

한국 의료서비스산업의 시장지배력과 생산성에 관한 실증분석

(An Empirical Analysis on Market Power and
Productivity in the Korean Medical Service Industry)

박 세 훈¹⁾, 강 주 훈²⁾, 정 용 식³⁾

(Sehoon Park, Joo Hoon Kang, and Yong-Sik Jung)

요 약 본 논문은 Hall(1990)과 Basu(1997)의 모형에 근거하여 생산성추정모형을 설정하고, 분석기간 1975:1-2010:4에 걸쳐서 의료서비스 산업에 있어서 생산성을 5개의 형태로 측정할 다 음 생산성의 순환성을 밝히고 실질임금과 측정된 생산성과의 연관성을 분석하였다. 시장지배력 을 제거하고 규모의 보수를 고려하여 솔로우잔차항을 측정한 결과 의료서비스 산업에서 시장 지배력이 크게 존재하고 있으며 생산측면에서 규모의 보수가 크게 존재하고 있다는 것이 확인 되었다. 시장지배력을 제거하는 경우 솔로우잔차항은 강한 경기순행성에서 강한 경기역행성으 로 전환되었음을 볼 수 있다. 이러한 결과는 시장지배력을 나타내는 대리변수인 산업별 마크업 의 경기역행적인 특성이 작용하고 있는 것으로 추론할 수 있다. 또한 실질임금증가율과 생산성 과의 관계를 분석할 때 생산성지표로서 노동생산성이나 본래의 솔로우잔차항 또는 시장지배력 을 제거한 총비용에 근거한 솔로우잔차항이 적절한 지표로 활용될 수 있음을 밝히고 있다.

핵심주제어 : 기술계수, 솔로우잔차항, 의료서비스 산업, 실질임금, 노동생산성

Abstract This paper establishes the empirical model based on Hall's(1990) and Basu's(1996) models, estimates the five types of productivity in the medical service industry over the period 1975:1-2010:4, and analyzes the cyclicity of measured productivities and their correlations with the industrial real wage. The empirical results are summarized as the followings. First, there proved to be substantial market power in pricing and returns to scale in production for the medical service industry. Second, the three types of productivity among 5 types showed to be procyclical. Third, the average labor productivity, the original Solow residual, and the cost-based Solow residual are expected to provide reasonable indexes in analyzing the relationship between productivity and real wage.

Key Words : Technological coefficient, Solow Residual, Medical Service Industry, Real Wages, Labor Productivity

1. 서 론

한국의 의료서비스산업은 지난 30여년간 지

속적으로 급속한 양적인 성장을 해왔다. 산 업의 종사자수의 측면에서 보면 <표 1>에서 보는 바와 같이 1975년에 9,649명에서 1995년 에 284,187명 그리고 2010년에 685,772명으로 급격히 증가하였다. 생산량과 자본량은 경상가 격으로 1975년에 1,490억원과 530억원에서 2010년에 각각 63조 1,340억원과 11조 3,180억

1) 관동대학교 경제금융학과, 제 1저자
2) 관동대학교 경제금융학과, 교신저자(jhkang@kd.ac.kr)
3) 관동대학교 의료경영학과, 공동저자

원으로 급속하게 증가하였다. 이러한 양적인 성장에도 불구하고 의료서비스 산업에 대한 특성을 거시적으로 분석한 연구는 저조한 편이다. 따라서 의료서비스 산업의 구조적 특성을 밝히고 산업의 생산성을 추정하는 것은 매우 의미가 있다 하겠다. 산업의 특성을 밝히는 많은 연구가 주로 제조업을 중심으로 이루어져 왔으며 서비스산업에 관한 시장구조분석이나 생산성 추정은 매우 저조한 실정이다.¹⁾ 또한 최근에 의료관광산업의 급속한 발전과 더불어 의료산업의 보완적인 역할이 중요시되고 있는 점에서 의료서비스산업의 생산성분석은 매우 의미가 크다 하겠다.

<표 1> 의료서비스산업의 규모의 변화
<Table 1> Growth in the medical industry

| Year | Labor (person) | Output (billion Won) | Capital stock (billion Won) |
|------|----------------|----------------------|-----------------------------|
| 1975 | 9,649 | 149 | 53 |
| 1985 | 109,859 | 1,695 | 518 |
| 1995 | 284,187 | 10,655 | 3,041 |
| 2005 | 505,196 | 33,597 | 8,985 |
| 2010 | 685,772 | 63,134 | 11,318 |

Sources: Statistics Korea, Kosis, Service Industry, The Bank of Korea, National Accounting

본 논문은 Hall(1990)과 Basu(1997)의 모형에 근거하여 생산성추정모형을 설정한 다음, 분석기간 1975:1-2010:4에 걸쳐서 의료서비스 산업에 있어서 생산성을 측정하고 또한 생산성의 특성을 밝히고 실질임금과 측정된 생산성과의 연관성을 분석한다. 생산성을 추정하는데 노동의 평균생산성, 생산함수에서 도출한 기술계수 그리고 솔로우잔차항을 각각 추정한다. 특히 솔로우잔차항은 시장지배력과 규모의 보수를 각각 고려하여 세 가지 형태로 추정한다.

1997년 말에 시작된 외환위기는 한국경제에 구조적인 변화를 초래하였으며 특히 외환위기

이후에 생산요소가격의 하락은 산업의 생산성에 큰 영향을 미친 것으로 보인다. 자본의 가격인 회사채 수익률이 외환위기 이전에 평균적으로 17.11%에서 외환위기 이후 2010년까지의 평균치가 6.23%로 급격히 하락하였다. 또한 노동요소의 가격인 실질임금의 평균증가율은 외환위기 이전에 평균적으로 1.71%에서 외환위기 이후 2010년까지의 평균치가 1.14%로 급격히 둔화되었다.

수입물가지수는 외환위기 이전에 평균적으로 4.27%에서 외환위기 이후 2010년까지의 평균치가 2.53%로 급격히 하락하였다. 해외의존도가 큰 한국경제에서 이와 같이 생산비용에 직접적으로 영향을 주는 요소가격의 하락은 산업의 생산성 결정에 중요한 변수로 작용한 것으로 기대된다[11].

따라서 본 연구는 생산성을 외환위기 전후로 추정하여 분석하고 요소가격의 하락이 생산성 결정에 미친 효과를 또한 실증적으로 검증하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서 생산성을 추정하는 두 가지 실증모형인 솔로우잔차항과 기술계수 실증모형이 제시되고 분석에 이용되는 자료가 언급된다. 제3절에서는 기존의 연구결과와 비교하면서 실증분석 결과가 제시되고 논의된다. 제4절에서 요약 및 결론이 제시된다.

2. 실증분석모형

본 절에서는 산업의 생산성을 측정하는 두 가지 형태의 실증분석모형을 제시한다. 하나는 생산성을 솔로우잔차항으로 측정하는 실증모형이고 다른 하나는 생산함수의 기술계수를 측정하는 모형이다. 솔로우잔차항을 측정하는 모형은 Hall(1990)[8]과 Basu와 Fernald(1997)[3]의 모형과 Park and Zhu(2011)[13]의 도출모형에 근거하고 있다. 또한 기술계수로 측정하는 모형은 Kang et.al,(1998, 1999)[9-10]의 분석모형에 근거하여 도출되었다.

1) 산업의 특성을 밝히는 제조산업에 관한 연구는 다음의 문헌을 참조; Lee et. al., 2008[12]; Chae et. al., 2008[6]; Zhu et. al., 2013[17].

2.1. 솔로우 잔차항 실증모형

솔로우잔차항의 실증모형을 도출하기 위하여 먼저 동차함수의 일반적인 생산함수를 식(1)과 같이 설정한다.

$$Q_t = \Theta_t F(L_t, K_t) \tag{1}$$

Q_t 는 산업총생산, Θ_t 는 Hicks의 중립적 기술계수, L_t 와 K_t 는 산업별 노동투입량과 자본투입량을 각각 나타낸다. 식(1)의 양변에 로그를 취한 다음 시간에 대해 1차 미분하면 식(2)와 같다.

$$\begin{aligned} \frac{dQ_t/dt}{Q_t} &= \frac{d\Theta_t/dt}{\Theta_t} + \frac{\partial F}{\partial L_t} \frac{1}{F(L_t, K_t)} \frac{\partial L_t}{\partial t} \\ &+ \frac{\partial F}{\partial K_t} \frac{1}{F(L_t, K_t)} \frac{\partial K_t}{\partial t} \end{aligned} \tag{2}$$

식(2)에서 시간을 나타내는 하첨자 t 를 생략하고 변화율로 간략하게 표현하면 식(3)과 같다.¹⁾

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{\Theta}}{\Theta} + \frac{\partial F}{\partial L} \frac{1}{F(L, K)} \dot{L} + \frac{\partial F}{\partial K} \frac{1}{F(L, K)} \dot{K} \tag{3}$$

또한 생산함수 식(1)을 다르게 표현하면 식(4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{1}{F(L_t, K_t)} = \frac{\Theta_t}{Q_t} \tag{4}$$

식(4)를 식(3)에 대입한 다음 식(3)의 오른쪽에서 두 번째 항과 세 번째 항에 각각 L/L 와 K/K 를 각각 곱하여 정리하면 식(5)가 된다.

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{\Theta}}{\Theta} + \Theta \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Q} \frac{\dot{L}}{L} + \Theta \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Q} \frac{\dot{K}}{K} \tag{5}$$

식(5)에서 오른쪽에 있는 $\Theta \cdot \partial F/\partial L$ 는 노동의 한계생산(MP_L)을 그리고 $\Theta \cdot \partial F/\partial K$ 는 자본의 한계생산(MP_K)을 각각 나타낸다. 비용최소화의 1차 조건을 이용하면 노동과 자본의 한계생산은 총수입분배율로 전환될 수 있다. 또한 1차조건을 생산요소의 가격들을 식(5)에 대입하고 생산물가격(P_Q)을 한계비용(λ)으로 대체하여 대입하면 식(6)을 구할 수 있다.²⁾

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{\Theta}}{\Theta} + \frac{P_L}{P_Q} \frac{L}{Q} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{P_K}{P_Q} \frac{K}{Q} \frac{\dot{K}}{K} \tag{6}$$

식(6)에서 P_L 은 노동의 가격 즉 임금을 나타내고 P_K 는 자본의 가격 즉 이자율을 그리고 P_Q 는 생산물의 가격을 의미한다. 식(6)을 1차 차분형태로 표시하여 다시 정리하면 식(7)과 같이 본래의 솔로우잔차항을 도출할 수 있다.

$$\Delta\theta_t^1 = \Delta q_t - \alpha_t^L \Delta l_t - \alpha_t^K \Delta k_t \tag{7}$$

식(7)에서 소문자인 q_t, θ_t, l_t 와 k_t 는 대문자인 Q, Θ, L 와 K 의 로그형태이며 Δ 는 1차 차분을 표시한다. α_t^K 와 α_t^L 는 생산요소의 분배율 즉, 총수입에서 차지하는 노동과 자본비용의 비율을 각각 나타낸다.

총수입분배율은 시장지배력을 포함하고 있으므로 시장지배력을 배제하기 위해 Hall (1990)[8]은 총수입분배율을 총비용분배율(cost based share)로 대체하였다. 즉, 식(6)에서 총수입($P_Q Q$)을 총비용(TC)으로 대체하면 식(7)은 식(8)과 같이 Solow잔차항 정의식이 된다.

$$\Delta\theta_t^2 = \Delta q_t - \alpha_t^L \Delta l_t - \alpha_t^{K'} \Delta k_t \tag{8}$$

2) 생산요소가 자본과 노동인 경우 총비용을 최소화시키는 문제는 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$TC = P_L L + P_K K \quad \text{s. t. } Q^* = \Theta \cdot F(L_t, K_t)$$

위의 비용최소화 1차 조건에서 $\lambda = MC$ 를 도출할 수 있으며 완전경쟁하에서 $P_Q = MC$ 그리고 $MC = \frac{P_L}{MP_L} = \frac{P_K}{MP_K} = MR$ 이 성립된다. 이 조건을 이용하여 식(6)을 도출할 수 있다.

1) 예를 들면 $\frac{dQ_t}{dt} = \dot{Q}$, $\frac{d\Theta_t}{dt} = \dot{\Theta}$, $\frac{dL_t}{dt} = \dot{L}$ 그리고 $\frac{dK_t}{dt} = \dot{K}$

$\alpha_t^L = P_L L / TC$ 와 $\alpha_t^K = P_K K / TC$ 는 각각 총비용에서 차지하는 노동과 자본비용의 비율을 나타낸다.

두 번째 규모의 보수문제를 해결하기 위해서 생산함수를 동차함수로 가정하고 있기 때문에 비용함수를 식(9)와 같이 분리시킬 수 있다.

$$TC(P_L, P_K, Q) \equiv Q^{1/\gamma} A(P_L, P_K) \quad (9)$$

함수 $A(P_L, P_K)$ 는 생산요소가격의 함수이며 식(1)의 생산함수 Q 는 L 과 K 에 대해서 γ 차 동차함수임을 나타낸다. 따라서 Q 에 대한 총비용 TC 의 탄력도 즉, 총비용의 생산탄력도는 식(10)과 같이 정의된다.

$$\frac{\partial TC}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{TC} = \frac{1}{\gamma} \quad (10)$$

비용최소화 1차조건에서 한계비용은 $\partial TC / \partial Q = \lambda$ 이기 때문에 식(10)은 (11)과 같이 표현될 수 있다.

$$\lambda = \frac{1}{\gamma} \frac{TC}{Q} \quad (11)$$

따라서 비용최소화 1차 조건에서 식(11)의 한계비용 λ 를 생산요소의 한계생산에 각각 대입하면 다음의 식(12)와 (13)을 얻을 수 있다.

$$\Theta \frac{\partial F}{\partial L} = \gamma \cdot \frac{P_L Q}{TC} \quad (12)$$

$$\Theta \frac{\partial F}{\partial K} = \gamma \cdot \frac{P_K Q}{TC} \quad (13)$$

식(12)와 (13)을 앞의 식(5)에 대입하여 정리하면 최종으로 솔로우잔차항 추정방정식을 식(14)와 같이 유도할 수 있다.³⁾

3) 식(12)과 (13)을 식(5)에 대입하면 다음과 같다.

$$\Delta \theta_t^3 = \Delta q_t - \gamma (\alpha_t^L \Delta l_t + \alpha_t^K \Delta k_t) \quad (14)$$

그러나 솔로우 잔차항의 증가율인 $\Delta \theta_t^3$ 를 추정하기 위해서 먼저 규모의 보수를 나타내는 γ 를 추정하여야 한다. γ 를 추정하기 위해서 솔로우 잔차항을 일반적으로 식(15)와 같이 가정한다[2].

$$\Delta \theta_t = c + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d. \quad (15)$$

c 는 상수(constant)로서 솔로우 잔차항의 평균 증가율을 의미하며 ϵ_t 는 백색소차(white noise)를 나타낸다. 따라서 $\Delta \theta_t$ 는 c 를 중심으로 확률적 변동을 한다는 것을 의미한다. 식(14)와 식(15)를 이용하여 규모의 보수 γ 를 추정하기 위한 추정회귀식을 식(16)과 같이 설정할 수 있다.

$$\Delta q_t = c + \gamma X_t + \epsilon_t \quad (16)$$

식(16)에서 $X_t = \alpha_t^L \Delta l_t + \alpha_t^K \Delta k_t$ 이며 C 는 상수항으로 회귀식의 절편을 나타내며 솔로우 잔차항의 분석기간별 평균증가율을 나타낸다. 식(16)에서 회귀계수 γ 를 구한 다음, γ 의 추정치를 식(14)에 대입하면 솔로우 잔차항의 시계열자료를 구할 수 있다.

2.2. 기술계수 실증모형

생산함수에 포함되어 있는 기술계수를 측정하기 위해서 먼저 규모에 대한 보수불변인 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수를 설정한다.

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Q}}{Q} &= \frac{\dot{\Theta}}{\Theta} + \gamma \frac{P_L Q}{TC} \frac{L}{Q} \frac{\dot{L}}{L} + \gamma \frac{P_K Q}{TC} \frac{K}{Q} \frac{\dot{K}}{K} \\ &= \frac{\dot{\Theta}}{\Theta} + \gamma \frac{P_L L}{TC} \frac{\dot{L}}{L} + \gamma \frac{P_K K}{TC} \frac{\dot{K}}{K} \\ &= \Delta \theta_t + \gamma \alpha_t^L \Delta l_t + \gamma \alpha_t^K \Delta k_t \end{aligned}$$

따라서 $\Delta \theta_t^3 = \Delta q_t - \gamma (\alpha_t^L \Delta l_t + \alpha_t^K \Delta k_t)$ 이 성립된다.

$$y_t = z_t k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (17)$$

식(17)에서 y_t 는 t 시점에서의 실질부가가치 생산량을 그리고 z_t 는 Hicks의 중립적 기술계수를 각각 나타낸다. k_t 는 실질 자본량을 그리고 l_t 는 t 시점에서의 노동투입액을 의미한다. α 와 $1-\alpha$ 는 각각 자본과 노동에 대한 생산의 요소 탄력도이다.

기술계수를 추정하기 위해서 로그형태의 기술진보과정이 AR(1) 형태를 따른다고 가정한다. 즉, 기술진보과정은 식(18)과 같은 과정을 갖는다고 가정한다.

$$\ln z_t = \theta \ln z_{t-1} + \epsilon_t, \quad 0 < \theta \leq 1 \quad (18)$$

이와 같이 기술계수를 간접적으로 추정하는 방식은 Solow(1957)[16], Hall(1988)[17] 그리고 Rotemberg and Woodford(1991)[15]의 방법과는 다르다. Hall (1988)[7] 등은 자본요소 탄력도인 α 를 완전경쟁을 가정하여 자본분배율로서 추정하였다. 본 논문에서는 자본탄력도(α)와 기술계수($\ln z_t$)를 직접 실제자료를 이용하여 추정한다는 것이다.

다음으로 α 와 θ 를 추정하기 위해서 생산함수인 식(17)에 로그를 취하고 $t-1$ 의 시차형태로 표시하여 $\ln z_t$ 와 $\ln z_{t-1}$ 에 관해서 정리하면 식(19)와 식(2-20)과 같다.

$$\ln z_t = \ln y_t - \alpha \ln k_t - (1-\alpha) \ln l_t \quad (19)$$

$$\ln z_{t-1} = \ln y_{t-1} - \alpha \ln k_{t-1} - (1-\alpha) \ln l_{t-1} \quad (20)$$

식(19)와 식(20)을 식(18)에 대입하여 정리하면 식(21)과 같은 추정회귀모형으로 설정된다.⁴⁾

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{y_t}{l_t}\right) &= \theta \ln\left(\frac{y_{t-1}}{l_{t-1}}\right) + \alpha \ln\left(\frac{k_t}{l_t}\right) \\ &\quad - \theta \alpha \ln\left(\frac{k_{t-1}}{l_{t-1}}\right) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (21)$$

또한 식(19)를 다시 정리하여 쓰면 식(22)와 같다.

$$\ln z_t = \ln\left(\frac{y_t}{l_t}\right) - \alpha \ln\left(\frac{k_t}{l_t}\right) \quad (22)$$

회귀모형 식(21)에서 추정된 산업별 자본탄력도(α)를 식(22)에 대입하면 기술계수의 산업별 시계열자료를 구할 수 있다.

2.3. 분석자료

본 논문의 분석기간은 1975:1-2010:4이며 자료는 분기별이다. 본 논문에서 이용되는 자료는 의료서비스산업의 생산액, 임금총액, 월평균 근로자수, 월평균 근로시간 그리고 자본량이다. 원자료가 연간 자료인 경우에는 해당 산업 생산지수를 이용하여 분기별 자료로 작성하였다. 자본량은 통계청의 광공업 통계조사보고서의 연간자료를 이용하여 산업생산지수를 사용하지 않고 아래의 공식에 따라 분기별 자료로 전환하였다.

$$K_{it} = K_{i,t-1} + [K_i - K_{i,t-1}] \times \frac{i}{4}, \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (23)$$

K_{it} 는 t 년도 i 분기의 자본량을 나타낸다. 의료서비스 산업의 시간당 실질임금은 산업별 임금총액을 총근로시간(월평균근로자수×월평균근로시간)으로 나눈 다음 다시 GDP디플레이터로 나누어 분기별로 작성되었다. 원자료 출처는 통계청의 “경제활동별 지역내 총생산”과 노동통계월보이다.

4) 이것은 생산함수추정에서 일반적인 실증모형이다.

3. 실증분석결과

3.1. 생산성 측정결과

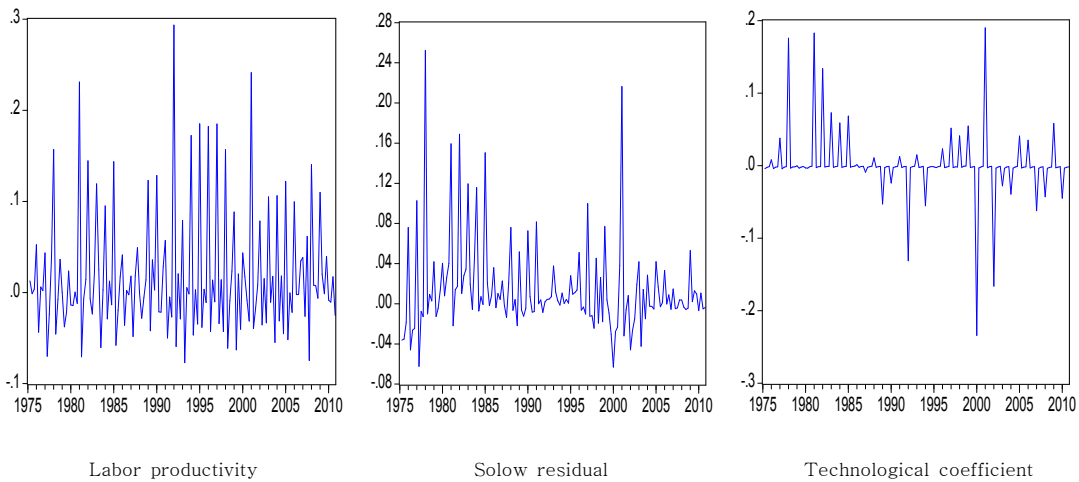
<그림 1>은 1975-2010년 분석기간 동안 의료서비스산업의 노동생산성, 총수입에 근거한 솔로우잔차항($\Delta\theta_t^1$) 그리고 기술계수의 시계열 자료를 각각 도표화시킨 것이다.

노동생산성은 노동의 평균생산을 의미하며 $AP_L = Q/L$ 로 정의된다. 여기서 Q 는 생산량을 의미하고 L 은 (노동시간×노동자수)를 나타낸다. 따라서 노동생산성 증가율은 노동의 평균생산인 AP_L 의 로그형태를 1차 차분한 것으로 $d\log Q - d\log L$ 로 정의된다. <그림 1>에서 먼저 노동생산성 증가율을 보면 평균값 0.0178을 중심으로 $(0.0677)^2$ 의 분산을 갖고 진동하고 있다. 본래의 솔로우잔차항($\Delta\theta_t^1$)은 앞의 식(16)의 추정회귀모형의 절편에 해당되는 평균값 0.0142를 중심으로 $(0.0459)^2$ 의 분산을 갖고 확률적으로 변동하는 모습을 나타내고 있다. 기

술계수의 경우, 평균값 0.0012를 중심으로 $(0.0431)^2$ 의 분산을 갖고 확률적으로 변동하는 모습을 보이고 있다.

<표 2>는 의료서비스산업의 노동생산성, 기술계수 그리고 세 가지 형태의 솔로우잔차항($\Delta\theta_t$)의 추정결과를 기간별 평균값과 연평균 증가율을 제시하고 있다. 먼저 노동생산성의 경우를 보면 외환위기 이전에 연평균증가율이 0.0174, 이후에는 0.0179 그리고 전체분석기간에는 0.0178로 외환위기를 전후로 하여 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

반면에 기술계수와 본래의 솔로우잔차항 $\Delta\theta_t^1$ 는 외환위기 이전에 0.0049와 0.0189에서 이후에는 -0.0054와 0.0058로 각각 감소하였다. 연평균증가율로 보면 기술계수는 1.96%에서 -2.16%로 그리고 솔로우잔차항은 7.56%에서 2.32%로 크게 감소하였음을 보여주고 있다. 이와 같은 결과는 외환위기 이후 생산요소의 가격이 하락함에 따라 요소분배율이 감소하였으며 이에 따라 생산성 증가율이 둔화된 것으로 해석할 수 있다.



<그림 1> 의료서비스산업의 생산성 증가율의 변화 (1975-2010)

<Fig. 1> Fluctuations in Productivity growth rate in the medical service industry (1975-2010)

<표 2> 의료서비스산업의 생산성측정 결과
 <Table 2> Annual averages for productivity growth rate in the medical service industry

| period | Labor productivity (AP_L) | | Technological coefficients ($\ln Z_t$) | | Solow residual | | | | | |
|---------------|----------------------------------|------------------|--|-------------------|----------------------|------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| | | | | | $(\Delta\theta_t^1)$ | | $(\Delta\theta_t^2)$ | | $(\Delta\theta_t^3)$ | |
| 1975:1~1997:4 | 0.0174 (0.0706) | 7.04% (27.08) | 0.0049 (0.0369) | 1.96% (14.76) | 0.0189 (0.0489) | 7.56% (18.36) | -0.0244 (0.0852) | -9.76% (34.08) | 0.0553 (0.0380) | 22.12% (15.20) |
| 1998:1~2010:4 | 0.0179 (0.0631) | 6.96% (30.80) | -0.0054 (0.0521) | -2.16% (20.84) | 0.0058 (0.0392) | 2.32% (19.56) | -0.0187 (0.0633) | -7.48% (25.32) | 0.0259 (0.0328) | 10.36% (13.12) |
| 1975:1~2010:4 | 0.0178 (0.0677) | 7.12% (24.24) | 0.0012 (0.0431) | 0.48% (17.24) | 0.0142 (0.0459) | 5.68% (15.68) | -0.0223 (0.0778) | -8.92% (31.12) | 0.0446 (0.0389) | 17.84% (15.56) |

() indicate the standard deviation. The period represents the before and after period for the foreign exchange crisis. Solow residual($\Delta\theta_t$) is the first order logarithmic difference form.

다음으로 본래의 솔로우 잔차항에서 시장지배력(market power) 효과를 배제한 즉, 총비용에 기초한 솔로우잔차항인 $\Delta\theta_t^2$ 를 보면 전체 분석기간에서 본래의 잔차항 0.0142에서 -0.0223으로 크게 감소한 것으로 나타나 있다. 이와 같이 솔로우잔차항의 평균증가율이 본래의 잔차항에 비해 크게 감소한 것은 의료서비스 산업에서 시장지배력이 크게 존재하고 있다는 사실을 간접적으로 반영하고 있다 하겠다.⁵⁾

또한 본래의 솔로우 잔차항에서 규모의 보수(returns to scale) 효과를 고려한 솔로우 잔차항인 $\Delta\theta_t^3$ 을 보면, 전체 분석기간에서 연평균생산성 증가율이 본래의 잔차항 0.0142에서 0.0446으로 크게 증가한 것으로 나타나 있다. 이와 같이 잔차항의 평균증가율이 본래의 잔차항에 비해 크게 증가한 것은 의료서비스 산업에서 생산측면에서 규모의 보수가 크게 존재하고 있다는 것을 간접적으로 시사하고 있다 하겠다.

3.2. 생산성의 순환성 분석

노동생산성, 기술계수 그리고 솔로우잔차항은 생산성을 측정하는 하나의 지표임과 동시에 경기변동이론에서 경기변동의 요인으로서 중요시하는 기술충격의 의미를 갖고 있다. 또한 생산성의 순환성(cyclicality)문제는 실질임금의 순환성문제와 더불어 중요한 의미를 지니고 있다. <표 3>은 5개 형태의 생산성과 실질임금이 각각 경기순행적(procyclical)인지 아니면 경기역행적(counter cyclical)인지를 판별하기 위해서 HP-filtered GDP와의 상관계수를 생산성별로 제시하고 있다.

Rotemberg and Woodford(1991)[15]는 Hodrick-Prescott filter를 이용하여 노동분배율, 실질임금 등 각종 변수들의 순환성을 검증하였으며 그 이후 사용이 보편화되었다. 솔로우잔차항의 순환성을 검토하는 경우 일반적으로 변화율 또는 수준(level)변수를 이용하는데 본 연구에서는 생산성의 수준변수를 이용하여 GDP와의 상관계수를 구하였다.

<표 3>의 전체분석기간에서 HP-filtered GDP와의 상관계수를 보면 노동생산성은 0.957, 본래의 솔로우잔차항, $\Delta\theta_t^1$ 은 0.954 그

5) 한국의 제조산업의 경우에도 시장지배력 효과가 크게 상존하고 있는 것으로 입증되었다[13].

리고 규모의 보수를 고려한 솔로우잔차항인 $\Delta\theta_t^3$ 은 0.976으로 매우 강한 경기순행성을 나타내고 있다. 또한 하위분석기간에서도 마찬가지로 강한 경기순행성을 보이고 있다. 이러

한 생산성의 경기순행성(procyclicality)의 결과는 기존 연구의 일반적인 특성과 일치하고 있다[1],[13].

<표 3> GDP와의 상관계수
<Table 3> Correlation coefficients with GDP

| period | Real wage (w_t) | Labor productivity (AP_L) | Technological coefficients ($\ln Z_t$) | Solow residual | | |
|---------------|------------------------|-------------------------------------|--|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | | | ($\Delta\theta_t^1$) | ($\Delta\theta_t^2$) | ($\Delta\theta_t^3$) |
| 1975:1~1997:4 | -0.289 | 0.969 | 0.315 | 0.964 | -0.974 | 0.976 |
| 1998:1~2010:4 | 0.967 | 0.961 | -0.848 | 0.871 | -0.925 | 0.988 |
| 1975:1~2010:4 | 0.632 | 0.957 | -0.337 | 0.954 | -0.887 | 0.957 |

한편 기술계수는 전체분석기간에서 -0.337로 약한 경기역행성을 나타내고 있으며 시장지배력을 제거한 솔로우잔차항 $\Delta\theta_t^2$ 은 -0.887의 강한 경기역행성을 보이고 있다. 그러나 전체적으로 의료서비스산업에서 측정된 생산성은 경기순행적인 특성을 나타내고 있다고 결론지을 수 있다. 이러한 강한 경기순행성의 결과는 경기변동이론의 실증결과와도 일치하고 있다고 볼 수 있다[4-5],[12],[14].

여기서 언급할 또 하나의 특징으로 시장지배력을 제거하는 경우 솔로우잔차항은 강한 경기순행성에서 강한 경기역행성으로 전환되었음을 볼 수 있다. 이러한 결과는 시장지배력을 나타내는 대리변수인 산업별 마크업의 경기역행적인 특성이 작용하고 있는 것으로 추론할 수 있다. 이와 같이 시장지배력을 제거하는 경우 솔로우 잔차항이 경기역행적으로 전환되는 것은 기존의 한국의 제조산업과 전기가스산업, 관광서비스 산업 등에 대한 연구결과와 일치하고 있다[13],[18].

실질임금의 GDP와의 상관계수를 보면 외환위기 전에는 -0.289로 약한 경기역행성을 보이고 있으나 외환위기후에는 0.967로 강하게 경기순행적으로 전환되어 전체분석기간은 0.632로 강한 경기순행성을 보이고 있다. 의료

서비스 산업에 있어서 실질임금의 경기순행성은 마찬가지로 기존 연구결과와 일치하고 있다[9].

3.3. 솔로우잔차항과 실질임금의 변화

생산성증가율이 실질임금 인상률을 결정하는 잠재적인 주요변수로 작용하는 것은 주지의 사실이다. 앞에서 추정된 의료서비스 산업의 생산성 변화와 실질임금의 변화율과의 관계성을 살펴볼 필요가 있다.

<표 4>는 의료서비스 산업에 있어서 5개 형태의 생산성 증가율과 실질임금 증가율과의 상관계수를 기간별로 요약하고 있다. 먼저 노동생산성의 경우 외환위기 전에는 0.843, 후에는 0.692로 그리고 전체적으로 0.786으로 실질임금증가율과 강한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 즉, 생산성 증가에 따라서 실질임금이 상승한다는 소득분배원리가 적용된다고 볼 수 있다.

또한 본래의 솔로우 잔차항의 경우 외환위기 전에는 0.255, 후에는 0.028 그리고 전체적으로 0.163으로 실질임금증가율과 약한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 그리고 시장지

배력을 제거한 솔로우잔차항 $\Delta\theta_t^2$ 의 경우 외환위기 전에는 0.300, 그리고 후에는 0.549로 실질임금증가율과 비교적 강한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

<표 4> 실질임금증가율과 상관계수
<Table 4> Correlation coefficients with the growth rates for real wage

| period | ΔAP_L | $\ln Z_t$ | $\Delta\theta_t^1$ | $\Delta\theta_t^2$ | $\Delta\theta_t^3$ |
|--------------------|---------------|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 1975:1 } 1997:4 | 0.843 | -0.211 | 0.255 | 0.300 | -0.263 |
| 1998:1 } 2010:4 | 0.692 | -0.528 | 0.028 | 0.549 | -0.270 |
| 1975:1 } 2010:4 | 0.786 | -0.352 | 0.163 | 0.272 | -0.297 |

반면 기술계수와 규모의 보수를 고려한 솔로우 잔차항 $\Delta\theta_t^3$ 의 경우 외환위기 전과 후 그리고 전체분석기간에서 모두 실질임금증가율과 약한 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 실질임금증가율과 생산성과의 관계를 언급할 때 생산성지표로서 노동생산성이나 본래의 솔로우잔차항 또는 시장지배력을 제거한 총비용에 근거한 솔로우 잔차항이 적절한 지표로 활용될 수 있다고 볼 수 있다.

4. 요약 및 결론

본 논문은 Hall(1990)[8]과 Basu(1997)[3]의 모형에 근거하여 생산성추정모형을 설정하고, 분석기간 1975:1-2010:4에 걸쳐서 의료서비스 산업에 있어서 생산성을 5개의 형태로 측정하는 다음 생산성의 특성을 밝히고 실질임금과 측정된 생산성과의 연관성을 분석하였다. 실증분석결과를 다음의 세 가지로 요약할 수 있다.

첫째 기술계수와 본래의 솔로우잔차항 $\Delta\theta_t^1$ 는 외환위기 이전에 각각 0.0049와 0.0189에서

이후에는 -0.0054와 0.0058로 감소하였다. 연평균증가율로 보면 기술계수는 1.96%에서 -2.16%로 그리고 솔로우잔차항은 7.56%에서 2.32%로 크게 감소하였음을 보여주고 있다. 이와 같은 결과는 외환위기 이후 생산요소의 가격이 하락함에 따라 요소분배율이 감소하였으며 이에 따라 생산성 증가율이 둔화된 것으로 해석할 수 있다.

둘째 본래의 솔로우 잔차항에서 시장지배력 효과를 배제하고 규모의 보수를 고려하여 솔로우잔차항을 측정하는 결과 의료서비스 산업에서 시장지배력이 크게 존재하고 있으며 생산측면에서 규모의 보수가 크게 존재하고 있다는 것이 확인되었다.

셋째, 시장지배력을 제거하는 경우 솔로우 잔차항은 강한 경기순행성에서 강한 경기역행성으로 전환된 것으로 입증되었다. 이러한 결과는 시장지배력을 나타내는 대리변수인 산업별 마크업의 경기역행적인 특성이 생산성의 순환성을 결정하는데 있어서 영향을 주는 것으로 추론할 수 있다.

또한 실질임금증가율과 생산성과의 관계를 분석할 때 생산성지표로서 노동생산성이나 본래의 솔로우잔차항 또는 시장지배력을 제거한 총비용에 근거한 솔로우잔차항이 적절한 지표로 활용될 수 있다고 결론지을 수 있다.

References

[1] Bae, Joo Han, Jeong U. and H. Kim, "An Empirical Analysis on the Cyclicity of the Solow Residual in Korean Manufacturing Industries," Business Administration Review, Published in Kwandong University in Korea, Vol.25, pp. 127-143, 2008.

[2] Basu, S., "Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?", Quarterly Journal of Economics, Vol. 111, No. 3, pp. 719-751, 1996.

[3] Basu, Susanto and John G. Fernald,

- "Return to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, pp. 249-283, 1997.
- [4] Bernanke, B. S, "Procyclical Labor Productivity from Interwar U.S. Manufacturing Industries," *Journal of Political Economy*. Vol. 99, No. 3, pp. 439-459, 1991.
- [5] Caballero, A. and R. Lyons, "External Effect in U.S. Procyclical Productivity," *Journal of Monetary Economics*, 29, No.2, pp. 209-226, 1992.
- [6] Chae, Byung-Chan, Lee, Kyung-Hwan and Jong-Weon, Kim, "An Empirical Study on Production Strategy for the Competitive Advantages of Manufacturing Companies," *Journal of the Korea Industrial Information System Society*, Vol.13, No.5, pp.7-21, 2008.
- [7] Hall, R., "The Relation between Price and Marginal Cost in the U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, pp. 921-947, October 1988.
- [8] Hall, R., "Invariance Productivity Residual," *in Growth, Productivity Employment*, Paper Diamond, ed. Cambridge, MA: MIT Press, 1990.
- [9] Kang, J., J. Bae, and U., Jeong, "Cyclicalities of Markups and Real Wages in Korea," *Economics Letters*, 60, pp. 343-349, 1998.
- [10] Kang, J., J. Bae, and U., Jeong, "An Empirical Analysis on the Industrial Markups and Business Cycle in Korea," *Kyong Je Hak Yong Gu*, Vol.47, No.3, pp. 5-22, 1999.
- [11] Kang, J. H. and S. Park, "Factor Price and Markup in the Korean Manufacturing Industry: An Empirical Analysis 1975-2007," *Journal of the Korea Industrial Information System Society*, Vol.15, No.2, pp. 77-100, 2011.
- [12] Lee, Young-Soo, Kim, Jung-Un and Hyun-Joon, Jung, "A Study on Measurement of TFP and Determinant Factor," *Journal of the Korea Industrial Information System Society*, Vol.13, No.1, pp.76-86, 2008.
- [13] Park, S. and Y. H. Zhu, "The Cyclicalities of Productivity, Market Power, and Returns to Scale in the Korean Open Economy: An Empirical Analysis 1975-2010," *International Ares Studies Review*, Vol.15, No.3, pp. 239-261, 2011.
- [14] Rotemberg, J. and L. Summers, "Inflexible Prices and Procyclical Productivity," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 851-874, November 1990.
- [15] Rotemberg, J. and M. Woodford, *Markups and the Business Cycle*. NBER Macro Annual. 1991.
- [16] Solow, Robert M, "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*. 39, pp. 312-320, August 1957.
- [17] Zhu, Yanhua, Cheong S. and S. Park, "A Comparative Analysis on Productivity of the Tourism Service Industry in Kangwon and Jeju Province," *Journal of Tourism Management Research*, Vol.17, No.3, pp. 407-425, 2013.
- [18] Zhu, Yanhua, Park, S. and J. H. Kang, "The Exports and Economic Growth in the 8 Manufacturing Industries: Cointegration and Error Correction Models:1975-2010," *Journal of the Korea Industrial Information System Society*, Vol.18, No.4, pp. 61-72, 2013.



박 세 훈 (Sehoon Park)

- 강원대학교 무역학과 학사
- University of Oregon 경제학 석사
- Purdue University 경제학 박사
- 관동대학교 경영대학 경제금융학과 부교수
- 관심분야: 재정학, 환경경제



강 주 훈 (Joo Hoon Kang)

- 서울대학교 인문대학 학사
- University of Iowa 역사학 석사
- University of Tennessee 경제학 박사
- 관동대학교 경영대학 경제금융학과 교수
- 관심분야: 산업조직론, 계량경제



정 용 식 (Yong-Sik Jung)

- 종신회원
- 1983년 대구대학교 산업공학과 (공학사)
- 1985년 건국대학교 대학원 산업공학과(공학석사)
- 1992년 일본 오사카 부립대학 대학원 경영공학과 (공학박사)
- 2000년 미국 캘리포니아 주립대학 경영정보학과 방문교수
- 2009년 캐나다 알버타 주립대학 의과대학 보건의료센터 방문교수
- 1993년-현재 관동대학교 의료경영학과 교수
- 관심분야 : 의료정보시스템, U-Healthcare 서비스

논 문 접 수 일 : 2014년 01월 08일
1 차 수 정 완 료 일 : 2014년 02월 07일
2 차 수 정 완 료 일 : 2014년 02월 22일
계 재 확 정 일 : 2014년 03월 11일