모형 5의 분석결과에 기초할 때 향후 우리 경제는 성장잠재력 확충을 위해 TFP 증가율을 3%내외 수준에서 유지될 수 있도록 혁신을 지속적으로 강화할 필요가 있다고 할 수 있다. 그러나 보다 더욱 시급한 당면 과제는 투자활성화와 일자리창출이라고 할 수 있을 것이다. 다만, 투자 및 일자리창출 확대를 위한 단순한 보조금 형태의 지원은 지양할 필요가 있으며 보다 시장의 원활한 작동을 위한 구조적 문제 해결에 정책초점을 맞출 필요가 있을 것이다.

여섯째, 모형 6에서는 녹색 TFP 모형을 사용하였다. 향후 녹색성장의 본격적 추진과 더불어 총량제한배출권거래제 또는 탄소세 등 다양한 녹색규제들을 고려해야 할 것이다. 이러한 녹색규제의 도입시 탄소배출에 따른 비용부담으로 녹색 TFP 증가율은 기존의 TFP 증가율보다 낮아지는 것으로 나타났다. 따라서 탄소배출 저감과 관련된 녹색기술개발의 강화를 통해 TFP 증가율을 확대시키는 한편 탄소배출의 저감을 통한 비용부담을 완화할 필요가 있다고 하겠다. 녹색규제의 도입이 녹색기술개발을 유도하는 측면도 있으나 녹색규제 자체는 과도기적으로 우리 경제의 경쟁력을 저하시킬 수 있으므로 녹색규제의 도입에 앞서 녹색기술개발에 정책초점을 강화할 필요가 있다.

접수일(2013년 8월 20일), 수정일(2013년 9월 14일), 게재확정일(2013년 9월 25일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김원규. 2004. “우리나라 자본스톡의 추계와 시사점,” 「e-KIET산업경제정보」, 204호, 6.22, 산업연구원.
- 김원규. 2009. “우리 경제의 산업구조 고도화와 산업별 생산성 변화,” 「e-KIET산업경제정보」, 442호, 8.3, 산업연구원.
- 김원규. 2009. “산업구조 고도화와 온실가스 총량제한 배출권거래제 도입,” 「월간산업경제」, 9월, 16-26, 산업연구원.
- 김원규. 2009. “우리나라 제조업의 환경·에너지절약 투자 추이와 시사점,” 「e-KIET산업경제정보」, 463호, 12.18, 산업연구원.
- 김원규. 2010. “우리나라 탄소생산성 현황 및 추이와 시사점,” 「e-KIET산업경제정보」, 470호, 1.20, 산업연구원.
- 김원규·배미경. 2004. “혁신주도형 경제와 총요소생산성,” 「e-KIET산업경제정보」, 214호, 7.26, 산업연구원.
- 통계청. 「국부조사」, 각호.
- 통계청. 「사업체노동력 조사」, 각호.
- Cho. T, J. Kim, and P. Schreyer. 2012. “Measuring the Evolution of Korea’s Material Living Standards 1980-2010,” *OECD Statistics Working Papers*, 2012/02, OECD Publishing.
- Córdoba, J. C. and M. Ripoll. 2008. "Endogenous TFP and Cross-Country Income Differences," *Journal of Monetary Economics*, 55, 1158-1170.
- Furceri, D. and A. Mourougane. 2009. "The Effect of Financial Crisis on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries," *Economic Department Working Paper*, No. 699, May.
- European Commission. 2009. "Impact of the Current Economic and Financial Crisis on Potential Output," *Occasional Paper*, 49.

- Daude, C. and E. Fernández-Arias. 2010. "On the Role of Productivity and Factor Accumulation in Economic Development in Latin American and the Caribbean," *Working Paper*, No. 290, April, OECD Development Center.
- Hall, R., and C. I. Jones(1999), "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 114, 83-116.
- IEA(International Energy Agency). 2009. 「CO2 Emissions From Fuel Combustion-Highlights」 .
- Klenow, J. P. and A. Rodriguez-Clare. 2004. "Externalities and Growth," *NBER Working Paper*, 11009, December.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. Weil. 1992. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- Solow, P. M. 1956. "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Tzouvelekas, E., D. Vouvaki and A. Xepapadeas. 2007. "Total Factor Productivity Growth and the Environment: A Case for Green Growth Accounting," *Working Paper*, 38.2007, April, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Vouvaki, D. and A. Xepapadeas. 2009. "Total Factor Productivity Growth When Factors of Production Generate Environmental Externalities," *Working Paper* 20.2009, April, Fondazione Eni Enrico Mattei.

## 〈부록〉 관련 식의 도출

### 1. 모형 4 (식 8)의 도출

#### ○ 기본모형

- (식 A1) 생산함수  $Y_t = A_t K_{t-1}^{1-\alpha} L_t^\alpha = A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha} L_t$ ,  
여기에서  $k_{t-1} = (K_{t-1}/Y_t)$

- (식 A2) 자본축적방식:  $(dK_t/dt) = sY_t - \delta K_{t-1}$ ,  
여기에서  $s$ 는 저축률,  $\delta$ 는 감가상각률

- (식 A3) TFP증가방식:  $(dA_t/dt) = d(A_t^*)^\eta A_t^{\theta-1} SR(Y_t/L_t)$ ,  
 $A_t^*$ 는 technology frontier, SR은 연구개발집약도

- (식 A4) Technology Frontier 증가:  $(dA_t^*/dt) = gA_t^*$

#### ○ (식 A3)을 TFP 증가율로 나타내면 (식 A4)와 같이 표시

- (식 A4)  $g_{A_t} \equiv (dA_t/dt)/A_t = d(A_t^*)^\eta A_t^{\theta-1} SR(Y_t/L_t)$

- (식 A1)의  $[Y_t/L_t = A_t^{1/\alpha} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha}]$ 를 (식 A4)에 대입하면 (식 A5)와 같  
이 도출

(식 A5)  $g_{A_t} = d(A_t^*)^\eta A_t^{\theta-1+1/\alpha} SR k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha}$

○ (식 A2)로부터 (식 A6)을 도출

- (식 A6)  $g_{K_t} = (dK_t/dt)/K_{t-1} = s(Y_t/K_{t-1}) - \delta = s/k_{t-1} - \delta$ ,  
따라서  $k_{t-1} = s/(g_{K_t} + \delta)$

○ (식 A5)를 시간으로 미분하고 정리하여 (식 A7)을 도출

- (식 A7)  $dg_{A_t}/dt = g_A[n g + (\Theta - 1 + 1/\alpha)g_A] = 0$

- (식 A7)로부터  $g_A \neq 0$ 이므로  $n g + (\Theta - 1 + 1/\alpha)g_A = 0$ ,  
따라서  $g_A = n g / (1 - \Theta - 1/\alpha)$

- Córdoba and Ripoll(2008)의 가정에 따라  $n = 1 - \Theta - 1/\alpha$ ,  
따라서  $g_A = g$

○ ( $g_A = g$ )와 ( $n = 1 - \Theta - 1/\alpha$ )의 가정을 이용하여 (식 A5)를 재정리하여 (식 A8)을 도출

- (식 A8)  $A_t = A_t^* (dSR/g)^{1/n} k_{t-1}^{(1-\alpha)/\alpha(1/n)}$

○ (식 A8)을 (식 1)에 대입하면 (식 A9)이 도출

- (식 A9)  $Y_t = (A_t^*)^{1/\alpha} (dSR/g)^{(1/n)(1/\alpha)} k_{t-1}^{[(1-\alpha)/\alpha][1+(1/n)(1/\alpha)]} L_t$   
 $= A_{1t} k_{t-1}^{[(1-\alpha)/\alpha](1+c)} L_t$ ,  
여기에서  $c = (1/n)(1/\alpha)$ ,  $A_{1t} = (A_t^*)^{1/\alpha} (dSR/g)^{(1/n)(1/\alpha)}$

2. 모형 4 (식 11)의 도출

○ (식 11)을 discrete 형태로 재정리하면 (식 B1)이 도출

$$\begin{aligned}
 & - (식 B1) \ln(A_t/A_{t-1}) \\
 & = \exp[\ln(d)+\eta\ln(A_{t-1}^*)+(\Theta-1)\ln(A_{t-1})+\ln(r_{t-1})] \\
 & = \exp[\ln(d)+\eta\ln(A_{t-1}^*)+(\Theta-1)\ln(A_{t-1})+\ln(SR)+\ln(y_{t-1})] \\
 & = \exp[\ln(d)+\eta\ln(A_{t-1}^*) \\
 & \quad +(\Theta-1+1/a)\ln(A_{t-1})+\ln(SR)+[(1-a)/a]\ln(k_{t-2})]
 \end{aligned}$$

○ (식 B1)을 내생변수인  $\ln(A_{t-1})$ 와  $\ln(k_{t-2})$ 을 장기적인 정상상태(steady state) 근처에서 linear approximation하면 (식 B2)이 도출

$$\begin{aligned}
 & - (식 B2) \ln(A_t/A_{t-1}) \approx \\
 & \exp(X_t^*)\{(\Theta-1+1/a)[\ln(A_{t-1})-\ln(A_{t-1}^*)]+[(1-a)/a][\ln(k_{t-2})-\ln(k^*)]\} \\
 & \quad \text{여기에서 } \exp(X_t^*) \\
 & = \exp[\ln(d)+\eta\ln(A_{t-1}^*)+(\Theta-1)\ln(A_{t-1}^*)+\ln(r_{t-1}^*)] \\
 & = \exp[\ln(d)+(\eta+\Theta-1)\ln(A_{t-1}^*)+\ln(r_{t-1}^*)] \\
 & = d(A_{t-1}^*)^{\eta+\Theta-1}r_{t-1}^*
 \end{aligned}$$

- 그런데 (식 B1)은 정상상태(steady state)에서  
 $\ln[(A_t^*)/(A_{t-1}^*)] \equiv g = \exp[\ln(d)+(\eta+\Theta-1)\ln(A_{t-1}^*)+\ln(r_{t-1}^*)]$ ,  
 따라서  $\exp(X_t^*) = g$

○ (식 B2)를 재정리하면 (식 B3)이 도출

$$- (식 B3) \ln[(A_t)/(A_{t-1})]$$

$$\begin{aligned}
 &\approx g(\Theta-1+1/a)[\ln(A_{t-1})-\ln(A_{t-1}^*)]+g[(1-a)/a][\ln(k_{t-2})-\ln(k^*)] \\
 &= g(\Theta-1+1/a)\ln(A_{t-1})+g[(1-a)/a]\ln(k_{t-2}) \\
 &\quad -g(\Theta-1+1/a)\ln(A_{t-1}^*)-g[(1-a)/a]\ln(k^*) \\
 &= -ng\ln(A_{t-1})+g[(1-a)/a]\ln(k_{t-2}) \\
 &\quad +ng\ln(A_{t-1}^*)-g[(1-a)/a]\ln(k^*) \\
 &\text{여기에서 (식 A7)에 의해 } n_t=1-\Theta-1/a
 \end{aligned}$$

- 그런데 (식 A4)에 의해  $\ln(A_t^*)=g+\ln(A_{t-1}^*)$ 이므로

$$\ln(A_{t-1}^*)=g+\ln(A_{t-2}^*)=g(t-2)+\ln(A_0^*)=gTrend+\ln(A_0^*)$$

- 이에 따라 (식 B3)은 아래와 같이 추정식으로 재정리

$$\begin{aligned}
 \text{(식 B4) } \ln[(A_t)/(A_{t-1})] &\approx -ng\ln(A_{t-1})+g[(1-a)/a]\ln(k_{t-2}) \\
 &\quad +ng^2Trend+\{ng\ln(A_0^*)-g[(1-a)/a]\ln(k^*)\} \\
 &=a_0+a_1\ln(A_{t-1})+a_2[(1-a)/a]\ln(k_{t-2})+a_3Trend+\varepsilon_t,
 \end{aligned}$$

여기에서 상수항  $a_0=ng\ln(A_0^*)-g[(1-a)/a]\ln(k^*)$ ,  $a_1=-ng$ ,  $a_2=g$ ,  $a_3=ng^2$

ABSTRACT

A Study on Economic Growth Accounting  
considering Environmental Regulation\*

Won-Kyu Kim\*\* and Jin Woong Kim\*\*\*

In this study, we build six models which are based on different assumptions in production function and try to decompose economic growth by production factors. The first five production function models are differentiated according to the assumption of endogeneity in traditional production factors. And the last model considers the case that an economy pays for carbon emission.

The empirical results based on the first five models provide that it is necessary for us to maintain the growth rate of TFP for expanding an economic growth potential. Also, the empirical results imply that an economy should figure out and resolve the systematic problems for increasing investment and job creation. From the empirics in the last model, in case that an environmental regulation is imposed, then the growth rate of green TFP will be lower than the growth rate of a traditional TFP. In fact, the introduction of green regulations is possible to induce an improvement in a green technology. On the other hand, a green regulation might be lower the competitiveness of our economy, transitionally. It is hereby recommended to enhance a green technology prior to an allover introduction of green regulation.

Key Words : Economic Growth, Growth Accounting, Total Factor Productivity,  
Green Total Factor Productivity, Carbon Emission

JEL Codes : O040, O044

\* This work was supported by the Dong-A University research fund..

\*\* Senior Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics & Trade  
(main author), wkkim@kiet.re.kr

\*\*\* Assistant Professor, Department of International Trade, Dong-A University  
(corresponding author), jwkim01@dau.ac.kr