

## 임금인상이 노동생산성에 미치는 영향\*

김정연  
회계학과

### <요약>

본 연구에서는 다른연구에서 노동생산성에 영향을 미치는 것으로 드러난 다른 요인들을 통제한 후 임금인상이 노동생산성에 미치는 영향을 실증적으로 조사하였다. 또한 1987년이후 근로자들이 노동조합을 통하여 임금결정에의 참여가 전보다 더 많이 허용되었으므로, 임금인상이 노동생산성에 미치는 영향의 정도를 1987년이전과 1986년이후의 두기간으로 나누어 비교하였다.

이 연구에서 제시된 두개의 가설을 검증하기 위하여 1981년부터 1992년까지 321개 상장기업들의 재무제표 자료를 사용하여 두개의 회기분석 모델을 개발, 추정하였다 그 재무제표 자료는 KIS-DISKETTE를 사용하여 구하였다

본 연구의 결과는 다음과 같다. 1) 임금인상은 다른요인(자본의 심도)을 통제한 후에도 노동생산성에 정의 방향으로 영향을 미친다 이것은 근로자들이 임금인상에 긍정적으로 반응한다는 것을 나타낸다 2) 임금결정에 전보다 더 많이 참여한다 하더라도 임금인상이 노동생산성에 더 많은 영향을 미치지는 아니하였다 오히려 그 미치는 영향의 정도가 1987년이후에 그전과 비교할 때 더 감소하였다

---

## The Effect of Wage Increases on Labor Productivity

Kim, Jeong-Youn  
Department of Accounting

### <Abstract>

This study investigates the effect of wage increases on labor productivity.

---

\* 이 논문은 1993년도 울산대학교 기업경영연구소의 지원에 의해 연구되었음

controlling the factors that are believed to affect labor productivity. Since 1987, employees have been allowed to participate in determining their wages through union negotiation more than ever. Therefore, this study also compares the extent of the effect of wage increases on labor productivity before and after 1987 to see whether more participation of employees in determining wages affect the extent of the effect of wage increases on labor productivity.

Two regression models are adopted to test two hypotheses established for this study using 321 firms' financial statement data for the period from 1981 to 1992. The financial statement data are retrieved from KIS-DISKETTE.

The results of the study are as follows.

1) The wage increases affect labor productivity positively, after controlling another factor (the rate of increase in the amount of capital per worker). This suggests that employees react to wage increases affirmatively.

2) More participation in wage determination than ever did not result in more effect of wage increase on labor productivity. On the contrary, the extent of the effect of wage increases on labor productivity decreased after 1987, comparing with the period 1981-1986.

---

## I. 서 론

오늘날 우리나라 경제발전의 견인차 역할을 담당하여 온 요인들로서 우리 근로자들의 왕성한 근로의식과 저렴하고 우수한 노동력을 꼽을 수 있다. 이러한 저렴한 고급 노동력으로 우리의 경제는 전국 사상 최고의 번영을 누려왔다고 할 수 있다. 그러나 1987년 이후 민주화의 물결을 타고 근로자들이 자기몫 찾기의 일환으로 임금인상, 근로조건 향상등을 사용자측에 더욱 더 강력하게 요구하게 됨에 따라 첨예하게 대립된 노사간의 갈등은 근로자들에겐 근로의욕을, 사용자에게는 기업의욕과 투자의욕을 감소시켜 제조업 발전에 저해가 되는 요소로 드러나게 되었다.

이러한 노사분규의 발생은 1987년에 폭발적인 증가세를 보였으나 다행히도 그후 점차 줄어들고 있다. 1986년에 276건에 불과했던 노사분규가 1987년에는 무려 3749건에 달해서 무려 1358 퍼센트의 증가율을 보였고 1988년에는 1873건 1989년에는 1616건의 발생빈도를 나타냈으며 1990년 10월 현재는 303건에 이르고 있다. 이러한 노사분규의 가장 큰 원인은 종업원들의 임금 인상인 것으로 나타났다 (이 국돈, 1991). 1986년의 276건의 노사분규 중 27 퍼센트에 해당하는 75건이 종업원들의 임금인상에서 발생한 것이었으나, 1987년에는 3749건의 노사분규 중 2629건 (70%)이, 1988년에는 946건(50%), 1989년에는 742건(45%) 그리고 1990년 10월 현재 53퍼센트에 해당하는 162건의 노사분규가 임금인상을 요구하는 것이었다. 임금은 근로자에게 가장 중요한 수입원이 되어 가능하면 많은 임금인상을 요구할 것이며, 기업의 입장에서는 생산원가와 당기순이익에 많은 영향을 미치는 중요 비용항목이므로 임금인상을 만큼 경쟁력이 상실되므로 낮은 수준의 임금을 주장하기 때문에 결과적으로 노사간의 이해관계가 상반하게 된다.

이와 같이 임금인상이 원인이 된 많은 노사분규로 인하여 1987년 이후 임금인상을은 그 이전 보다 더 높은 수치로 유지되게 되었고, 이러한 임금인상이 제품가격의 상승과 국제경쟁력의 약화라는 국가경제에 악영향이 미치게 된다. 즉, 임금인상으로 인한 추가생산비의 부담을 회피하기 위하여 기업은 제품가격을 상승 시키는 방법을 택하게 될 것이고, 수출산업 분야에서는 국제시장에서 제품의 가격이 결정되므로 국내임금의 상승분을 제품가격으로 전가 시키기 어려워, 국제경쟁력이 약화 된다. 이를 피하기 위하여는 임금인상이 노동생산성의 향상을 유도하여 임금인상으로 인한 추가 생산비 부담을 상쇄 할 수 있어야 한다(곽수일, 1991).

노동생산성은 노동량과 산출량과의 관계를 비율로서 표시하여 생산 과정의 효율성을 측정하는 지표이다 노동생산성 지수는 기술수준, 자원배분과 활용의 효율성 수준, 복지수준을 나타내는 대표적인 지표가 될 뿐만 아니라 임금의 인상수준을 결정하는 과정에서도 중요한 참고지표로 활용되고 있다 (조성기, 1991). 실제 여러 논문들이 임금 인상률과 노동생산성의 증가율을 비교하면서 임금 인상문제를 다루고 있다(이국돈, 1991; 황정현, 1991; 선한승, 1993).<sup>1)</sup>

이와 같은 시점에서 노동 생산성과 임금인상을과의 관계를 실증적으로 분석하는 것은 의미 있는 것이라 하겠다. 임금인상이 근로자의 근로의욕을 높히는 동기부여적 역할을 하여 생산성을 향상 시킨다면 사용자는 노동생산성을 극대화 시키는 선까지의 임금인상을 유도하여 산업 경쟁력을 강화시켜야 할 것이다. 1987년 이후 많은 노사분규로 근로자들이 임금결정에 많은 참여를 하여 왔고 이는 열심히 일하고자 하는 동기 부여를 제공함으로서 기업의 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다<sup>2)</sup> 만일 임금인상이 노동생산성의 변동과 무관하거나 負의 관계를 보인다면, 근로자의 임금만족도가 낮다는 것을 의미하며 효율적인 임금관리의 필요성이 제기된다고 하겠다 즉, 기업의 임금체계가 임금의 인상과 노동생산성의 변동이 정의 관계를 갖도록 재정립 되어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 임금인상과 노동생산성의 관계를 실증적으로 파악함으로서 현행 임금체계가 근로자의 근로의욕을 자극할 수 있는가의 여부를 알 수 있다.

노동생산성 증가와 임금 인상률과의 관계는 통상적으로 경제학에서 巨視적인 측면에서 경제 사회 전반에 걸쳐 분석을 하여 왔다 개별기업의 재무제표 정보와 임금인상과의 관계를 연구한 바는 있었으나 (Horwitz와 Shabahang, 1971) 노동생산성과 임금인상의 관계를 개별 재무제표를 이용하여 실증적으로 관찰한 경우는 흔치 아니하다.<sup>3)</sup> 따라서 본 연구에서는 노동 생산성과 임금인상을과의 관계를 개별 기업의 재무제표를 이용한 실증적인 분석을 통하여 임금인상이 근로자의 노동생산성에 어떠한 영향을 미치는가를 검증하고자 한다.

이하에서의 본 논문의 구성은 다음과 같다 제2장에서는 기존연구에서 밝혀진 노동생산성 변동요인들을 살펴 보고 제3장에서는 연구내용 및 방법을 제시한다. 제4장에서는 개발된 모델들을 사용하여 선택된 자료들을 분석하며 제5장은 이들을 요약, 결론을 내린다

1) 그러나 노동생산성이 노사협상시에 아무런 영향을 미치지 못한다는 증거를 제시하고 있는 실증적 연구도 있다 (박준완, 1990)

2) 실제로 예산설정의 경우에 있어서는 근로자들의 참여가 기업의 성과에 많은 긍정적인 영향을 미친다는 여러 연구 결과가 있다 (Merchant, 1981; Brownell, 1982; Brownell and McInnes, 1986)

3) 주인기, 오현택(1990)은 재무제표 자료를 이용하여 산정한 종업원 1인당 부가가치 생산성과 임금 상승률간에 밀접한 관계가 있음을 보여주고 있다.

## II. 노동생산성 변동의 결정요인과 관련된 기존연구

노동생산성은 노동량과 산출량과의 관계를 나타내는 것으로 어떠한 요인들이 이들을 변동시키는지를 연구한 논문들을 살펴 보았다

황인호(1992)는 우리나라 제조업 노동생산성의 변동요인을 분석하기 위해 산출과 요소소득분배율, 요소 투입등을 측정하여 노동생산성, 자본생산성, 총요소생산성을 推計하였고, 노동생산성의 변동요인을 자본재 투자의 증가에 의한 자본집약도가 높아진 정도를 나타내는 자본의 심화, 노동투입의 질적향상, 자본투입의 질적향상 및 순 기술진보등으로 나누어 분석하였다

그의 연구에 따르면 노동생산성의 변동요인은 자본의 심화가 가장 큰 기여요인이었으며 (55.27%), 다음은 노동투입의 질적향상 (25.15%), 자본재의 효율성인 자본투입의 질적 향상(10.41%), 순 기술진보 (9.17%)등의 순으로 나타났다. 다시 말해서 노동생산성 향상의 절반 이상이 자본재의 투자에 의해 이루어 졌음을 보여주고 있다. 그러나 그의 연구에서는 임금인상을 노동생산성의 변동요인으로 전혀 고려하지 아니하였다

김광석 홍성덕(1992)은 업종별 총요소 생산성의 결정요인을 연구함에 있어서 노동생산성의 증가율이 총요소 생산성의 증가율과 관계가 있으며, 이 노동생산성의 증가율은 임금상승율과 정의 관계가 있음을 Pearson의 단순상관계수를 통하여 보여주고 있다. 동시에 노동 생산성의 증가율이 실질생산 증가율과 자본 집약도지수 증가율과도 정의 관계가 있음을 알아 내었다. 이 연구는 자본집약도 지수의 증가율과 노동생산성 변동율이 관계가 있다는 점에서 황인호(1992)의 연구와 일치하나, 그와는 달리 또 다른 요인 - 임금인상율과 실질생산 증가율 - 둘을 함께 고려하였다는 점에서 차이가 있다

주인기, 오현택(1990)은 앞의 연구에서와는 달리 각 기업체의 재무제표 정보를 이용하여 算定한 종업원 일인당 부가가치로 본 노동생산성의 증가율과 임금상승율이 상당히 밀접한 관계가 있음을 보여주고 있다. 이들은 연구에서 요구되는 재무제표 정보를 구할 수 있는 227개의 회사를 대상으로 1975년부터 1988년까지 일인당 부가가치성장율과 임금인상율을 계산하여 그 상관관계를 살펴 본 결과 상관계수가 0.860임을 밝혀내었다. 동 연구에 따르면 1975년부터 1979년까지, 그리고 1987년부터 1988년까지의 기간동안 부가가치 성장율이 임금상승율을 초과하고 있으나 1980년부터 1986년사이에는 부가가치 성장율이 임금상승율을 보다 높았다. 이 연구는 단순히 부가가치 상승율과 임금인상율의 단순 상관관계만을 보여 주었을 뿐 다른 요인에 대하여는 아무런 고려를 하지 아니하였다

박준완(1990)은 근로자들이 임금인상율을 요구하는데 있어서 기업의 노동생산성과 사용자측의 지불능력을 크게 고려하지 아니한데 반하여 사용자들은 이를 고려하기 때문에, 개별기업의 생산성과 지불능력이 높지 않은 기업일수록 노사분규가 심할 것으로 보고, 노사분규가 기업의 재무적 특성, 특히 기업의 노동생산성과 성과 분배 및 지불능력에 따라 영향을 받을 것이라는 가설을 검증하였다. 생산성은 기업의 부가가치를 매출액으로 나눈 부가가치율과 종업원 일인당 부가가치로 측정하였다. 생산성과 분배에 대한 측정치로 노동소득분배율(인건비/부가가치), 인건비/총비용, 종업원일인당 인건비등으로 측정하였으며, 지급능력의 측정치로는 유동비율과 순운전자본/총자본, 총현금흐름/차입금비율등으로 측정하였다

그러나 실증분석결과 生産性과 생산성과 분배율은 노사분규의 정도를 설명하는데 아무런 도움을 주지 못하였고 단지 기업의 지불능력만이 분규기간 및 분규참여율을 유의적으로 설명할

수 있었다. 이는 생산성과 생산성과 분배등의 변수가 노사협상시에 반영이 되지 않고 있다는 증거를 제시하고 있다.

위에서 살펴 본 바와 같이 임금인상이 근로자들의 노동생산성에 어떠한 영향을 미칠 것인가 하는 연구는 아직 많지 아니하고 기존의 연구도 단순히 노동생산성과 임금인상을의 상관 관계만을 검증하였을 뿐, 노동생산성의 다른 결정요인들을 함께 고려하지 아니하였다.

### III. 연구내용 및 방법

#### 3. 1 연구假說

많은 노사분규의 발생이 임금에 대한 불만으로부터 시작되었다는 사실에서 미루어 볼 때 그 결과로 부터 나온 임금인상은 근로자들의 노동생산성에 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것이다 김평석·홍성덕(1992)과 주인기·오현택(1990)의 연구에서도 임금 인상과 노동생산성이 정의 관계에 있다는 것을 밝히고 있다.<sup>4)</sup> 하지만 그들은 그 두 변수의 단순상관 관계만을 보았고 다른 변수의 영향을 고려하지 아니하였다. 임금인상과 노동생산성과의 상관관계가 정의 관계 이었다 할지라도 임금인상이 이루어 질 때 노동력을 대체하기 위한 새로운 자본재의 도입도 함께 이루어 겼다면, 노동생산성의 증가는 임금인상 때문이 아니라 새로운 자본재의 도입에서 영향을 받았을 수 있다. 노동생산성과 노동생산성의 다른 설명변수들을 통제하였어야 하였다 따라서 본 연구에서는 첫번째로 다음과 같은 가설을 다시 실증적으로 검증하고자 한다

##### 연구가설(1) 임금인상은 노동생산성과 관련이 없다

우리나라에서는 특히 정치적으로 1987년의 6·29 선언 이후 근로자들의 민주화 의식이 고양 되었고 각 기업의 노동조합은 임금협상의 교섭력을 강화하여 자기 몫 찾기에 강력한 의지를 표명하였다. 1987년 이후 노사간의 대립이 급증하였고, 그 노사분쟁의 주이유가 임금 인상이었던 것도 당시의 그러한 정치적 환경의 변화에서 그 원인을 찾을 수 있을 것이다 근로자들이 임금결정에 그만큼 많은 참여를 하게 되었다는 점으로 근로자들은 더욱 더 열심히 일하고자 하는 동기를 유발케 되어 기업의 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이므로 1987년 이후와 그 이전의 부가가치증가율과 임금인상을의 관계가 달라졌을 수도 있을 것이다 즉, 임금결정에 근로자 스스로의 참여도가 높아진 결과이므로 이러한 상황에서 임금인상과 노동생산성의 상관관계는 더 높을 것으로 예상된다. 따라서 두번째 검증할 가설은 다음과 같다

##### 연구가설(2): 1987년 이후의 임금인상을이 노동생산성 증가율에 미치는 영향은 1986년 이전과 다르지 아니하다.

#### 3. 2 연구 방법

4) 조성기(1992)는 관찰과정의 오류가 없는지, 실제로 양자의 단기적으로는 의미있는 관계가 없는지 등 별도의 분석을 요한다는 단서를 붙이며 노동생산성의 변화와 임금의 변화와는 상관관계가 없는 것으로 보고 하고 있다.

### 3 2 1 종속변수

위의 가설 검증을 위하여 노동생산성의 계량화가 필요하다. 노동생산성은 경제학에서 일반적으로 산출량/노동량으로 정의 되며, 우리나라에서는 거시적인 측면에서 국내총생산 또는 부가가치를 산출량으로 하고 노동량은 상용근로자의 수와 그들의 실근로시간을 사용하고 있다(조성기, 1992)

본 연구에서는 일인당 부가가치액으로 노동생산성을 계량화 하자 한다 경제학에서 부가가치는 국민총생산을 거시적으로 계산하는데 사용되는 개념으로 매 생산과정에서 새롭게 창조되어 부가되는 가치로서 노동생산성을 계산하는데 있어서 산출량으로 많이 사용이 된다 회계학에서 기업의 부가가치는 기업이 생산한 재화나 서비스의 시장가치에서 다른 기업으로 부터 이전된 재화나 서비스의 시장가치를 뺀 값이라고 정의 되기도 한다 (Hendrickson, 1970) 경제학에서의 부가가치 개념과 회계학에서의 부가가치는 본질적으로 같은 의미이다 다만 회계학은 微視적으로 한기업의 총생산을 분석하려고 부가가치를 사용하나, 경제학에서는 경제사회 전반에 걸친 총생산을 분석하고자 부가가치를 이용한다는 점에서 다르다고 할 수 있다 따라서 미시 자료인 재무제표를 사용하여 노동생산성과 임금인상과의 관계를 검증하는 본 연구에서 노동생산성으로 일인당 부가가치액의 개념의 사용은 적절하다 하겠다

부가가치액은 다음과 같이 손익계산서로부터 쉽게 얻을 수 있다(Belkaoui, p. 452 (1993)) 첫째, 손익계산서에서 유보이익을 다음과 같이 계산한다

$$\begin{aligned} \text{유보이익} &= \text{매출액} - \text{구입재료비 및 용역비} - \text{감가상각비} - \text{인건비} \\ &\quad - \text{지급이자} - \text{세금} - \text{배당금} \end{aligned}$$

둘째, 이 유보이익에서 총부가가치액을 다음과 같이 구할 수 있다

$$\begin{aligned} \text{총부가가치액} &= \text{매출액} - \text{구입재료비 및 용역비} \\ &= \text{인건비} + \text{지급이자} + \text{세금} + \text{감가상각비} + \text{배당금} + \text{유보이익} \end{aligned}$$

부가가치액을 산정하는데 있어서 특별손익은 제외되어야 한다 부가가치는 기업의 정상적인 영업활동에서 비롯되어야 하며 특별손익을 부가가치계산에 포함시킨다면 부가가치의 창출 및 배분과정을 왜곡하게 될 것이다(주인기·오현택(1990)) 세금액과 배당금과 유보이익의 합은 결국 경상이익을 의미하며 따라서 총부가가치액은 다음과 같이 산출된다 (괄호안의 번호는 KIS-DISKETT에서 사용하는 코드번호이다).<sup>5)</sup>

$$\text{총부가가치} = \text{경상이익}(\#127000) + \text{인건비} + \text{이자비용} + \text{감가상각비}$$

$$\begin{aligned} \text{인건비} &= \text{손익계산서상의 인건비} (\#124100) + \text{제조원가계산서의 노무비} (\#152000 \\ &\quad + \#153200) \end{aligned}$$

$$\text{이자비용} = \text{지급이자 및 할인료} (\#126110) + \text{회사채이자} (\#126120)$$

$$\begin{aligned} \text{감가상각비} &= \text{손익계산서상의 감가상각비} (\#124216) + \text{제조원가명세서의} \\ &\quad \text{감가상각비} (\#153130) \end{aligned}$$

5) KIS-DISKETT는 한국신용평가주식회사에서 상장기업의 재무제표의 데이터를 수록한 데이터베이스이다

일인당 부가가치액은 위의 총부가가치액을 근로자수(#105000)로 나누어 구하고 i 社의 t년도의 노동생산성 증가율인 일인당 부가가치증가율(t)은 다음과 같이 얻어진다.

$$\text{일인당부가가치증가율}(t) = \frac{\text{일인당부가가치액}(t) - \text{일인당부가가치액}(t-1)}{[\text{CHGVALUE} \cdot \cdot]} \quad \text{일인당부가가치액}(t-1)$$

### 3. 2 2 독립변수와 통제변수

독립변수는 기업의 임금인상을이며 이는 다음과 같이 구한다

$$\text{임금인상율}(t)[\text{CHGWAGE} \cdot \cdot] = \frac{\text{일인당 평균임금}(t) - \text{일인당평균임금}(t-1)}{\text{일인당평균임금}(t-1)}$$

$$\text{일인당평균임금} = \text{인건비}(\#124100 + \#152000 + \#153200) / \text{근로자수} (\#105000)$$

황인호(1992)의 연구에서 노동생산성 변동요인으로 가장 많은 영향을 미치는 것으로 자본의 심화를 꼽았으며, 이는 자본과 노동의 대체정도를 말한다. 이 자본의 심화는 노동단위당 사용된 자본의 증가로 계량화 할수 있다. 그러나 다른 결정요인인 노동투입의 질적향상, 자본투입의 질적향상, 순기술진보는 계량화 하기 어려운 문제점이 있다. 황인호의 연구에서도 거시자료를 사용하여 필요한 자료를推計하여 분석에 이용하였다.

김광석·홍성덕(1992)의 연구에서는 노동생산성증가율( $(X/P)/L$ )과 실질생산증가율( $(X/P)$ )의 상관관계수가 높다고 하나 노동생산성증가율이란 일인당 실질생산증가율로 정의되므로 그 높은 상관관계는 인정하지만, 실질생산증가율을 노동생산성증가율을 설명하는 변수로서 사용하는 것은 바람직한 것이 아니라고 보겠다. 실질생산증가율은 노동생산성 증가의 결과일 뿐만 아니라 동시에 원인이 될 수도 있기 때문이다. 규모의 경제를 위하여 실질생산이 증가할 경우 노동생산성의 증가는 그 규모의 경제에 기인할 수 있다. 자본집약도지수 증가율은 노동 단위당 사용된 자본의 증가율이므로 황인호의 자본의 심화와 같은 내용이라 하겠다. 따라서 통제변수로는 자본의 심화를 사용하며 여기서 자본이라 함은 생산에 사용되는 자본재를 말하므로 다음과 같이 정의한다

$$\text{자본의 심화} = \frac{\text{유형고정자산}(t)/\text{근로자수}(t) - \text{유형고정자산}(t-1)/\text{근로자수}(t-1)}{[\text{CHGASSET} \cdot \cdot]} \quad \frac{\text{유형고정자산}^*(t-1)/\text{근로자수}^{**}(t-1)}$$

\*유형고정자산 (#113200 - #113199), \*\* 근로자수 (#105000)

유형고정자산(t)는 t 년도의 유형고정자산의 장부가액에서 현재의 생산성과는 관련이 없을 건설가계정(CONSTRUCTION IN PROGRESS;#113199)을 뺀 금액이며, 근로자수(t)는 t 년도의 근로자수를 의미한다. 따라서 유형고정자산(t)/근로자수(t)는 근로자 일인당에 투자된 유형고정자산을 의미한다.

### 3 3 모델

위의 가설 검증을 위하여 (1) 임금 인상율의 변동과 노동생산성의 증가율과의 관계를 횡단면 분석자료에 입각한 Pearson의 단순 상관관계를 통하여 조사하고, (2) 다중회기 분석법을 사용함에 있어 자본의 심화를 통제변수로 한 다음 모델을 사용하였다

$$\text{CHGVALUE}_{it} = \beta_0 + \beta_1(\text{CHGWAGE}_{it}) + \beta_2(\text{CHGASSET}_{it}) + e_i \quad (1)$$

위의 (1)식에서  $\text{CHGVALUE}_{it}$ 는 노동생산성 증가율,  $\text{CHGWAGE}_{it}$ 는 임금인상율,  $\text{CHGASSET}_{it}$ 는 자본의 심화를 의미한다 위의 (1)식을 이용하여前述한 가설은 다음과 같이 표현할 수 있다

$$\text{연구가설(1)} \quad \beta_1 = 0$$

1987년의 6 29 선언이후 근로자들의 민주화 의식이 고양되었고 각 기업의 노동조합은 임금 협상의 교섭력을 강화하여 자기 뜻 찾기에 강력한 의지를 표명하였다 1987년이후 급증한 노사분규도 당시의 그러한 정치적 환경의 변화에서 그 원인을 찾을 수 있을 것이다 근로자들은 1986년도 이전 보다 임금결정에 더 많은 참여를 하게 되었고 이는 근로자들로 하여금 더 열심히 일하고자 하는 동기를 유발케 되어 기업의 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다 따라서 1987년 이전과 그 이후의 차이점을 알기 위하여 다음과 같이 DUMMY 변수를 사용한 모델을 추가적으로 구하였다

$$\begin{aligned} \text{CHGVALUE}_{it} = & \beta_0 + \beta_1(\text{CHGWAGE}_{it}) + \beta_2(\text{CHGWAGE}_{it})(\text{DUM}) \\ & + \beta_3(\text{CHGASSET}_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 DUM는 년도가 1986년 혹은 그 이전일 경우 0이고 1987년과 그 이후의 경우에는 1의 값을 갖는다 따라서 (2)식에서는 1986년과 그 이전의 경우에는  $\text{CHGWAGE}$ 의 계수가  $\beta_1$ 이며 1987년과 그 이후에는  $(\beta_1 + \beta_2)$ 가 된다 따라서 전술한 두번째 연구가설은 모델(2)를 이용하여 다음과 같이 표현할 수 있다

$$\text{연구가설(2)} \quad \beta_2 = 0$$

### 3 4 표본의 선정

본연구에서는 상장기업에서 제공하는 재무제표의 자료를 수집한 한국신용평가주식회사의 데 이타베이스인 KIS-DISKETTE의 제조업체 중에서 다음의 요건을 충족하는 회사를 그 표본으로 사용하였다

- (1) 건설, 유통, 운수, 금융 및 서비스 산업을 제외한 제조업체
- (회사코드번호 74000 미만의 업체)

- (2) 회계년도가 12월말로 끝나는 기업.
- (3) 손익계산서의 인건비와 감가상각비, 제조원가 계산서의 노무비와 감가상각비, 그리고 종업원 수의 자료가 KIS-DISKETT에 모두 수록되고 陽의 부가가치액을 보여주는 기업.
- (4) 종업원수가 200명을 초과하는 기업.

양의 부가가치액을 보여주는 기업으로 제한한 이유는 본 연구의 모델에서 사용되는 변수의 값이 모두 비율이므로 음수가 사용되어 계산된 비율의 경우에는 그 의미를 찾기 어렵기 때문이고, 또한 종업원이 200명이상의 기업만을 포함한 것은 모델의 변수 값이 종업원수를 기준으로 한 비율이므로 종업원의 수가 적을 경우에는 약간의 종업원 수 증감이 비율 자료에 미치는 영향이 크게 되므로 이러한 영향을 극소화 하기 위함이었다

위의 요건을 갖춘 321개의 상장제조업체들의 자료가 모두 1994 기업 년수로서 1981년부터 1992년까지 분산되어 있는 현황을 [표 1]에 나타 내었다. [표 1]에서 보는 바와 같이 1981년에는 67개 기업, 1982년 7개 기업, 1983년 8개 기업, 1984년 47개 기업으로서 1984년 이전에는 1985년 이후보다 현저히 적은 관측치를 보여 주고 있다. 1985년 이후에는 대체로 200개 기업을 초과하고 있다.

[표 1] 연도별 자료듯수

연도	듯수
81	67
82	7
83	8
84	47
85	170
86	192
87	217
88	246
89	262
90	270
91	265
92	243
총 계	1994

선택된 1994개의 회사년도의 부가가치액, 인건비, 유형고정자산액을 구한 후 위의 노동생산성증가율, 임금인상을 및 자본의 심화의 측정치를 각각 계산하였다. [표 2]는 각 변수의 기술통계를 보여준다. 종업원수는 최하 201명부터 최고 44,508명까지의 분포를 보이고 있다 평균 일인당 부가가치는 21,470,260원이며 일인당 평균임금은 11,528,000원이며, 일인당의

고정자산은 25,762,500원으로 나타났다 일인당 부가가치의 증가율은 21%이며 일인당 임금 인상률도 이와 같은 21%로 나타났다. 총부가가치 변동률도 총임금변동률과 일치하는 22%로 보고되고 있다 한 가지 주목 할 점은 본 연구의 모델 변수로 사용 되고 있는 CHGVALUE, CHGASSET, CHGWAGE 등 세 변수의 극대치들이 상당히 높은 것으로 나타나고 있다 그러나 이들 변수값의 분포를 보면, 91%에 달하는 관찰치들의 세 변수의 값이 모두 1 이하라는 사실로 미루어 보아 모델 측정 時 이를 고려하여야 할 것이다 ([표 6] 참조) 따라서, 후술하는 바와 같이 극한치 (OUTLIERS)의 존재가 연구 결과에 미칠 가능성을 배제 할 수 없어, 이들 세변수의 값이 모두 각각 1, 0.9, 0.8, 0.7 이하인 자료들만 각기 분류하여 모델들을 4차례에 걸쳐 따로 측정하여 그 결과를 전체 자료를 사용한 결과와 비교하였다

[표 2] 각 변수의 기술 통계 (천원)

변 수	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum	N
부가가치액	45,704,337	140,361,099	979,552	2 57X10 <sup>9</sup>	1994
임금액	22,127,490	48,141,326	701,915	6.90X10 <sup>8</sup>	1994
근로자수	1,989	3,477	201	44,508	1994
유형고정자산	78,393,679	380,160,900	167,827	7 64X10 <sup>9</sup>	1994
근로자수변동율	22	64	- 85	22 56	1994
임금변동율	22	28	- 76	4 90	1994
근로자수변동율	03	26	- 93	6.78	1994
유형고정자산변동율	.29	.76	- 68	20 37	1994
일인당부가가치	21,470	15,691	1,507	132,108	1994
일인당임금	11,528	8,739	1,632	104,790	1994
일인당유형고정자산	25,763	31,436	375	343,037	1994
CHGVALUE	.21	49	- 86	14 05	1994
CHGWAGE	21	36	- 86	10 50	1994
CHGASSET	30	1 33	- 83	49 41	1994

[표 3]은 1981년부터 1992년까지의 각 연도별 부가가치증가율과 임금상승율을 보여주고 있다 82-84년도와 87-90년도를 제외하고는 모두 임금상승율보다 부가가치증가율이 더 높은 것으로 나타났다 82-84년도의 경우에는 표본의 수가 각각 7개기업, 8개기업, 47개기업으로 너무 적어 일반적인 추론을 하기 어려워 이에 대한 설명은 포기하였다 그러나 87-90년도의 경우는 동기간동안의 임금협상에 있어서 각기업의 노동조합의 입장강화로 부가가치 증가율보다 높은 임금상승율을 보였다<sup>6)</sup>

6) 주인기, 오현택(1990)의 연구에서도 이와 유사한 결과를 보여 주고 있다 또한 최근 대우경제연구소의 발표에 의하면 12월말 결산 상장제조업체 337개 업체의 종업원 일인당 부가가치로 측정된 노동생산성 증가율과 인건비 상승율을 비교해 볼때 86-91년기간동안에는 인건비증가율이 노동생산성을 초과하였으나, 92-93년에 들어서는 노동생산성이 인건비 증가율을 능가하는 것으로 발표(동아일보 1994년 4월 14일자)하여 본연구와 유사한 결과를 보여 주고 있다

[표 3] 연도별 부가가치 증가율(CHGVALUE)과  
임금상승율 (CHGWAGE)의 비교

연도	CHGVALUE	비교	CHGWAGE
81	.34	>	27
82	12	<	21
83	.09	<	.14
84	.11	<	.13
85	.20	>	17
86	.21	>	16
87	21	<	25
88	.20	<	23
89	.20	<	.26
90	19	<	21
91	.21	>	.20
92	.21	>	17

#### IV. 모델측정과 그 결과분석

다음의 [표 4]는 각 변수간의 상관관계를 보여준다. 임금인상율(CHGWAGE)과 부가가치 증가율(CHGVALUE)과의 상관계수는 0.7023으로 1%수준에서 통계적으로 유의함을 나타내고 있다. 이는 임금인상율과 부가가치증가율의 높은 정의 상관관계를 보여준다 하겠다. 부가가치증가율(CHGVALUE)과 자본의 심화변동율(CHGASSET)과의 상관계수는 0.2978로서 1 퍼센트 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있다. 이는 기존의 연구에서 나타난 높은 상관관계를 재확인 시켜 주고 있다. 모델 (1)과 (2)에서 종속변수로 사용되는 임금인상율(CHGWAGE)과 자본의 심화변동율 (CHGASSET)과의 상관관계 계수는 0.2604로 1% 수준에서 통계적으로 유의하지만 회귀분석에서 Multicollinearity를 전혀 걱정할 필요가 없을 정도로 낮다. 이러한 관계는 임금인상과 자본의 심화가 노동생산성에 각기 다른 영향을 미칠 수 있다는 점을 엿보게 한다.

[표 4] 각 변수간의 상관관계

	CHGWAGE	CHGASSET
CHGVALUE	7023***	2978***
CHGWAGE		.2604***

\*\*\* 1% 수준에서 유의

다음의 [표 5]는 모델(1)의 회귀분석의 결과를 요약하였다. 모델(1)을 추정하기 위하여 OLS 방법을 사용하였다. 이 표에서 볼 때  $\beta_1$ 은 0.9148로써 1%수준에 통계적으로 유의하다. 이는 임금인상율이 부가가치 증가율에 영향을 미친다는 가설을 지지하는 결과라고 하겠다.

[표 5] 모델(1)의 회귀분석 결과

모델	CHGVALUE <sub>t</sub>	=	- 0009 + 0.9148(CHGWAGE <sub>t</sub> ) + 0.0456(CHGASSET <sub>t</sub> )		
		(- 101)	(41.139)***	(7.567)***	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.5069	F-Value	1025.41	Signif F	0.0000

\*\*\* 1% 수준에서 유의 ( )안은 t-value

다음의 [표 6]는 (2)식의 결과를 요약하였다. CHGWAGE의 계수는 여전히 양수(1.1535)로서 1%수준에서 유의하며, Dummy 변수의 계수는 -0.4923으로서 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 노사분규가 급증하기 시작했던 1987년 이후와 그 이전에 임금인상율이 부가가치증가액에 미치는 영향이 현저히 다르다는 것을 보여주고 있다. 즉, 1987년 이후의 CHGWAGE의 계수는 0.6612 (1.1535 - 0.4923)로 1987년이후에는 임금의 변동율이 부가가치 변동율에 미치는 영향이 그 이전에 비하여 훨씬 낮아진 것으로 나타나고 있다. 이는 1987년 이후 민주화의 물결로 근로자들이 임금결정에 적극 더 참여함으로서 회사의 성과에 더 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 예상을 뒤집은 결과라 하겠다.

[표 6] 모델(2)의 회귀분석 결과

모델	CHGVALUE <sub>t</sub>	=	0.0344 + 1.1535(CHGWAGE <sub>t</sub> )		
		(3.833)***	(41.149)***		
		- 0.4923(CHGWAGE <sub>t</sub> )(DUM <sub>t</sub> ) + 0.0384(CHGASSET <sub>t</sub> )			
		(-13.129)***		(6.614)***	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.5460	F-Value	799.91	Signif F	0.0000

\*\*\* 1%수준에서 유의 ( )안은 t-value

그러나 위에서 지적한 바와 같이 모델에서 사용된 변수들의 극대치(outliers) 값들이 상당히 높아, 이러한 극대치들이 회기분석결과에 미칠 영향이 우려된다(Neter, Wasserman, and Kutner(1985), pp 114-115). 이러한 극대치들은 기록의 오류나 계산상의 실수로 인한 것이면 단순히 제거하여 나머지 자료만을 가지고 분석하면 된다. 그러나 한편으로는 극대치가 모델에서 제외됨(omitted) 다른 독립변수와의 상호작용으로 인하여 발생한 것이라면 그 자체가 중요한 정보를 지닐 수 있다. 따라서 본 연구의 분석에 사용된 자료에서 극대치의 범위를 여러 단계로 나누어 이들을 회귀분석에서 제외시켜 그 결과를 전체자료를 사용하여 얻은 결과와 비교하였다. 구체적으로 세 변수의 값 중 어느 하나라도 1.0을 초과하는 경우를 제외한 자료(다

시 말해서 세변수 모두가 1.0이하인 자료)는 전체 자료의 91%에 달하는 1808개의 기업년수였다 이를 이용하여 다시 두 모델을 추정하였다. 세 변수의 절대값이 모두 0.9 이하인 경우만으로 제한하였을 때는 1777 기업년수로 89%에 달하였다. 역시 이를 이용하여 두 모델을 다시 추정하였다 계속해서 세 변수의 값이 0.8, 0.7 이하인 경우들을 각기 분석하였다.

결과는 [표 6]에서 보는 바와 같다. 즉, 세 변수의 절대값이 모두 1 이하인 경우, 0.9 이하인 경우, 0.8 이하인 경우, 0.7 이하인 경우에 모델(1)과 (2)에서 거의 모든 변수의 계수가 여전히 1% 수준에서 유의하였다. 이는 전체 자료를 사용하였을 때와 같은 결과이다. 이로서 극한치(outliers)들이 두모델에서 사용된 변수에 영향을 미치지 아니 하였다는 사실을 알 수 있다.

[표 6] 표본에 가해진 제한에 따른 모델(1)(2)의 계수

## 표본의 제한: 세변수의 절대값이 1 이하 (N=1808)

모델(1)	계 수	t-value	모델(2)	계 수	t-value
CHGASSET	.060163	3.776***	CHGASSET	.062700	3.939***
CHGWAGE	797178	38.997***	CHGWAGE	882073	25.531***
			DUMCHG	-111094	-3.044***

## 표본의 제한: 세변수의 절대값이 0.9 이하 (N=1777)

모델(1)	계 수	t-value	모델(2)	계 수	t-value
CHGASSET	.078240	4.703***	CHGASSET	.080785	4.860***
CHGWAGE	.788825	38.509***	CHGWAGE	.867415	25.534***
			DUMCHG	-104148	-2.896***

## 표본의 제한 세변수의 절대값이 0.8 이하 (N=1733)

모델(1)	계 수	t-value	모델(2)	계 수	t-value
CHGASSET	.063328	3.657***	CHGASSET	.065795	3.801***
CHGWAGE	.769042	37.886***	CHGWAGE	.841012	25.233***
			DUMCHG	-095789	-2.720***

## 표본의 제한 세변수의 절대값이 0.7 이하 (N=1670)

모델(1)	계 수	t-value	모델(2)	계 수	t-value
CHGASSET	.047664	2.659***	CHGASSET	.049980	2.789***
CHGWAGE	.769265	36.981***	CHGWAGE	.837651	24.335***
			DUMCHG	-090306	-2.491**

\*\*\* 1% 수준에서 유의

\*\* 5% 수준에서 유의

## V. 요약 및 결론

1987년이후 급증된 노사분규의 절반이상이 임금인상을 이유로 발생되었다 임금은 근로자의 가장 중요한 소득원이므로 근로자들은 가급적 많은 임금인상을 요구할 것이고, 경영자의 입장에서는 높은 임금인상은 제조원가의 상승을 가져와 기업의 경쟁력을 약화시킨다고 믿기 때문에 최소한의 임금인상을 유도하고자 할 것이다 이러한 상황에서 임금인상이 노동생산성에 미치는 영향을 연구하는 것은 임금인상을 정하는데 있어서 매우 중요한 것이라 하겠다 임금인상이 근로자의 사기를 진작시켜 높은 노동생산성을 유발해 낼 수 있다면 적절한 임금인상은 오히려 기업의 경쟁력을 제고시킬 수 있다 할 것이다 반대로 임금인상이 노동생산성에는 전혀 혹은 아주 미흡하게 영향을 미친다면 임금인상은 근로자의 생산성 향상에 아무런 도움이 되지 아니하며 따라서 기업은 현재 사용하는 임금체계에 변화를 가하여야 할 것이다

본 연구에서는 KIS-DISKETTE에 수록된 상장기업들의 재무제표 자료를 사용하여 임금인상이 노동생산성에 영향을 미치는지를 조사하였다 또한 임금결정에 많은 참여가 허용된 1987년이후의 임금인상을 노동생산성에 미치는 영향과 그 이전의 경우를 비교하였다 노동생산성을 계량화 하기 위하여 일인당 부가가치증가율을 사용하였고 기존연구에서 노동생산성에 가장 영향을 많이 미치는 것으로 알려진 자본의 심화를 -人當유형고정자산의 변동율로 계량화 하여 이를 통제변수로 사용하였다

두개의 모델을 이용한 회귀분석 결과, 그동안 노동생산성에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 알려진 자본의 심화(즉, 자본과 노동의 대체정도)를 통제한 상태에서 임금인상을 노동생산성은 정의 관계를 가지는 것으로 밝혀 졌다 이러한 사실은 임금인상이 근로자들을 긍정적인 방향으로 자극하여 노동생산성을 증대시킨다는 것이고 근로자들이 전전한 근로 모랄을 지니고 있다는 것을 보여 주고 있다 한편 1987년 이전에 임금인상을 노동생산성에 미치는 영향과 민주화의 물결을 타고 임금결정에 근로자들의 더 많은 참여가 허용된 1987년 이후의 경우를 비교하여 본 결과, 1987년이후의 임금인상이 노동생산성에 긍정적으로 미치는 영향력이 1987년 이전보다 더 작았다 이것은 지난 수년간 근로자들이 자기 몫 찾기에 주력하여 협조적인 노사관계보다는 대립적인 노사관계를 유지함으로서 나타나는 현상으로 해석할 수 있을 것이다 안정적이고 협조적인 노사관계가 유지되고 생산성 향상을 위해 쌍방이 모두 노력할 때 근로자들의 적극적인 임금결정의 참여는 노동생산성에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 보여진다

본 연구에서 이와 같은 결론을 내리는데 있어서 다음과 같은 한계가 있었다 첫째, 가설을 검증하는 모델에 사용하는 자료가 비율인 관계로 많은 기업체의 자료가 샘플에서 제외되었어야 하였다 예를 들어 종업원 200명이하의 기업년도의 제외, 음의 부가가치 기업년도의 제외 등을 들 수 있다 둘째, 기존연구에 의하면 노동생산성에 영향을 미치는 것으로는 자본의 심화 이외에도 노동투입의 질적 향상, 자본투입의 질적 향상, 순기술진보 등을 들 수 있으나 본 연구에서는 계량화의 어려움으로 통제변수로 사용되지 못하였다 추가적인 통제변수의 계량화로 좀 더 정확한 모델개발이 이루어 질 수 있을 때 연구의 결과가 더 큰 의미를 가질것이다

### 참고문헌

- 곽수일, "임금상승에 어떻게 대응할 것인가," 전경련, 1991, pp. 62-66
- 김광석·홍성덕, 제조업의 종요소생산성동향과 그 결정요인 (한국개발연구원, 1992).
- 박준완, "제조기업의 노사분규와 재무적 특성요인에 관한 실증연구," 회계학연구, 1990년 12월, PP. 219-240
- 선한승, "산업경쟁력 강화와 임금정책 과제", 전경련, 1993, pp. 32-36
- 이국돈, "최근 노사분규 유형과 한국적 노사관계의 정립방향," 전경련, 1991, pp. 86-91.
- 주인기·오현택, "노사관계를 위한 회계보고서의 제도화에 관한 연구," 산업과 경영, 1990년 11월, pp. 125-148
- 조성기, "노동생산성의 측정과 측정단위문제," 생산성 리뷰, 1992년 10월, pp. 21-184
- KIS DISKETTE MANUAL (한국신용평가주식회사, 1993)
- 황인호, "제조업의 노동 생산성 변동요인분석," 생산성리뷰, 1992, pp. 84-98.
- 황정현, "91년 임금교섭시 경총의 주요예상쟁점 및 해결방향," 전경련, 1991, pp. 76-81
- Belkaoui, *Accounting Theory* (The Dryden Press, 1993)
- Brownell, Peter. "A field study examination of budgetary participation and locus of control," *Accounting Review*, October 1982, pp. 766-777
- Brownell, Peter and Morris McInnes, "Budgetary Participation, Motivation, and Managerial Performance," *Accounting Review*, October, 1986, pp. 587-600
- Hendrickson, Elden, *Accounting Theory*, Third Edition (Richard D Irwin, 1970).
- Merchant, K.A., "The design of the corporate budgeting system Influences on managerial behavior and performance," *Accounting Review*, October 1981, pp. 813-829
- Horwitz, B and Reza Shabahang, "Published Corporate Accounting Data and General Wage Increases of the Firm," *Accounting Review*, April 1971.
- Neter, J., W. Wasserman and M. Kutner, *Applied Linear Statistical Models* (Richard D. Irwin, Inc 1985)