

勞 動 經 濟 論 集  
 第27卷(1), 2004. 4, pp. 165~179  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 임금과 생산성\*

박기성\*\* · 안주엽\*\*\*

일반적으로 비교되는 임금상승률과 노동생산성증가율은 임금상승률과 평균노동생산성증가율의 비교라는 데에 문제가 있다. 이를 극복하기 위해 본고는 새로운 비교 방법을 제시한다. 대체탄력성과 기술수준을 추정한 후 한계노동생산성을 추정하여 이것의 증가율과 임금상승률을 비교하는 것이다. 우리나라 자료를 사용하여 이러한 방법으로 비교하면 임금과 한계노동생산성은 1963~2000년 동안 전반적으로 유사하다는 것을 알 수 있다. 그러나 1987년을 기점으로 시간을 나누어 보면 이전에는 임금이 한계노동생산성에 못 미치나, 이후에는 임금이 한계노동생산성을 상회한다. 임금상승률이 한계노동생산성증가율과 큰 차이가 없더라도 평균 노동생산성증가율과는 괴리할 수 있다. 따라서 임금상승률이 평균 노동생산성증가율을 초과한다고 해서 노동의 수요곡선을 벗어난 과도한 임금인상이라고 말할 수 없다.

— 주제어: 임금, 한계노동생산성, 대체탄력성, 총요소생산성

투고일: 2004년 1월 2일, 심사일 2004년 1월 3일, 심사완료일, 2004년 3월 17일

\* 저자들은 김대일 교수, 유경준 연구위원, 한국노동연구원 임금정책자문단의 논평과 강민정 대학원생의 도움에 감사한다. 이 논문은 2003년도 성신여자대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었다.

\*\* 성신여자대학교 경제학과(kpark@sungshin.ac.kr)

\*\*\* 한국노동연구원(jyahn@kli.re.kr)

## I. 서론

2002년 명목노동생산성은 5.9% 증가한 데 비해 명목임금은 11.6%나 상승하는 등 최근의 노동생산성 증가를 초과하는 임금상승에 대해 우려하는 목소리가 높다(예: 이종훈, 2003). 이러한 우려는 임금상승률이 노동생산성증가율과 일치하는 것이 바람직하다는 전제에서 출발한다. 국민경제생산성에 근거한 적절한 임금상승률은 예상되는 노동생산성 증가율과 같다고 주장된다(안주엽·강승복, 2003). 과연 임금상승률이 노동생산성증가율과 일치하는 것이 바람직한가? 본고는 임금과 노동생산성 간의 관계를 알아봄으로써 이 물음에 답하고자 한다.

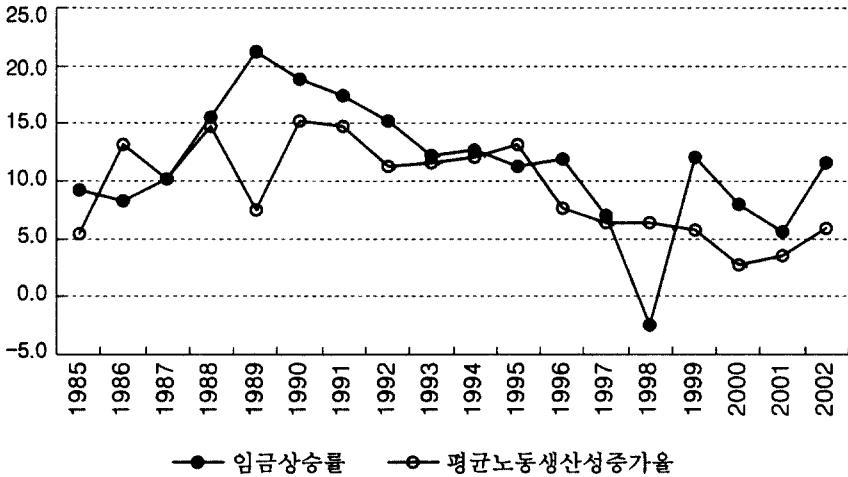
[그림 1]은 1985년부터 2002년까지 명목임금상승률과 노동생산성증가율을 보여준다. 여기서 노동생산성은 비농전산업 경상GDP를 비농전산업 취업자수로 나눈 것으로서 평균 노동생산성이며 명목임금은 비농전산업 임금근로자의 평균 임금이다.<sup>1)</sup> 일반적으로 노동생산성은 평균 노동생산성을 의미한다. 임금은 평균 11.4%씩 매년 상승했으나 노동생산성은 9.3%씩 증가하는 데 그쳤고 그 차이에 대한 t-검정(t-test)의 한계유의수준은 0.038였다. 본고는 이러한 비교의 문제점들을 지적하고 바람직한 비교 방법을 제시한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 임금이 한계노동생산성과 일치한다는 가정에 임금상승률과 노동생산성증가율 간의 관계를 도출한다. 아울러 [그림 1]의 비교의 근거와 한계를 지적한다. 제III장에서는 임금과 한계노동생산성의 일치 여부를 검증한다. 제IV장에서는 한계노동생산성을 추정하여 그것과 임금을 비교한다. 제V장에서는 요약과 더불어 결론을 맺는다.

1) 명목노동생산성을 추정하는 데 사용되는 경상GDP는 한국은행의 「국민계정」으로부터, 취업자수는 통계청의 「경제활동인구조사」에서 얻는 반면, 명목임금은 노동부의 「매월노동통계조사」로부터 얻어진다. 그런데 「매월노동통계조사」는 10인 이상 사업체에 속하는 상용 임금근로자에 대한 임금을 제공하는 반면, 「국민계정」은 비임금근로자를 포함하는 취업자에 대한 부가가치를 제공하고 있으므로 명목임금생산성과 명목임금을 맞비교하는 것은 상당한 제약이 따른다.

[그림 1] 임금상승률과 노동생산성증가율

(단위: %)



자료: 한국은행, 통계청, 노동부. 한국노동연구원(2003, 표 IV-1)에서 재인용.

## II. 임금과 노동생산성

본고에서는 다른 연구들에서 사용된 Cobb-Douglas 생산함수가 아니라 다음과 같은 CES(constant elasticity of substitution) 생산함수를 사용한다.<sup>2)</sup>

$$Y = A[aL^{-\rho} + (1-a)K^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \tag{1}$$

여기서  $Y$ 는 부가가치 생산량,  $L$ 은 노동투입량,  $K$ 는 자본투입량이고  $\alpha$ 는 0과 1 사이이고  $\rho$ 는 -1보다 크다.  $A$ 는 양수로 기술수준 또는 총요소생산성(total factor productivity)을 나타낸다. 이 생산함수로부터 한계노동생산성( $MP_L$ )과 평균노동생산성( $AP_L$ )을 구하면 각각 다음과 같다.

2) 최근에 Smetters(2003)는 CES 생산함수의 대체탄력성에 따라 저축률의 경로에 차이가 있음을 보이는 등 대체탄력성의 중요성을 부각시켰다.

$$MP_L = aA^{-\rho} \left( \frac{Y}{L} \right)^{1+\rho}. \quad (2)$$

$$AP_L = \frac{Y}{L}. \quad (3)$$

이 식들로부터 각각의 증가율을 구하면 다음의 관계식을 얻는다.

$$\frac{\dot{MP}_L}{MP_L} = (1+\rho) \frac{\dot{AP}_L}{AP_L} - \rho \frac{\dot{A}}{A}. \quad (4)$$

여기서 노동과 자본 간의 대체탄력성( $\sigma$ )은  $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ 이다.  $\dot{X}$ 는  $X$ 의 시간에 대한 도함수를 의미한다. 경쟁시장에서 임금은 한계노동생산성과 일치하므로 식 (4)는 임금상승률과 평균 노동생산성증가율간의 관계를 보여준다. 노동과 자본의 대체탄력성이  $1(\rho = 0)$ 이면 한계생산성증가율과 평균 생산성증가율이 일치하여 임금상승률과 평균 노동생산성증가율이 일치한다. 국민경제생산성에 근거한 적절한 임금상승률이 예상되는 노동생산성증가율과 같다는 주장은 이 경우에만 성립한다. 또한 [그림 1]의 비교는 이 경우에만 의미를 갖게 된다. 그러나 대체탄력성이 1인 경우에도 [그림 1]의 비교는 문제가 있다. 여기서 임금은 비농전산업 10인 이상 사업체의 평균이고 생산성은 비농전산업 취업자 1인당 GDP이므로 이 비교는 비농전산업 10인 이상 사업체의 상용 임금근로자의 평균 임금상승률이 비농전산업 취업자의 평균 근로소득 증가율과 일치한다는 것을 전제로 하고 있다.

대체탄력성이 1이 아니면 한계노동생산성증가율과 평균 노동생산성증가율 간의 관계는 대체탄력성과 기술진보율( $A$ 의 증가율)에 따라 결정된다. 임금과 한계노동생산성이 일치하면 다음의 식을 얻는다.

$$\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{AP}_L}{AP_L} = \left( \frac{1}{\sigma} - 1 \right) \left( \frac{\dot{AP}_L}{AP_L} - \frac{\dot{A}}{A} \right). \quad (5)$$

먼저 기술진보율이 0인 경우를 고려하자. 노동과 자본 간의 대체탄력성이 1보다 작으면 임금인상률이 평균 노동생산성증가율보다 크고, 대체탄력성이 1보다 크면 반대가 된다.<sup>3)</sup>

3) 김대모(1979)도 한계노동생산성증가율과 평균 노동생산성증가율 간의 관계를 유도하고 있

다음으로 기술진보율이 0이 아닌 경우를 고려하자. 만약 평균 노동생산성증가율이 기술진보율보다 크면, 대체탄력성이 1보다 작을 때는 임금인상률이 평균 노동생산성증가율보다 큰 반면 1보다 클 때는 반대가 된다. 만약 평균 노동생산성증가율이 기술진보율보다 작으면 대체탄력성이 1보다 작을 때 임금인상률이 평균 노동생산성증가율보다 작은 반면 1보다 클 때는 다시 반대가 된다.

그러므로 임금인상률과 노동생산성증가율을 비교하기 위해서는 노동과 자본 간의 대체탄력성과 기술진보율을 추정해야 한다. 일반적으로 가능한 추정방법은 Solow(1957)의 잔여(residuals)를 이용하여 총요소생산성을 추정하여 이를 제거한 후 CES 생산함수를 추정하는 것이다. 다음 장에서 사용하는 통계자료에 대하여 이러한 방법을 적용하였으나 비선형최소사승법(nonlinear least squares method)으로는 생산함수가 추정되지 않았다. 따라서 본고는 다음 장에서 제시하는 방법에 따라 CES 생산함수를 추정하고 이 결과를 이용해 논의를 계속하기로 한다.

### Ⅲ. 임금과 한계노동생산성의 일치에 대한 검증

앞 장에서는 임금과 한계노동생산성이 일치한다고 가정했으나 현실에서는 이 둘이 괴리할 수 있으므로 다음과 같은 식을 이용하여 그 일치 여부를 검증한다.<sup>4)</sup>

$$w = MP_L + \beta + \gamma D. \quad (6)$$

여기서 D는 1987년 이후는 1, 1986년 이전은 0인 더미변수이다. 1987년 6·29 선언 이후 노동조합 활동이 활성화되면서 임금이 급격하게 인상되었다고 알려져 있기 때문에 이 더미변수를 사용하여 그 이전과 이후의 변화를 살펴본다.

식 (1)의 생산함수와 식 (6)으로부터 노동분배율(labor share;  $S_L$ )은

---

으나 오류가 있다. 그의 식 (4-3)은 등량선(isoquant)상의 관계식으로  $dQ = 0$ 이 전제되어야 성립한다. 그러나 임금과 생산성 간의 관계에 있어서는  $dQ = 0$ 을 전제로 하지 않는다. 따라서 그의 결과는 옳지 않다. 예를 들어 자본증가율이 양(+)이면 위의 결과와 일치하나 음(-)이면 위의 결과와 정반대의 결과를 얻는다.

4) 필자들은 이것을 제안한 김대일 교수께 감사한다.

$$S_L \equiv \frac{wL}{Y} = \left[ 1 + \frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{L}{K} \right)^\rho \right]^{-1} + (\beta + \gamma D) \frac{L}{Y}. \quad (7)$$

로 정리된다. 이 식에서 보듯이, 우변에는 기술수준(A)이 전혀 나타나지 않기 때문에, 노동분배율과 자본장비율(K/L, 또는 자본집약도) 및 노동생산비율(L/Y)에 대한 통계자료만 있으면 비선형최소자승법을 식 (7)에 적용함으로써 모수  $\alpha$ ,  $\rho$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ 의 추정치를 구할 수 있다.

식 (7)을 추정하는 데 사용되는 자료는 김동석·이진면·김민수(2002)의 것으로 비주택기업부문의 국민소득, 노동 및 자본투입량, 그리고 노동분배율이 일관되게 수집되어 있다(표 1). 국민경제에는 비주택기업부문 이외에 3개의 소부문들이 있으나 이 부문들에는 노동과 자본 중 한 생산요소만 투입되기 때문에 비주택기업부문으로 한정하였다. 국민소득은 요소비용 GDP에서 고정자본소모를 제하고 국외순수취 요소소득을 더한 것이다. 노동투입량은 취업자수뿐만 아니라 취업시간, 성별·연령별 구성 변화, 교육수준의 변화, 노동의 능률 변화까지 고려한 것이다. 자본은 고정자본, 재고자산, 토지로 구분되나 추정의 대상이 되는 기간 동안 토지의 변화가 없었기 때문에 고정자본과 재고자본으로부터 디비지아지수(divisia index) 방식으로 구한 재생가능자본(reproducible capital)을 사용한다.<sup>5)</sup>

이 자료를 사용하여 식 (7)을 추정하면 <표 2>를 얻는다.  $\beta$ 와  $\gamma$ 의 추정치가 통계적으로 유의하므로 일단 임금과 한계노동생산성이 일치한다는 가설은 기각된다. 그리고 <표 2>의 추정치들로부터  $\alpha = 0.6660$ ,  $\sigma = 0.7216$ 을 얻는다.<sup>6)</sup>

한편, 임금과 한계노동생산성을 비교하는 것이 아니라 그 둘의 차이를 직접 추정하여 그 값이 0과 다른지를 검증하는 방법이 있다.<sup>7)</sup> 구체적으로

$$w = (1 + \delta) MP_L \quad (8)$$

이라고 하면 다음을 얻는다.

5) 각 변수에 대한 자세한 설명은 김동석·이진면·김민수(2002)를 참조.

6) 이 대체탄력성 추정치는 Pyo(1984), 임양택(1986), 장현준(1986), 박준경·이호창(1986) 등의 기존의 추정 결과와 유사하다(남성일, 1990). 특히 장현준(1986)이 1970~85년까지 시계열자료를 사용하여 CES 생산함수를 추정하여 나온 대체탄력성 추정치는 0.6252이다.

7) 필자들은 이것을 제안한 김대일 교수께 감사한다.

<표 1> 비주택기업부문의 총요소투입 및 총요소생산성

	국민소득	노동투입	자본투입	노동 분배율	총요소 생산성
1963	13.41	39.75	28.05	54.88	32.75
1964	15.99	39.28	28.90	55.13	39.08
1965	16.82	43.32	29.45	55.69	38.72
1966	19.37	45.17	29.82	56.39	43.43
1967	19.96	47.63	30.09	57.60	43.29
1968	22.37	51.96	30.53	59.09	45.91
1969	26.80	54.31	32.13	60.64	52.88
1970	29.58	53.25	34.28	61.71	58.16
1971	32.64	55.77	36.10	62.77	61.60
1972	35.31	57.86	37.53	63.27	64.53
1973	41.83	60.82	39.41	62.78	73.25
1974	45.90	66.46	42.64	61.68	74.65
1975	48.82	68.19	45.44	60.40	76.92
1976	54.80	73.20	48.21	59.19	81.48
1977	61.10	75.58	51.85	58.59	87.38
1978	66.99	81.23	56.06	58.50	89.82
1979	71.49	82.80	63.03	58.83	91.54
1980	67.14	85.60	69.75	59.73	81.81
1981	71.59	89.13	74.86	60.82	83.40
1982	75.98	92.51	80.53	61.38	84.74
1983	84.68	93.41	86.48	61.87	92.02
1984	93.32	94.77	93.09	62.12	98.44
1985	100.00	100.00	100.00	62.58	100.00
1986	113.44	100.35	107.68	63.16	110.90
1987	127.61	107.58	117.76	64.48	116.52
1988	142.23	113.80	129.47	66.20	122.22
1989	151.45	117.19	142.47	68.61	124.78
1990	166.29	121.82	156.68	70.66	130.68
1991	185.26	126.29	170.95	72.09	139.42
1992	195.14	129.63	187.26	72.96	141.57
1993	205.46	134.76	205.70	74.03	142.35
1994	223.65	139.01	223.39	75.43	149.21
1995	242.01	144.54	243.56	76.24	154.46
1996	255.39	147.95	267.24	76.39	157.69
1997	267.15	147.44	291.79	76.27	162.98
1998	243.93	139.66	314.90	75.64	152.92
1999	271.39	139.19	334.52	74.44	168.74
2000	303.44	145.66	356.00	73.75	180.42

주: 노동분배율은 %, 나머지는 1985=100.

자료: 김동석 · 이진면 · 김민수(2002)의 <표 5-20>과 <표 6-1>.

〈표 2〉 모수들의 비선형최소자승 추정

	추정치	표준오차
$\frac{1-\alpha}{\alpha}$	0.5015	0.0331
$\rho$	0.3859	0.0866
$\beta$	-0.0230	0.0101
$\gamma$	0.0527	0.0210
$\overline{R^2}$	0.875	
$F$	76.8	

자료: 김동석·이진면·김민수(2002)의 <표 5-20>과 <표 6-1>.

$$S_L^{-1} = \frac{1}{1+\delta} + \frac{1-\alpha}{(1+\delta)\alpha} \left(\frac{L}{K}\right)^\rho \quad (9)$$

위의 자료를 사용하여 비선형최소자승으로 모수들을 추정하면  $\delta$ 를 포함한 모든 모수들의 추정치가 통계적으로 유의하지 않다.<sup>8)</sup>

#### IV. 임금과 한계노동생산성의 비교

<표 2>의 추정치들을 식 (1)에 대입하여 총요소생산성(TFPPA)을 추정한 후 김동석·이진면·김민수(2002)가 Solow의 잔여로 구한 <표 1>의 총요소생산성(TFPKLK)과 비교하면 [그림 2]를 얻는다. 1963년부터 2000년까지 TFPPA와 TFPKLK의 연평균 증가율은 각각 3.95%와 4.72%로 TFPPA가 TFPKLK보다 증가율이 약간 낮을 뿐 둘이 매우 유사하게 움직인다(t-검정의 한계유의수준 0.231).<sup>9)</sup> 다만, 이러한 증가율의 차이로 본고에서 구한 총요소생산성은 1985년 이전에는 TFPKLK에 비해 높고(1963년 16.3% 높음) 이후에는 낮은 것(2000년 11.5% 낮음)으로 나타난다.<sup>10)</sup>

이제 임금과 추정된 한계노동생산성을 비교하자. 한계노동생산성은  $\alpha$ 와  $\rho$  그리고  $A$ 의

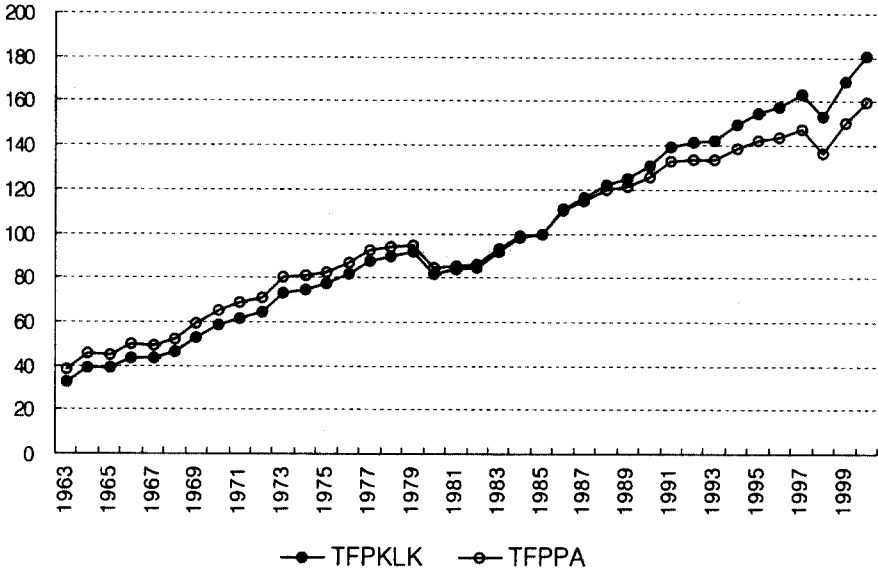
8)  $\delta$ 의 추정치는 -1.1873이며, 모든 추정치들의 한계유의수준이 0.9를 넘었다.

9) 1963년부터 2000년까지 TFPKLK의 평균은 98.70이고 TFPPA의 평균은 97.70이다.

10) 김동석·이진면·김민수(2002)의 자료에는 국민소득, 노동투입량, 자본투입량 모두 1985년이 100으로 정규화되어 있기 때문에 TFPKLK 및 TFPPA의 1985년 값이 100으로 나온다.



(그림 2) 두 중요요소생산성의 비교

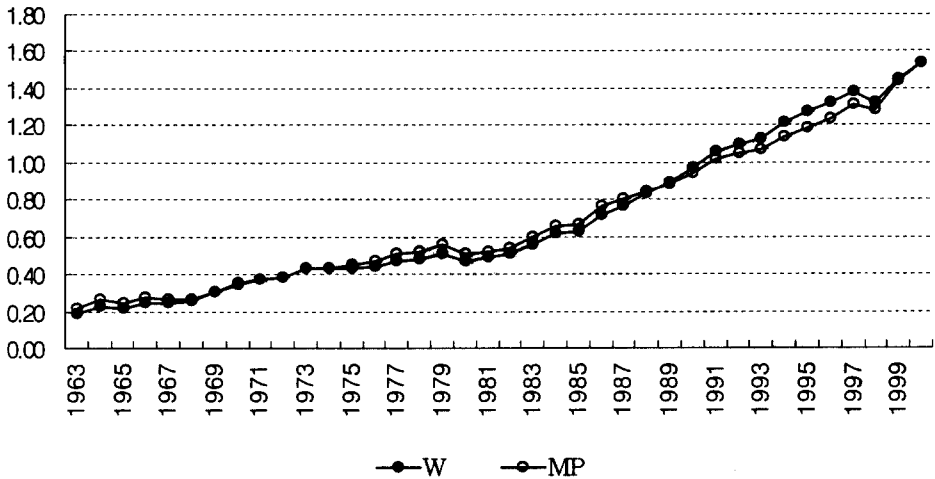


자료: TFPKLK는 김동석 · 이진면 · 김민수(2002, 표 6-1). TFPPA는 저자들 추정.

추정치들을 식 (2)에 대입하여 구해진다. 임금은 노동분배율에 국민소득을 곱하고 노동 투입량으로 나누어서 구해진다. [그림 3]은 이렇게 구한 임금과 한계노동생산성을 보여 준다. 1963년부터 2000년까지 임금의 평균은 0.688이고 한계노동생산성의 평균은 0.691로 거의 차이가 없으며 두 시계열은 거의 일치한다(t-검정의 한계유의수준 0.343). 그러나 1987년을 기점으로 분석 기간을 나누어 보면 두 시계열에 차이가 있음을 알 수 있다. 1963~86년 동안 임금의 평균은 0.414이고 한계노동생산성의 평균은 0.439로 임금이 한계노동생산성보다 0.026(이 기간 평균 한계노동생산성의 5.8%)만큼 낮았다(t-검정의 한계유의수준 0.000). 반면에 1987~2000년 동안 임금의 평균은 1.159이고 한계노동생산성의 평균은 1.122로 임금이 한계노동생산성을 0.037(3.3%)만큼 초과했다(t-검정의 한계유의수준 0.002). 이것은 <표 2>의 추정 결과와도 일치한다. 이 추정 결과에 의하면 1963~86년 동안에는 임금이 한계노동생산성보다 0.023(5.2%)만큼 낮았으나, 1987~2000년 동안에는 임금이 한계노동생산성보다 0.030( $\beta + \gamma$ , 2.6%)만큼 높았다.

1987년을 전후한 이러한 변화를 노동조합과 관련지을 수 있다. 6·29 선언 이전까지 정부의 임금억제정책과 노동조합 활동에 대한 억제로 임금이 한계노동생산성에 못 미쳤

(그림 3) 임금과 한계노동생산성



자료: 김동석·이진면·김민수(2002, 표 5-20, 6-1)로부터 필자들 추정.

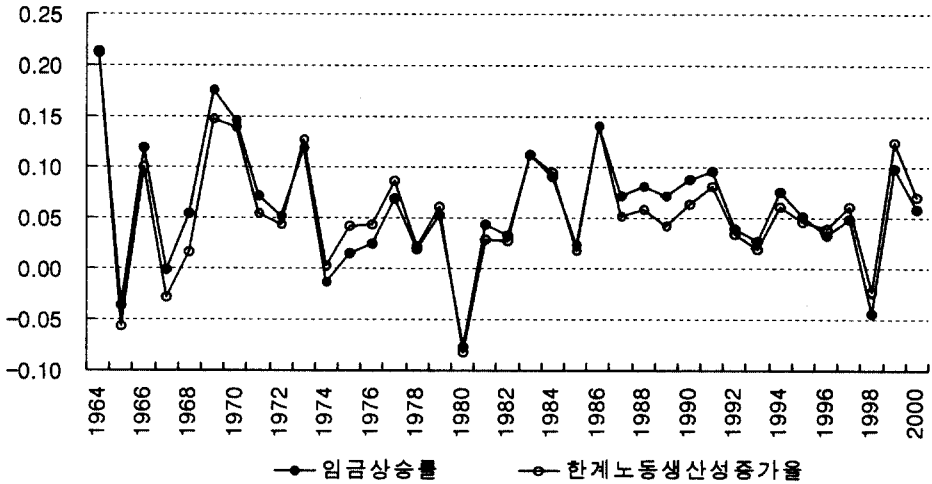
으나, 이후 노동조합 활동이 활성화되고 정부의 임금억제정책이 실효성을 상실하면서 임금이 한계노동생산성을 초과하게 되었다고 해석할 수 있다.

또 다른 해석은 추정과 관련된 것이다. 식 (1)의 생산함수에서는  $a$ 가 고정되어 있으나, 이 기간 동안 노동증대적 기술진보(labor-augmenting technical progress)가 있었다고 하면 한계노동생산성이 전기에는 과다하게, 후기에는 과소하게 추정될 수 있다. 이 경우 임금과 한계노동생산성이 일치하더라도 1963~86년 동안에는 추정된 한계노동생산성이 임금을 상회하고 1987~2000년 동안에는 그 반대로 나온다. 그러나 이 두 해석 중 어느 것이 더 타당한지는 본 연구 결과만으로는 판단할 수 없다.

[그림 4]는 [그림 3]으로부터 구한 임금상승률과 한계노동생산성증가율을 비교하고 있다. 1963년부터 2000년까지 연평균 임금상승률은 5.89%이고 연평균 한계노동생산성 증가율은 5.47%이다( $t$ -검정의 한계유의수준 0.066). 기간을 나누어 보면 1963~86년 동안 연평균 임금상승률은 6.04%, 한계노동생산성증가율은 5.66%이고(한계유의수준 0.137), 1986~2000년 동안 연평균 임금상승률은 5.63%, 한계노동생산성증가율은 5.16%이다(한계유의수준 0.162). 그러므로 대체탄력성과 기술진보가 고려된 한계노동생산성증가율과 임금상승률은 차이가 크지 않다고 할 수 있다.

[그림 4] 임금상승률과 한계노동생산성증가율

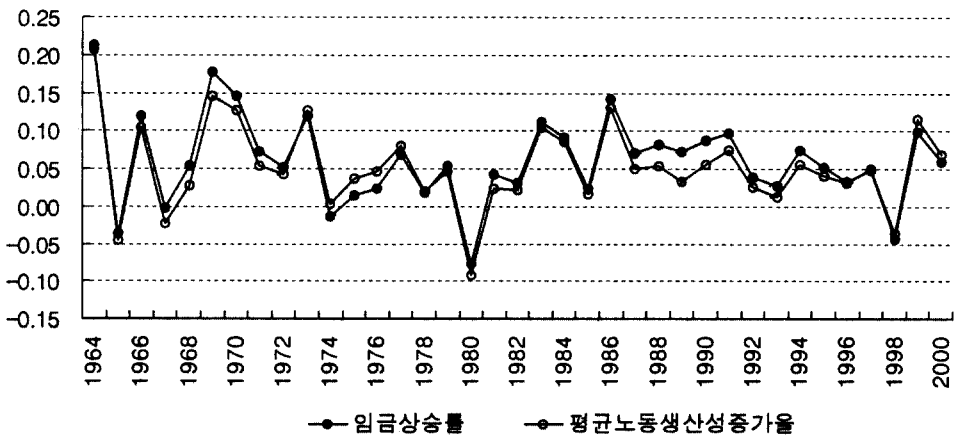
(단위: x100 %)



자료: 김동석 · 이진면 · 김민수(2002, 표 5-20, 6-1)로부터 저자들 추정.

[그림 5] 임금상승률과 평균노동생산성증가율

(단위: x100 %)



자료: 김동석 · 이진면 · 김민수(2002, 표 5-20, 6-1)로부터 저자들 추정.

[그림 5]는 식 (3)을 이용하여 추정된 평균노동생산성증가율과 임금상승률을 비교하고 있다. 1963년부터 2000년까지 연평균 노동생산성증가율은 5.04%로 연평균 임금상승률인

5.89%보다 낮고 두 시리즈는 일치하지 않는다( $t$ -검정의 한계유의수준 0.001). [그림 4]와 [그림 5]는 임금상승률과 한계노동생산성증가율이 큰 차이가 없어도 임금상승률과 평균 노동생산성증가율은 괴리할 수 있다는 것을 보여준다.

그러므로 [그림 1]과 같은 비교는 자료의 불일치가 극복된다고 하더라도 의미를 상실하게 된다. 임금상승률과 생산성증가율을 비교하려면 대체탄력성과 기술진보율(총요소 생산성증가율)을 추정하여 식 (4)의 한계노동생산성증가율과 임금상승률을 비교해야 한다. [그림 1]과 같이 임금상승률이 평균 노동생산성증가율을 초과한다고 하여 노동의 수요곡선을 벗어난 과도한 임금인상이라고 말할 수 없다.

국민경제생산성에 근거한 적절한 임금상승률을 추정할 때도 대체탄력성과 기술진보율이 고려된 식 (4)의 한계노동생산성증가율로 추정되어야 한다. 그리고 사용자와 근로자가 생산성임금제에 근거하여 임금협상을 할 때도 식 (4)의 한계노동생산성증가율이 기초가 되어야 한다.

## V. 결 론

일반적으로 비교되는 임금상승률과 노동생산성증가율은 자료의 불일치 문제가 해결되어도 임금상승률과 평균 노동생산성증가율의 비교라는 데에 문제가 있다. 이를 극복하기 위해 본고는 새로운 비교 방법을 제시했다. 대체탄력성과 기술수준을 추정한 후 한계노동생산성을 추정하여 이것의 증가율과 임금상승률을 비교하는 것이다. 우리나라 자료를 사용하여 이러한 방법으로 비교하면 임금과 한계노동생산성은 1963~2000년 동안 전반적으로 유사했다는 것을 알 수 있었다. 그러나 1987년을 기점으로 기간을 나누어 보면 이전에는 임금이 한계노동생산성에 못 미쳤으나, 이후에는 임금이 한계노동생산성을 상회하였다. 이것에 대해 1987년 6·29 선언 이후 활성화된 노동조합의 영향 때문으로 볼 수도 있으나, 노동증대적 기술진보(labor-augmenting technical progress)의 증거로 해석할 수도 있다. 그러나 본고에서는 어느 쪽이 더 타당한지 판단을 내릴 수 없어 차후의 보다 심도 있는 연구가 필요하다.

임금상승률과 평균 노동생산성증가율을 비교하면 전자가 후자를 초과했음을 확인할 수 있었다. 임금상승률이 한계노동생산성증가율과 큰 차이가 없더라도 평균 노동생산성

증가율과는 괴리할 수 있다는 것은 임금상승률과 평균 노동생산성증가율의 비교가 의미가 없다는 것이다. 따라서 임금상승률이 평균 노동생산성증가율을 초과한다고 해서 노동의 수요곡선을 벗어난 과도한 임금인상이라고 말할 수 없다. 임금상승률이 한계노동생산성증가율을 초과할 때만 노동의 수요곡선을 벗어난 과도한 임금인상이라고 할 수 있다.

국민경제생산성에 근거한 적절한 임금상승률도 대체탄력성과 기술진보율을 고려한 한계노동생산성증가율이 되어야 한다. 그리고 사용자와 근로자가 생산성임금제에 근거하여 임금협상을 할 때도 한계노동생산성증가율이 기초가 되어야 한다.

## 참고문헌

- 김대모, 「노동생산성과 적정임금」, 『노동경제논집』 3권 (1979): 1-12.
- 김동석 · 이진면 · 김민수, 『한국경제의 성장요인분석: 1963~2000』, 서울: 한국개발연구원, 2002.
- 남성일, 「한국제조업의 대체탄력성과 노동수요탄력성: Translog 비용함수에 의한 추정」, 『경제학연구』 38집 2호 (1990. 6): 359-384.
- 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각년도, 과천: 노동부.
- 박준경 · 이호창, 「우리나라 집계생산함수의 추정」, 『한국개발연구』, 8권 2호 (1986. 6): 67-84.
- 안주엽 · 강승복, 「2003년 임금상승률 전망」, 『매월노동동향』 통권 20호 (2003. 3): 40-51.
- 이종훈, 「최근에 임금변화, 어떻게 보아야 하는가」, 『매월노동동향』 통권 25호 (2003. 8): 45-60.
- 임양택, 「적정기술의 선택 및 개발방향에 관한 연구: 우리나라 제조업 부문을 중심으로」, 한국경제학회 학술대회, 1986. 2.
- 장현준, 「고용과 생산기술발전의 상관관계: 한국, 일본, 대만의 비교」, 『한국개발연구』 8권 2호 (1986. 6): 85-103.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도, 대전: 통계청.
- 한국노동연구원, 『2003 KLI노동통계』, 서울: 한국노동연구원, 2003.

한국은행. 『국민계정』. 각년도, 서울: 한국은행.

Pyo, Hak K. "Elasticities of Substitution and Technical Progress in a Developing Economy: The Case of Korea, 1963~1981." 한국경제학회 학술대회, 1984. 2.

Smetters, Kent. "The (Interesting) Dynamic Properties of the Neoclassical Growth Model with CES Production." NBER Technical Working Paper No. 290, 2003.

Solow, Robert M. "Technical Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics* 39 (3) (August 1957): 312-320.

---

abstract

---

## Wage and Productivity

Ki Seong Park · Joyup Ahn

While they compare the growth rate of wage with that of average labor productivity, we compare it with the growth rate of marginal labor productivity. After estimating the elasticity of substitution and technology level, we estimate the marginal labor productivity. Wages and marginal labor productivities are similar over 1963-2000. However, while wages come short of marginal labor productivities over 1963-1986, they exceed marginal labor productivities over 1987-2000. Although the growth rate of wage is not so different from that of marginal labor productivity, it can be disparate from that of average labor productivity. Therefore the former exceeding the latter does not mean the excessive wage growth off the labor demand curve.

**Key Words:** Wage, Marginal Labor Productivity, Elasticity of Substitution,  
Total Factor Productivity