서울시 경제의 국민경제적 위상에 관한 연구

서 승 환*

The Economic Status of Seoul in Korea

Seoung Hwan Suh*

요약 : 서울시 경제의 국민경제적 위상을 분석하기 위해 서울시 경제의 현황분석, 서울시 경제의 선도성 분석, 서울의 총요소생산성 추계 및 비교분석 등이 수행되었다. 서울시 경제의 선도성 분석의 결과에 의하면 전기가스수도, 금융보험부동산임대서비스, 사회 및 개인서비스의 경우 서울 경제가 국민경제를 선도하는 것으로 나타났다. 한편, 제조업의 경우 서울시의 선도성을 명백하게 밝힐 수는 없었지만 경기도의 선도성을 추론할 수 있었다. 전국, 수도권 및 서울의 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP)이 추정되었다. 추계결과 서울의 TFP는 0.042~0.048 인 것으로 나타났다. 기간별로 보면 서울과 비수도권의 TFP의 격차는 1990년~2001년 기간의 0.029에 비해 1996~2001년 기간의 경우는 0.031로 오히려 더 커지는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 수도권의 생산성이 엄연히 높은 상황에서 수도권의 고용 및 시설 등을 무조건 지방으로 강제 이전시킨다면 국민소득이 감소할 것임을 시사한다. 따라서 진정한 상생을 위하여는 서울시의 서비스업을 중심으로하는 경쟁력 강화, 경기도의 제조업 경쟁력의 선택적 강화와 동시에 각 지방의 여건에 맞는 산업들의 집약적 강화 등이 필요하다.

주제어 : 수도권, 선도성 분석, 총요소생산성

ABSTRACT : Analyses of economic status, leadership and the dominance of productivity of the capital city of Korea, Seoul, have been proceeded in order to understand the exact economic status of Seoul. Those industries such as electricity, gas & water, finance, insurance & retal service of real estates, social & private service of Seoul are found to lead the national economy. Also, the leadership of manufacturing industry can be found not in case of Seoul but in case of Seoul metropolitan area. Calculation results of the total factor productivity, TFP, can be summarized as follows. Firstly, during the period of 1990~2001, the TFP of Seoul is calculated as 0.042~0.048. The difference between the TFP of Seoul and that of non-Seoul metropolitan area, NSMA, during 1990~2001 is 0.029 on average. But that difference is found to be increased to 0.031 on average duruing 1996~2001. Since the productivity of Seoul and Seoul metropolitan area is far greater than that in NSMA, the artificial decentralization of population and facilities of Seoul. The real win-win strategy is the reinforcement of the competitive power of the service industry of seoul, manufacturing industry of Seoul metropolitan area and regional specific industries of NSMA.

Key Words : Seoul metropolitan area, leadership analysis, total factor productivity.

* 연세대 경제학과 교수(Professor, Dept. of Economics, Yonsei University)

Ⅰ. 서론

최근 수도 이전에 관한 논의에 의해 지역간 경제력 격차의 발생원인 및 이의 해소방안에 관한 토론이 다시 활발하게 이루어지고 있다. 그러나 이 문제에 관한 일련의 주장은 주로 국가균형발전의 당위론에 근거한 도그마(dogma)에 입각한 주장 및 이에 대한 관념적 반박이 대부분으로서 합리적인 경제학적 분석이 결여된 것이 사실이다. 공간정책에 관한 합리적인 분석은 기본적으로 공간정책의 집행에 따르는 비용과 편익에 관한 엄밀한 정량적 분석에 기초해야 한다. 그러나, 이러한 정량적 분석의 대상 및 범위는 매우 광범위하여 하나의 소주제로 단시일내에 다룬다는 것 자체가 불가능하다.

어떠한 정량적 분석이라도 현상에 대한 정확한 이해로부터 시작되어야 한다는 점은 공통이다. 현상에 관한 이해는 경제, 정치, 사회, 문화, 역사 등 다양한 측면에서 수행될 수 있으나 정량적 판단의 기초를 제공하는 것은 역시 경제적 측면에서의 현상이해라고 할 수 있다. 본 연구의 목적은 경제적 측면에서 서울시를 이해하는데 있다. 즉, 서울시 경제의 국민경제적 위상이 무엇인지를 정량적 분석에 의해 파악함으로써 수도 이전을 포함한 공간정책의 방향을 설정하는데 필요한 기본적 시각의 토대를 제시하는 데 있다.

경제적 측면에서 어떤 도시를 파악하려 하는 경우 당면하게 되는 일차적인 문제는 어떠한 자료에 의해 파악할 것인가이다. 본 연구에서는 주로 생산의 측면에서 도시를 파악하는 접근방법을 따르기로 한다. 즉, 서울시의 현황을 파악하는 경우 다양한 경제지표 중 산업별 생산 및 고용에 의해 파악한다. 경제발전과정에서 서울시 경제가 국민경제를 선도하였는지의 여부에 관한 파악도 산업별 부가가치 생산에 의해 분석하기로 한다.

지역에 대한 인식 및 공간정책의 수립 등에 있어서 가장 중요한 요인임에도 불구하고 최근들어 의도적으로 무시되는 요인의 하나가 지역간 생산성의 차이이다. 지역간 생산성의 차이를 인식하는가의 여부에 따라 균형발전의 개념에 대한 인식, 공간정책의 수립방향 및 내용 등이 확연하게 달라질 수 있다. 따라서 서울시 생산성에 대한 비교분석의 필요성이 충분히 인식될 수 있다. 본 연구에서는 여러 가지 생산성의 개념 중 총요소생산성을 추계하기로 한다.

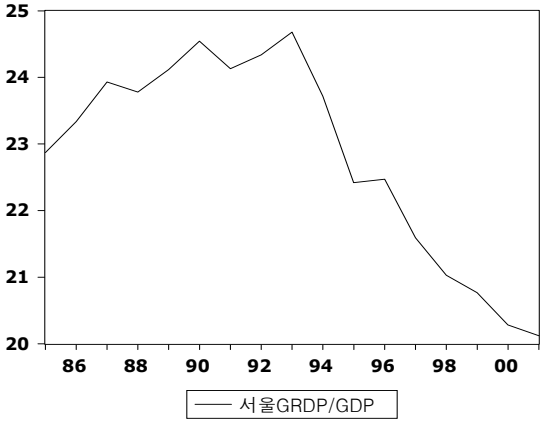
Ⅱ. 현황분석

여기에서는 국민경제에서 차지하는 서울시 경제의 위상에 관해 살펴보기로 한다. 어느 지역의 경제적 위상을 어떠한 경제지표에 의해 파악할 것인가에 대한 학문적 합의는 존재하지 않는다. 그러나, 지역 경제력을 결정짓는 가장 중요한 요인이 소득이라는 점에 대해서는 이론의 여지가 별로 없는 것으로 보인다. 따라서 여기에서는 소득 및 소득을 결정 짓는 주요 요인의 하나인 고용량을 중심으로 서울시 경제가 국민경제에서 차지하는 위상에 관한 현황을 파악하기로 한다. 이러한 현황 파악을 위해 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP)에 관한 자료는 1985~2001년의 통계청

자료를 이용하기로 한다. 한편, 지역별, 산업별 고용량에 관한 자료는 1992년 이후의 노동부 자료를 이용하기로 한다.

1. 소득 현황분석

서울시 GRDP가 국내총생산(GDP)에서 차지하는 비중의 추세는 〈그림 1〉에 나타나 있다. 〈그림 1〉에 의하면 서울시 GRDP가 GDP에서 차지하는 비중은 1993년에 24.7%로 정점에 달한 이후 감소하는 추세를 보여 2001년에는 20.1%에 달하는 것으로 나타났다. 이러한 사실이, 소득측면에서 파악하는 서울시의 경제적 위상이 1990년대 중반이후 추락하였다는 것을 의미하는 것은 아니다. 왜냐하면 서울시 GRDP 자료라는 것은 서울시 행정구역내에서 이루어진 부가가치 생산이 얼마인지를 나타내는 것이지만 생산 측면에서의 서울시의 실질적인 영향력은 서울시라는 행정구역 바깥쪽까지 미치는 것이기 때문이다.



〈그림 1〉 서울시 GRDP의 GDP 대비 비중

이와 같은 점을 감안하는 경우 소득측면에서 파악하는 서울시의 경제적 위상을 나타내는 보조지표로 수도권 GRDP가 GDP에서 차지하는 비중을 사용할 수 있다.수도권 GRDP가 GDP에서 차지하는 비중을 나타내는 〈그림 2〉에 의하면 그 비중은 1985년의 38.6%에서 증가하여 1993년에는 45.0%에 도달하였다. 그 후 다소 감소추세를 보였으나 그 추세는 1999년 이후 반전되어 2001년에는 그 비중이 47.2%에 달하고 있다.

〈그림 2〉 수도권 GRDP의 GDP 대비 비중

소득측면에서 서울시의 경제적 위상을 좀더 자세히 파악하기 위해서는 산업별 GRDP를 살펴볼 필요가 있다. GRDP에 관한 통계에서의 산업분류는 농림어업, 광업, 제조업, 전기가스수도, 건설업, 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업, 금융보험부동산 및 임대서비스업, 사회 및 개인서비스업, 정부서비스 생산자 등이 있다. 이들 산업 중 서울시의 경우 농림어업 및 광업의 비중은 거의 영에 가까우므로 이들 산업의 비중을 다른 지역과 비교하는 것이

별 의미가 없다. 또한, 정부 서비스 생산자는 산업으로 보기 어려운 점이 있다. 따라서, 여기에서는 농림어업 ,광업 및 정부서비스생산자를 제외한 다른 산업만을 관찰의 대상으로 삼기로 한다.

각 산업들이 GRDP 혹은 GDP에서 차지하는 비중의 크기, 추세 및 불안정성 등을 비교한 결과는 〈표 1〉에 나타나 있다. 제조업 및 SOC 관련 산업의 경우는 서울이외 지역의 비중이 더 크며 서비스업의 경우는 서울의 비중이 더 크다. 한편, 그 비중의 불안정성을 나타내는 지표로 사용된 표준편차의 크기는 제조업의 경우를 제외하면 비중이 큰 지역이 불안정성도 크다고 말할 수 있다. 마지막으로 변화추세는 증가, 감소, 일정, 비정형 등 산업에 따라 다양하게 나타난다는 사실을 알 수 있다.

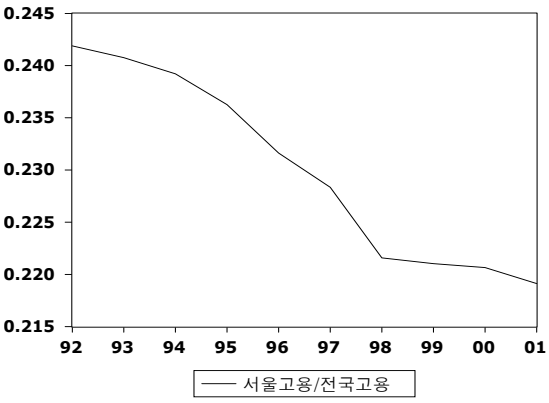
〈표 1〉 산업별 생산 비중의 비교

	크기		추세		표준편차	
	서울	서울이외	서울	서울이외	서울	서울이외
제조업	〈		−	+	〉	
전기가스수도	〈		+	+	〈	
건설업	〈		?	?	〈	
도소매음식숙박	〉		0	0	〉	
운수창고통신	〉		+	+	〉	
금융보험부동산임대	〉		+	+	〉	
사회 및 개인서비스	〉		+	+	〉	

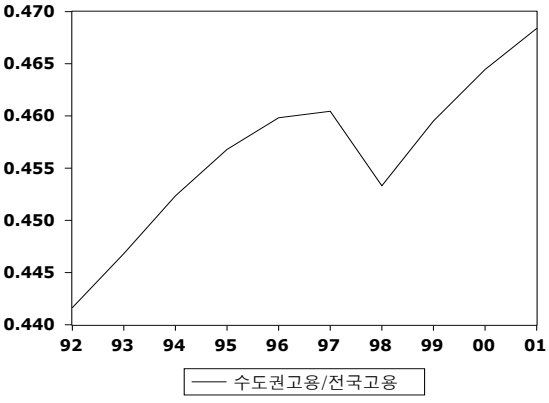
* ?는 비정형인 경우, 0은 거의 일정한 수준 유지의 경우를 말한다.

2. 고용 현황분석

서울시 고용이 전국 고용에서 차지하는 비중은 〈그림 3〉에 나타나 있는 바와 같이 지속적으로 감소하는 추세를 보이고 있다. 그러나, 소득현황분석의 경우와 마찬가지로 이러한 사실이 고용측면에서의 서울의 위상이 축소되었다는 것을 의미하는 것은 아닌데 이는 수도권 고용이 전국 고용에서 차지하는 비중을 나타낸 〈그림 4〉에 의해 확인된다. 즉, 수도권 고용 비중은 1998년의 경우를 제외하고는 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다.



〈그림 3〉 서울시 고용의 비중



〈그림 4〉 수도권 고용의 비중

서울 및 서울이외 지역의 제조업 고용비중은 모두 감소하는 추세를 보이고 있으며 서울

의 경우 감소 속도가 더욱 빠르며 90년대 중반 이후 서울의 제조업 고용비중이 전국에 미치지 못한다. 건설업 고용비중은 다른 산업에 비해 부동산 경기변동에 민감함을 알 수 있다. 또한, 서울 및 서울 이외지역의 건설업 고용비중의 크기는 시기별로 상이하다는 특징을 나타내고 있다. 도소매 및 음식숙박업, 사업개인공공기타 그리고 전기운수창고금융의 고용비중의 추이는 비슷하다. 즉, 전체적으로 보아 모두가 증가하는 추세를 보이고 있으며 서울시의 고용비중이 서울 이외지역의 고용비중에 비해 압도적으로 높다는 것이다.

3. 현황분석의 시사점

서울시가 생산 및 고용에서 차지하는 비중을 단순하게 파악한 결과에 의하면 생산 및 고용의 비중 및 그 변화추이가 산업별로 상당한 차이를 보인다는 것이다. 즉, 제조업의 생산 및 고용의 비중은 서울의 경우가 서울 이외지역에 비해 낮고 감소 속도도 빠른 반면, 서비스업의 경우는 그 반대라는 것이다, 한편, 건설업 및 사회간접자본 관련 산업의 경우는 시기별로 다른 움직임을 보이고 있다.

이상의 관찰결과는 서울 혹은 수도권과 여타 지역과의 생산성 및 효율성 등의 비교에 있어 제조업만을 대상으로 분석하는 경우(민경휘 외(2003), 박양호 외(2003)) 그 결과가 서울 혹은 수도권에 불리한 쪽으로 왜곡될 수 있다는 것을 시사한다. 따라서, 지역간 비교분석의 목적을 위해서는 서비스업의 고려가 필수불가결 하다고 말할 수 있다.

어느 지역의 생산 및 고용이 활발하다는 것이 그 지역의 생산상 이점을 반영하는 것으로 간주하며 위의 관찰을 종합할 때 다음의 결론을 유추할 수 있다. 첫째, 서울의 경우는 서비스업을 중심으로 국민경제를 선도하고 있을 가능성이 높으며, 이것이 사실인 경우 국가경쟁력 향상 및 지역간 상생발전을 위해서는 서울시의 서비스업 경쟁력을 강화시키는 것이 필요하다는 것이다. 둘째, 서울시의 세력권을 수도권으로 확대 해석하는 경우 제조업의 경우도 비수도권 지역에 비해 비교우위를 점하지 못한다는 증거를 발견하기 어렵다는 것이다. 이는 수도권 제조업의 선별적 강화의 필요성을 시사한다.

Ⅲ. 서울시 경제의 선도성 분석

1. 선도성 분석의 전제

여기에서는 서울시 경제의 움직임이 서울시 이외지역의 경제의 움직임에 선행하였는지의 여부를 실증적으로 검정하기로 한다. 검정의 대상은 소득, 즉 산업별 부가가치 생산으로 한정하기로 한다. 고용을 분석의 대상에서 제외한 이유는 산업별 고용의 경우 표본기간이 1992년~2001년으로 짧아 실증분석이 불가능하였기 때문이다.

산업별 부가가치 생산을 고려하기 위해 1995년을 기준년도로 하는 실질 부가가치 생산을 고려하였다. Y_i를 전국의 i 번째 산업의 실질 부가가치 생산으로 정의하기로 하는데 각각의 구체적 정의는 〈표 2〉에 나타나 있다.

〈표 2〉의 산업분류는 '지역내 총생산 및 지출' 상의 산업분류 중 일부를 제외한 결과인데 일부를 제외한 이유는 다음과 같다. 즉, 농림어업 및 광업의 경우는 서울의 경우 비중이 거의 없다시피 하여 다른 지역과 비교한다는 것 자체가 의미가 없어 제외하였다. 한편, 정부서비스 생산자 및 가계에 봉사하는 비영리 단체의 경우는 엄밀한 의미의 산업활동과 다소 차이가 있는 것으로 생각되어 분석의 대상에서 제외하였다. 한편, YA_i는 서울의 i 번째 산업의 실질 부가가치생산이며 YN_i는 비수도권의 i 번째 산업의 실질 부가가치생산으로 정의하였다.[1] 마지막으로 Y, YA 및 YN은 1995년을 기준년도로 하여 실질치로 나타낸 GDP, 서울의 GRDP 및 비수도권의 GRDP를 각기 나타낸다.

〈표 2〉 산업분류

기호	내 역
Y_1	제조업 실질 부가가치생산(전국)
Y_2	전기가스수도사업 실질 부가가치생산(전국)
Y_3	건설업 실질부가가치 생산(전국)
Y_4	도소매음식숙박업 실질 부가가치생산(전국)
Y_5	운수창고통신업 실질부가가치생산(전국)
Y_6	금융보험부동산임대서비스업 실질 부가가치생산(전국)
Y_7	사회 및 개인서비스업 실질 부가가치생산(전국)
YA_i	서울의 i 번째 산업의 실질 부가가치생산
YN_i	비수도권의 i 번째 산업의 실질 부가가치생산

서울시 경제의 선도성을 분석하는 방법론은 다양하게 고려될 수 있지만 여기에서는 벡터오차수정모형(vector error correction model, VECM)을 이용한 분산분해분석(variance decomposition analysis)을 고려하기로 한다.[2] 한편, VECM 이용의 정당성을 확보하기 위해서는 분석대상이 되는 경제변수들의 차수에 관한 검정이 선행되어야 한다. 이를 알아보기 위해 여기에서는 필립스-페론 단위근 검정(Phillips-Perron unit root test, PP 검정)을 수행하기로 한다.

〈표 3〉 PP 검정의 결과

Y	ΔY	Y_1	ΔY_1	Y_2	ΔY_2	Y_3	ΔY_3
0.4855	-4.75	1.09	-4.21	5.71	-2.85	-1.73	-2.08
Y_4	ΔY_4	Y_5	ΔY_5	Y_6	ΔY_6	Y_7	ΔY_7
-0.16	-4.66	5.03	-2.33	0.32	-3.09	0.92	-4.22
YA	ΔYA	YA_1	ΔYA_1	YA_2	ΔYA_2	YA_3	ΔYA_3
-1.97	-3.72	-2.47	-2.76	0.74	-2.61	-1.93	-3.77
YA_4	ΔYA_4	YA_5	ΔYA_5	YA_6	ΔYA_6	YA_7	ΔYA_7
-1.48	-3.41	0.13	-4.12	-1.43	-4.72	-0.27	-4.12
YN	ΔYN	YN_1	ΔYN_1	YN_2	ΔYN_2	YN_3	ΔYN_3
-0.50	-4.11	-0.86	-4.27	3.33	-2.43	-1.73	-1.83
YN_4	ΔYN_4	YN_5	ΔYN_5	YN_6	ΔYN_6	YN_7	ΔYN_7
0.32	-4.94	5.60	-2.36	-0.23	-6.37	-0.75	-4.89

1%: -3.92, 5%: -3.06, 10%: -2.68

각 변수들을 대상으로 PP 검정을 수행한 결과는 〈표 3〉에 나타나 있다. 이 표에 의하면 건설업 등 일부를 제외한 대부분의 변수는 10%의 유의수준하에서 $I(1)$임을 알 수 있다. 따라서 분산분해 분석을 수행하는 경우에 있어서는 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model,

1) 서울과 대비되는 지역으로 서울 이외지역으로 고려하지 않고 비수도권 지역을 고려한 이유는 서울 및 서울 이외지역으로 고려하는 경우는 VECM의 추정에 있어 영행렬의 존재로 추정이 불가능해지기 때문이다.

2) 이외에 고려할 수 있는 방법으로 코렐로그램(correlogram) 분석 등을 생각할 수 있는데 코렐로그램 분석의 경우 그 유의성이 없는 것으로 나타나 제외하였다.

VAR 모형)을 이용하지 않고 VECM을 이용하는 것이 타당하다.

2. 서울시 경제의 선도성 분석

여기에서는 전국, 서울시 및 비수도권 자료를 이용하여 VECM을 추정한 후 이를 이용하여 구한 분산분해 분석의 결과를 제시하기로 한다. 표본기간이 1985년~2001년이므로 외환위기 이후의 특수상황이 작동되는 1998년이 포함되어 있다. 따라서 VECM의 추정에 있어서는 1998년을 나타내는 더미변수를 명시적으로 도입하였다. 또한 표본기간이 짧은 점을 감안하여 시차는 1로 주었으며 적분차수를 1로 보기 어려운 건설업은 분석에서 제외하였다.[3)]

분산분해분석의 결과는 〈표 4〉에 정리되어 있다. 〈표 4〉의 제일 위의 표 중 음영이 있는 부분의 숫자는 각기 75.9, 18.7 및 5.4인데 이의 의미는 다음과 같다. 즉, Y, YA 및 YN을 대상으로 VECM을 추정하여 분산분해분석을 한 결과 Y의 경우 10년 후의 Y 분산 혹은 변동의 75.9%는 자체가 설명하고 18.7%는 YA의 변동에 의해 설명되며 나머지 5.4%는 YN에 의해 설명된다는 것이다. 이제 남은 문제는 이러한 분산분해분석의 결과를 이용하여 어떻게 서울시 경제의 선도성을 파악할 수 있는가 하는 것이다.

〈표 4〉 분산분해분석의 결과

Y, YA, YN									
	Y			YA			YN		
기간	Y	YA	YN	Y	YA	YN	Y	YA	YN
1	100.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	98.1	0.5	1.3
5	88.9	10.3	0.8	24.5	60.2	15.3	96.4	0.9	2.6
10	75.9	18.7	5.4	28.4	62.4	9.2	79.3	19.2	1.7

Y_1, YA_1, YN_1									
	Y_1			YA_1			YN_1		
기간	Y_1	YA_1	YN_1	Y_1	YA_1	YN_1	Y_1	YA_1	YN_1
1	100.0	0.0	0.0	46.3	53.7	0.0	80.8	0.1	19.1
5	90.0	5.2	4.8	64.1	4.8	31.1	52.6	13.9	33.3
10	87.8	4.2	7.9	59.6	1.4	39.0	33.4	12.4	54.2

Y_2, YA_2, YN_2									
	Y_2			YA_2			YN_2		
기간	Y_2	YA_2	YN_2	Y_2	YA_2	YN_2	Y_2	YA_2	YN_2
1	100.0	0.0	0.0	41.9	58.1	0.0	76.0	8.7	15.3
5	71.8	23.6	4.7	18.0	60.6	21.4	72.2	16.9	10.9
10	63.0	30.7	6.3	12.1	68.4	19.5	71.8	17.9	10.3

Y_4, YA_4, YN_4									
	Y_4			YA_4			YN_4		
기간	Y_4	YA_4	YN_4	Y_4	YA_4	YN_4	Y_4	YA_4	YN_4
1	100.0	0.0	0.0	45.4	54.6	0.0	71.8	25.3	2.9
5	93.6	1.5	4.8	60.9	16.8	22.3	71.1	15.5	13.3
10	39.2	9.4	51.3	46.4	5.7	47.9	14.9	8.1	71.6

Y_5, YA_5, YN_5									
	Y_5			YA_5			YN_5		
기간	Y_5	YA_5	YN_5	Y_5	YA_5	YN_5	Y_5	YA_5	YN_5
1	100.0	0.0	0.0	60.6	39.4	0.0	74.4	18.5	7.3
5	37.3	3.2	59.6	62.8	35.9	1.2	41.5	33.9	24.6
10	26.0	0.5	73.5	28.0	19.3	52.7	26.3	2.6	71.1

Y_6, YA_6, YN_6									
	Y_6			YA_6			YN_6		
기간	Y_6	YA_6	YN_6	Y_6	YA_6	YN_6	Y_6	YA_6	YN_6
1	100.0	0.0	0.0	6.2	93.8	0.0	67.0	27.5	5.6
5	67.3	16.2	16.5	5.6	67.2	27.2	46.4	45.3	8.3
10	51.4	27.1	21.5	6.1	65.7	28.2	24.8	61.3	13.8

3) 건설업이 경제에서 차지하는 비중이 상당히 크며 선도성을 가질 수 있다는 점에서 건설업을 분석의 대상에서 제외할 때 문제점이 있다고 이의를 제기할 수 있다. 그러나 건설업 부가가치 생산의 적분차수가 1인 아니므로 분석에서 제외할 수밖에 없다는 불가피성 및 모든 지역의 건설업이 다 분석에서 제외되었다는 점에 의한 왜곡가능성의 최소화 등에 의해 본 연구의 분석결과가 근본적으로 왜곡되지는 않는 것으로 생각된다.

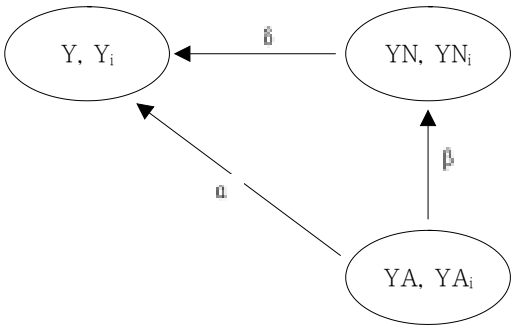
(계속)

Y_7, YA_7, YN_7									
	Y_7			YA_7			YN_7		
기간	Y_7	YA_7	YN_7	Y_7	YA_7	YN_7	Y_7	YA_7	YN_7
1	100.0	0.0	0.0	2.4	97.6	0.0	79.3	18.2	2.6
5	43.9	56.0	0.1	0.7	98.6	0.8	84.2	11.8	3.9
10	15.8	84.0	0.2	0.3	98.9	0.8	81.6	14.2	4.2

국민경제 전체에서 발생하는 변동의 많은 부분을 서울시 경제의 변동이 설명한다면 서울시 경제가 국민경제에서 선도적 역할을 담당한다고 말할 수 있다. 즉, 장기적으로 Y 혹은 Y_i의 변화의 상당 부분을 YA 혹은 YA_i가 설명한다면 서울시 경제가 선도적 역할을 담당한다고 말할 수 있다는 것이다. 여기에서 어느 정도가 상당 부분인가에 대한 기준은 존재하지 않으나 본 연구에서는 30%면 상당 부분에 해당하는 것으로 간주한다.

(선도성 조건 1)
10기 후의 Y 혹은 Y_i의 변화의 30% 이상을 YA 혹은 YA_i가 설명한다.

산업에 따라서는 서울시 경제의 선도성이 직접효과와 간접효과의 합으로 파악될 수도 있다. 예를 들어 장기적으로 Y 혹은 Y_i의 변화의 30% 미만을 YA 혹은 YA_i가 설명하지만 YN 혹은 YN_i가 Y 혹은 Y_i의 상당부분을 설명하며 YA 혹은 YA_i가 YN 혹은 YN_i의 상당부분을 설명하는 경우가 이에 해당한다. 이 경우를 그림으로 나타내면 〈그림 5〉와 같다. 〈그림 5〉에서 α, β 및 δ가 각기 화살표 방향대로의 변화의 설명비율이라고 하는 경우 α가 직접효과, $\beta\times\delta$가 간접효과에 해당하므로 다음과 같은 조건을 생각할 수 있다.



〈그림 5〉 '선도성 조건 2'의 도식화

(선도성 조건 2)
10기 후에 있어 α 〈0.3이지만 $\alpha + \beta\times\delta$〉 0.3이 성립한다.

위의 두가지 조건이 충족되지 않는 경우는 다음의 두 가지 경우로 해석될 수 있다. 첫째는, (선도성 조건 1)에 YA 혹은 YA_i 대신에 YN 혹은 YN_i가 대입되거나, (선도성 조건 2)에 관한 살명에서 YA와 YN 그리고 YA_i와 YN_i가 서로 바뀌어 들어가는 경우이다. 이 경우는 비수도권 지역이 선도하는 경우에 해당한다. 둘째는, 서울 및 비수도권 모두 선도하지 못하는 경우인데 이 경우의 해석은 상황에 따라 달리 할 수밖에 없다.

이상의 기준에 의해 〈표 4〉를 해석하면 다음과 같다. 첫째, Y_2(전기가스수도), Y_6(금융보험부동산임대서비스), Y_7(사회 및 개인서비스)의 경우는 서울 경제가 국민경제를 선도한다. 둘째, Y_4(도소매음식숙박) 및 Y_5(운수창고통신)의 경우는 비수도권이 국민경제를 선도한다. 마지막으로 Y(GDP) 및 Y_1(제조업)의

경우는 서울시와 비수도권 모두 국민경제를 선도한다고 말할 수 없다.

선도성이 명백하게 밝혀지지 않은 경우는 다른 가능성을 검토해 볼 수 있다. 즉, 모형에서 빠진 경기도의 역할을 조명해 볼 수 있다. 제조업의 경우 서울 대신 경기도를 대입하여 분산분해분석을 한 결과에 의하면 α = 0.1, β = 0.5 및 δ = 0.22로서 경기도의 제조업이 국민경제를 선도하는 것으로 해석될 수 있다.

3. 선도성 분석의 시사점

VECM의 추정 및 이를 이용한 분산분해분석에 의해 선도성을 분석한 결과에 의하면 Y_2(전기가스수도), Y_6(금융보험부동산임대서비스), Y_7(사회 및 개인서비스)의 경우는 서울경제가 국민경제를 선도하며 Y_1(제조업)의 경우는 경기도가 국민경제를 선도할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 〈표 1〉과 비교하여 보면 생산 비중이 크거나 변동성이 큰 산업이라고 해서 반드시 선도성이 있는 것은 아니라는 사실을 알 수 있다.

서울시 경제의 서비스업에 있어서의 선도성 및 경기도의 제조업에 있어서의 선도 가능성 등의 분석결과는 앞의 현황분석의 시사점과 일맥상통한다. 즉, 서울시 서비스업의 경쟁력 강화 및 경기도 제조업의 선별적 경쟁력 강화 등이 바람직하다는 것이다.

Ⅳ. 서울시 경제의 생산성 비교분석[4)]

1. 총요소생산성의 정의

일반적으로 생산성이란 산출물과 그 산출물을 생산하기 위해 투입된 생산요소들의 지수(index)와의 비율이다. 만일 노동만을 이용하여 생산을 한다면 산출물의 양을 노동의 투입량으로 나눈 노동의 평균생산성이 곧 생산성이 된다. 만일 노동 및 자본을 이용하여 생산을 한다면 생산성을 구하기 위해 산출물을 노동과 자본을 적절하게 가중평균하여 만든 지수로 나누어야 한다. 이러한 생산성은 어느 경제의 현재의 기술수준을 나타내는 것으로 해석되므로 생산성의 변화는 곧 기술수준의 변화를 나타나게 된다.

기술의 변화 곧, 기술진보(technological progress)가 있다는 것은 투입물의 양이 일정하여도 산출물이 증가할 수 있다는 것을 나타낸다. 신기술의 발명 및 혁신 등은 물론 생산조직의 재편 및 지식확산 경로의 개선 등과 같은 제도개선도 기술진보의 요인이 될 수 있다. 어느 경제의 기술수준을 각 산업의 평균기술수준으로 파악하는 경우 단기적으로는 생산조직의 재편이나 지식확산경로의 개선 등에 의해 평균기술수준을 향상시킬 수 있다. 그러나 장기적으로는 신기술의 발명 및 혁신 등에 의해 기술경계(technology frontier)를 확장시켜야만 평균기술수준이 향상될 수 있다.

다수의 투입물을 이용하여 생산을 하는 경

4) 여기에서의 추정가능한 모형의 설정 및 TFP 추계의 전제조건의 설명 등은 서승환(2001)의 내용에 크게 의존하고 있다.

우의 기술진보를 나타내는 일반적인 방법으로 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP)을 생각할 수 있다. 지금 Q_t, L_t 및 K_t를 각기 t기의 산출량, 노동의 투입량 및 자본의 투입량이라 하고 생산함수가 $F(\cdot)$로 주어졌다고 하자. 이 경우 TFP는 다음 식에서의 A_t의 변화율로 나타낼 수 있다.

$$Q_t = A_t F(L_t, K_t) \qquad (1)$$

생산함수를 위와 같은 형태로 주는 경우 기술진보는 외생적, 비체화적(disembodied) 힉스 중립적(Hicks neutral) 기술진보가 된다. 한편 A_t는 노동과 자본의 투입 이외에 산출량을 증가시키는 요인들을 모두 모아 놓은 것으로 이해할 수 있다. 그 예로는 경영능력, 조직경쟁력, 연구 및 개발, 체화된 기술진보 및 기술확산 등을 들 수 있다. TFP를 실증적으로 추정하는 방법에는 성장회계 접근방법(Growth Accounting Approach) 및 생산함수 직접추정 방법이 있으나 본 논문에서는 성장회계 접근방법에 따르기로 한다.

성장회계 접근방법에서는 생산함수를 직접 추정하지 않고 생산함수의 성질을 이용하여 간접적으로 A_t의 변화율을 추계하여 TFP를 구한다. 위의 식 (1)을 t에 관하여 미분한 후, 완전경쟁 및 이윤극대화 가정하에서는 산출량의 생산요소 탄력성이 생산요소의 분배몫이 된다는 사실을 이용하여 정리하면 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} TFP_t &\equiv (dA_t/A_t)/A_t \\ &= (dQ_t/dt)/Q_t - [\alpha_t(dL_t/dt)/L_t \\ &\quad + \beta_t(dK_t/dt)/K_t] \end{aligned} \qquad (2)$$

여기에서 α_t 및 β_t는 각기 $\alpha_t \equiv (L_t/Q_t)(dQ_t/dL_t)$ 및 $\beta_t \equiv (K_t/Q_t)(dQ_t/dK_t)$로 정의되며 규모에 대한 수확불변을 가정하면 $\alpha_t + \beta_t = 1$이 성립한다.[5] 산출량, 노동 및 자본스톡에 관한 자료가 있는 경우 식 (2)에 의해 TFP를 추계할 수 있다.

2. 추정가능한 모형의 설정

여기에서는 성장회계 접근방법에 의해 수도권의 총요소생산성을 추정할 수 있는 방법을 모색하기로 한다. 수도권을 대상으로 식 (2)를 추계하는 경우 당면하는 문제는 자본스톡에 관한 자료가 없다는 것이다. 따라서 여기에서는 자본스톡에 관한 통계가 없음에도 불구하고 식 (2)를 추계할 수 있는 방법을 모색하기로 한다. 콥-다글라스(Cobb- Douglas) 생산함수를 가정하여 식 (1)을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$Q_t = A_t L_t^{\alpha} K_t^{\beta} \qquad (3)$$

---

5) 식 (2)에서 TFPt는 산출량 증가율에서 디비지아 지수(Divisia Index)에 해당하는 노동과 자본스톡 증가율의 가중평균을 차감한 잔차로 나타난다. 이 경우의 잔차를 솔로우(Solow, 1957)에 따라 솔로우 잔차(Solow residual)라 한다. αt에 관한 추정치를 $(1/2)(\alpha_{t-1} + \alpha_t)$로 βt에 관한 추정치를 $(1/2)(\beta_{t-1} + \beta_t)$로 나타내는 것이 톤크비스트 지수(Tornqvist index)인데 디어워트(Diewart, 1976)에 의하면 생산함수가 규모에 대한 수확불변 및 트랜스 로그(trans log)형태를 취하는 경우 톤크비스트 지수를 가중치로 하여 구한 기술진보는 정확한 측정(exact measure)이 된다.

식 (3)의 양변에 로그(log)를 취한 후 전미분하여 정리하면 앞의 식 (2)와 동일한 관계를 얻는다. 생산물및 생산요소시장이 모두 완전경쟁이며 이윤극대화를 이루는 것으로 가정하면 자본의 한계생산물가치는 자본임료와 같다. 한편 자본시장이 균형을 이루고 있다고 가정하면 자본임료는 실질이자율 r_t와 같다. 따라서 산출물의 가격을 1로 표준화하면 다음이 성립한다.

$$\beta A_t L_t^{\alpha} K_t^{\beta-1} = r_t \qquad (4)$$

식 (3)과 (4)를 이용하여 K_t/Q_t를 구하면 $K_t/Q_t = \beta/r_t$가 됨을 알 수 있다. 따라서 K_t는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$K_t = [\beta/r_t]Q_t \qquad (5)$$

K_t를 t기말의 자본스톡으로 해석하기로 한다. I_t가 t기중의 투자이며 δ를 감가상각율이라 하면 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$가 성립한다. 이 관계와 식 (5)를 이용하여 $(dK_t/dt)/K_t$를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}(dK_t/dt)/K_t &= \frac{(1-\delta)K_{t-1} + I_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} \\ &= I_t/K_{t-1} - \delta \\ &= (I_t r_{t-1})/(\beta Q_{t-1}) - \delta \qquad (6)\end{aligned}$$

식 (6)을 식 (2)에 대입하여 정리하면 다음의 관계를 얻는다.

$$\begin{aligned}TFP_t &\equiv (dA_t/dt)/A_t \\ &= [(dQ_t/dt)/Q_t - (I_t r_{t-1}/Q_{t-1})] + \beta\delta \\ &\quad - \alpha(dL_t/dt)/L_t \qquad (7)\end{aligned}$$

식 (7)에 자본스톡은 포함되어 있지 않으나 투자 I_t가 포함되어 있다. 그러나 수도권의 경우 투자에 관한 자료도 존재하지 않으므로 식 (7)을 한번 더 변형시켜 줄 필요가 있다. 수도권의 경제규모가 국민경제에서 차지하는 비중이 매우 높으므로 수도권의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조와 매우 유사할 것으로 짐작할 수 있다. 이를 수도권의 투자구조와 국민경제 전체의 투자구조가 동일한 것으로 단순화시키기로 하자.

TI_t를 t기의 국민경제 전체의 투자라 하고 TZ_t를 TI_t에 영향을 주는 변수벡터라 하자. 이 경우 국민경제 전체의 투자함수를 추정한 결과 다음을 얻었다고 하자.

$$TI_t = \eta' TZ_t \qquad (8)$$

식 (8)을 추정하였다는 것은 η의 추정치를 안다는 것을 의미한다. 국민경제가 수도권을 포함하여 n개의 지역으로 구성되어 있으며 수도권 이외의 k번째 지역의 투자를 I_t^k라 하자. 한편 수도권의 경우의 TZ_t에 해당하는 변수들의 벡터를 Z_t라 하고 수도권 이외의 k번째 지역의 TZ_t에 해당하는 변수들의 벡터를 Z_t^k라 하자.

예를 들어 TZ_t의 첫번째 변수가 국내총생산(Gross Domestic Product, GDP)이라면 Z_t의 첫번째 변수는 수도권의 지역내총생산(Gross

Regional Domestic Product, GRDP)이며 Z_t^k의 첫번째 변수는 수도권을 제외한 k번째 지역의 지역내총생산이 된다. 국민경제 전체의 투자는 모든 지역의 투자의 합이며 국내총생산은 모든 지역의 지역내총생산의 합이다. 따라서 다음이 성립한다.

$$[I_t + \sum I_t^k] = \eta'[Z_t + \sum Z_t^k] \qquad (9)$$

수도권의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조가 같다는 가정하에서 식 (9)는 다음의 관계가 성립함을 의미한다.

$$I_t = \eta' Z_t \qquad (10)$$

여기에서 수도권의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조와 같다는 가정이 없으면 식 (9)는 일반적으로 식 (10)이 성립함을 의미하지 못한다. 만일 국민경제 전체를 대상으로 투자함수를 추정하여 η의 추정치가 알려졌으며 수도권의 경우 Z_t에 해당하는 자료가 이용가능하다면 식 (10)에 의해 수도권의 투자 I_t를 구할 수 있다. 이 경우 식 (7)의 우변에 해당하는 값이 모두 주어졌으므로 수도권의 TFP를 구할 수 있다.

3. 총요소생산성의 추계

여기에서는 1989년~2001년의 연간자료를 이용하여 전국 및 수도권을 대상으로 위의 식 (7)에 의해 TFP를 추계하기로 한다. 표본의 시작이 1989년인 이유는 비농림어업 고용량 관련 통계청의 통계가 1989년 이후에만 가능하기 때문이며 끝이 2001년인 이유는 본 논문이 작성된 시기의 GRDP 관련 가장 최근 자료가 그 해이기 때문이다.

여기에서의 추계와 통상적인 TFP의 추계와의 차이점은 자본스톡에 관한 자료미비의 문제를 투자에 관한 자료를 이용하여 해결하면서 추계를 한다는 것이다. 여기에서 사용하는 추계방법이 통상적인 추정방법과 다르므로 먼저 해야 할 일은 이러한 추계방법이 타당성이 있는지의 여부를 먼저 검정하는 것이다. 이러한 검정을 위해 전국의 TFP를 위의 식 (7)에 의해 추계한 결과를 기존의 연구결과와 비교하는 것이 필요하다.

동아시아의 경제발전이 생산성 증가에 의한 것이 아니라 단순한 생산요소의 축적의 결과에 불과하다는 Krugman(1994)의 주장 이래 동아시아 각국의 TFP를 추계하기 위한 다양한 시도가 있었으며 그러한 시도에는 우리 나라도 포함되었다. 우리 나라의 TFP에 관한 추계결과를 요약하면 〈표 5〉와 같다.

〈표 5〉 우리 나라의 TFP 추정에 관한 선행연구

연구자	기 간	TFP(%)
Young	1966~1990 1985~1990	1.7 2.6
Kim & Lau	1966~1990	0; 1.2; -0.5
Marti	1970~1985 1970~1990	1.6 1.4
Collins & Bosworth	1960~1994 1984~1994	1.5 2.1
Klenow & Rodriguez	1960~1985	2.5
Dowling & Summers	1961~1975 1976~1985 1986~1995	2.93; 2.57; 2.21 2.74; 2.38; 2.02 3.91; 3.55; 3.19

〈표 5〉에서 Kim & Lau(1994)의 경우 세 개의 TFP의 값이 보고되고 있다. 0은 NIES의 경우 기술진보가 0인 것을 가정하며 모든 국가에게 동일한 메타생산함수(meta production function)를 적용한 경우의 TFP 값이며, 1.2는 자본체화(capital augmentation)가 0이 아니라는 가정하에서 구한 TFP 값이다. 마지막으로 -0.5는 성장회계 접근방법에 의해 구한 TFP 값이다. 한편 Dowling & Summers(1998)의 경우 세 개의 값은 각기 자본의 분배몫이 0.3, 0.35 및 0.4인 경우의 TFP 값이다.

Dowling & Summers(1998)에서 지적된 바와 같이 솔로우 잔차(Solow residual)의 크기는 빈테지 자본 모형(vintage capital model)을 이용하는 경우, 자본이용율(capital utilization rate), 감가상각 및 투입요소의 환가지수 등을 고려하는 경우 작아지는 경향이 있으며 노동이 질에 의해 조정되지 않는 경우 과대 평가되는 경향이 있다. 또한, 노동과 자본의 투입량을 적절하게 조정한 경우에도 TFP의 크기는 표본기간, 자본의 분배 몫, 각 표본기간의 경제성장률 등에 따라 매우 큰 차이를 보인다.

〈표 5〉에 나타난 바와 같이 우리 나라의 TFP에 대한 추계결과는 표본기간 및 추계기간 등에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 그러나 1985년 이후 우리 나라의 TFP의 값은 1.5~4.0%, 90년 이후 기간이 포함된 경우는 2~4% 정도의 수준인 것으로 파악하면 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.

1) 전국 총요소생산성의 추계

여기에서는 우리 나라의 TFP를 식 (7)에 의해 파악하는 경우 그 결과가 어떻게 얻어질 것인지 알아보기로 한다. 전국의 TFP를 추계하는 경우에는 전통적인 방법대로 추계된 자본스톡 자료를 이용할 수도 있지만 여기에서 식 (7)을 이용하여 추계하는 이유는 수도권의 추계결과와 비교분석을 하기 위해서이다. 즉, 자본스톡 자료가 없는 수도권의 경우 식 (7)에 의해 TFP를 추계할 수밖에 없으므로 비교분석을 하기 위해서는 전국의 TFP도 같은 식 (7)에 의해 추계해야 한다는 것이다.

전국을 대상으로 위의 식 (7)을 추계하기 위해 어떠한 자료를 이용해야 하는지 먼저 알아보기로 한다. 전국을 대상으로 TFP를 추계하는 경우 산출량, Q_t는 실질 GDP를 사용한다. 그러나, 전국을 대상으로 하지만 식 (7)에 의해 TFP를 추계하는 경우에는 실질 GDP 보다는 비농림어업의 실질산업생산에 의해 파악하는 것이 더 타당한 것으로 생각된다. 왜냐하면 대부분 실질 설비투자와 실질 건설투자의 합으로 나타나는 실질투자, I_t는 광공업과 서비스업 중 특히 건설업에 의해 이루어지며 농림어업이나 정부서비스 생산자에 의해 이루어지는 것이 아니기 때문이다. 따라서 이 연구에서는 비농림어업의 실질산업생산만에 의해 Q_t를 나타내기로 한다.[6)]

Q_t를 비농림어업의 실질산업생산에 의해 파악하는 경우 L_t는 비농림어업의 고용량이 된

6) 여기에서 정부부문을 제외하였다는 사실에 대해 중앙부처의 서울집중과 연관하여 문제를 제기할 수도 있다. 그러나, 생산 GRDP의 파악에 있어 GRDP는 산업, 정부서비스생산자, 민간비영리단체, 금융귀속서비스(-)의 합으로 나타나며 정부서비스생산자는 일반공공행정 및 사회서비스업 등의 합으로 나타난다. 한편, 서울시의 경우 산업 GRDP가 GRDP에서 차지하는 비중은 거의 99%이며 정부서비스생산자, 민간비영리단체 및 금융귀속서비스(-)의 합은 거의 0에 가깝다. 이런 점에서 비농림어업의 산업 GRDP만 고려하는 것이 본 연구의 결과를 크게 왜곡시킨다고 볼 수는 없다.

다. 노동을 질에 의해 조정하지 않으면 솔로우 잔차(Solow residual)가 과대평가된다는 사실이 알려져 있는 만큼 노동의 질을 조정할 필요성이 있다. 노동의 질을 얼마나 조정할 것인지에 대한 선행연구는 많지 않다. TFP의 추정에 있어서 인간자본(human Capital)을 고려한 Kim & Lau(1995)의 연구결과에 의하면 우리나라를 포함한 동아시아 국가들의 경제성장률에 대한 노동력 및 인간자본의 성장기여도는 2:1 정도인 것으로 나타났다. 이에 기초하여 노동의 질을 고려한 노동증가율은 $[(dL_t/dt)/L_t]\times1.5$로 조정하기로 한다.

이러한 조정은 본 연구에서 추계된 결과를 기존의 연구 결과들과 직접비교가 가능하도록 만들기 위한 것이다. 본 연구에서 중요한 것은 전국의 TFP와 수도권의 TFP를 상대적으로 비교하는 것이므로 각 지역별로 노동의 질에 관한 조정이 같은 방법으로 이루어진다면 생산성 비교분석은 영향을 받지 않는다.

금리, r_t는 실질투자를 결정짓는 요인이므로 명목금리에서 인플레이션율을 차감한 실질금리가 고려되어야 한다. 명목금리로는 시장의 자금사정을 비교적 잘 반영하는 것으로 생각되어 널리 이용되고 있는 3년만기 회사채 수익률을 이용하였다. 한편, 인플레이션율은 소비자물가지수를 이용하여 구하였다.

마지막으로 감가상각율, δ 및 자본의 분배몫, β만 알면 식 (7)에 의해 TFP_t를 추계할 수 있다. 먼저 감가상각율, δ에 대해 생각하기로 한다. 본 연구에서는 감가상각율의 값을 0.04로 고정시키기로 하는데 그 이유는 다음과 같다. 동아시아 국가들을 대상으로 TFP를 구한 선행연구들 중 King & Levine(1994) 및 Nehru and Dhareshwar(1993) 등에 의하면 감가상각률을 0.04로 고정시키고 있다. 또한 식 (7)에서 감가상각율이 TFP에 영향을 주는 것은 (감가상각율×자본의 분배몫)이며 자본의 분배몫도 1이하의 작은 값이므로 감가상각율의 변화 자체는 TFP의 값을 크게 변화시키지 않는다.

감가상각율의 수준을 결정하는데 있어서는 여기에서 고려되는 수준인 0.04보다 0.01 더 크거나 혹은 0.01 더 작거나 하는 정도만을 고려할 수 있다고 보는 것이 현실적이다. 그런데, 예를 들어 자본의 분배몫이 0.4인 경우 감가상각율이 0.04인 경우와 그 차이가 ±0.01인 경우와의 $\delta\beta$의 값의 차이는 ±0.004로 크지 않다. 또한, $\delta\beta$의 값을 전국과 수도권 모두 같은 상수값으로 고정시키는 경우 감가상각율의 절대적 수준은 수도권과 전국의 생산성을 비교분석한다는 본 연구의 목적에 전혀 영향을 주지 않는다.

이제 자본의 분배 몫을 어떻게 고려할지 알아보기로 한다. Sarel(1996), Collins & Bosworth (1997) 및 Harberger(1996) 등의 연구결과에 의하면 TFP의 추정결과는 자본의 분배 몫에 상당히 민감한 것으로 나타났다. 그러나, 동아시아의 TFP를 추계한 선행연구 결과들에 의하면 각 연구에서 가정하는 자본의 분배 몫에는 일정한 한계가 있는 것으로 파악된다. Young(1994)의 홍콩, 싱가폴 등의 TFP의 추정에 있어서는 0.45가 자본의 분배 몫으로 가정되었으며 Kim & Lau(1994) 및 Dowling & Summers(1998)에 있어서는 NIES의 경우 0.4 내외의 값이 자본의 분배 몫으로 고려되었다.

따라서 본 연구에서는 자본의 분배 몫으로 0.3, 0.35 0.4의 세가지 경우를 고려하는데 이 세가지 경우가 가능한 상황을 거의 포함할 것으로 예상된다.

〈표 6〉 총요소생산성의 추계결과 (전국)

	β = 0.4	β = 0.35	β = 0.3
1990	0.052	0.046	0.041
1991	0.046	0.041	0.034
1992	-0.013	-0.019	-0.025
1993	0.034	0.030	0.027
1994	0.041	0.035	0.030
1995	0.056	0.051	0.047
1996	0.025	0.021	0.017
1997	0.031	0.027	0.024
1998	-0.004	0.000	0.003
1999	0.084	0.080	0.077
2000	0.048	0.043	0.037
2001	0.001	0.007	0.003
90~01	0.035	0.030	0.026
96~01	0.033	0.030	0.027

이상의 자료 및 전제들 하에서 식 (7)에 의해 전국의 TFP를 추계한 결과는 〈표 6〉에 나타나 있다. 자본의 분배 몫을 얼마로 주는가에 따라 차이가 있지만 전국의 TFP는 2.5%~3.5%의 수준인 것으로 얻어졌으며 이러한 TFP의 평균치는 90~01 기간 및 96~01 기간으로 기간을 구분하여도 별 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한, 이러한 추계결과가 〈표 5〉와 큰 차이를 보이지 않으므로 식 (7)에 의한 TFP의 추계가 타당함을 알 수 있다.

2) 서울 및 수도권 총요소생산성의 추계

여기에서는 서울 및 수도권의 TFP를 식 (7)에 의해 추계하기로 한다. 이 경우 수도권을 이루는 서울, 인천 및 경기도에 관해 어떤 자료가 이용가능하며 어떤 자료는 이용 불가능한지 또한 없는 자료는 어떻게 할 것인지 등을 먼저 고려해야 한다. Q_t에 관해서는 1985년 이후 서울, 인천 및 경기도의 실질 비농림어업 산업생산량을 이용할 수 있다. 이에 맞추어 L_t로는 통계청에서 1989년 이후 작성한 각 지역의 비농림어업 고용량을 이용할 수 있다. 한편 수도권 전체의 Q_t 및 L_t는 각 지역별 Q_t 및 L_t의 값을 합하여 얻을 수 있다.

각 지역별 실질금리는 다음과 같이 고려될 수 있다. 명목금리로 사용된 3년만기 회사채 수익률은 전국적으로 동일하다. 또한, 각 지역별 소비자 물가지수 자료가 있으므로 이를 이용하여 각 지역별 인플레이션율을 구할 수 있다. 마지막으로 명목금리에서 각 지역별 인플레이션율을 차감하여 각 지역별 실질금리를 계산할 수 있다. 수도권의 실질금리는 각지역별 실질금리를 실질 GRDP를 가중치로 이용하여 구한 가중평균치를 이용하였다. 단순평균치와 가중평균치가 큰 차이를 나타내는 것은 아니지만 경제비중이 큰 지역을 더 중요하게 고려해야 한다는 상식에 적합하도록 가중평균을 이용하였다.

이밖에 식 (7)에 의해 수도권의 TFP를 추계하기 위해 필요한 자료는 실질 투자에 관한 자료이다. 수도권의 경우 이 자료가 존재하지 않으므로 앞에서 논의된 바와 같이 전국의 투자함수를 추정한 후 이를 이용하여 수도권의 실질 투자를 추계하는 방법을 사용하기로 한다.

국민경제 전체의 투자 TI_t는 기계및 운수장비 투자, 주거용및 비주거용건물 투자, 기타 구

축물 투자, 토지개량, 낙농축 등을 포함한다. 여기에서는 TI_t로서 1995년을 기준연도로 하는 실질 총투자를 이용하였다. 기계및 운수장비 투자로 대별되는 설비투자에 영향을 주는 요인으로 흔히 고려되는 것이 소득과 이자율이다. 소득증가는 유발투자의 증가를 초래하며 이자율의 상승은 자본의 사용자비용의 상승을 초래하여 투자를 위축시킨다. 이에 따라 실질 국내총생산 GDP_t와 실질이자율을 설명변수로 도입하였다. 또한, 주거용 및 비주거용건물 투자와 공적분(cointegration)관계를 가지며 그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과에 의하여도 주거용 및 비주거용건물 투자를 설명하는 변수로 인식될 수 있는 변수는 건축허가면적 B_t이다(서승환, 1994). 이에 따라 건축허가면적을 TI_t의 설명변수로 고려하였다.

TI_t를 추정하기 위한 자료들은 1989년 1/4분기~2001년 4/4분기의 분기별 자료이며 모든 자료들은 X12 ARIMA에 의하여 계절조정을 한 후 추정에 이용하였다. 여기에서 표본기간의 결정은 수도권의 이용가능한 자료의 한계인 2001년을 마지막 기간으로 하고 시작기간은 추정량의 통계적 신뢰도가 유지될 수 있도록 적절히 결정하였다. 이상에 의해 전국의 투자함수를 추정한 결과는 다음과 같다.

$$
\begin{aligned}
TI_t = {} & \underset{(1.23)}{859.9} + \underset{(1.17)}{0.012}\, GDP_t - \underset{(2.41)}{67.612}\, r_t + \\
& \underset{(4.99)}{0.7803}\, B_t + \underset{(2.53)}{1602.8}\, D914 - \\
& \underset{(7.25)}{4656.4}\, D981 + \underset{(3.74)}{2434.5}\, D001 + \\
& \underset{(28.1)}{0.8970}\, TI_{t-1}
\end{aligned}
$$

DW: 1.46, adj-R^2: 0.9939

여기에서 D로 시작되는 변수들은 더미변수인데 예를 들어 D914는 1991년 4/4분기는 1로 하고 나머지 기간은 0으로 하는 더미변수이다. 한편, 괄호안의 값은 t-통계량, adj-R^2는 자유도에 의하여 수정된 결정계수 그리고 DW는 더빈-왓슨(Durbin-Watson) d-통계량을 각기 나타낸다.

이제 위의 투자함수의 추정결과를 이용하여 수도권의 실질 투자를 어떻게 구할 수 있는지 살펴보기로 한다. 서울, 경기도 및 인천의 $GRDP_t$, r_t 및 B_t에 관한 자료가 존재하므로 이론적으로는 위의 추정결과를 이용하여 각 지역의 실질투자를 다음의 식과 같이 구할 수 있다.

$$
I_t = (0.012/a)GRDP_t - (67.612/a)r_t + (0.7803/a)B_t \qquad (11)
$$

여기에서 $GRDP_t$, r_t 및 B_t는 각기 해당지역의 GRDP, 실질금리 및 건축허가면적이 된다. 예를 들어 해당지역이 서울인 경우 식 (11)의 설명변수들은 각기 서울의 GRDP, 실질금리 및 건축허가면적이 된다는 것이다. 한편 $a = 1 - 0.8970$을 만족한다. 식 (11)을 이용하여 I_t를 구하는데 있어서 유의해야 할 것은 금리의 처리문제이다. 분기별 자료대신 연간자료을 사용하면 연간 소득은 분기별 소득을 모두 합한 것이다. 그러므로 금리도 연간 평균치에 4를 곱하여 계산에 이용하여야 한다.

전국의 투자함수를 이용하여 특정지역의 투자함수를 위의 식 (11)에 의해 구하기 위해서

는 특정지역의 투자행태가 전국과 비슷해야 한다. 이러한 전제조건은 특정지역의 전국대비 경제적 비중이 상당히 큰 경우에만 성립할 가능성이 높다. 전국대비 수도권의 GRDP 및 비농림어업 고용의 비중은 1990년 이래 각기 40%대 및 50%대인 것으로 파악된다. '상당히 커야 한다'는 것에 대한 객관적 기준은 있을 수 없지만 이 정도의 비중이면 수도권 전역의 투자행태가 전국의 투자행태와 크게 다를 것으로 생각되지는 않는다.

한편, 1990년 이래의 서울의 수도권내의 비중은 GRDP 및 비농림어업 고용의 경우 모두 50%를 상회한다. 따라서, 서울의 경우는 전국에서 차지하는 비중이 수도권보다는 작지만 식 (11)에 의해 실질 투자를 구해도 무방한 수준인 것으로 생각된다.[7] 이상에 의해 수도권 및 서울을 대상으로 TFP를 구하기 위해 필요한 자료는 확보된 셈이다.

식 (11)에 의해 수도권 및 서울의 I_t를 구하고 이를 이용하여 식 (7)에 의해 수도권 및 서울의 TFP를 구한 결과는 〈표 7〉 및 〈표 8〉에 나타나 있다. 1990년~2001년 기간 중의 수도권의 TFP는 0.039~0.047인 것으로 나타났으며 서울의 TFP는 0.042~0.048 인 것으로 나타났다. 즉, 수도권 및 서울 모두 TFP의 값이 전국의 경우에 비해 매우 높은 것으로 나타났으며 TFP의 크기순은 서울, 수도권, 비수도권이 된다. 그러나 표본기간을 1996년~2001년으로 보면 다른 결과가 초래된다. 즉, 이 기간 중의 수도권의 TFP는 0.046~0.052이며 서울의 경우는 0.041~0.044인 것으로 나타나 수도권의 TFP가 서울의 TFP를 능가하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 서울의 TFP는 비수도권의 TFP에 비해서는 월등하게 높은 것으로 나타났는데 이는 〈그림 6〉 및 〈그림 7〉에 의해 확인될 수 있다.

〈표 7〉 총요소생산성의 추계결과 (서울)

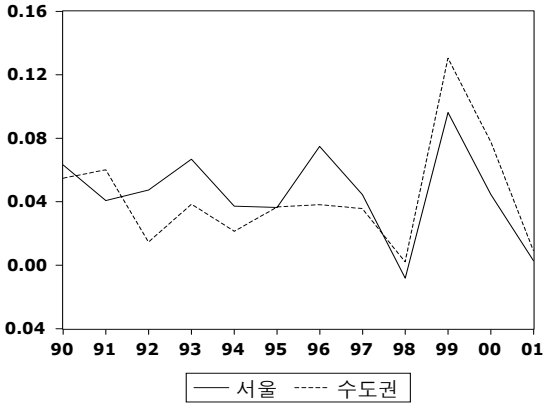
	$\beta = 0.4$	$\beta = 0.35$	$\beta = 0.3$
1990	0.067	0.063	0.058
1991	0.046	0.040	0.036
1992	0.052	0.047	0.043
1993	0.069	0.067	0.064
1994	0.041	0.037	0.033
1995	0.039	0.036	0.032
1996	0.076	0.074	0.072
1997	0.047	0.044	0.042
1998	-0.012	-0.008	-0.001
1999	0.099	0.096	0.093
2000	0.049	0.045	0.039
2001	0.006	0.003	0.000
90~01	0.048	0.046	0.042
96~01	0.044	0.042	0.041

이러한 사실은 각 경우의 평균치들을 정리한 〈표 9〉에 의해서도 확인될 수 있다. 즉, 수도권과 전국의 TFP 격차는 1990년~2001년 기간의 0.013% 포인트에서 1996년~2001년 기간 중에는 0.019% 포인트로 늘어난 반면, 서울

7) 그러나 경기도 및 인천의 경우는 전국에서 차지하는 비중이 비교적 작아 식 (11)를 이용하여 실질 투자를 구하는 것은 무리라고 판단된다. 실제로 식 (11)을 이용하여 경기도 및 인천의 실질 투자를 구하는 경우 일부 연도의 경우 음(-)의 값이 나타나는 등 전혀 신뢰성이 없는 것으로 나타났다. 이상에 기초하여 본 연구에서는 수도권 전역 및 서울의 경우만을 고려하기로 한다.

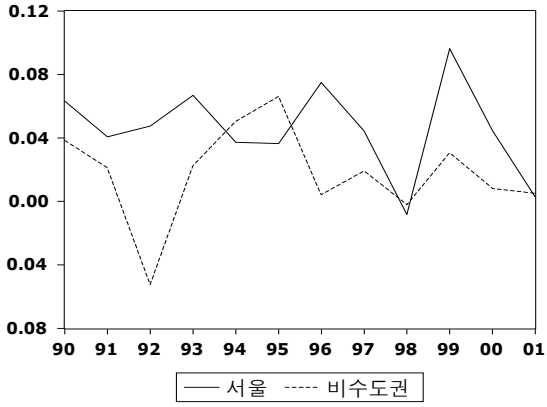
〈표 8〉 총요소생산성의 추계결과 (수도권)

	β = 0.4	β = 0.35	β = 0.3
1990	0.061	0.054	0.048
1991	0.065	0.060	0.055
1992	0.020	0.015	0.008
1993	0.042	0.038	0.035
1994	0.026	0.021	0.016
1995	0.041	0.037	0.032
1996	0.042	0.038	0.034
1997	0.039	0.036	0.032
1998	-0.002	0.002	0.006
1999	0.134	0.130	0.126
2000	0.084	0.078	0.071
2001	0.013	0.009	0.005
90～01	0.047	0.043	0.039
96～01	0.052	0.049	0.046



〈그림 6〉 서울 및 수도권의 TFP 변화추이

과 전국의 TFP 격차는 0.016% 포인트에서 0.012% 포인트로 감소하였다. 그러나 서울과 비수도권의 TFP 격차는 0.029% 포인트에서 0.031% 포인트로 증가하였는데 이는 1990년대



〈그림 7〉 서울 및 비수도권의 TFP 변화추이

후반이후 경기도 및 인천의 TFP 증가가 서울을 압도하였음을 나타내는 것으로 해석될 수 있다.[8)]

〈표 9〉 총요소생산성의 비교분석

		β=0.4	β=0.35	β=0.3
전 국	90～01	0.035	0.030	0.026
	96～01	0.033	0.030	0.027
비수도권	90～01	0.021	0.017	0.013
	96～01	0.013	0.011	0.008
수도권	90～01	0.047	0.043	0.039
	96～01	0.053	0.049	0.046
서 울	90～01	0.048	0.046	0.031
	96～01	0.044	0.042	0.041
수도권～전국	90～01		0.013	
	96～01		0.019	
서울～전국	90～01		0.016	
	96～01		0.012	
수도권～비수도권	90～01		0.026	
	96～01		0.038	
서울～비수도권	90～01		0.029	
	96～01		0.031	

그러나 이와 같은 TFP 변화 추세의 반전은

8) 수도권 이외지역의 TFP는 다음과 같이 구해졌다. 전국의 TFP를 각 지역의 TFP의 가중평균으로 나타낼 수 있으며 가중치가 전국대비 수도권의 GRDP 비중인 0.5로 주어졌다고 가정하면 수도권 이외 지역의 TFP를 계산할 수 있다. 예를 들어 β = 0.4 이어서 전국 및 수도권의 TFP가 각기 0.029 및 0.036인 경우 수도권 이외 지역의 TFP, 즉 Z는 0.036×0.5 + Z×0.5 = 0.029에 의해 Z = 0.022로 얻어진다.

수도권내에만 한정된 것이다. 즉, 수도권과 비수도권의 TFP 격차가 1990년~2001년 기간의 0.026에 비해 1996년~2001년 기간에는 0.038로 증가한 것은 물론이고, 서울과 비수도권의 TFP의 격차 또한 1990년~2001년 기간의 0.029에 비해 1996~2001년 기간의 경우는 0.031로 오히려 더 커졌다는 것이다. 이는 서울 및 수도권과 비수도권의 TFP의 격차는 시간이 지남에 따라 더욱 벌어지고 있다는 것을 나타낸다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 서울시 경제의 국민경제적 위상을 분석하기 위해 서울시 경제의 현황분석, 서울시 경제의 선도성 분석 및 서울의 총요소생산성 추계 및 비교분석 등이 수행되었다.

서울시가 생산 및 고용에서 차지하는 비중을 단순하게 파악한 결과에 의하면 생산 및 고용의 비중 및 그 변화추이가 산업별로 상당한 차이를 보인다. 즉, 제조업의 생산 및 고용의 비중은 서울의 경우가 서울 이외지역에 비해 낮고 감소 속도도 빠른 반면, 서비스업의 경우는 그 반대라는 것이다. 한편, 건설업 및 사회간접자본 관련 산업의 경우는 시기별로 다른 움직임을 보이고 있다.

서울시 경제의 선도성 분석의 결과에 의하면 전기가스수도, 금융보험부동산임대서비스, 사회 및 개인서비스의 경우 서울 경제가 국민경제를 선도하는 것으로 나타났다. 한편, 제조업의 경우 서울시의 선도성을 명백하게 밝힐 수는 없었지만 경기도의 선도성을 추론할 수 있었다.

이상의 분석결과의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 생산 비중이 크거나 변동성이 큰 산업이라고 해서 반드시 선도성이 있는 것은 아니라는 것이다. 둘째, 서울의 경우는 서비스업을 중심으로 국민경제를 선도하고 있을 가능성이 높으며, 이것이 사실인 경우 국가경쟁력 향상 및 지역간 상생발전을 위해서는 서울시의 서비스업 경쟁력을 강화시키는 것이 필요하다는 것이다. 셋째, 서울시의 세력권을 수도권으로 확대해석하는 경우 제조업의 경우도 비수도권 지역에 비해 비교우위를 점하지 못한다는 증거를 발견하기 어렵다는 것이다. 이는 수도권 제조업의 선별적 강화의 필요성을 시사한다.

전국, 수도권 및 서울의 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP)이 추정되었다. 추정방법은 기본적으로 성장회계 접근방법에 기초하였다. 성장회계 접근방법에 의해 TFP를 추계하는 경우 자본스톡에 관한 자료가 필요하나 수도권에 관한 자본스톡 자료가 존재하지 않으므로 자본스톡 자료 없이 성장회계 접근방법에 의해 TFP를 추계할 수 있는 방법을 개발하였다.

새로 개발된 방법에 의해 전국의 TFP를 추계한 결과가 기존의 연구결과와 큰 차이를 보이지 않는 점에 비추어 이 방법론을 이용하여 수도권의 TFP를 추계하여도 큰 문제는 없는 것으로 판단되며 특히 전국과 수도권의 생산성 비교분석이라는 본 연구의 목적을 위해서는 거의 문제가 없는 것으로 판단된다.

TFP의 추계결과는 다음과 같다. 1990년~2001년 기간 중의 수도권의 TFP는 0.039~0.047인 것으로 나타났으며 서울의 TFP는

0.042~0.048 인 것으로 나타났다. 그러나 표본 기간을 1996년~2001년으로 보면 다른 결과가 초래된다. 즉, 이 기간 중의 수도권의 TFP는 0.046~0.052이며 서울의 경우는 0.041~0.044인 것으로 나타나 수도권의 TFP가 서울의 TFP를 능가하는 것으로 나타났다.

그러나 이와 같은 TFP 변화 추세의 반전은 수도권내에만 한정된 것이다. 즉, 수도권과 비수도권의 TFP 격차가 1990년~2001년 기간의 0.026에 비해 1996년~2001년 기간에는 0.038로 증가한 것은 물론이고. 서울과 비수도권의 TFP의 격차 또한 1990년~2001년 기간의 0.029에 비해 1996~2001년 기간의 경우는 0.031로 오히려 더 커졌다는 것이다. 이는 서울 및 수도권과 비수도권의 TFP의 격차는 시간이 지남에 따라 더욱 벌어지고 있다는 것을 나타낸다.

이러한 TFP의 추계결과의 시사점은 현황분석 및 선도성 분석의 시사점과 거의 일치한다. 만일, 서울 및 경기도의 생산성이 엄연히 높은 상황에서 서울 및 경기도의 고용 및 시설 등을 무조건 지방으로 강제 이전시킨다면 국민소득이 감소할 것임은 자명하다는 것이다. 즉, 서울 및 수도권의 생산성이 높고 서울시의 서비스업, 경기도의 제조업이 국민경제를 선도하는 상황에서 수도권과 지방이 상생하기 위해서는 서울시의 서비스업을 중심으로 하는 경쟁력 강화, 경기도의 제조업 경쟁력의 선택적 강화와 동시에 각 지방의 여건에 맞는 산업들의 집약적 강화 등이 필요하다.

참고문헌

건설교통부・국토연구원, 1999. 12,『수도권 공공투자 분석연구』.

경기개발연구원, 1992. 2,『수도권정책의 전환』.

경기도,『경기통계연보』, 각년호.

국토개발연구원, 1992. 6,『수도권정책의 종합평가와 개선방안』.

민경휘・감영수, 2003. 12,『지역별 산업집적의 구조와 집적경제 분석』, 산업연구원.

박삼옥, 1998,『전환기에 선 우리나라 수도권정책』.

박상우・권혁진, 1997. 12,『지형균형발전 시책의 평가와 발전방 향』, 국토연구원.

박양호・이원섭・김종원・박인권・김의준・김선배・이상대・노근호, 2003,『통합국토를 향한 지역간 공동발전 방안 연구(I) - 수도권과 비수도권 의 상생발전방안』, 국토연구원.

서승환, 2001, "수도권의 총요소생산성 및 그 결정요인",『응용경제』 제3권 제1호, pp. 133~159.

서승환, 1999. 2, "수도권 정책과 제조업 집중문제",『수도권정책의 전환』, 경기개발연구원.

서승환, 1997. 11,『수도권 집중의 비용-편익분석』, 삼성경제연구소.

서승환, 1994,『한국 부동산시장의 거시계량분석』, 홍문사.

서울특별시,『서울통계연보』, 각년호.

손재영, 1993. 10, "수도권 분산정책의 평가와 정책전환을 위한 제언",『주택연구』.

인천광역시,『인천통계연보』, 각년호.

통계청,『지역내 총생산』, 각년호.

한국은행,『경제통계연보』, 각년호.

Aschauer, D. A., 1989, "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Urban Economics*, pp. 177~200.

Collins, S. and B. P. Bosworth, 1997, "Economic Growth in East Asia: Accumulation vs. Assimilation", *Brookings Papers in Economic Activity*, pp. 135~203.

Diewart, W. E., 1976, "Exact and Superlative Index Numbers", *Journal of Econometrics,* May, pp. 115~146.

Dowling, M. and P. M. Summers, 1998, "Total Factor

Productivity and Economic Growth-Issues for Asia", *Economic Record,* pp. 170~185.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica, M*arch, pp. 251~276.

Felipe, J., 1999, "Total Factor Productivity Growth in East Asia: A Critical Survey", *The Journal of Development Studies*, April, pp. 1~41.

Harberger, A. C., 1996, "Reflections on Economic Growth in Asia and the Pacific", *Journal of Asian Economics*, pp. 365~392.

Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52*, pp. 169~210.

Kim, J. and L. Lau, 1995, "The Role of Human Capital in the Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries", *Asia Pacific Economic Review,* pp. 3~22.

Kim, J. and L. Lau, 1994, "The Sources of Economic Growth fo the East Asian Newly Industrialized Countries", *Journal of Japanese and International Economies*, pp. 235~271.

King. R. G., and R. Levine, 1994, "Capital Fundamental-ism, Economic Development and Economic Growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 40,* pp. 259~292.

Klenow, P. and A. Rodriguez-Clare, 1997, "The Neo-Classical Revival in Growth Economics: Has it Gone too far", in B. S. Bernanke and J. Rotemberg (eds.) *NBER Economic Annual*, MIT Press, MA.

Krugman, P., 1994, "The Myth of Asia's Miracle", *Foreign Affairs,* Nov./Dec.

Marti, C., 1996, *Is There an East Asian Miracle*, Union Bank of Swizerland Economic Research Working Paper, Oct.

Mullen, J.K. and M. Williams, 1990, "Explaining Total Factor Productivity Differentials in Urban Manufacturing", *Journal of Urban Economics*, pp. 103~123.

Nehru, V. and A. Dhareshwar, 1993, "A New Database on Physical Capital Stock: Sources and Methodology and Results", *Rivista de Analisis Economico*, pp. 37~59.

Phillips, P.C.B and P. Perron, 1998, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrica*, pp. 335~346.

Sarel, M., 1996, "Growth in East Asia: What We Can and What We Cannot Infer", *Economic Issues 1*, IMF.

Solow, R. M., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 659~694.

Solow, R. M., 1957, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, pp. 313~320.

Stock, J. H. and M. W. Watson, 1988, "Variable Trends in Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, September, pp. 147~174.

Suh, S. H., 1993, "Welfare Costs of the Sub-Optimal Size Distribution of Cities", *Journal of Urban Economics*, January.

Suh, S. H., 1991, "The Optimal Size Distribution of Cities", *Journal of Urban Economics*, September.

Young, A., 1994, "Lessons from the East Asian NICs: A Contrarian View", *European Economic Review*, pp. 964~973.

Young, A., 1995, "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 641~680.

원 고 접 수 일 : 2004년 4월 26일
최종원고채택일 : 2004년 6월 17일