

# 勞動規律과 生産性\*

李 炳 熙\*\*

## 논문 초록 :

유효노동을 추출하기 위한 노동규율이라는 고용관계의 사회적 측면이 한국 제조업의 생산에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과에 따르면, 노동규율을 고려한 생산성의 사회적 결정모델이 우리 나라 제조업의 생산메커니즘을 상당부분 설명하고 있음을 확인할 수 있다. 사용자가 채택하는 노동규율전략의 생산성 효과를 각각 보면, 상대적 고임금을 지불할수록, 통제·감독을 강화할수록, 이연임금을 확대할수록 생산성은 증대하며, 내부임금격차의 확대는 생산성을 저하하는 것으로 나타났다. 한편, 시기별로 나누어 분석한 결과를 보면, 1980년대 후반을 전후하여 통제·감독에 의존한 노동규율 메커니즘으로부터 동기부여와 감독강화를 병행하는 노동규율 메커니즘으로 변화하는 특징도 발견된다. 그러나 여전히 노동규율의 확립을 통제·감독 방식에 크게 의존하고 있어 노사관계의 대립적 성격이 유지되고 있음을 보여 주고 있다. 생산과 노동의 유연성을 높이기 위해서는 이에 대한 개선이 요청된다.

핵심주제어 : 노동규율, 동기부여, 감독강화

경제학문헌목록 주제분류 : J0

## I. 序 論

전통적으로 생산성은 여러 생산요소의 기술적 결합에 의해 결정된다고 가정하여 왔다. 이러한 접근방법에서는 자본, 노동, 중간 투입요소 등 요소투입이나 노동력의 질, 설비가동률, 연구개발 등이 생산성을 결정하게 된다. 그러나 우리 나라 제조업의 생산메커니즘에서 노동력의 효율적인 관리가 경쟁력의 주된 원천을 이루어 왔음에 비추어, 본 논문에서는 앞서의 기술적 요인만이 아니라 노동력으로부터 유효노동을 얼마나 추출할 수 있는가라는 고용관계의 사회

\* 이 글은 본인의 박사학위논문(1997) 중 제4장을 주로 요약·정리한 것이다. 논문의 지도를 맡아 주셨던 배무기 선생님, 그리고 심사과정에서 많은 도움을 주신 임종철 교수님, 조우현 교수님, 이창용 교수님, 이주호 박사님께 이 자리를 빌어 감사를 표한다.

\*\* 서울시립대학교 강사.

적 측면이 생산에 미치는 영향을 주목하고자 한다.

자본주의적 고용관계에서는 고용계약에 의해 유효노동을 사전적으로 확정할 수 없기 때문에 유효노동의 강제가 불가피하다. 사용자는 노동비용과 감독비용을 최소화하려 하지만, 노동자는 사용자가 바라는 만큼 일을 하려고 하지는 않는다. 노동자와 사용자는 생산활동에 대해 이해가 서로 일치하는 것은 아니며, 잠재적으로는 갈등관계에 있기 때문이다. 따라서, '노동력으로부터 유효노동을 추출(extracting labor from labor power)'하기 위한 노동규율문제는 자본주의적 고용관계에서 핵심적인 쟁점이라 할 수 있다.

본 논문에서는 노동규율이라는 고용관계의 사회적 측면에 주목하여, 작업자의 노력수준을 제고하기 위한 사용자의 노동규율관리가 생산성에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다. 이러한 생산성의 사회적 결정모델(social determination model of productivity)에서는 총노동시간에서 유효노동이 차지하는 비중, 즉 노력수준(work effort) 또는 노동강도(work intensity)가 생산성의 결정에 영향을 미친다는 사실을 중시한다. 따라서, 생산성의 사회적 결정모델에서는 투입요소뿐만 아니라 노력추출함수(labor extraction function)를 함께 고려한다.

이 글에서는 1980년대 중반 이후를 대상으로 한국 제조 대기업에서 노동규율전략의 생산성 효과를 분석하고자 한다. 1980년대 후반에는 우리 나라 노동시장과 노사관계의 중대한 변화가 중첩되면서 노동규율 메커니즘에 커다란 변화가 일어났을 것이라고 예상되기 때문이다. 노동규율전략의 생산성 효과를 분석함으로써 생산메커니즘과 결합되어 기업 내부의 노동규율 메커니즘이 어떻게 확립되고 있는가를 살펴볼 수 있을 것이다.

## II. 자료구성과 노동규율지표 작성

### 1. 자료구성

이 글에서는 사용자가 채택하는 노동규율전략이 생산성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 사업체 패널자료를 구성하였다. 사업체패널은 횡단면 사업체 표본에 다수의 시계열상의 관측치가 결합(pooling)된 자료이다. 횡단면자료를 이용할 경우 사업체 특성에 의한 효과가 교란작용을 하기 때문에

연구자가 분석하고자 하는 인과관계를 제대로 파악할 수 없다는 문제가 발생한다. 반면 패널자료는 관측할 수 없거나 분석에서 누락된 특성을, 사업체의 고유한 특성(establishment-specific fixed effects)과 모든 사업체에 공통적인 시간특성(time effects)으로 통제함으로써 통계적 일치성을 가지는 추정을 할 수 있다는 장점을 가진다.

그러나 국내에서 이용가능한 사업체패널 자료가 없으므로, 이 글에서는 『직종별 임금실태조사』 원자료(노동부)를 이용하여 사업체단위의 패널자료를 구성하였다. 1980년대 후반에 노동규율전략이 크게 변화하였다고 예상되기 때문에, 1980년대 중반까지를 추적하여 1984년, 1986년, 1990년, 1992년 네 시기 동안의 동일 사업체들로 패널자료를 구성하였다. 그리고 추출된 사업체 가운데 100인 미만 사업체는 해당 규모의 대표적인 특성을 가진다고 보기는 어려우므로, 표본선택 편의문제를 줄이기 위해 이를 제외함으로써 최종적으로 노동자 규모 100인 이상 사업체 186개를 추출하였다. 『직종별 임금실태조사』를 통하여 노동자의 인적 특성과 임금, 노동시간 등의 노동조건, 그리고 사업체규모, 노조 등의 사업체 특성을 파악할 수 있다.

『직종별 임금실태조사』에는 사업체에 관한 특성들이 사업체규모, 노조 유무 등으로 한정되어 있다. 우리의 분석목적에 비추어 보다 다양한 사업체 특성을 결합할 필요가 있다. 이 글에서는 『광공업통계조사보고서』(통계청)의 ‘산업세분류(4자리)별 × 사업체규모별’ 산업특성 자료를 이용하였다. 비록 사업체단위의 직접적인 자료는 아니지만 사업체가 속한 산업특성을 이용할 수 있다는 장점이 있다. 『광공업통계조사보고서』에서 파악되는 산업특성 자료를 세분화하여 『직종별 임금실태조사』에서 추출한 사업체패널과 결합함으로써 자본집약도, 생산성, 이윤마진, 출하액 등 사업체 특성을 작성할 수 있다.

한편, 직업특성으로서의 통제감독지표를 작성하기 위해 전병유(1994)가 작성한 『직업사전 자료 전산 데이터』를 이용하였다. 이 자료는 노동부 국립중앙직업안정소에서 1987-1992년간에 걸쳐 산업별 사업체단위로 조사하여 발표한 『직업연구』와 『표준직업명세』에 분리기술된 직업명세사항들을 결합한 것이다.

이상의 자료를 결합함으로써 사업체패널을 구성하였다. 최종적으로 구성된 데이터에는 사업체별 특성 및 노동력 특성에 대한 정보가 결합되어 있다.

## 2. 노동규율지표

이 글에서는 사용자의 노동규율전략으로 노동규율과 관련된 여러 이론을 대표하는 지표를 작성하였다. 이 노동규율지표는 노력추출함수를 통하여 생산성에 영향을 미치게 된다. 각 지표의 의미를 살펴보면, 임금프리미엄, 이연임금, 내부임금격차는 각각 임금수준, 임금구조, 임금격차면에서 사용자의 노동규율전략을, 그리고 통제감독노동의 비중은 노동과정에서 사용자의 노동규율전략을 대표한다.

### (1) 임금프리미엄

효율임금론(efficiency wage theory)의 한 가설인 태만모형(shirking model)에 따르면, 기업은 상대적 고임금을 지불함으로써 노동력을 규율하고, 기업의 성과를 개선하고자 한다. Shapiro and Stiglitz(1984)는 태만방지와 이에 따른 감독비용문제를 명시적으로 제기하고 있다. 노동자는 노동과정에서 태만선택의 재량을 가지는 반면, 사용자는 노동자의 노력이나 산출수준을 정확히 관찰하기 어렵거나 감독비용이 큰 정보의 불완전성이 존재한다. 이 때 사용자는 불규칙적인 감독과, 태만이 적발될 경우 해고한다는 위협에 의존하게 된다. 그런데 시장청산 수준에서의 임금과 완전고용하에서는 노동자가 태만을 선택하더라도 부담하는 비용은 존재하지 않을 것이다. 따라서, 사용자는 기회임금 이상의 프리미엄을 지불함으로써 실직비용(cost of job loss)을 높여 해고기피의 인센티브를 창출하고자 한다. 즉, 임금프리미엄에 따른 실직비용 증대는 노동과정에서의 일체의 비생산적 활동(즉, 태만)을 감소시키는 자기감독(self-supervision) 인센티브를 창출하는 효과를 가지게 된다.

이 글에서는 임금프리미엄(RW)으로 실직비용을 측정하였다. 고용관계가 단절될 때 노동자가 부담하는 실직비용이 클수록 태만을 억제하고자 하게 될 것이다. 이 때 개별 노동자의 임금프리미엄은 구직가능성을 감안한 기회임금 추정치에 대비하여 현 직장에서 받고 있는 임금의 비중으로 정의하였다. 이 때 임금프리미엄 지표가 1을 초과하면 임금프리미엄을 받고 있는 것으로 해석된다.

$$RW = W / [(1 - U)W^0].$$

단,  $RW$  = 임금프리미엄,

$W$  = 현 직장의 임금,

$U$  = 실업률,

$W^0$  = 재취업시 임금(기회임금)

노동규율을 목적으로 임금프리미엄을 지불할 것이라는 우리의 가정에 따르면, 산업과 직종, 그리고 사업체 특성에 따라 임금프리미엄의 차이가 존재할 것이다. 따라서, 이렇게 계산된 임금프리미엄은 노동자의 개별적 속성이 아니라 그 노동자가 속해 있는 산업과 직종, 그리고 사업체 특성에 따라 결정되는 임금의 크기를 반영한다.

구체적으로 보면, 『직종별 임금실태조사』 원자료의 제조업 전체를 가중치를 사용하여 추정하고, 여기에 재취업확률( $1 - \text{비농전산업의 실업률}$ )을 고려하여 개인별 기회임금을 계산하였다. 그리고 개인별 임금프리미엄은 기회임금 추정치에 대비한 현 직장의 임금수준의 비중으로 도출된다. 최종적으로 사업체의 임금프리미엄 지표는 개별 노동자의 임금프리미엄을 단순평균하여 구하였다.

## (2) 통제감독비중

노동력으로부터 유효노동의 추출이 고용관계에서 핵심적인 쟁점이라는 점에 주목하여, Bowles(1985)는 잉여가치의 추출을 둘러싼 노동과정에서의 계급대립을 반영한 노력추출함수가 자본주의적 생산분석에서 관건이라고 지적하고 있다.

유효노동의 추출을 둘러싸고 노사 간에 잠재적인 갈등관계가 불가피한 자본주의적 고용관계에 대해, Bowles and Gintis(1990, 1993)는 경합적 교환(contested exchange)의 성격을 가진다고 지적한다. 노동교환의 경합적 성격 때문에 노력추출을 둘러싼 내생적 강제는 사용자의 핵심적인 과제가 된다. 노동자에 대한 사용자의 권력기초가 태만을 선택하는 노동자가 부담하게 될 실직비용(Bowles and Gintis, 1987)이라는 점에서 마르크스주의적 효율임금론이라고도 불린다.

그러나 태만문제가 발생하는 이유가, 앞서 효율임금론에서 제기하는 정보의 비대칭성, 측정의 어려움, 감독비용 등만이 아니라 보다 핵심적으로는 생산수

단의 소유와 지휘·통제가 노동력과 분리되어 있기 때문이라고 파악한다는 점에서 효율임금모델과 구별된다. 이러한 차이는 사용자가 노동력을 규율하기 위해 실직비용으로서의 임금인센티브에 더하여 노동과정에서의 통제·감독을 결합하여야 한다는 지적에서 확인된다. 이처럼 동기부여와 감독강화가 대체적인 관계를 가지는가, 아니면 보완적인 관계를 가지는가는 노동규율 메커니즘의 성격, 나아가 노사관계와 생산방식의 성격을 이해하는 데 중요한 의미를 가진다.

우리는 통제감독노동의 비중으로 노동과정에서 사용자의 노동규율전략을 측정하고자 하였다. 감독강도의 지표로서 수행하는 직업의 특성으로 통제감독기능지표(CDP)를 작성하였다. 직무특성으로서의 통제감독기능지표는 『직업연구』와 『표준직업명세』를 이용하여 작성할 수 있다. 『직업연구』의 '기질변수' 중에서 지시·통제·계획 여부를 판단하는 더미변수(Z4)와 『표준직업명세』의 '사람에 관련된 직무수행 기능정도변수(PEOPLE)'에서 감독노동 여부(PEOPLE=3)를 파악하여 통제감독기능을 나타내는 지표를 만들었다. 통제감독기능지표는 더미변수로서 통제감독기능을 수행하는 직업(Z4=1 또는 PEOPLE=3)을 1로, 나머지를 0으로 하였다.<sup>1)</sup> 이렇게 정의된 통제감독기능지표를 '직종 3분류 × 직급분류 × 자격증분류 × 산업 5자리 분류'별 평균치를 구하여 개인별로 결합하였다. 각 사업체의 통제감독지표는 통제감독자의 비중으로 측정하였다.

그러나 통제감독비중지표는 양적인 감독비중의 크기를 측정하므로, 감독의 중요성이나 권한을 측정하는 데에는 한계가 있다. 또한 감독강도를 결정하는 중요한 요인 중의 하나인 기술적 통제 역시 고려되지 않고 있다. 이와 같이 감독비중변수는 감독강도를 정확히 반영하지 못한다. 그렇지만 감독비중이 높을수록 태만노동자를 적발하고 징계할 가능성이 증대할 것으로 기대된다. 비록 감독자가 통제·감독 이외의 다른 생산적 기능을 수행한다고 할지라도, 또한 통제·감독을 위해 다른 기술적 수단을 사용한다고 할지라도 여전히 감독비중은 감독강도와 높은 상관관계를 가질 것으로 생각된다. 그리고 감독비중의 비대화는 노동배제적인 생산방식이나 대립적인 노사관계와 밀접한 관계를 가지므로, 감독비중에 대한 분석은 우리 나라 제조업의 생산기술이나 노동규율관리를 이해하는 데 중요한 열쇠라고 판단된다.

1) 이러한 정의는 전병유(1994)를 참조한 것이다.

### (3) 이연임금

기업은 노동규율수단으로 기업 내 임금구조의 형태를 선택할 수 있다. Lazear(1979, 1981), Lazear and Moore(1984)는 대리인문제(agency problem)를 해결하기 위한 사용자전략으로 이연임금계약이 사용될 수 있음을 제기한다. 이연임금제도는 근속 초기에 한계생산가치보다 낮은 임금을 지불하고, 근속 후기에 한계생산가치보다 높은 임금을 지불함으로써 노동자가 태만을 선택하여 해고당할 때의 직무상실 기회비용을 증대시키기 때문에, 노동자의 태만 선택을 억제할 수 있게 된다. 우상향하는 연령-임금곡선 또는 우상향하는 근속-임금곡선으로 나타나는 이연임금제도는 노동자가 태만하여 해고당할 때의 기회비용에 장래의 높은 보상까지 포함하기 때문에 노동자의 태만을 줄이고 생산성을 증대시키는 자기규제적 생애인센티브(self-enforcing life-cycle incentive)의 기능을 가지게 된다. 이연임금모델(deferred wage model)은 현장훈련과 기업특수숙련이 없더라도 주인-대리인 관계에서 발생하는 도덕적 해이와 태만 때문에 기업은 근속에 따라 임금을 상승시키는 임금지급방식을 실시한다고 설명하고 있다.

우리는 이연임금(deferred wage)의 크기를 이직할 경우의 잠재적 손실(wage tilt quit cost)<sup>2)</sup>로 측정하였다. 사업체 내에 이연임금제도가 존재하지 않는다면 근속-임금곡선은 평탄한(flat) 형태를 띠는 것이다. 그리고 이연임금의 성격이 강할수록 가파른(steep) 형태의 근속-임금곡선의 형태를 띠는 것이다. 따라서, 이연임금제도의 유무에 따른 두 근속-임금곡선의 비교를 통해 이연임금에 따른 이직의 잠재적 손실을 측정할 수 있다.

사업체별로 작성한 최종적인 이연임금지표(WT)는 다음과 같다.

$$WT = \frac{W_0 T^* - \int_0^{T^*} W(t) dt}{W(T^*)} .$$

단,  $W(t)$  = 임금방정식,

$T^*$  = 평균근속,

$W(T^*)$  =  $W(t)$  방정식에서 평균근속을 대입하였을 때의 임금,

$W_0$  =  $W(t)$  방정식에서의 예측치의 평균임금

2) 이러한 정의는 Ippolito(1991)에서 찾아볼 수 있다.

#### (4) 내부임금격차

사용자는 의도적인 내부임금격차의 설정을 통해 노동력을 규율할 수 있다. 1987년 이전 자의적인 인사고과를 통해 노동자를 순응하게 한 경우나 최근 능력주의 인사제도가 주장하는 것처럼 임금격차의 설정을 통해 인센티브를 제공하는 수단일 수 있다. 그러나 다른 한편으로 기업 내부의 임금공정성을 저해하여 노동자들의 불만을 야기할 수도 있다. Akerlof and Yellen(1990)은 사용자가 기업 내부의 임금격차를 줄인다면 노동자들은 자신이 공정하게 대우받는다 고 느끼게 되어 노력을 증가할 수 있다고 지적하고 있다.

흔히 임금격차는 임금(또는 임금의 자연대수값)의 분산 또는 변이계수로 정의된다. 그런데 임금격차를 임금분산으로 정의할 경우 노동력 특성의 차이를 고려하지 않는 문제가 발생한다. 따라서, 노동력을 규율하는 수단으로 사용자가 의도적으로 설정하는 임금격차를 엄밀하게 측정하기 위해서는 노동력 특성의 차이를 통제한 오차항의 분산이어야 할 것이다. 오차항의 분산이 커진다는 것은 동일한 인적 자본을 가진 노동자들 사이에 임금격차가 커진다는 것을 의미한다.

우리는 내부임금격차지표를 노동력 특성을 통제한 로그임금 회귀방정식에 서 잔차의 사업체 내 표준편차(*RSTD*)로 정의하였다.

내부임금격차를 구하는 회귀방정식은 다음과 같다.<sup>3)</sup>

$$\ln w_{ij} = \beta_k X_{ik} + \eta_j + \varepsilon_i.$$

이 때  $w_{ij}$ 는 기업  $j$ 에 속한 개인  $i$ 의 임금수준이며,  $X_{ik}$ 는 노동력 특성을 나타내는 변수이다. 그리고  $\eta_j$ 는 사업체의 고정효과이다. 만약 사업체의 고정효과를 고려하지 않을 경우 고임금기업의 내부임금격차는 높은 수준으로 편의될 가능성이 크다. 추정모형에서는 사업체의 고정효과( $\eta_j$ )를 이용하여 관측하지 못하는 사업체의 특성과 전체 임금순위에서의 위치를 통제할 수 있다. 따라서, 추정모형은 사업체 더미를 이용한 고정효과모델(fixed effects model)의 형태를 띤다.

이 때의 잔차는 노동력 특성의 차이와 그 평균적인 수익률로 설명되지 않는

3) 이러한 추정방법은 Powell, Montgomery, and Cosgrove(1994)를 참조한 것이다.



임금격차이다. 우리는 잔차의 사업체별 표준편차로 내부임금격차(*RSTD*)를 정의하였다. 잔차의 표준편차가 크면 노동력 특성의 차이 이외의 요인에 의한 임금격차가 크다는 것을 의미하므로, 우리는 내부임금격차지표를 노동력을 규율하기 위해 사용자가 의도적으로 설정하는 임금격차로 해석하고자 한다. 이러한 내부임금격차의 효과는 이중적일 수 있다. 한편으로는 적절한 임금격차 설정을 통하여 인센티브를 제공하는 수단일 수 있지만, 다른 한편으로는 기업 내부의 임금공정성을 저해하여 노동자들의 불만을 야기할 수도 있다.

### Ⅲ. 추정모형

사용자가 채택하는 노동규율전략들은 작업자의 노력을 추출하고자 하는 것이다. 그러나 노력추출함수의 종속변수인 노동자의 노력수준(work effort)은 측정이 불가능하다. 그렇지만 노력추출함수를 포함한 생산함수를 통해 노동규율전략의 생산성 효과를 추정함으로써 노동규율 메커니즘을 살펴볼 수 있다. 예를 들어, 생산성이 임금프리미엄의 증가함수인가를 검토함으로써 노력수준이 임금프리미엄의 증가함수인가를 간접적으로 추론할 수 있다(Wadhwani and Wall, 1991; Levine, 1992). 이하에서는 노동규율전략이 생산성에 어떤 영향을 미치는가를 분석함으로써 간접적으로 노력규제(effort regulation)가 어떻게 이루어지고 있는가를 살펴보고자 한다.

한편, 다양한 노동규율전략이 생산성에 미치는 효과를 추정할 때 주의하여야 할 점은 사용자가 이윤을 극대화하기 위해 노동규율수단의 결합최적화(joint optimization)를 하려 한다는 사실이다. 즉, 앞서의 네 가지 전략은 상호 대체, 또는 보완적인 관계를 가지면서 동시에 결정(simultaneous determination)된다. 만약 각 노동규율지표의 생산성 효과를 별도로 추정한다면 사용자가 추구하는 노동규율수단의 결합최적화를 고려하지 못하는 심각한 문제가 발생한다. 예를 들어, 감독과 임금프리미엄이 보완관계를 가질 경우 임금프리미엄의 생산성 효과만을 별도로 추정하게 되면 통제·감독의 생산성 효과를 무시하는 결과가 된다. 이러한 문제 때문에 이 논문에서는 노동규율지표의 동시적인 생산성 효과를 분석할 것이다.

노동규율전략의 생산성 효과를 추정하기 위해 1차동차 가정을 완화한 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하자.

$$Y = AK^{\alpha} L^{\beta}. \quad (1)$$

$Y$  = 산출,  $L$  = 유효노동,  $K$  = 자본

그리고 노력추출함수는 임금프리미엄, 통제감독, 이연임금, 내부임금격차 지표의 함수라고 가정한다.

$$e = \exp(-c_0 + c_1 \ln rw + c_2 cdp + c_3 \ln wt + c_4 rstd). \quad (2)$$

단,  $rw$  = 임금프리미엄,  $cdp$  = 통제감독비중,  $wt$  = 이연임금,

$rstd$  = 내부임금격차,

$$e_{rw} > 0, e_{cdp} > 0, e_{wt} > 0, e_{rstd} > 0$$

이제 노력변수가 식 (3)과 같이 노동증대적 방법(labor-augmenting)으로 작용한다면 유효노동은 투입노동요소와 노력추출함수의 곱으로 나타나게 될 것이다.

$$L^{\beta} = (eN)^{\beta}. \quad (3)$$

$e$  = 노력,  $N$  = 투입노동

식 (3)을 식 (1)에 대입하면 생산함수는 다음과 같이 변화된다.

$$Y = AK^{\alpha} (eN)^{\beta}. \quad (4)$$

식 (4)를 노동자수로 나누어서 자연로그를 취하면 다음과 같은 관계를 구할 수 있다.

$$\ln(Y/N) = \ln A + \alpha \ln(K/N) + (\beta + \alpha - 1) \ln N + \beta \ln e. \quad (5)$$

식 (5)를 다시 표현하면, 다음과 같다.

$$\ln(Y/N) = b_0 + b_1 \ln(K/N) + b_2 \ln N + b_3 \ln e. \quad (5)'$$

여기에 노력추출함수인 식 (2)를 대입하면 우리는 노동규율전략이 총요소생산성에 영향을 미치는 추정식을 얻게 된다.

$$\ln(Y/N) = b_0 + b_1 \ln(K/N) + b_2 \ln N + \gamma_1 \ln rw + \gamma_2 \ln cd p + \gamma_3 \ln wt + \gamma_4 \ln rstd + \varepsilon. \quad (6)$$

그러나 이러한 추정과정에서 누락되거나 관측하지 못하는 중요한 특성이 있다면, 추정결과가 통계적 일치성(consistency)을 가질 수 없는 심각한 문제가 발생한다.

앞에서의 추정모형, 식 (5)'를 다시 표현하면 다음과 같다.

$$\ln(Y/N)_{jt} = b_0 + b_1 \ln(K/N)_{jt} + b_2 \ln N_{jt} + b_3 \ln e_{jt} + \varepsilon_{jt}. \quad (7)$$

여기서 하첨자  $jt$ 는 기업 ( $j$ )과 연도 ( $t$ )를 의미한다.

이 때 오차항이 관측할 수 없는 사업체의 고정효과( $\eta_j$ )를 포함하는 경우에는 다음의 식 (8)과 같이 표현된다.

$$\varepsilon_{jt} = \eta_j + \mu_{jt}. \quad (8)$$

이를 무시하고 통상적인 회귀분석방법(OLS)으로 생산함수를 추정하게 되면 일치추정량을 구할 수 없다. 즉,  $\varepsilon_{jt}$ 을 오차항으로 간주하여 OLS를 하게 되면, 설명변수들과 오차항 간에 상관관계가 존재하기 때문에 회귀계수는 통계적 일치성(consistency)을 가질 수 없게 된다.

문제는 설명변수와 상관관계를 가지는 사업체의 고정효과를 관측할 수 없거나 분석에서 누락될 수 있다는 점이다. 이러한 문제는 패널자료를 이용함으로써 해결할 수 있다. 패널자료는 횡단면 표본에 다수의 시계열상의 관측치가 결합된 자료이다. 이러한 패널자료를 이용함으로써 설명변수로 포착하지 못하는 이상의 여러 요인들을 사업체 고정효과(fixed effect)로 제거함으로써 문제를 해결할 수 있다.

우리는 사업체의 고정효과를 제거하기 위하여, 각 변수값을 평균으로부터의 편차(deviation from mean)로 전환하였다.

앞서의 식 (7)과 식 (8)을 결합한 식은 다음과 같다.

$$\ln(Y/N)_{jt} = b_0 + b_1 \ln(K/N)_{jt} + b_2 \ln N_{jt} + b_3 \ln e_{jt} + \eta_j + \mu_{jt}. \quad (9)$$

그리고 식 (9)의 각 변수를 사업체별로 전체 연도에 대해 평균한 값을 구하면 다음과 같다.

$$\overline{\ln(Y/N)_j} = b_0 + b_1 \overline{\ln(K/N)_j} + b_2 \overline{\ln N_j} + b_3 \overline{\ln e_j} + \eta_j + \overline{\mu_j}. \quad (10)$$

이제 식 (9)에서 식 (10)을 제거하면 평균으로부터의 편차로 변수전환을 통한 추정식을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(Y/N)_{jt} - \overline{\ln(Y/N)_j} \\ = b_1 (\ln(K/N)_{jt} - \overline{\ln(K/N)_j}) + b_2 (\ln N_{jt} - \overline{\ln N_j}) \\ + b_3 (\ln e_{jt} - \overline{\ln e_j}) + (\mu_{jt} - \overline{\mu_j}). \end{aligned} \quad (11)$$

식 (11)에서는 사업체 고정효과가 소거되므로, 사업체 내의 편차에 기초한 추정은 관측불가능한 사업체 특성에 의해 영향을 받지 않게 된다. 이제 상수항을 제거한 최종적인 식 (12)를 추정함으로써 회귀계수( $b_i$ ,  $\gamma_i$ )의 일치추정량을 얻을 수 있게 된다.

$$\begin{aligned} \ln(Y/N)_{jt} - \overline{\ln(Y/N)_j} \\ = b_1 (\ln(K/N)_{jt} - \overline{\ln(K/N)_j}) + b_2 (\ln N_{jt} - \overline{\ln N_j}) \\ + \gamma_1 (\ln rw_{jt} - \overline{\ln rw_j}) + \gamma_2 (cdp_{jt} - \overline{cdp_j}) \\ + \gamma_3 (\ln wt_{jt} - \overline{\ln wt_j}) + \gamma_4 (rstd_{jt} - \overline{rstd_j}) + (\mu_{jt} - \overline{\mu_j}). \end{aligned} \quad (12)$$

이상의 추정모형에서 앞서 정의한 노동규율전략의 생산성 효과는 다음과 같

이 기대된다.

우선 실적비용으로서 임금프리미엄이 클수록 생산성은 증대할 것이다. 자본주의에서는 사용자가 물리적으로 노동을 강제하거나 신체의 자유를 박탈할 수 없다. 대신 사용자는 노동자의 작업노력을 감독하여 일정한 기준을 충족하지 못하는 노동자에게는 해고위험을 가한다. 즉, 유효노동을 강제할 수 있는 사용자의 영향력은 해고에 기반한다. 이러한 해고위험의 효과는 노동자가 부담하는 실적비용이 클수록 강할 것이다. 따라서, 실적비용이 클수록 노동자는 사용자에 대해 순응하며 생산성 증대에 기여할 것으로 기대된다.

두 번째로 감독강도가 높을수록 생산성은 증대할 것이다. 사용자는 태만노동자를 적발하여 징계함으로써 노동규율을 확립하고자 한다. 감독수준이 높을수록 노동자의 태만은 줄어들 것으로 기대된다. 그러나 이러한 감독강도의 효력은 태만을 적발하였을 경우 해고확률에 따라 달라질 것이다. 또한 노동자의 교섭력이 클수록, 고용대체가 어려울수록 감독강도의 효력은 감소할 것이다.

셋째, 이연임금이 증대할수록 생산성은 증대할 것이다. 임금구조의 이연성을 증대함으로써 고용관계 단절시 장래의 소득을 포함한 장래의 손실을 크게 할 수 있다. 이러한 이연임금은 기업 내 노동정착성을 높이고 태만을 억제하여 생산성을 증대하는 효과를 가질 것으로 기대된다.

넷째, 내부임금격차는 노력을 유인하여 생산성을 증대하는 효과를 가질 수 있다. 그러나 생산과정에서 협력이 중요할 경우 오히려 노동자 간 공정의식과 협력을 저해함으로써 생산성에 역효과를 가져올 수도 있다.

#### IV. 노동규율전략의 생산성 효과

노동규율전략의 생산성 효과분석에서 사용한 모든 변수는 사업체별 평균으로부터의 편차로 전환된 값이다. 생산성과 임금관련 규율변수 등은 경기변동의 영향을 받을 것이므로 회귀모형에 연도 더미를 추가함으로써, 모든 사업체에 공통적인 영향을 미치는 연도효과(time effects)를 통제하였다.

노동규율전략의 생산성 효과에 대한 추정결과는 <표 2>와 같다. 추정모형의 설명력은 77.2%의 높은 수준으로, 노동규율을 고려한 생산성의 사회적 결정모델이 우리 나라의 생산메커니즘을 상당부분 설명하고 있음을 알 수 있다.

또한 노동자수의 회귀계수값은 유의하지 않게 나타나고 있다. 이것은 규모

〈표 1〉 변수에 대한 설명

	변수명	변수에 대한 설명
종속변수	<i>VLPTY</i>	노동자 1인당 부가가치의 자연대수
독립변수	<i>VLLK</i>	노동자 1인당 자본 집약도의 자연대수
	<i>VLLL</i>	노동자수의 자연대수
	<i>VLRW</i>	임금프리미엄의 자연대수
	<i>VCDP</i>	통제감독비중
	<i>VLWT</i>	이연임금의 자연대수
	<i>VRSTD</i>	내부임금격차
	<i>VSCH</i>	사업체의 평균학력수준
	<i>VTEN</i>	사업체의 평균근속년수
	<i>VCAR</i>	사업체의 평균경력년수
	<i>VSEX</i>	사업체의 남성비중
	<i>UNION</i>	사업체의 노조 더미
	<i>DY</i>	연도 더미

주: 변수의 앞에 붙은 V는 평균으로부터의 편차로 전환되었음을 의미한다.

수익 불변(constant returns to scale)을 기각하지 못한다는 것을 의미한다. 만약 규모에 대한 수익이 체증하면 요소투입의 증대보다 산출증대가 크기 때문에 총요소생산성의 증가로 나타나게 된다. 이럴 경우 노동규율전략이 총요소생산성에 미치는 효과에 대한 추정계수는 편의될 가능성이 크다. 우리의 추정결과에서는 규모수익 불변을 기각하지 못하므로 이러한 문제가 발생하지 않았다.

한편, 각 노동규율전략의 생산성 효과는 기대하는 부호를 가지고 있다. 임금프리미엄과 통제감독비중 증대, 이연임금 확대는 생산성에 유의한 양의 영향을 미치며, 내부임금격차 확대는 생산성에 음의 영향을 미치고 있다.

이 때, 회귀계수값은 절대적으로 비교하기가 곤란하다는 점에 주의하여야 한다. 임금프리미엄과 이연임금은 로그값의 평균으로부터의 편차이므로 변화율로 해석할 수 있다. 그러나 통제감독지표와 내부임금격차는 로그를 취하지 않은 변수의 평균으로부터의 편차이기 때문에 변화분으로 해석할 수 있으므로, 각 노동규율전략의 생산성 효과를 직접 비교할 수는 없다.

그런데 노동규율전략의 생산성 효과는 노동력 질의 차이에 의한 효과가 반영된 것이 아니냐라는 반론이 있을 수 있다. 예를 들어, 상대적 고임금이 높은 생산성을 가져온다고 하더라도, 이러한 효과가 나타난 것은 고임금이 우수한 노동력을 채용할 수 있었기 때문이라는 주장이다. 우리는 이러한 문제를 해결

〈표 2〉 노동규율전략의 생산성 효과에 대한 단순모형(전직종)

종속변수 = VLPTY(노동자 1인당 부가가치의 자연대수)

변 수	변 수 명	회귀계수(표준오차)
VLLK	자 본 집 약 도	0.479(0.022) ***
VLLL	노 동 자 수	0.024(0.027)
VLRW	임 금 프리 미 엄	0.207(0.080) **
VCDP	통 제 감 독 비 중	0.664(0.152) ***
VLWT	이 연 임 금	0.204(0.039) ***
VRSTD	내 부 임 금 격 차	-0.602(0.240) **
DY86	연 도 더 미	-0.079(0.019) ***
DY90	연 도 더 미	0.023(0.019)
DY92	연 도 더 미	0.173(0.022) ***
N		744
Adj R-sq		0.772

주: \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 수준에서 유의함.

자료: 전직종 사업체패널.

하기 위하여, 노동규율지표(임금프리미엄, 이연임금, 내부임금격차)를 작성할 때 인적 자본의 차이를 통제하였다. 또한 관측하지 못하는 노동력의 질적 차이가 있더라도 사업체의 고정효과를 제거함으로써 통제하고자 하였다.

우리는 이러한 방법을 통하여 노동력의 질적 차이를 적절히 통제하였다고 판단하지만, 위의 반론을 고려하여 생산성에 영향을 미치는 여타의 변수들을 추가하여 추정하여 보았다. 이 추정모형을 편의상 확장모형이라고 한다면, 확장모형에서는 노동력의 질과 노동조합이 생산성에 미치는 효과를 고려하여 학력, 근속, 경력, 남성 비중, 노동조합 더미변수를 추가하여 분석하였다. 물론 사업체 고정효과를 제거하기 위해 모든 변수는 사업체별 평균으로부터의 편차로 전환하였다.

확장모형의 분석결과는 〈표 3〉이다. 노동력의 질과 노동조합의 효과를 추가하여도 노동규율지표의 부호는 유의하게 유지되고 있다.<sup>4)</sup> 임금프리미엄과 통제감독비중 증대, 이연임금 확대는 생산성에 유의한 양의 영향을 미치며, 내부

4) 숙련지표로 필요교육점수(GED)와 필요훈련점수(SVP)를 통제하여도 노동규율지표의 부호는 동일하였다. 분석결과에 따르면, 숙련지표의 생산성 효과는 대체로 유의하지 않지만 노동규율지표의 생산성 효과는 유의하게 나타나고 있다(이병희, 1997, p. 71). 이러한 결과는 한국 제조업에서 숙련에 기초한 생산성 향상 메커니즘이 제대로 형성되어 있지 않으며, 한국 제조업의 생산성 향상이 숙련 향상보다는 노동규율관리에 크게 의존하고 있음을 시사한다.

## 〈표 3〉 노동규율전략의 생산성 효과에 대한 확장모형(전직종)

종속변수 =  $VLPTY$  (노동자 1인당 부가가치의 자연대수)

변 수	변 수 명	회귀계수(표준오차)
$VLLK$	자 본 집 약 도	0.450(0.024) ***
$VLLL$	노 동 자 수	0.035(0.027)
$VLRW$	임 금 프 리 미 엄	0.192(0.080) **
$VCDP$	통 제 감 독 비 중	0.520(0.161) ***
$VLWT$	이 연 임 금	0.131(0.056) **
$VRSTD$	내 부 임 금 격 차	-0.590(0.251) **
$VSCH$	학 력	0.071(0.023) ***
$VTEN$	근 속	0.010(0.007)
$VCAR$	경 력	0.007(0.007)
$VSEX$	남 성 비 중	-0.203(0.142)
$UNION$	노 동 조 합	-0.030(0.019)
$DY86$	연 도 더 미	-0.063(0.020) ***
$DY90$	연 도 더 미	0.048(0.027) *
$DY92$	연 도 더 미	0.194(0.032) ***
$N$		744
Adj $R$ -sq		0.775

주: \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체패널.

임금격차의 확대는 생산성에 음의 영향을 미치고 있다. 이것은 노동규율전략의 생산성 효과가 노동력의 질, 노동조합 등 생산성에 영향을 미치는 여타의 변수에 의한 효과가 아니라는 것을 의미한다.

이제 노동규율전략이 총요소생산성에 미치는 효과를 각각 살펴보자.

상대적 고임금의 지불은 생산성 증가에 유의한 양의 영향을 미치고 있다.<sup>5)</sup> 생산성에 영향을 미칠 수 있는 노동력 특성과 노동조합 등 여타의 요인을 통제

5) 임금프리미엄이 생산성에 미치는 효과는 기업의 생산성에 의해 임금이 결정되는 역의 인과관계(reverse causality)를 반영하는 것일 수 있다. Murphy and Topel(1990)은 효율임금을 지지하는 증거가 되기 위해서는 임금격차가 사전적인 렌트(ex-ante rent)로 파악되어야 한다고 지적한다. 즉, 효율임금론에서의 임금프리미엄은 기업이 창출하는 절대적 렌트의 일부가 아니라 임금프리미엄 자체에 의해 창출되는 추가적인 렌트의 일부분이어야 한다. 따라서, 임금프리미엄이 기업성과 미치는 효과를 추정하기 위해서는 생산성 차이가 임금격차를 발생시키는 역의 효과를 제거하여야 한다. 만약 연립방정식을 구성하고 있는 구조방정식에 OLS를 적용할 경우 그 추정량은 편의성과 비일치성을 갖게 되는, 이른바 연립방정식 편의를 갖게 된다.

그런데 이 글에서는 동시성 편의(simultaneity bias)문제를 제대로 해결할 수 없었다. 일반적으로 어떤 도구변수를 사용하느냐에 따라 추정결과는 매우 민감하게 변화한다. 그리고



하더라도 임금프리미엄의 생산성 효과는 유의한 양의 값으로 유지되고 있다. 임금프리미엄의 생산성탄력성은 0.2 내외이다. 즉, 임금프리미엄을 10% 증가시키면 생산성은 2% 증대한다는 것을 의미한다. 이것은 사업체 간 임금격차가 노동자의 작업노력의 증대를 가져와 사업체의 성과를 증대한다는 효율임금가설을 지지하는 결과라고 생각된다.<sup>6)</sup>

한편, 통제감독비중의 확대 역시 생산성 증가에 유의한 양의 영향을 미치고 있다. 특히 주목되는 사실은 어떠한 추정모형에서도 1% 수준에서 유의한 효과를 가진다는 점이다. 이것은 우리 나라 제조업의 노동규율 관리면에서 통제·감독이 중요한 규율관리전략으로 이용되고 있음을 보여준다. 다른 한편으로는 효율임금론이 우리 나라에서는 제한적인 설명력을 가진다는 것을 시사한다. 즉, 노동규율 관리면에서 효율임금을 구상한다고 하더라도, 그것만으로 노동규율관리를 충분히 설명할 수 없다고 생각된다.<sup>7)</sup> 우리 나라 제조업은 일반적으로 대규모 설비투자를 통한 대량생산방식에 단능의 저숙련과 단순반복적 직무수행체계를 결합하는 노동력 이용체계를 갖추고 있다. 이러한 작업조직하에서는 통제감독의 중요성이 자연히 클 수밖에 없다고 판단된다.

도구변수는 임금프리미엄에는 영향을 미치지 않지만 총요소생산성에는 영향을 미치지 않는 변수로 설정되어야 하지만, 우리의 자료에서는 적절한 도구변수를 발견할 수 없었다.

최영섭(1996)은 임금프리미엄과 생산성 사이의 연립성 문제를 두 조사자료 사이의 시점 차이에 의해 어느 정도 해결할 수 있다고 지적하고 있다. 그가 작성한 임금프리미엄 변수는 「직종별 임금실태조사」의 매년 6월 기준으로 작성된 것이며, 생산성 변수를 작성한 한국기업평가의 「기업재무정보」는 매년 12월 기준으로 작성된 것이기 때문에, 이러한 두 조사자료 사이의 시점 차이는 임금프리미엄과 생산성 사이의 연립성 문제를 제거하게 된다고 한다. 이러한 시점 차이는 이 글이 사용하고 있는 자료에도 마찬가지로 적용된다. 즉, 임금프리미엄지표는 동일한 「직종별 임금실태조사」에서 작성된 것이고, 생산성 변수는 「광공업통계조사보고서」에서 작성된 것인데 이것은 매년 12월 31일을 기준으로 하는 값이다. 그렇지만 연말 기준으로 작성된다고 하더라도 변수는 연간의 데이터이기 때문에, 시점 차이로 연립성 문제를 해결할 수 있다는 지적은 유효하지 않다고 판단된다. 연립성 문제의 해결은 이후의 연구과제로 남겨 두고자 한다.

- 6) 감독문제의 차이에 의해 임금격차가 발생하며, 기업은 노동규율 목적으로 임금프리미엄을 지불하고 있다는 별도의 분석은 이병희(1997, pp. 46-51) 참조. 그런데 임금프리미엄의 생산성 효과는 최영섭(1996), 황인태(1994)가 분석한 효율임금의 생산성 효과에 비해 적은 값이다. 본 연구에서는 임금프리미엄 이외의 노동규율지표도 내생화하여 분석하였기 때문에 이러한 차이가 발생하였다고 생각된다. 더욱이 고용이 경직적인 우리나라의 고용관계에 비추어 임금프리미엄의 규율효과는 존재하더라도 제한적인 정도에 그치리라고 추측된다.
- 7) 임금프리미엄과 통제감독비중의 관계를 분석한 결과에 따르면, 임금프리미엄이 높은 사업체에서 통제감독비중도 높게 나타났다. 이것은 기업이 노력을 유발하기 위해 임금프리미엄을 지불하더라도 이와 병행하여 통제감독을 증대하는 노동규율관리를 하고 있음을 의미한다(이병희, 1997, pp. 51-60).

한편, 이연임금의 확대는 생산성을 증대하는 효과를 가지는 것으로 나타났다.<sup>8)</sup> 이연임금구조는 태만하여 해고당할 때의 기회비용에 미래의 높은 수준의 보상까지 포함하기 때문에 노동자의 노력을 증가시키는 작용을 한다.<sup>9)</sup> 특히 1980년대 후반 들어 평균근속년수가 늘어나는 등 장기고용관계가 형성됨에 따라 이연임금구조는 이직에 따른 잠재적 손실을 증대하여 노동규율기능을 하고 있는 것으로 보인다.

내부임금격차의 확대는 생산성을 저하시키는 기능을 하고 있다. 일반적으로 내부임금격차는 성과달성을 위한 임금인센티브의 역할과 공정의식의 저해라는 상반되는 효과를 가지는데, 우리 나라 제조업에서는 후자의 측면이 강하게 나타나는 것으로 추측된다. 내부임금격차는 1980년대 후반 크게 감소하였으며, 이러한 임금격차의 축소는 불공정하고 불합리한 임금격차에 대한 시정이 주된 원인으로 작용했다고 추론할 수 있다. 이로부터 내부 불공정성의 증대가 생산성에 부정적인 영향을 미친다고 판단된다.

## V. 노동규율전략의 시기별 생산성 효과

이제 1980년대 후반에 노동규율 메커니즘이 구조적으로 변화하였는지를 분석하고자 한다. 우리는 노동규율전략의 시기별 생산성 효과를 분석함으로써 생산메커니즘과 결합되어 기업 내부의 노동규율 메커니즘이 구조적으로 변화하고 있는지를 살펴볼 수 있다. 우리가 사용하는 자료는 1980년대 중반부터 1990년대 초반에 걸친 패널자료이다. 이 패널자료를 1980년대 중반과 1990년대 초반으로 분해하여 노동규율전략의 생산성 효과를 시기별로 분석할 수 있다. 만약 시기별로 노동규율전략의 생산성 효과에서 뚜렷이 구분되는 특징이

8) 이연임금계약은 근속년수에 따라 임금을 증가시키는 장기계약이므로 그 노동규율효과가 장기에 걸쳐 누적적으로 나타날 것이라는 점에 비추어, cross section-time series pooling에서의 이연임금지표의 추정결과는 장·단기효과를 모호하게 한다는 익명의 논평자의 지적은 전적으로 타당하다. 이러한 지적을 본 논문에서는 해결하지 못하고 있다. 단지 1980년대 후반 이후 대기업을 중심으로 지속적으로 확대되고 있는 이연임금적인 성격이 생산성을 유의하게 증대하는 경제적인 기능을 하고 있다는 점은 확인할 수 있을 것이다.

9) 노동력 특성과 노동조합의 영향, 그리고 기업특수숙련 등의 효과를 통제하고서도 감독이 용이한 직무일수록 장년노동자층에서 단기근속과 저임금의 특징을 보이며, 1990년대 초반에 이르러서 더욱 뚜렷해지고 있다. 이러한 결과는 노동규율의 목적으로 이연임금이 활용되고 있음을 의미한다(이병희, 1997, pp. 60-63).

〈표 4〉 노동규율전략의 시기별 생산성 효과(전직종)

종속변수 = VLPTY (노동자 1인당 부가가치의 자연대수)

	변 수 명	1984-1986	1990-1992
VLLK	자 본 집 약 도	0.522(0.032) ***	0.298(0.035) ***
VLLL	노 동 자 수	0.046(0.038)	0.033(0.037)
VLRW	임 금 프 리 미 엄	0.131(0.103)	0.248(0.115) **
VCDP	통 제 감 독 비 중	0.615(0.226) ***	0.482(0.214) **
VLWT	이 연 임 금	0.102(0.075)	-0.030(0.087)
VRSTD	내 부 임 금 격 차	-0.713(0.332) **	-0.058(0.359)
VSCH	학 력	0.057(0.031) *	0.040(0.032)
VTEN	근 속	0.026(0.013) *	-0.000(0.008)
VCAR	경 력	0.007(0.009)	-0.002(0.009)
VSEX	남 성 비 중	-0.254(0.183)	0.277(0.223)
UNION	노 동 조 합	-0.015(0.022)	0.123(0.023) ***
DY86	연 도 더 미	-0.031(0.020)	
DY92	연 도 더 미		0.258(0.030) ***
N		372	372
Adj R-sq		0.795	0.788

주: 1. Chow검정 결과 시기별 회귀식의 추정계수는 1% 수준에서 유의한 차이가 있음.

2. \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체패널.

있다면, 생산메커니즘과 결합되어 기업 내부의 노동규율 메커니즘이 1980년대 후반에 구조적으로 변화하였다고 해석할 수 있다.

〈표 4〉는 전직종에서 노동규율전략의 시기별 생산성 효과를 분석한 결과이다. 우선 시기별로 노동규율 메커니즘이 상이한지를 살펴보기 위해 Chow검정을 하였다.  $F$  통계량은 1%의 유의수준에서 유의하다. 따라서, 시기별로 노동규율전략의 생산성 효과에 대한 회귀모형계수가 동일하다는 귀무가설은 기각되며, 노동규율 메커니즘은 구조적으로 차이가 있다고 해석할 수 있다.

분석결과를 구체적으로 보면, 1980년대 중반에는 통제감독비중의 증대가 생산성을 증대하고 있으며, 내부임금격차의 확대는 생산성을 감소하는 효과를 가지고 있다. 감독관리가 유의한 규율전략이라는 결과는 직접적 생산과정에서 병영적 노동통제에 의존한 노동규율관리가 보편적이었음을 반영하는 것이다. 또한 객관적인 능력을 평가하기보다는 자의적으로 운영되던 인사고과가 생산성에 부정적인 효과를 미쳤음이 내부임금격차의 효과를 통해 확인된다. 이러한 병영적 통제와 자의적인 인사고과에 대한 불만이 1987년 노동자대투쟁의

원인이 되었음은 주지하는 바와 같다.

한편, 1990년대 초반에는 상대적 고임금과 감독비중 증대가 생산성에 양의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 주목되는 사실은 동기부여에 의한 노동규율 메커니즘이 1990년대 초반에 나타나고 있는 것이다. 1990년대 초반에는 임금프리미엄이 다소 축소되는 추세임에도 불구하고 임금프리미엄 증대가 생산성을 증대하는 효과를 가진다. 또한 통제·감독은 여전히 유의한 노동규율 메커니즘으로 유지되고 있다. 1990년 이후 사용자는 조반장의 권한을 강화함으로써 현장통제력을 회복하고자 하는 움직임이 증대하였다. 이제 1990년대 초반에는 경제적 유인과 감독의 강화라는 기업 내부의 노동규율 메커니즘이 형성되는 시기라고 판단된다.

이로부터 우리 나라 제조업은 1980년대 중반 통제·감독에 의존한 노동규율 메커니즘으로부터 1990년대 초반에 이르러 상대적 고임금의 지불과 감독비중의 증대를 통한 노동규율 메커니즘으로 이행하고 있음을 볼 수 있다.

## VI. 結 論

생산성 결정에서 고용관계의 사회적 측면으로서 노동규율의 영향에 대한 본 논문의 분석결과는 정리하면 다음과 같다.

첫째, 노동력의 질이나 노동조합 등 생산성에 영향을 미치는 다른 요인을 통제하고도 노동규율전략의 생산성 효과는 대체로 유의하게 나타났다. 또한 회귀모형의 설명력은 높은 수준을 유지하여 노동규율을 고려한 생산성의 사회적 결정모델이 우리 나라 제조업의 생산메커니즘을 상당부분 설명하고 있음을 확인할 수 있었다. 노동규율전략의 생산성 효과를 각각 살펴보면, 상대적 고임금을 지불할수록, 통제·감독을 강화할수록, 이연임금을 확대할수록 생산성은 증대하며, 내부임금격차의 확대는 생산성을 저하하는 것으로 나타났다. 특히 통제·감독은 모든 추정모형에서 가장 높은 유의수준을 보이고 있어, 통제·감독에 의존한 생산메커니즘이 우리 나라 제조업에서 보편화되었음을 시사한다.

둘째, 1980년대 중반과 1990년대 초반 노동규율전략의 생산성 효과를 각각 비교·분석함으로써 노동규율 메커니즘이 구조적으로 변화하고 있음을 검토하였다. 1980년대 후반을 전후하여 통제·감독에 의존한 노동규율 메커니즘으

로부터 동기부여와 감독강화를 병행하는 노동규율 메커니즘으로 변화하고 있다. 특히 1990년대 초반에 이르러 경제적 유인과 감독의 강화라는 기업 내부의 노동규율 메커니즘이 생산메커니즘과 결합되어 형성되는 징후가 보였다. 그러나 여전히 통제·감독이 유의한 노동규율수단이라는 것은 대립적 노사관계와 노동배제적 생산방식이 유지되고 있음을 시사한다.

본 논문은 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

우선 자료상의 한계 때문에 안정적이고 심화된 분석을 수행할 수 없었다. 이 논문에서는 1980년대 중반 이후의 사업체패널 자료를 구성하였지만, 1984년, 1986년, 1990년, 1992년의 4개 연도로 구성된 불완전한 자료이기 때문에 고정효과를 제거하는 방법 이상의 분석으로 확장할 수 없었다. 또한 사업체 선정의 한계 때문에 사업체패널은 전국적인 사업체 분포를 대표하고 있지 않다. 따라서, 분석결과는 우리 나라 제조업 전체를 대표하는 것이 아니라 대기업에서 나타나는 현상을 보여 주는 것으로 해석되어야 할 것이다. 특히 경제적 유인을 통한 노동규율관리는 독점적 대기업에서 나타나는 현상이라고 보아야 할 것이다. 노동시장의 이중화가 진행되면서 노동규율 메커니즘도 독점부문과 비독점 부문별로 차별적으로 진행되리라고 생각된다.

둘째, 분석과정에서 임금프리미엄과 생산성 간의 연립성 문제를 해결하지 못하였다. 이러한 연립성 편익은 직접적인 사업체의 특성을 결합함으로써 어느 정도 해결할 수 있다고 보이지만, 이후의 연구과제로 남겨 둘 수밖에 없었다.

셋째, 최근의 노동규율관리 변화를 고려하지 못하였다. 우리가 작성한 노동규율지표는 대량생산방식하에서의 대표적인 노동규율관리 수단으로 생각된다. 그런데 최근 일부 기업에서는 임금 및 고용관리의 유연화와 작업 재조직을 시도하고 있다. 이러한 노동규율 관리면에서의 최근 변화가 노동시장과 생산메커니즘에 미치는 효과가 중요함에도 불구하고, 거시적 자료에서는 양화하여 분석할 수 없었다. 노동규율에 대한 경험적 연구가 필요하다고 판단된다.

## 參 考 文 獻

1. 강수돌, 이병희, “생산직 근로자의 능력개발과 경력관리,” 『분기별 노동동향분석』, 제9권 제3호, 한국노동연구원, 1996.
2. 김광석, 홍성덕, 『제조업의 총요소생산성 동향과 그 결정요인』, 한국개발연구원, 1992.
3. 김태기, “생산성 향상과 기업의 인력관리제도,” 『한국노동연구』, 제3집, 한국노동연구원, 1992.
4. 이병희, “한국 제조업의 노동규율에 관한 연구,” 서울대학교 경제학박사 학위논문, 1997.
5. 전병유, “한국 제조업 생산직 노동자의 숙련구조에 관한 연구,” 서울대학교 경제학박사 학위논문, 1994.
6. 조영철, “분단노동시장과 노동의 효율적 배분－제조업 생산직 노동시장을 중심으로,” 고려대학교 경제학박사 학위논문, 1993.
7. 최영섭, “효율임금의 생산성 효과 분석－감독모형 및 선물교환 모형을 중심으로,” 고려대학교 경제학박사 학위논문, 1996.
8. 황인태, “임금격차가 기업성과에 미친 영향 분석,” 서울대학교 경제학박사 학위논문, 1994.
9. 野田知彦, “企業別 マイクロデータによる効率賃金モデルの検討,” 『日本労働協會雜誌』, No. 384, 1991.
10. Akerlof, G. and J. Yellen, eds., *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press, 1986.
11. Akerlof, G. and J. Yellen, “The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, May 1990, pp. 225-283.
12. Bowles, S., “The Production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbesian and Marxian Models,” *American Economic Review*, Vol. 75, No. 1, 1985, pp. 16-36.
13. \_\_\_\_\_ and H. Gintis, *Democracy and Capitalism*, 1987(차성수·권기돈 역, 『민주주의와 자본주의』, 백산서당, 1994).
14. \_\_\_\_\_, “Contested Exchange: New Microfoundations for Politi-

- cal Economy of Capitalism," *Politics and Society*, Vol. 18, No. 2, 1990, pp. 105-222.
15. \_\_\_\_\_, "The Revenge of Homo Economicus: Contested Exchange and the Revival of Political Economy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7, No. 1, 1993, pp. 83-102.
16. Gordon, D., "Capital-Labor Conflict and the Productivity Slowdown," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 2, 1981, pp. 30-35.
17. \_\_\_\_\_, "Who Bosses Whom? The Intensity of Supervision and The Discipline of Labor," *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, 1990, pp. 28-32.
18. Ippolito, R., "Encouraging Long-term Tenure: Wage Tilt or Pensions?," *Industrial and Labor Relations*, Vol. 44, No. 3, 1991.
19. Lang, K. and J. Leonard, eds., *Unemployment and the Structure of Labor Economics*, Oxford: Basic Blackwell, 1987.
20. Lazear, E., "Why is There Mandatory Retirement," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, 1979, pp. 1261-1284.
21. \_\_\_\_\_, "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, 1981, pp. 606-620.
22. \_\_\_\_\_ and R. Moore, "Incentives, Productivity and Labor Contracts," in G. Akerlof, and J. Yellen, eds., *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, 1986.
23. Levine, D., "Can Wage Increases Pay for Themselves? Tests with a Production Function," *Economic Journal*, Vol. 102, 1992, pp. 1102-1115.
24. Murphy, K. and R. Topel, "Efficiency Wages Reconsidered: Theory and Evidence," in Y. Weiss, and G. Fishelson, eds., *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, 1990.
25. Powell, I., M. Montgomery, and J. Cosgrove, "Compensation Structure and Establishment Quit and Fire Rates," *Industrial Relations*, Vol. 33, No. 2, 1994.
26. Ramaswamy, R. and R. Rowthorn, "Efficiency Wages and Wage Dis-

- person," *Economica*, Vol. 58, 1991, pp. 501-514.
27. Rebitzer, J., "Radical Political Economy and the Economics of Labor Markets," *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, 1993, pp. 1394-1434.
28. Shapiro, C. and J. Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," in G. Akerlof, and J. Yellen, eds., *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, 1986.
29. Wadhvani, S. and M. Wall, "A Direct Test of the Efficiency Wage Model using UK Micro-Data," *Oxford Economic Papers*, Vol. 43, 1991, pp. 529-548.
30. Weiss, A., *Efficiency Wages: Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion*, New Jersey: Princeton University Press, 1990.
31. Weisskopf T., S. Bowles, and H. Gintis, "Hearts and Minds: A Social Model of U. S. Productivity Growth," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, 1983, pp. 381-450.