

서울시 생산성지표의 추정

서승환
연세대학교 경제학과
이번송
서울시정개발연구원
정의철
서울시정개발연구원

1. 서론

한 도시의 장기적인 발전 방향은 결국 도시생산성에 의하여 결정된다. 생산성이 높은 도시는 발전하나 생산성이 낮은 도시는 쇠퇴하기 마련이며 어느 지역에 사회 경제적인 이유로 생산성을 저해하는 장기적인 요인이 발생하면 그 지역의 도시들은 쇠퇴하며 그렇지 않은 다른 지역 도시들로의 인구이동이 일어난다.

도시 생산성의 중요성을 인정하는 경우 현재의 도시 생산성은 얼마이며 도시생산성의 변화추이는 어떠한가? 도시생산성에 영향을 주는 요인은 무엇이며 어떻게 하면 장기적으로 도시생산성을 증가시킬 수 있는가?하는 질문에 답변할 필요가 있음을 인식할 수 있다. 이 논문에서는 서울시를 대상으로 하여 기술진보를 포함하는 생산함수를 추정하여 위의 질문들에 대한 답변을 구하고자 한다.

기술진보를 포함하는 생산함수를 추정하기 위하여는 도시생산성에 영향을 주는 요인들을 찾아내어야 하며 생산함의 추정 결과에 의하여 각 요인들이 도시생산성에 미치는 효과를 인식할 수 있다. 또한 추정결과를 이용하여 도시생산성의 변화추이를 파악할 수 있으며 이 추이와 도시생

산성에 영향을 주는 요인들의 변화 추이를 비교 검토하여 도시생산성 증가를 위한 정책적 제안을 할 수 있다.

2. 선행연구 고찰

생산요소의 투입량이 종전과 같아도 산출량이 증가하는 경우 기술진보가 있다고 한다. 이러한 기술진보가 빨리 일어난다는 것은 생산성이 그만큼 높다는 것을 의미하므로 기술진보를 생산성에 연관지을 수 있다. 생산성을 파악하는 방법으로 다음과 같은 선행 연구들을 간략히 살펴보기로 한다.

1) 중립적 기술진보에 의한 생산성의 파악

어느 경제의 t 기의 산출량을 Y_t 라 하고 생산요소는 노동 L_t 와 자본 K_t 로 대별할 수 있다고 하자. 총 요소생산성(total factor productivity)을 g_t 라 하는 경우 Hicks의 중립적 기술진보(Hicks neutral technology)를 포함하는 생산함수는 다음과 같이 나타난다.

$$Y_t = g_t F(L_t, K_t) \quad (1)$$

식 (1)의 양변을 전미분하여 증가율의 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$\hat{Y}_t = g_t + [MP_L L_t / Y_t] \hat{L}_t + [MP_K K_t / Y_t] \hat{K}_t \quad (2)$$

여기에서 예를 들어 $\hat{Y}_t = [dY_t/dt]/Y_t$ 를 나타내며 g_t 가 생산성 지표인 총요소생산성 증가율이다. 한편 MP_L 및 MP_K 는 각기 노동 및 자본의 한계생산성을 나타낸다. 생산물 및 생산요소시장이 완전경쟁인 것으로 가정하면 노동 및 자본의 한계생산물가가 각각 임금 및 자본임료와 같으므로 $MP_L L_t / Y_t = S_L$ 및 $MP_K K_t / Y_t = S_K$ 가 성립한다. 여기에서 S_L 및 S_K 는 각기 노동 및 자본의 분배몫이다. 이를 이용하여 식 (2)를 총요소생산성 증가율에 관하여 나타내면 다음과 같다.

$$\hat{g}_t = \hat{Y}_t - [S_L \hat{L}_t + S_K \hat{K}_t] \quad (3)$$

식 (3)은 노동 및 자본투입량의 증가율 이상으로 증가하는 산출량 증가분이 곧 총요소생산성 증가율임을 나타낸다. 고용량과 자본스톡에 관한 자료 및 생산요소별 분배몫에 관한 자료가 있으면 식 (3)에 의하여 총요소생산성 증가율을 구할 수 있다.

중립적 기술진보를 이용하여 생산성을 파악하는 방법은 지방정부 부문을 명시적으로 고려하여 지방정부의 재정지출이 생산적인가의 여부를 검정하는 모형으로 연장될 수 있다. K_t 가 민간부문의 자본스톡, G_t 가 정부부문의 자본스톡이며 L_t 가 민간부문의 고용량이라 하는 경우 Aschauer (1989)는 다음과 같은 생산함수를 고려하였다.

$$Y_t = A_t F(L_t, K_t, G_t) \quad (4)$$

식 (4)에 로그(log)를 취하여 다음과 같이 정리 할 수 있다.

$$\log Y_t = \log A_t + e_L \log L_t + e_K \log K_t + e_G \log G_t \quad (5)$$

식 (5)에서 예를 들어 $e_L = (\Delta Y_t / Y_t) / (\Delta L_t / L_t)$ 즉 Y_t 의 L_t 탄력성을 나타낸다. L_t 와 K_t 만을 고려할 때 생산함수가 규모에 대한 수확불변이라면 $e_L + e_K = 1$ 이 성립한다. 이 경우 총요소생산성 g_t 는 $\log g_t = \log Y_t - e_L \log L_t - e_K \log K_t$ 가 되므로 $\log g_t$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log g_t = \log A_t + e_G \log G_t \quad (6)$$

생산요소로서 G_t 까지를 포함하여야 생산함수가 규모에 대한 수확불변이라면 $e_L + e_K + e_G = 1$ 이 성립한다. 지방정부가 있는 경우 산출량은 민간에 분배되는 것이 지 지방정부에 분배되는 것은 아니다. 따라서 Y_t 가 전액 민간에 분배되기 위하여는 한계생산성 이상으로 분배몫이 결정되어야 한다. 이 경우 $S_L = \theta e_L$ 및 $S_K = \theta e_K$ 가 성립하는데 여기에서 $\theta = 1/(1 - e_G) > 1$ 이 된다.

이 경우의 총요소생산성 $\log g_t = \log Y_t - \theta e_L \log L_t - \theta e_K \log K_t$ 가 되므로 $\log g_t$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log g_t = \log A_t + e_G [\log G_t - S_L \log L_t - S_K \log K_t] \quad (7)$$

식 (6) 및 (7)의 추정을 통하여 Aschauer(1989)는 미국의 경우 국방비 이외의 지방정부의 지출과 핵심 하부구조(core infrastructure)가 도시의 생산성을 증가시키는 요인임을 밝혔다.

2) 생산요소 효율성에 의한 생산성의 파악

Mullen and Williams(1987, 1990)는 생산요소의 효율성에 의하여 생산성을 파악하였다. A_t 와 B_t 를 각기 효율성 단위로 자본과 노동을 나타내는 생산요소에 채화

된(factor-augmenting) 파라메타라 하고 ‘^’을 변화율로 정의하면 다음이 성립한다.

$$\hat{Y} = \alpha \hat{A}_t + \alpha \hat{K}_t + \beta \hat{B}_t + \beta \hat{L}_t \quad (8)$$

만일 요소의 대체탄력성을 알거나 요소의 대체탄력성의 값을 가정하면 \hat{A}_t 과 \hat{B}_t 의 값을 구할 수 있다.¹⁾ 잔차에 의하여 파악한 생산성 증가율 $\hat{\rho}_t$ 과 총요소생산성 증가율 \hat{g}_t 은 각기 다음과 같이 나타난다.²⁾

$$\hat{\rho}_t = \hat{Y}_t - \alpha \hat{K}_t - \beta \hat{L}_t \quad (9)$$

$$\hat{g}_t = \alpha \hat{A}_t + \beta \hat{B}_t \quad (10)$$

Mullin and Williams(1990)의 실증분석의 결과에 의하면 $\hat{\rho}_t$ 과 \hat{g}_t 은 인구, 인구증가율, 자본-노동비율, 하부구조 및 정부지출등의 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 이와 유사한 방법을 이용하여 생산성을 측정한 예로서 Hansen(1990)을 들 수 있다.

3. 모형

앞에서 고찰된 방법들을 직접 이용하여 생산성을 측정하기 위하여는 자본스톡에 관한 자료가 필요하다. 그러나 서울시의 경우는 자본스톡 자료가 없으므로 이를 염두에 두고 모형을 다시 구축할 필요가 있다. 총요소생산성을 $\exp\{g_t\}$ 라 하고 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하여 기술진보를 포함하는 생산함수를 다음과 같이 나타내기로 한다.

$$Y_t = \exp\{g_t\} A L_t^\alpha K_t^\beta \quad (11)$$

X_t 를 g_t 를 설명하는 변수벡트라 하면 g_t

는 다음과 같이 나타난다.

$$g_t = \delta' X_t \quad (12)$$

만일 δ 의 추정치를 구할 수 있다면 식 (12)에 의하여 g_t 의 추정치를 구할 수 있다. 또한 이 경우의 총요소생산성은 $\exp\{g_t\}$ 이므로 총요소생산성 증가율은 $\Delta g_t = g_t - g_{t-1}$ 로 나타난다. 식 (12)를 이용하면 결국 총요소생산성 증가율은 다음과 같이 나타난다.

$$\Delta g_t = \delta' \Delta X_t \quad (13)$$

추정목적상 식 (11)에 자연대수를 취한 후 식 (13)을 대입하며 이를 다시 차분된 변수의 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$\Delta \ln Y_t = \alpha \Delta \ln L_t + \beta \Delta \ln K_t + \delta' \Delta X_t \quad (14)$$

만일 자본스톡에 관한 자료가 있다면 식 (14)를 추정하여 δ 의 추정치를 구한 후 식 (13)에 의하여 총요소생산성 증가율을 구할 수 있다. 그러나 서울시의 경우는 자본스톡 자료가 없으므로 몇가지의 가정을 이용하여 식 (14)를 자본스톡을 포함하지 않는 형태로 바꾸어 주어야 한다.

생산물 및 생산요소시장이 모두 완전경쟁이며 이윤극대화를 이루는 것으로 가정하면 자본의 한계생산물가치는 자본임료와 같다. 한편 자본시장이 균형을 이루고 있다고 가정하면 자본임료는 실질이자율 r_t 와 같다. 따라서 산출물의 가격을 1로 표준화하면 다음이 성립한다.

$$\beta \exp\{g_t\} A L_t^\alpha K_t^{\beta-1} = r_t \quad (15)$$

식 (11)과 (15)를 이용하여 K_t/Y_t 를 구하면 $K_t/Y_t = \beta/r_t$ 가 됨을 알 수 있다. 따라서 K_t 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$K_t = [\beta/r_t] Y_t \quad (16)$$

K_t 를 t 기말의 자본스톡으로 해석하기로 한다. I_t 가 t 기중의 투자이며 d 를 감가상각율이라 하면 $K_t = (1-d)K_{t-1} + I_t$ 가 성립한다. 이 관계와 식 (16)을 이용하여 $\Delta \ln K_t$ 를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln K_t &= \frac{(1-d)K_{t-1} + I_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} \\ &= I_t/K_{t-1} - d \\ &= (I_t r_{t-1}) / (\beta Y_{t-1}) - d \end{aligned} \quad (17)$$

식 (17)을 식 (14)에 대입하면 다음과 같은 관계를 얻는다.

$$[\Delta \ln Y_t - (I_t r_{t-1} / Y_{t-1})] = -\beta d + \alpha \Delta \ln L_t + \delta' \Delta X_t \quad (18)$$

식 (18)에 자본스톡은 포함되어 있지 않으나 투자 I_t 가 포함되어 있다. 그러나 서울시의 경우 투자에 관한 자료도 존재하지 않으므로 식 (18)을 한번 더 변형시켜 줄 필요가 있다. 서울시의 경제규모가 국민경제에서 차지하는 비중이 매우 높으므로 서울시의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조와 매우 유사할 것으로 짐작할 수 있다. 이를 서울시의 투자구조와 국민경제 전체의 투자구조가 동일한 것으로 단순화시키기로 하자.³⁾

TI_t 를 t 기의 국민경제 전체의 투자라 하고 TZ_t 를 TI_t 에 영향을 주는 변수벡터라 하자. 이 경우 국민경제 전체의 투자함수를 추정할 결과 다음을 얻었다고 하자.

$$TI_t = \eta' TZ_t \quad (19)$$

여기에서 식 (18)을 추정하였다는 것은 η 의 추정치를 안다는 것을 의미한다. 국민경제가 서울시를 포함하여 n 개의 지

역으로 구성되어 있으며 서울시 이외의 k 번째 지역의 투자를 I_t^k 라 하자. 한편 서울시의 경우의 TZ_t 에 해당하는 변수들의 벡터를 Z_t 라 하고 서울시 이외의 k 번째 지역의 TZ_t 에 해당하는 변수들의 벡터를 Z_t^k 라 하자. 예를 들어 TZ_t 의 첫번째 변수가 국민총생산(gross national product)라면 Z_t 의 첫번째 변수는 서울시의 지역총생산(gross regional product)이며 Z_t^k 의 첫번째 변수는 서울시를 제외한 k 번째 지역의 지역총생산이 된다. 국민경제 전체의 투자는 모든 지역의 투자의 합이며 국민총생산은 모든 지역의 지역총생산의 합이다. 따라서 다음이 성립한다.

$$[I_t + \sum I_t^k] = \eta' [Z_t + \sum Z_t^k] \quad (20)$$

서울시의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조가 같다는 가정하에서 식 (20)은 다음의 관계가 성립함을 의미한다.

$$I_t = \eta' Z_t \quad (21)$$

여기에서 서울시의 투자구조가 국민경제 전체의 투자구조와 같다는 가정이 없으면 식 (20)은 일반적으로 식 (21)이 성립함을 의미하지 못한다. 장래의 추정상의 목적으로 식 (21)을 지역총생산 Y_t 대비 투자비율로 나타내면 다음과 같다.

$$I_t / Y_t = \eta' (Z_t / Y_t) \quad (22)$$

국민경제 전체의 투자함수를 추정하여 η 의 추정치를 알고 있으며 Z_t 및 Y_t 의 자료는 주어졌으므로 I_t / Y_t 의 값을 알 수 있다. 식 (22)를 식 (18)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 추정 가능한 회귀방정식을 얻을 수 있다.

$$[\Delta \ln Y_t - (I_t / Y_t) (Y_t / Y_{t-1}) r_{t-1}] = -\beta d + \alpha \Delta \ln L_t + \delta' \Delta X_t \quad (23)$$

Y_t , r_{t-1} , L_t 및 X_t 의 자료는 주어졌으며 I_t/Y_t 는 식 (22)에 의하여 계산할 수 있으므로 식 (23)은 추정 가능하다. 식 (23)이 추정되어 δ 의 추정치를 얻으면 식 (13)에 의하여 총요소생산성 증가율 Δg_t 의 추정치를 구할 수 있다.

4. 실증분석

식 (23)을 추정하기 위하여 먼저 하여야 할 일은 식 (19)의 국민경제 전체의 투자함수를 추정한 후 이를 이용하여 식 (22)의 I_t/Y_t 를 구하는 것이다. 국민경제 전체의 투자 TI_t 는 기계 및 운수장비 고정자본형성, 주거용 및 비주거용건물 고정자본형성, 기타 구축물 고정자본형성, 토지개발, 낙농축 등을 포함한다. 여기에서는 TI_t 로서 1990년을 기준연도로 하는 실질 총고정자본형성을 이용하였다.

기계 및 운수장비 고정자본형성으로 대별되는 설비투자에 영향을 주는 요인으로 흔히 고려되는 것이 소득과 이자율이다. 소득증가는 유발투자의 증가를 초래하며 이자율의 상승은 자본의 사용자비용의 상승을 초래하여 투자를 위축시킨다. 이에 따라 실질국민총생산 GNP_t와 실질이자율을 설명변수로 도입하였다. 실질이자율 r_t 로는 3년만기 회사채의 명목수익율 R_t 에서 CPI의 상승율로 정의한 인플레이션율을 차감한 값을 이용하였다.

서승환(1994)에 의하면 주거용 및 비주거용건물 투자와 공적분(cointegration) 관계를 가지며 그랜저-심즈 인과관계 가정의 결과에 의하여도 주거용 및 비주거용건물 투자를 설명하는 변수로 인식될 수 변수는 건축허가면적 B_t 이다. 이에 따라 건축허가면적을 TI_t 의 설명변수로 고려하였다. TI_t 를 추정하기 위한 자료들은 1979년 1/4분기-1994년 2/4분기의 분기별 자료이며 모든 자료들은 X11 ARIMA

/88에 의하여 계절조정을 한 후 추정에 이용하였다. 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 TI_t = & 0.0657 GNP_t - 18.2868r_t + 0.4940B_t & (4.04) & (1.59) & (5.60) \\
 & + 1143.15 D914 + 0.7413 TI_{t-1} & (24) & & \\
 & & (5.09) & (17.5) & \\
 \text{adj-}R^2 : & 0.9974 & \text{DW} : & 1.8882 &
 \end{aligned}$$

여기에서 괄호안의 값은 t-통계량, adj- R^2 는 자유도에 의하여 수정된 결정계수 그리고 DW는 Durbin-Watson d-통계량을 각기 나타낸다. D914는 1991년 4/4분기는 1로 하고 나머지 기간은 0으로 하는 가변수이다. 이 가변수를 사용한 이유는 1991년 1/4분기의 경우 TI_t 는 별다른 이상 변화를 보이지 않았으나 B_t 는 전년도 동기 대비 42.8%나 감소하였기 때문이다. 국민경제 전체 투자함수 추정결과와는 양호한 것으로 판단된다.⁴⁾

국민경제 전체의 투자함수를 추정하는데 있어서는 분기별 자료를 이용하였으나 서울시에 연관된 자료들로는 연간 자료만이 이용가능하다. Y_t 를 1990년을 기준연도로 하는 서울시의 실질 지역총생산이라 하는 경우 표 1에 나타난 바와 같이 1970년-1992년의 자료만이 이용가능하다. 따라서 식 (24)의 추정결과를 장기관계로 해석하여 다음과 같이 I_t/Y_t 를 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 I_t/Y_t = & 0.0657/a - (18.2868/a)(r_t/Y_t) + \\
 & (0.4910/a)(B_t/Y_t) & (25)
 \end{aligned}$$

여기에서 $a=1-0.7413$ 이며 0.7413은 식 (24)에서의 TI_{t-1} 의 계수이다. 한편 서울시의 자료에 충실하기 위하여 r_t 는 3년만기 회사채의 명목수익율 R_t 에서 서울시의 소비자 물가지수에 의하여 구한 인플레이션율을 차감한 값을 이용하며 B_t 는 서울시의 건축허가 면적을 이용한다. 식(25)

표 1. 추정에 사용된 자료들

	Y	Y성장율	CPI	Π	B	ROAD	L
1970	6437.8		12.2		478.2		
1971	7039.4	0.089	13.7	0.122	378.2	5471.5	1550
1972	7540.6	0.068	15.3	0.116	304.2	5568.0	1596
1973	9541.4	0.235	15.8	0.032	510.6	5594.3	1788
1874	9216.2	-0.034	19.5	0.234	661.5	5658.7	1729
1975	11090.2	0.185	24.6	0.261	735.9	5766.7	1972
1976	12554.4	0.124	28.4	0.154	626.5	6005.3	1962
1977	14040.6	0.111	31.3	0.102	664.0	6164.7	2127
1978	12852.0	0.121	35.8	0.143	670.4	6329.2	2287
1979	17088.6	0.075	42.3	0.181	532.5	6556.7	2277
1980	19319.8	0.122	54.4	0.286	621.5	6610.7	2371
1981	19916.9	0.030	65.9	0.211	596.0	6689.1	2410
1982	21586.3	0.080	70.8	0.074	963.2	6736.5	2548
1983	24161.9	0.112	73.3	0.035	1236.0	6779.5	2641
1984	26569.8	0.094	74.9	0.021	1032.1	6843.2	2881
1985	25312.9	-0.048	76.8	0.025	1017.5	6974.7	2899
1986	29269.6	0.145	78.8	0.026	1592.4	7058.0	3296
1987	33565.3	0.136	81.4	0.032	1239.3	7140.7	3384
1988	37454.8	0.109	87.0	0.068	1384.0	7250.0	3398
1989	40319.8	0.073	91.9	0.056	1851.3	7322.5	4247
1990	46069.3	0.133	100.0	0.088	2101.8	7375.6	4403
1991	50154.8	0.085	109.6	0.096	2073.5	7426.7	4557
1992	52731.6	0.050	115.9	0.056	1807.0	7516.0	4586

표 2. 서울시의 생산성과 연관변수들

	DEP	I/Y	R	PL	GPL	Δg
1970			0.279	2.5		
1971	0.0562	0.2160	0.263	3.0	0.200	
1972	0.0418	0.2278	0.227	3.6	0.200	
1973	0.1862	0.2330	0.199	4.3	0.194	
1874	-0.0346	0.3912	0.234	5.5	0.279	0.0371
1975	0.2150	0.4187	0.202	7.0	0.272	0.1166
1976	0.1059	0.3215	0.204	8.9	0.271	0.0973
1977	0.0792	0.2946	0.201	11.9	0.337	0.0706
1978	0.0981	0.3048	0.211	17.8	0.495	0.0527
1979	0.0494	0.2782	0.267	20.6	0.157	0.1082
1980	0.1174	0.3100	0.301	23.1	0.121	0.0952
1981	0.0203	0.2996	0.244	24.9	0.077	0.0311
1982	0.0479	0.3073	0.172	26.6	0.068	0.0670
1983	0.0744	0.3205	0.142	32.7	0.229	0.0723
1984	0.0561	0.2965	0.141	37.5	0.146	0.0581
1985	-0.0816	0.2982	0.142	40.0	0.066	0.0593
1986	0.1059	0.3333	0.128	43.0	0.075	0.0228
1987	0.1037	0.3045	0.128	49.4	0.148	0.0561
1988	0.0832	0.3102	0.145	62.8	0.271	0.0940
1989	0.0402	0.3249	0.152	82.9	0.320	-0.0543
1990	0.1047	0.3295	0.164	100.0	0.206	0.0479
1991	0.0529	0.3200	0.189	115.5	0.156	0.0704
1992	0.0153	0.3049	0.165	115.1	-0.003	0.0411

를 이용하여 I_t/Y_t 를 구하는데 있어서 당면하는 문제는 이자율의 처리문제이다. 분기별 자료대신 연간자료를 사용하면 연간 Y_t 는 분기별 소득을 모두합한 것이다. 그러므로 이자율도 연간 평균치에 4를 곱하여 계산에 이용하여야 한다.

이자율에 연관된 모든 문제는 R_t 에 관한 자료가 1975년 이후의 것만 존재한다는 것이다. 표본크기가 충분하다면 다른 모든 자료들도 1975년 이후의 것만 이용하면 된다. 그러나 현재 갖고 있는 자료가 1970년-1992년 연간 자료로서 표본크기가 23개밖에 안되는 상황에서 자료를 5개 상실한다는 것은 매우 큰 손실이다. 따라서 여기에서는 공적분 회귀(cointegrating regression)를 이용하여 다음과 같은 방법으로 명목 회사채 수익율을 1970년까지 연장하였다.

私債利率 PR_t 의 자료는 1970년 1/4분기부터 이용가능하다. 1975년 1/4분기-1994년 2/4분기의 R_t 와 사채이자율 PR_t 사이에 공적분 관계가 성립한다면 공적분 회귀를 이용하여 R_t 를 1970년 1/4분기까지 연장할 수 있다. 이를 위하여 먼저 R_t 와 PR_t 의 단위근 검정(unit root test)을 수행한 결과 R_t 와 PR_t 의 ADF값은 -0.9600 및 -1.4799 이며 $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ 및 $\Delta PR_t = PR_t - PR_{t-1}$ 의 ADF값은 각기 -2.6228 및 -4.0153 으로 얻어졌다. ADF값의 1%유의수준의 값이 -2.5989 인 점에 비추어 R_t 와 PR_t 는 모두 $I(1)$ 이라고 생각할 수 있다. 한편 R_t 와 PR_t 사이의 공적분 회귀의 추정결과는 다음과 같다.

$$R_t = 3.7818 + 0.4848 PR_t \quad (26)$$

(3.09) (12.3)

adj-R² : 0.6913 DW : 0.3661

식 (26)의 추정결과를 이용하여 ADF값을 구한 결과 -3.11 을 얻었다. 10% 유의수준에서의 CRDW 및 ADF의 임계치가

각기 0.322 및 -2.84 인 점에 비추어 10% 유의수준하에서 R_t 와 PR_t 는 $CI(1,1)$ 이라고 할 수 있다. 이에 따라 식 (26)에 1970년 1/4분기-1974년 4/4분기의 PR_t 의 값을 대입하여 R_t 의 값을 1970년 1/4분기까지 연장할 수 있다. 이러한 연장의 결과는 (그림 1)에 나타나 있다.

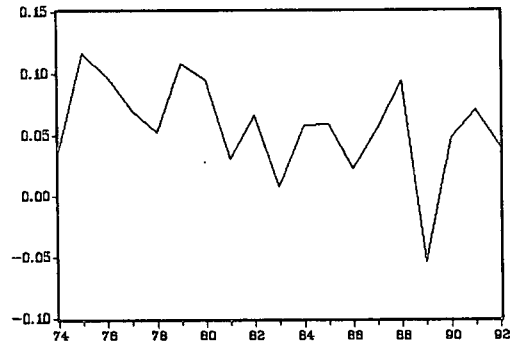


그림 1. 명목이자율의 공적분회귀에 의한 연장

그림 1에서 1970년 1/4분기~1974년 4/4분기의 R_t 의 값은 식 (26)에 의하여 연장된 값이며 그 이후는 실제치이다. 공적분회귀를 이용하여 R_t 를 연장하는데 큰 문제는 없는 것으로 생각된다. 이와 같이 구한 R_t 의 연간 평균치를 연간 명목이자율로 보고 여기에서 서울시의 소비자물가지수를 이용하여 구한 인플레이션을 Π_t 를 차감하여 r_t 를 구하였다. 한편 앞에서 언급한 바와 같이 Y_t 가 연간치이므로 r_t/Y_t 의 값을 구하는데 있어서 연간 평균치인 r_t 의 값에 4를 곱한 값을 이용하였다. B_t 로 서울시의 건축허가면적을 고려하여 B_t/Y_t 의 값을 구하면 식 (25)에 의하여 I_t/Y_t 를 구하기 위한 모든 자료는 갖추어진 셈이다. 이 계산결과는 표 2에 나타나 있다.

이상의 과정을 거쳐 식 (23)의 종속변수 $DEP_t = \Delta \ln Y_t - (I_t/Y_t)(Y_t/Y_{t-1})r_{t-1}$ 의 값을 구할 수 있다. 이 계산 결과는 표 2

에 나타나 있다. L_t 는 표 1에 나타난 바와 같이 서울시의 고용량중 농림어업의 고용량을 제외한 값을 이용하였다. 식 (23)의 추정을 위하여 이제 남은 문제는 생산성에 영향을 주는 변수벡터인 X_t 를 확정하는 일이다.

Aschauer(1989)나 Mullen and Williams (1987, 1990)의 실증분석에서 공통적으로 발견되는 바와 같이 도시생산성에 영향을 주는 요인으로서 먼저 생각할 수 있는 변수는 핵심 하부구조(core infrastructure)에 관한 변수들이다. 표본의 크기가 매우 작아 핵심 하부구조를 반영하는 대표적인 변수로서 표 1에 나타난 바와 같은 서울시의 도로연장 $ROAD_t$ 만을 고려하였다. 이 경우 물론 다수의 하부구조 관련변수들의 주성분을 추정에 이용할 수도 있으니 이를 이용하여 추정을 하면 해석상의 문제가 야기될 수 있으므로 앞에서 언급한 바와 같은 방법을 택하였다. $ROAD_t$ 의 증가는 도시 생산성을 증가시킬 것으로 생각된다.

도시의 자본스톡을 증가시키는 관련변수로서 건축허가면적의 증가율 GB_t 를 생각할 수 있다. GB_t 가 증가하면 도시 생산성이 증가할 것으로 생각된다. 한편 서승환(1994)에 의하면 지가상승은 장기적으로 증권시장을 위축시켜 기업의 자금조달 비용을 상승시키며 또한 조달가능금액도 낮추어 설비투자를 위축시킨다. 또한 이익잉여금이 발생하는 경우 기업이 상대적으로 수익성이 높은 부동산을 구입하게 되면 설비투자재원이 감소하여 장기적으로 설비투자가 저하될 수 있다. 이밖에 지가 상승이 토지의 취득을 전제로 하는 도로나 기타 사회간접자본의 투자를 위축시키게 되면 장기적으로 생산성을 저하시킬 수 있으며 자가상승에 따른 실질자산효과가 화폐에 대한 수요를 증가시켜 이자율 상승을 초래한다면 설비투자가 위축될 가능성도 있다.

우리나라의 거시계량모형을 이용한 모의실험(simulation)의 결과에 의하면 지가가 10% 상승하는 경우 설비투자는 단기적으로는 유발투자의 증가에 의하여 1%까지 증가하나 장기적으로는 일반물가 및 설비투자 환가지수의 상승에 따르는 실질설비자금 대출금의 감소에 의하여 2.7%까지 감소한다.⁵⁾ 이러한 결과는 지가 상승이 장기적으로 성장잠재력을 잠식한다는 것을 나타낸다. 이에 따라 지가상승을 GPL_t 를 설명변수로 고려하였는데 GPL_t 가 증가하면 생산성은 하락할 것으로 예상된다. 이상과 같이 도시생산성에 영향을 주는 변수로서 $ROAD_t$, GB_t 및 GPL_t 를 확정하여 식 (23)을 추정할 준비가 완료되었다.

식 (23)의 피설명변수인 $DEP_t = \Delta \ln Y_t - (I_t/Y_t)(Y_t/Y_{t-1})r_{t-1}$ 는 여러가지 가정을 이용하여 만들어진 변수이며 $\Delta \ln L_t$ 의 계수는 노동의 분배몫이라는 확실한 전제가 되어있다. 이에 따라 식 (23)을 추정하기에 앞서 이를 추정하는 것이 가성회귀(spurious regression)이 아니라는 사실을 확실히 할 필요가 있다. Stock and Watson(1988)에서 지적된 바와 같이 DEP_t 및 $\Delta \ln L_t$ 가 모두 $I(1)$ 인 경우 DEP_t 와 $\Delta \ln L_t$ 가 $CI(1,1)$ 이면 가성회귀의 문제는 해결된다.

DEP_t 와 $\Delta \ln L_t$ 의 ADF값은 각기 -2.05 및 -2.64이며 ΔDEP_t 와 $\Delta[\Delta \ln L_t]$ 의 ADF값은 각기 -4.26 및 -3.24로 얻어졌다. 5% 유의수준준하에서 ADF값의 임계치가 -3.05인 점에 비추어 DEP_t 와 $\Delta \ln L_t$ 는 모두 $I(1)$ 이라고 생각된다. 한편 DEP_t 와 $\Delta \ln L_t$ 의 공적분 감정을 한결과 ADF값은 -4.55로 얻어졌는데 이 경우 1% 유의수준의 임계치가 -3.77이므로 DEP_t 와 $\Delta \ln L_t$ 는 $CI(1,1)$ 인 것으로 판단할 수 있다. 따라서 식 (23)의 추정결과는 가성회귀가 아니라고 말할 수 있다. 식 (23)의 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t - (I_t/Y_t)(Y_t/Y_{t-1})r_{t-1} \\ = -0.01212 + 0.6009 \Delta \ln L_t + 0.005414 \Delta \text{ROAD}_t \\ (0.53) \quad (3.85) \quad (3.23) \\ + 0.0867 \Delta \text{GB}_{t-2} - 0.2076 \Delta \text{GPL}_{t-1} - 0.1433 \text{D85} \\ (3.80) \quad (2.22) \quad (3.77) \\ \text{adj-R}^2 : 0.6939 \quad \text{DW} : 2.03 \end{aligned}$$

여기에서 D85는 1985년을 1로 하고 나머지 기간은 0으로 하는 가변수이다. 표 1에서 보면 1985년의 Y_t 의 성장율은 -4.8%인 것으로 나타났는데 이는 자료상의 문제인 것으로 생각된다. 이러한 자료상의 문제가 다른 계수들의 값을 왜곡시키지 않도록 하기 위하여 가변수 D85를 사용하였다. $\Delta \ln L_t$ 의 계수는 0.6인 것으로 얻어졌는데 이 값은 서승환과 김경환(1990)에서 국민경제 전체의 생산함수를 추정하여 얻은 노동소득의 분배 몫인 0.67과 큰 차이를 보이지 않는다.

ΔROAD_t 와 ΔGB_{t-2} 의 계수는 예상대로 양(+)으로 얻어졌으며 ΔGPL_{t-1} 의 계수도 역시 예상대로 음(-)으로 얻어졌다. 모든 계수들은 통계적으로 유의하며 표본 크기에 비하여 adj-R^2 의 값도 높은 편이다. 전반적으로 보아 추정결과는 대체적으로 양호한 것으로 판단된다.

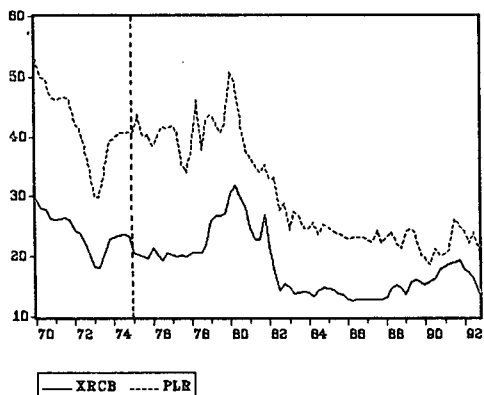


그림 2. 서울시의 총요소생산성의 변화 추이

위의 추정결과를 이용하여 식 (13)과

같이 총요소생산성 증가율인 Δg_t 를 계산할 수 있다. 계산 결과는 표 2에 나타나 있으며 이를 그림으로 나타낸 것이 그림 2이다. 1974년-1992년의 Δg_t 의 평균은 0.0602인데 이는 우리나라 국민경제전체의 총요소생산성 증가율보다 다소 높은 수준일 것으로 짐작된다. Δg_t 의 값을 기간별로 나누어 살펴보면 1970년대의 Δg_t 의 평균이 0.0804인 반면 1980년대 이후의 Δg_t 의 평균은 0.0561로 하락하였음을 알 수 있다. 이의 주된 원인은 도로연장으로 대별된 핵심 하부구조가 도시의 성장을 따라가지 못하였기 때문인 것으로 생각된다.

핵심 하부구조가 총요소생산성 증가율 Δg_t 의 장기추세를 결정한다면 건축허가면적 증가율과 지가상승율은 Δg_t 의 단기적인 움직임을 설명한다. 예를 들어 1989년의 Δg_t 가 음(-)이 된 이유는 1987년 경우 건축허가면적이 대폭 감소하였으며 1988년의 지가 상승율이 매우 높은데에 기인한다.

5. 요약 및 결론

이 논문에서는 서울시의 총요소생산성 증가율이 추정되었다. 추정결과 핵심 하부구조의 대리변수로 사용된 도로연장과 자본스톡에 영향을 주는 요인의 대리변수로 사용된 건축허가면적 증가율은 총요소생산성 증가율을 상승시키는 요인이며 지가상승율은 총요소생산성 증가율을 하락시키는 요인임을 알았다.

서울시의 1974년-1992년 기간중의 총요소생산성 증가율의 평균은 0.0602인데 이는 우리나라 국민경제전체의 총요소생산성 증가율보다 다소 높은 수준일 것으로 짐작된다. 한편 총요소생산성 증가율을 기간별로 나누어 살펴보면 1970년대의 0.0804에서 1980년대 이후에는 0.0561로 하락하였음을 알 수 있다. 이의 주된

원인은 도로연장으로 대별된 핵심 하부구조가 도시의 성장을 따라가지 못하였기 때문인 것으로 생각된다. 한편 지가상승율이 높으면 총요소생산성 증가는 둔화되는데 특히 1989년의 경우에는 1988년 및 1989년의 높은 지가상승율과 1987년의 대폭적인 건축허가면적의 감소에 의하여 총요소생산성 증가율이 음(-)의 값을 갖기도 하였다.

이상의 분석결과를 종합하면 다음과 같은 정책대안을 제시할 수 있다. 총요소생산성 증가율의 장기추세를 결정하는 요인은 핵심 하부구조이다. 핵심 하부구조를 단기적으로 대폭 증가시킨다는 것은 거의 불가능하므로 장기적인 안목으로 핵심 하부구조를 지속적으로 확충하는 것이 장기적으로 도시생산성을 유지하거나 증가시키는 관건이다. 지가상승은 단기적으로 도시생산성을 저하시키는 요인으로 작용할 뿐만 아니라 장기적으로도 설비투자의 하락등에 의하여 성장잠재력을 저하시켜 도시생산성을 하락시키는 역할을 한다. 따라서 지가의 안정 또한 도시생산성 증대를 위하여 중요한 요인이다.

이 논문에서는 자료의 제약 때문에 생산성을 산업별로 나누어 고려하지 못하였다. 첨단산업이 고부가가치 산업임에 비추어 도시 산업구조의 재편과 이를 뒷받침할 수 있는 각종 경제적·법적 지원정책의 적절한 수립과 집행도 장기적인 도시생산성의 추세에 영향을 줄 수 있는 중요한 요인임을 인식할 필요가 있다. 또한 서울시의 장기적인 발전방향이 범역도시(global city)라면 금융 및 정보통신산업의 발전과 다국적 기업의 본사를 유치할 수 있는 환경조성 등이 중요할 것이며 이것 또한 도시생산성의 장기추세에 영향을 줄 것으로 생각된다.

주

- 1) A_t 와 B_t 의 추정절차에 관한 자세한 설명으로는 Mullen and Williams(1987)을 참조할 수 있다.
- 2) 여기에서 P_t 는 통상적인 방법으로 측정되는 기술진보율을 나타내며 g_t 는 생산요소체화(factor-augmenting) 접근방법에 의하여 구한 총요소 생산성을 나타낸다. 수식상으로 양자는 동일한 값을 가지나 실증분석의 결과는 반드시 그렇지 않다. 이 점에 관한 자세한 논의로 Mullen and Williams(1987, 1990)을 참조할 수 있다.
- 3) 서울시의 투자구조와 국민경제 전체의 투자구조가 동일하다는 가정은 지나치게 단순화된 가정일 수 있다. 그러나 현실적으로 서울시의 투자에 관한 자료가 없는 상황에서 이러한 가정은 불가피하다고 생각된다. 이 경우 설사 서울시의 광공업 부문의 투자자료가 있다 하여도 이들만을 이용하여 추정하는 것이 동일 투자구조를 가정하여 추정하는 것보다 결과가 개선된다는 보장은 없다. 왜냐하면 국민경제 전체로 보는 경우 광공업 투자가 전체투자에서 차지하는 비중은 약 1/3에 불과하기 때문이다.
- 4) 건축허가와 건설투자간에 시차가 존재하는 것은 사실이나 여기에서 사용된 자료가 연간 자료이기 때문에 시차를 고려하지 않았다. 실제로 건축허가면적의 시차변수들을 도입하여도 추정결과는 개선되지 않았다.
- 5) 이 모의실험의 결과는 서승환(1994)에서 인용되었다.

참고문헌

- 서승환, 1994, 『한국 부동산시장의 거시계량분석』, 홍문사.
- 서승환·김경환, 1990, 「부동산투기와 자산가격 거품」, 『한국경제연구』
- Aschauer, D.A., 1989, "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Urban Economics*, pp. 177-200.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, March pp. 251-276.

- Hansen, E.R., 1990, "Agglomeration Economies, and Industrial Decentralization : The Wage-Productivity Trade-Offs", *Journal of Urban Economics*, pp. 140-159.
- Mullen, J.K. and M. Williams, 1990, "Explaining Total Factor Productivity Differentials in Urban Manufacturing", *Journal of Urban Economics*, pp. 103-123.
- Mullen, J.K. and M. Williams, 1987, "Technical Progress in Urban Manufacturing : North-South Comparisons", *Journal of Urban Economics*, pp. 194-204.
- Sassen, S., 1991, *The Global City : New York, London, Tokyo*, Princeton University Press.
- Stock, J.H. and M.W. Watson, 1988, "Variable Trends in Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, September pp. 147-174.

land price growth rate depresses the TFP growth rate. During 1989, due to the high land price growth rate and extremely low building construction permit TFP rate has been estimated as negative.

ABSTRACT

A Study on the Estimation of Productivity Measure of the City of Seoul

Seoung Hwan Suh
Yonsei University
 Bun-Song Lee
Seoul Development Institute
 Eui-chul Chung
Seoul Development Institute

It has been estimated the total factor productivity(TFP) of the city of Seoul. Average TFP growth rate during 1974-1992 has been estimated as 0.0602. TFP growth rate has been decreased from 0.0804 of 1970's to 0.0561 of 1980 and 1990's. Factors affecting the TFP are found to be core infrastructure, capital stock and land price growth rate. High