

勞 動 經 濟 論 集  
第17卷(2), 1994. 12. pp.255~290  
© 韓國勞動經濟學會

# 賃金隔差가 企業成果에 미친 影響分析

## The Effects of Wage Differentials on the Firm Performance in Korea

황 인 태\*

### < 目 次 >

I. 序 論	IV. 賃金프리미엄과 企業成果와 의 關係에 대한 實證分析
II. 分析模型 設定	V. 結論 및 政策的 合意
III. 分析資料의 構成 및 分析方法	

## I. 序 論

### 1. 研究의 意義

이 논문의 주된 목적은 기업간 임금격차가 기업의 성과에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 분석하는 데 있다.

기업간에 나타나는 임금격차가 기업의 성과와 어떠한 관계를 갖는가에 대한 경험연구는 기업 및 정부의 임금정책 수립뿐 아니라 임금격차 발생을 논의하는 다른 이론을<sup>1)</sup> 평가하는 데도 중요하다. 만약 기업간 임금격차와 기업의 성과간에 正의 관계를 갖고 있다면 정

\* 每日經濟新聞社(본 논문은 서울대학교 대학원 박사학위 논문을 요약·발췌한 것임)

1) 지금까지 임금격차 발생 원인에 대한 국내의 연구는 주로 분단노동시장론 및 시장구조가설의 입장에 의해 이루어지고 있다. 그러나 이러한 연구는 실증분석에 있어서 기업특성을 기업의 지불능력에 대한 대리변수로 사용, 기업특성에 따른 임금격차가 기업의 성과를 증대시키기 위한 목적이 아닌가 하는 추론을 펴고 있다(본장 제2절 참조). 그러나 기업성과를 설명변수로 하는 직접적인 분석이 아니고는 이러한 추론은 하나의 가능성에 불과할 뿐 증명된 것으로 보기는 어렵다.

부가 기업성과에 대한 고려없이 기업간의 임금격차를 해소하려는 시도는 자칫 기업성과의 저하를 가져올 수가 있다. 더욱이 기업간 임금격차가 기업들이 성과가 좋아서 이를 근로자들에게 나누어주는 과정에서 발생한 것이 아니라, 즉 임금격차가 기업의 지불능력의 결과가 아니라 기업들이 자신의 성과를 증대시키기 위해 사전적으로 발생시킨 것이라면 정부 등 기업 외부에서 기업간 임금격차를 해소하려는 시도는 기업의 이윤극대화를 방해하는 것이 된다. 다시 말하면 기업의 임금격차가 기업의 이윤극대화 행동의 과정에서 발생한 것이라면 무리하게 기업간 임금격차를 해소하려는 정부의 시도는 기업의 이윤극대화를 저해하고 나아가 경제적 비효율을 낳게 된다. 또 이러한 요인에 의해 임금격차가 발생한 것이라면 지금까지 소위 기업간 임금격차가 상품시장에서의 지불능력에 의해 발생하였다는 시장구조가설 논자들의 설명은 사실은 역의 관계를 잘못 해석한 것이 된다. 이처럼 임금격차가 기업성과의 증대를 가져오는지에 대한 경험연구는 정부 및 기업의 임금정책과 지금까지의 임금격차 발생의 원인을 규명하는 다른 이론을 평가하는 데 있어서 중요한 역할을 할 수 있다.

이뿐 아니라 임금격차가 기업의 성과와 어떠한 관계를 갖는가 하는 실증분석은 87년 이후 활성화된 노동조합 활동을 평가하는데도 일정한 기준을 제공할 수 있다. 예를 들어 87년 이후 고임금기업들의 고율 임금상승이 비록 노조의 영향(교섭력 또는 위협효과) 때문이라 하더라도 이것이 결과적으로 기업의 성과에 긍정적으로 작용하였다면 근로자들은 높은 임금에 대해 높은 근로의욕으로 보답한 것이 된다. 따라서 이 경우 87년 이후 대기업 독점기업의 강력한 노조들이 힘에 의해 고임금을 강제하였다 하더라도 이것이 비록 근로자간 형평의 문제는 야기했을지 모르나 적어도 임금인상 자체가 모두 경제적 비효율을 낳은 것은 아니라는 해석이 가능해지는 것이다. 이 경우 정부의 민간에 대한 임금정책은 근로자간 형평과 경제적 효율간에 서로 상충되는 정책선택문제에 빠지게 된다. 즉 대기업의 임금을 억제하는 것이 근로자간 형평을 증진시킬 수는 있으나 이는 이들 기업의 비효율을 가져올 것이란 예측이 가능해지는 것이다.

이처럼 임금격차가 기업의 성과에 미치는 영향에 관한 분석은 정책적·이론적으로 중요한 의미를 지니고 있으나 우리 학계에서는 아직 이 분야에 대한 연구가 미진한 실정이다. 지금까지 국내학계의 연구동향은 기업간에 기업의 특성에 따른 임금격차가 존재한다는 사실의 발견(박환구(1984), 박영범(1987), 정인수(1991), 조우현(1991, 1992), 이주호(1992), 조영철(1993) 등)과 이의 발생원인에 대한 추정 또는 주장의 차원에 머물고 있다. 따라서 기존연구의 비판이나 합리적인 정부의 임금정책수립을 위해서도 기업간 임금격차가 기업성과에 미치는 영향에 대한 검토는 반드시 이루어져야 할 중요한 정책적·이론적 논의이다.

2. 既存研究의 檢討

다음 <표 1>은 1988년도를 기준으로 하여 최저임금심의위원회가 조사한 100인 이상 사업체의 임금분포이다. 이 표에 따르면 우리나라 기업의 임금은 기업특성에 따라 격차가 존재한다는 것을 알 수 있다. 표에서 보는 바와 같이 우리나라 기업의 임금은 기업특성별로 격차가 존재한다. 예를 들어 노조유무별·기업규모별·산업별·경영형태별로 격차가 나타나고 있다는 사실을 알 수 있다. 이와 같은 격차는 이들 기업에 종사하는 근로자들이 소유한 인적숙성의 차이에 따라 발생하는 부분도 있지만—인적자본이론에 따르면 인적숙성의 차이에 따른 임금격차는 생산성의 차이를 반영하므로 진정한 임금격차라 할 수 없다고 말한다—문제는 이들의 인적숙성이 동일함에도 기업간에 임금격차가 존재한다는 사실에 있다. 이와 같이 현상적으로 나타나는 기업특성에 따르는 임금격차의 발생원인에 대해 지금까지의 국내연구는 노동력 공급측면에서 분단노동시장 또는 내부노동시장가설에 입각, 임금격차 발생원인을 분석하는 것이 주된 흐름이었다.

그러다가 최근에 들어와 상품시장의 구조에 주목하여 상품시장의 구조가 임금결정에 미치는 영향에 대한 분석, 즉 노동시장의 수요측면을 강조하는 연구가 이루어지기 시작하였다. 그러나 이와 같은 노동시장의 수요측면에 주목하는 연구들도 기업의 상품시장의 구조에 의한 지불능력이 임금격차를 가져왔다는 사실을 강조하는 데 그치고 있다. 따라서 시장구조가설은 또 하나의 가능성, 임금격차의 차이가 기업성과의 격차를 가져오고 이것이 다

<표 1> 기업특성별 임금분포

		(단위 : 원/시간)	
기업규모	100~299	1,703	92.6
	300~499	1,906	103.6
	500~999	2,074	112.7
	1000~	1,916	104.1
노조유무별	노조 유	2,022	109.9
	노조 무	1,647	89.6
산업별	중 공 업	2,116	115.0
	경 공 업	1,693	89.1
하청유무별	하청	1,449	78.8
	비하청	1,926	104.7
평 균		1,839	100.0

주 : 1) 임금은 월통상급여-초과급여+연간특별급여 월할분을 정상근로시간으로 나눈 것임.

2) 2번째 컬럼은 각 열의 평균임금에 대한 백분비임.

자료 : 최저임금심의위원회 임금실태조사 중 100인 이상 사업체.

<표 2> 분단노동시장 또는 내부노동시장론의 입장

연구자	주요 발견
김수곤(1976)	기업규모별로 임금격차발생
박원구·박세일(1984)	기업규모별·산업별 임금격차발생
이효수(1984)	4개의 노동단층으로 나누어짐
정인수(1991)	기업규모, 산업, 노조유무간 임금격차발생
이원덕(1987)	기업간, 기업규모간 임금격차발생
성백남(1982, 1988)	산업간 임금격차발생
배무기(1990)	노조유무간 임금격차발생
이주호(1992)	고임금부문과 저임금부문으로 이중구조화
김장호(1991)	노조유무간 임금격차발생
정이환(1992)	기업규모간 임금격차발생
조영철(1993)	기업규모간 임금격차발생
홍장표(1993)	하청유무간 임금격차발생

<표 3> 시장구조가설의 입장

연구자	주요 발견
박영범(1987)	집중도에 따라 임금격차발생
정인수(1991)	재벌과 비재벌간 임금격차발생
조우현(1992)	집중도에 따라 임금격차발생
최상철(1993)	재벌과 비재벌간 임금격차발생
이종훈(1993)	지불능력이 임금프리미엄증가시킴
채창균(1993)	독점부문과 비독점부문간 임금격차존재

시 임금격차를 가져올 것이라는 동태적 과정에 대해서는 언급하지 않고 있다. 따라서 비록 기업의 수요측 연구라 하더라도 임금격차 발생에 대한 지금까지의 국내연구는 임금격차 발생에 대해 일면적인 해답밖에 제시하지 못하고 있다고 할 수 있다.

이같은 기업간에 나타나는 임금격차의 해명에 대한 지금까지의 국내의 주요한 연구결과를 요약하면 <표 2>와 같다.

### 3. 本論文의 構成

이 논문은 5개의 장으로 구성되어 있다. 먼저 서론에서는 연구동기와 기존의 관련연구, 그리고 이 논문의 연구의 의의를 살펴보았다. 다음으로 제II장에서 임금격차가 기업성파에 미치는 효과에 관한 전반적 이해를 위해서 이 논문이 입각하고 있는 효율성 임금이론에 대한 지금까지 전개되어 온 바를 간단히 정리하고 우리의 작업을 위한 가설 및 모형을 설

정하였다. 이어 제Ⅲ장에서는 자료의 구성 및 분석방법 그리고 작업을 위한 기초개념을 정립하였다. 분석을 위한 계량기법은 2SLS추정의 횡단면 분석을 통해 주로 분석하였다. 제Ⅳ장은 이 논문이 입각하고 있는 가설에 대한 검증작업이 이루어지는 장으로 효율임금의 존재에 대한 경험적 증거가 제시된다. 여기서는 우리나라 제조업의 100인 이상 업체에서 효율임금이 존재하는지에 대한 실증적 분석이 이루어진다. 끝으로 제Ⅴ장은 지금까지의 결과 및 정책적 함의를 요약한다.

## II. 分析模型 設定

본 논문은 기업들이 자신들이 고용하고 있는 근로자에 대해 인적숙성의 시장가치를 초과하는 임금을 지급하는 것은 이것이 자신들의 성과를 증대시키는 데 도움이 되기 때문이라는 가설을 설정한다. 그리고 이러한 본 논문의 가설이 우리나라의 경우 통계적으로 뒷받침될 수 있는지를 검증코자 한다.

제1장에서 살펴본 바와 같이 효율임금에 의한 기업성과의 증대는 근로의욕의 증대, 이직의 감소, 우수한 근로자의 채용 등의 효과가 있다. 그러나 본장에서의 모형설정은 임금과 근로의욕 증대에 관해서만 행하고 나머지는 각각 실증분석을 시행하는 장에서 모형을 설정하기로 한다.<sup>2)</sup> 그리고 경험연구는 사업체단위로 진행한다.<sup>3)</sup> 따라서 본 연구는 사업체단위의 임금프리미엄이 사업체의 기업성과에 미친 효과분석이다.

우리는 제1장에서 기업들은 근로자들의 근무의욕을 증대시키기 위해 시장청산임금 또는 시장임금 이상을 지급하고 이는 근로자들의 근무의욕을 높이는 효과가 있다는 사실을 보았다. 따라서 우리의 분석모형은 기업이 시장청산임금보다 높은 임금을 지급할 때 기업의 성과가 증대하는지를 검증해야 한다. 우리의 모형설정도 이와 같은 검증작업을 위해 설정되어야 한다. 이를 위해 우리는 다음의 가설을 설정한다.

[가설] 시장임금보다 높은 임금을 지급하는 기업의 성과는 다른 기업에 비해 높다.

이를 검증하기 위해 우리는 다음과 같은 모형을 설정한다. 근로자들이 노동과정에 투입하는 노동, 즉 유효노동은 시장임금을 초과하는 임금—이를 앞으로는 임금프리미엄으로 정

2) 임금과 이직과의 관계는 제7장에서, 인적숙성과의 관계는 제8장에서 다룬다.

3) 사업체를 분석단위로 설정한 것은 우리나라의 경우 연공서열형의 임금체계가 강하기 때문에 사업체 내에서 개인의 성과를 반영한 임금지급이 거의 이루어지지 않는 것이 첫번째 이유이고, 개인에 대한 성과 및 임금자료를 구할 수 없는 것이 두번째 이유이다.

의한다—의 함수이다. 따라서 이를 함수형태로 나타내면

$$E_j = E(W_j - W^*) \dots \dots \dots (2.1)$$

여기에서,  $E_j$ 는  $j$ 기업의 유효노동량,  $W_j$ 는  $j$ 기업의 임금,  $W^*$ 는 인적속성의 시장가치에 따른 시장임금,  $E' > 0$ ,  $E'' < 0$ 가 된다.

위 식은 효율임금가설의 주장에 따라  $j$ 기업의 임금이 인적속성의 시장가치에 따른 시장 임금을 초과할 경우 그 기업 근로자의 평균 유효노동량은 증가한다는 것을 나타낸다. 여기에 다시 유효노동량은 임금프리미엄이 증가함에 따라 처음에는 증가하다가 나중에는 감소하는 것으로 가정한다. 따라서 노력과 임금프리미엄과의 관계를 구체적인 함수관계로 나타내면

$$E_j = t(W_j - W^*)^f \dots (2.2)$$

$$t > 0, f > 0, E' > 0, E'' < 0$$

가 된다. 그런데 유효노동량이 기업성장에 미치는 영향을 알기 위해서 우리는 기업의 생산 함수를 알아야만 한다. 우리는 기업의 생산함수가 Cobb-Douglas 형태를 띤다고 가정한다.<sup>4)</sup> 또 유효노동량이 노동력을 보강하는 방법<sup>5)</sup>으로 작용한다고 가정하면 생산함수는 다음과 같이 변경된다.<sup>6)</sup>

$$F_j = AK_j^a (L \cdot E)_j^b \dots \dots \dots (2.3)$$

즉  $j$ 기업의 생산량은  $j$ 기업의 기술적 특성(A), 자본량(K), 노동량(L) 및 근로자들의 유효노동량(E)에 의해 결정된다. 이때  $L \cdot E$ 는 기업의 총유효노동량이 된다.

- 
- 4) 효율임금의 존재를 증명하기 위해 생산함수를 설정할 때 Cobb-Douglas 형태를 가정하는 것은 일반적인 경향이다. Wadwani and Wall(1991), D. Levine(1992) 등 대부분의 효율임금의 존재를 증명하는 연구들이 Cobb-Douglas 형태의 생산함수를 가정하고 있다. 그러나 생산함수를 Cobb-Douglas 형태로 가정한다고 하더라도 규모에 따른 수확불변을 가정하는 것은 아니다. 단지 형태를 Cobb-Douglas 형태로 가정할 뿐 규모에 따른 수확은 수확체감 또는 체증 어느 것도 될 수 있다.
  - 5) 노력변수는 노동력을 보강하는(Labor Augmented) 형식뿐 아니라 노동력의 지수에 영향을 미치는 방법으로도 작용할 수 있다.
  - 6) 생산함수를 이와 같은 형태로 구성하면 지수 a와 b는 각 생산요소의 생산에 대한 탄력성을 나타내게 된다.

그런데 식 (2.3)에서 유효노동량 E를 우리가 연구목적으로 하고 있는 임금프리미엄과 기업성과와의 관계로 전환하기 위해 식 (2.1)을 이용, 임금프리미엄으로 전환하면 식 (2.3)은

$$F_j = AK^a_j L^b_j (t(W-W^*)^f)_j \dots\dots\dots (2.4)$$

가 된다. 위 식의 양변을 노동투입량으로 나누면

$$(F/L)_j = A(K/L)^a_j L^{b+a-1}_j (t(W-W^*)^f)_j \dots\dots\dots (2.5)$$

가 되고 다시 이 식을 정리하면

$$(F/L)_j = At^b (K/L)^a_j L^{b+a-1}_j (W-W^*)^{f*b}_j \dots\dots\dots (2.6)$$

가 된다. 이 식을 추정식의 형태로 전환하기 위해 식의 양변에 자연대수를 취하면<sup>7)</sup>

$$\ln(F/L)_j = \ln C + a \ln(K/L)_j + (a+b-1) \ln L_j + (b*f) \ln(W-W^*)_j \dots\dots\dots (2.7)$$

가 된다. 따라서 우리는 식(2.7)을 추정식의 형태로 전환하면

$$\ln(F/L)_j = a_0 + a_1 \ln(K/L)_j + a_2 \ln L_j + a_3 \ln(W-W^*)_j + \epsilon_j \dots\dots\dots (2.8)$$

가 된다. 추정결과 임금프리미엄의 부호, 즉  $a_3$ 의 부호에 따라 다음과 같이 결론을 내릴 수 있다.

- ① 임금프리미엄의 추정치( $a_3$ )의 부호가 陽의 값을 나타낸 경우는 임금프리미엄이 기업 성과에 正의 효과를 미친다는 것을 나타낸다. 즉 이 논문이 검증하고자 하는 효율임금가설이 성립하는 것을 의미한다.
- ② 임금프리미엄의 추정치가 陰의 값을 나타내면 임금프리미엄의 증가로 인한 근로자들의 소득의 증가가 근로자들의 여가에 대한 수요를 증가시켜 오히려 근로자들의 근로의욕을 떨어뜨린 경우이다.<sup>8)</sup>
- ③ 세번째 경우는 임금프리미엄의 추정계수가 0일 경우로 이는 임금프리미엄이 근로자

7)  $At^b$ 는 상수이므로 이를 C라 둔다.

8) 노동공급에 관한 미시이론은 근로자들의 소득이 증가할 경우 여가가 正常財라면 근로자들의 여가에 대한 수요가 증대한다는 것을 보여주고 있다(이준구, 미시경제학(1989) p.533).

들의 근로의욕 증진에 인센티브 수단으로 기능하지 못했거나 또는 효율임금효과와 소득효과가 동일한 크기로 서로 반대방향으로 작용한 결과이다.

그런데 위 식의 추정결과 임금프리미엄의 추정치가 양수로 나타난다 하더라도 이것이 임금격차가 기업성과의 증대를 가져왔다는 증거로 사용되기에는 한계가 있다. 왜냐하면 기업성과의 차이가 임금프리미엄의 차이를 가져올 수도 있기 때문이다. 즉 위 식의 추정은 단순히 임금프리미엄과 기업성과간의 상관관계를 나타내는 데 불과하기 때문에 반대방향의 효과에 의해 추정계수가 양의 값을 나타낼 수도 있다.

실제로 지대배분론(rent sharing)자들은 독과점 등으로 인한 기업성과의 증대가 임금격차를 가져왔다고 주장하기도 한다.

이와 관련하여 조우현(1992)은 기업의 지불능력의 대리변수인 기업의 집중도가 기업의 임금격차를 발생시킨다고 주장한다. 이러한 주장은 채창균(1993)도 반복한 바 있고 이종훈(1993)은 기업의 지불능력의 증대가 임금격차의 증대를 가져옴을 직접적으로 실증한 바 있다.

따라서 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 검증하기 위해서는 지불능력증대에 따른 임금격차 발생효과를 제거해야 한다. 이는 임금격차 발생과 관련한 이론적인 문제일 뿐 아니라 모형설정상의 문제이기도 하다. 이는 소위 계량경제학의 연립성의 제거문제로서 우리는 임금프리미엄과 기업성과가 완전한 외생변수가 아니라 사실은 모형내에서 결정되는 내생변수라는 점이다. 이는 식 (2.8)에서 임금프리미엄이 잔차항( $\epsilon$ )과 완전독립이 아니기 때문에 발생하는 문제이다. 즉 변수가 내생변수인데도 이를 외생변수로 취급하여 추정할 경우에는 추정결과가 불편추정량인긴 하나 일치추정량(consistent estimates)이 아니게 된다.<sup>9)</sup> 따라서 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 다음식을 설정, 2단계 최소자승 추정을 하면 된다.

$$\ln(W-W^*)_j = w_0 + w_1 \ln(F/L)_j + w_2 U_j + w_3 LIA_j + w_4 MTEN_j + \psi_j \dots \dots \dots (2.9)$$

여기에서  $(F/L)_j$ 는 기업의 지불능력을 나타내는 1인당 기업성과,  $U$ 는 노조유무,  $LIA$ 는 기업의 1인당 부채액,  $MTEN$ 은 기업의 평균근속연수

식 (2.9)는 기업성과가 임금프리미엄에 미치는 효과에 관한 식으로 식 (2.8)의 추정시 발생하는 추정치의 문제를 해결하기 위해 설정한 식이다. 그러나 식 (2.9)는 또한 임금프리미엄에 미치는 요인들에 관한 식으로서 이는 기업의 임금프리미엄이 어떠한 요인에 의해 결정되는가를 나타내고 있다. 즉 식 (2.9)는 기업의 임금프리미엄은 기업의 지불능력을 나타내는 변수와 노조의 교섭력, 기업규모, 산업특성 등 제도적 요인, 기업의 평균근속연수, 부

9) J. Jonston(1984) p.440 참조.



채비율 등에 의해 결정된다는 것을 나타낸다.<sup>10)</sup>

이 식에서 노조유무는 노조의 교섭력과 위협효과가 임금인상에 영향을 미친다는 점에서, 규모와 산업특성은 기업규모와 산업특성에 따라 노동시장이 분단되어 있을 가능성에 때문에 변수로 설정하였다. 그리고 LIA는 1인당 부채액이 클수록 파산할 가능성이 높고 따라서 임금교섭시 영향을 미칠 것이라는 가정하에서 도입되었다. 그런데 여기서 노조, 규모, 산업더미는 이들 기업특성이 지불능력의 증대를 가져와 임금격차에 영향을 미치는 효과가 아니라 직접적인 효과이다.<sup>11)</sup>

따라서 식 (2.8)과 식 (2.9)를 연립방정식으로 추정한 후에도 식 (2.8)의 임금프리미엄의 추정계수의 부호가 陽이면 우리는 기업간 임금격차가 기업성과의 차이를 낳았다고 결론지을 수 있다.

### III. 分析資料의 構成 및 分析方法

#### 1. 分析資料의 構成과 特性

본 연구는 최저임금심의위원회(이하 최심위)에서 1986~91년 기간 동안 조사한 임금실태조사의 자료 중 1988년치 원데이프 중 제조업 사업체만 대상으로 분석하였다.

그런데 분석의 목적을 위해 임금프리미엄을 구할 때와 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 추정할 때 사용한 표본—이하 본 표본이라 함—을 달리하였다.<sup>12)</sup> 1988년 데이프 중 임금프리미엄을 구하는데는 근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 하였으나 본 표본은 근로자 100인<sup>13)</sup> 이상의 사업체를 대상으로 하였다.

기회임금을 추정하기 위한 표본에서는 10인 이상 사업체를 우리나라의 기업규모 및 산업분포에 맞게 표본추출하였다. 그리고 본 표본은 최심위가 조사한 100인 이상 사업체 전

10) 이 식은 일반적으로 렌트배분론자들이 렌트배분효과를 추정하기 위해 설정하는 식이다.

11) 이런 점에서 이들 변수의 추정계수는 규모만을 설명변수로 해서 분석한 박원구(1984), 산업을 설명변수로 한 성백남(1992)의 논의와는 다른 의미를 지닌다.

12) 이와 같이 샘플을 달리하는 이유에 대해서는 추후 설명이 첨가된다. 그리고 기회임금추정을 위한 표본에 대한 설명은 다음 절의 기회임금의 추정시 설명한다.

13) 100인 이상을 표본으로 설정한 이유는 효율임금이 사실상 지불능력이 어느 정도 있는 규모의 사업장에서 실시가능한 현실을 반영한 것이 첫번째 이유이고 두번째 이유는 100인 미만을 포함시킬 경우 100인 미만의 사업장의 비율이 너무 높아 추정결과가 지나치게 중소기업 위주로 되는 것을 막기 위해서이다.

체를 분석대상으로 하였다. 기회임금 추정을 위한 표본의 크기는 사업체수 2,586개소, 근로자수 138,095명이며 본 표본의 규모는 총사업체 1,444개소 가운데 데이터에 문제가 있는 119개소를 제외한 1,325개소 근로자 198,462명이다.<sup>14)</sup>

최심위의 조사가 1986년부터 1991까지 6개년에 걸쳐서 이루어졌으나 동일한 사업체에 대해 계속 조사를 한 것이 아니어서 시계열 분석을 할 수 없었다. 또 1988년을 제외하고는 매출액, 총근로자수, 이직자수 등 기업경영에 관련된 정보를 조사하지 않아 본 연구의 분석을 위해서는 적당하지 않았다. 이런 이유로 본 연구에서는 최심위의 자료 가운데 1988년도만으로 분석을 한정하게 되었다.

그러나 본 논문에서 사용한 1988년은 정부의 임금가이드라인 정책이 시행되기 이전이라는 점과 3저호황이 사라지지 않아 시장원리가 다른 연도에 비해 잘 적용될 것이라는 점에서 이 논문이 검증하기에 좋은 경제적 여건을 갖추고 있다.<sup>15)</sup> 이뿐 아니라 이 시기는 노동운동의 활성화가 극에 달한 시기로 임금결정 등에 있어 시장의 힘과 노조의 힘 등이 동시에 작용할 것으로 보여 이들의 효과를 살펴보는 데도 유리한 여건을 갖추고 있다고 할 수 있다.

본 연구에서 사용된 임금실태조사는 근로자 개인의 정보와 그 근로자가 소속되어 있는 기업체에 관한 정보가 동시에 조사된 국내 유일의 대규모 사업체-개인자료이다.

### 가. 본표본의 구성

본 논문의 주요목적인 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 추정하기 위한 표본은 앞에서 언급한 바와 같이 근로자 100인 이상인 사업체를 대상으로 하였다.

본 표본을 기회임금 추정시의 표본과는 달리 100인 이상으로 한 이유는 다음과 같다. 우선 100인 미만의 사업체를 포함할 경우 우리 논문의 주요변수인 기업성과를 나타내는 매출액과 자산 등의 자료가 신뢰성이 떨어질 것이라는 예상 때문이다.<sup>16)</sup> 또 사업체의 정보가 중요한 본 논문에 있어서 본 표본을 우리나라 제조업의 분포와 일치시킬 경우 실제로 10~29인 규모의 사업체의 비중이 60%에 달해 이 규모의 특성이 추정결과에 미치는 효과가 지나치게 클 우려가 있다. 세번째는 임금프리미엄을 기업성과에 대한 인센티브기능으로 사

14) 여기서 1988년 통계라 함은 1989년 1월 기준 조사된 자료를 말한다. 1989년 조사가 사실상 1988년도의 정보를 포함하고 있기 때문에 본 연구에서는 행정적인 정의와는 달리 1988년도 통계라 칭하기로 한다.

15) 즉 이러한 경제적 여건은 산업특성과 관계없이 기계설비가 완전가동될 가능성이 크기 때문에 자본이용도에 따른 기업성과의 차이를 고려해 주지 않아도 된다는 이점이 있다.

16) 실제로 100인 미만 사업체의 경우 매출액, 자산, 신규투자 등 본 모형의 추정에 있어 필수적인 자료가 조사되지 않았거나 잘못 조사된 경우가 많았다.

용할 수 있는 기업은 현실적으로 어느 정도의 기업규모와 매출액을 갖고 있는 사업장일 것이라는 예상 때문이다.<sup>17)</sup> 마지막으로 이미 기회임금을 전체 제조업의 분포와 일치시켜 구했기 때문에 임금프리미엄과 기업성과를 분석하는 본 표본은 특정부분에 있어서 임금프리미엄과 기업성과라는 의미를 지니기 때문에 우리의 가설을 추적하는 데 큰 어려움이 없다.<sup>18)</sup>

그러나 이와 같은 현실적인 이유에 의해 100인 이상을 표본으로 채택하였다 하더라도 우리의 표본 사업체의 분포가 모집단의 분포를 따르지 않는 점은 여전히 해결해야 할 과제로 남는다.

그리고 개인샘플은 100인 이상 사업체에 소속된 근로자 전체를 추출하였다. 따라서 개인샘플의 경우에도 사업체 샘플이 갖고 있는 문제점을 그대로 안고 있다고 할 수 있다.

본 표본에서도 기회임금 표본에서와 마찬가지로 최심위가 자료를 만들 때 층화추출에 의한 偏倚의 문제가 있기 때문에 역시 추출률의 역수를 가중치로 두어 사용하였다. 다음은 본 표본의 분포이다.

<표 4> 샘플과 모집단의규모별 사업체수 및 구성비 분포

(단위 : 개소, %)

규모	샘플		모집단 <sup>1)</sup>	
	사업체수	구성비	사업체수	구성비
100~299	665	50.2	3,656	82.7
300~499	190	14.3	595	13.5
500~999	259	19.5	462	10.4
1000~	211	15.9	296	6.7
	1,325	100.0	4,414	100.0

주 : 1) 모집단은 「사업체노동실태조사보고서」의 분포를 의미함.

자료 : 노동부, 『사업체실태조사보고서』 1988 및 사업체샘플.

17) 실제로 효율임금이론에서는 효율임금을 중소기업보다는 대기업에서 주로 사용한다고 주장하고 있다. 그러나 그렇다고 하더라도 이 부분의 표본추출편의 문제는 향후 연구에서 개선되어야 할 것이다.

18) 따라서 우리의 논문은 근로자 100인 이상 사업체에 있어서의 효율임금 검증이라고 할 수 있다.

## 2. 機會賃金の 推定

## 가. 기회임금의 정의

어떤 기업의 임금은 다음과 같은 관계를 갖는다.<sup>19)</sup>

$$W_j = WP_j + OW_j \dots\dots\dots (3.1)$$

여기에서 W는 실제지급임금, WP는 임금프리미엄, OW는 기회임금

즉 j기업의 임금은 j기업이 소속된 노동시장에서 지급해야 하는 평균적인 임금—이를 기회 임금(opportunity wage)이라 한다—과 j기업이 독자적으로 지급하는 임금으로 구성된다. 따라서 어떤 기업의 임금프리미엄을 계산하기 위해서는 먼저 이 기업이 지급하는 기회 임금을 먼저 알아야만 한다.

우리는 이 논문에서 기회임금(opportunity wage)이란 어떤 근로자가 현직장이 아닌 다른 직장에서 근무했다라면 얼마의 임금을 받을 수 있을 것인가를 나타낸다. 그런데 근로자가 이직을 하여 다른 직장에 취업한다 하더라도 그가 소유하고 있는 일반적인 인적속성(general human capital)에 대해서는 보상받을 수 있을 것이다. 따라서 우리의 논문에서 기회임금은 근로자의 일반적인 인적속성에 대한 시장에서의 평가로 정의된다. 다시 말하면 근로자의 임금을 그가 소유한 일반적인 인적속성에 대한 보상과 기업특수적 상황(firm specific)에 의해 지급되는 부분으로 구별할 때 어떤 근로자의 기회임금은 그가 소유한 일반적인 인적속성에 대한 시장에서의 보상을 의미한다. 따라서 기회임금을 추정하기 위해서는 제조업 전체에서 근로자의 인적속성 중 어느 것이 일반적인 속성이고 어느 것이 기업특수적인지를 먼저 규정해야 한다.

우리나라의 경우 일반적인 인적속성과 기업특수적인 인적속성으로 나누어, 기회임금을 추정한 기존연구로는 이종훈(1993)밖에 없다. 이종훈(1993)은 기회임금을 추정하면서 학력·경력·성을 일반적인 인적속성으로 간주하였다.

그런데 박기성(1992)은 기회임금을 추정한 것은 아니지만 근로자의 인적자본 가운데 기업특수적인 성격을 띠는 것과 일반적인 속성을 띠는 것이 어떤 것이 있는지를 경험적으로 추정하였다.<sup>20)</sup> 이 연구에서 박기성은 근로자의 최종학교 졸업후의 총직장경력기간, 학력,

19) H. Holzer(1991)

20) 박기성(1992)은 인적자본을 근로자 개인의 속성, 사업체의 특성, 숙련형성관행 등을 독립변수로 하고 이러한 인적속성이 타기업에서도 똑같이 유용하면 1, 그렇지 않으면 0으로 두고 프로빗

성 등이 일반적인 인적속성의 특성을 띠다고 추정하였다. 그리고 현직종과 동일한 계통의 직장에 근무한 경력기간이 길수록 습득된 기능·기술이 일반적인 것으로 나타났다. 이에 반해 근속연수는 기업특수적 인적속성의 경향이 강한 것으로 나타났다.

본 논문에서는 따라서 박기성의 결과에 따라 총경력, 학력, 성, 직종을 기회임금을 결정하는 인적자본으로 간주한다. 즉 기업가들은 근로자의 임금을 책정할 때 근로자의 경력, 학력, 성, 종사하는 직종 등을 고려해 임금을 책정하는 것으로 가정한다.<sup>21)</sup>

#### 나. 모형설정

우리는 기회임금을 근로자의 일반적인 인적속성에 대한 시장에서의 평가로 정의했기 때문에 기업의 기회임금을 구하기 위해서는 시장에서의 평가를 추정해야 한다.

우리는 이 논문에서 기회임금이 일반적인 인적속성에 대한 시장에서의 평균치를 의미한다고 가정한다.<sup>22)</sup> 따라서 우리의 기회임금은 우리가 정의한 일반적인 인적속성에 대한 시장에서의 평균적인 평가를 나타낸다. 따라서 우리의 정의에 의한 기회임금 추정은 일반적인 인적속성을 독립변수로, 근로자의 임금을 종속변수로 하여 단순회귀분석을 실시하면 된다. 추정식은 다음과 같다.

$$\ln W_i = a_1 + a_2EDU2_i + a_3EDU3_i + a_4EDU4_i + a_5EDU5_i + a_6MALE_i + a_7WHITE_i + a_8EXP_i + a_9EXP2_i + e_i \dots \dots \dots (3.2)$$

여기에서  $e$ 는 회귀방정식의 교란항이며,  $EDU2-EDU5$ 는 학력에 대한 더미변수이다.  $EDU2$ 는 중졸더미,  $EDU3$ 는 고졸더미,  $EDU4$ 는 초대졸더미,  $EDU5$ 는 대졸더미이다. 따라서 추정계수는 국졸학력에 대한 각 학력의 수익률의 차이를 나타낸다. 또  $MALE$ 은 성더미로 남성이 1, 여성이 0이다.  $WHITE$ 는 직종더미로 사무직 1, 기타 0이다.  $EXP$ 는 근로자의 총경력연수이고<sup>23)</sup>  $EXP2$ 는 근로자의 총경력연수의 자승이다.

식 (3.2)에 나타나 있는 바와 같이 기회임금은 근로자 개인에 대해서 추정한다. 먼저 개

(probit) 추정했다.

21) 이외에 가족수당의 존재에 따라 가구주 여부도 임금결정에 영향을 미칠 것으로 보이나 한국능률협회의 조사에 따르면 1989년 현재 가족수당을 채용하고 있는 기업은 전체의 33.6%에 불과한 것으로 조사됐다(한국능률협회 『임금결정과 임금관리』, 1992 p.284 참조). 따라서 가구주 여부는 임금결정의 일반적 고려사항이 아니라고 간주한다.

22) 이종훈(1993)은 기회임금을 인적속성이 시장에서 평가받는 최저치로 가정하고 추정하였다.

23) 최심위 자료에는 근로자의 현직장에서의 근속연수를 포함한 총경력연수가 조사되어 있어 본 모형의 추정을 위해 유익하게 되어 있다.

인에 대해 추정한 다음 이를 근거로 기업의 기회임금을 추정하는 방식을 취한다. 그리고 기회임금을 구하기 위해서는 식 (3.2)를 단순회귀분석을 통해 각각의 인적속성에 대한 추정치를 구한 다음 이 추정치를 이용, 각 기업이 소속된 근로자의 인적속성을 곱하여 기업의 기회임금을 구할 수 있다.

그런데 이 절에서는 기업의 기회임금의 추정치만 구하고 기회임금을 구하는 것은 다음 절의 임금프리미엄을 구할 때 논의한다.

추정시 종속변수는 시간당 임금의 자연대수값을 사용하였다.<sup>24)</sup>

#### 다. 기회임금 추정을 위한 표본의 구성과 분포

우리는 앞의 기회임금의 정의에서 기회임금을 일반적 인적자본에 대한 시장에서의 평가를 의미한다고 정의하였다. 그리고 일반적인 인적속성이 무엇이냐에 대해서도 개념을 정립하였다.

그런데 추정을 위해서는 추정대상인 시장을 정의해야 한다. 왜냐하면 시장의 정의에 따라 기회임금의 추정치가 달라질 뿐만 아니라<sup>25)</sup> 분석대상도 달라지기 때문이다. 따라서 여기서는 시장을 어떻게 규정할 것인가를 논한다. 결론적으로 말해 이 논문에서는 시장을 종업원 10인 이상의 전체 제조업체 사업장을 시장으로 정의한다.

시장의 정의는 분석목적에 따라 달리할 수 있다. 예를 들어 생산직만을 분석대상으로 할 경우에는 생산직만을 별도로 시장으로 정의할 수도 있고, 대기업을 주분석대상으로 할 경우에는 대기업을 시장으로 정의하는 것이 가능하다.

그러나 본 논문에서 시장을 전체규모의 사업장으로 정의한다. 이는 사전적으로 규모나 노조유무 등 기업특성 등에 의해 노동시장이 분단되어 있다는 것을 가정하지 않는다는 것을 의미한다. 즉 일단은 전체기업을 단일노동시장으로 간주하고 분석을 시작한다.<sup>26)</sup>

이와 같은 분석의 장점은 예를 들어 전체기업을 단일시장으로 간주한다고 하더라도 기

24) 임금함수를 추정함에 있어 종속변수로 임금이 아닌 자연대수 임금을 사용하는 것은 임금의 경우 분포가 좌편향되어 있기 때문에 기존의 경험연구들이 이를 완화하는 방법의 일환으로 Mincer(1974)가 제시한 이래의 전통이다. 왜냐하면 임금분포가 좌편향되어 있을 경우 로그임금의 분포는 정규분포에 가깝다는 것이 통계학적 사실이며 또 일반적 경험이기 때문이다. 또 연구자가 모형을 선택하는 데 있어 근로자의 효율함수를 어떻게 설정하는가에 따라 임금을 사용할 수도 로그임금을 사용할 수도 있는데 어수봉(1991)은 Cobb-Douglas형의 효율함수와 선형계약조건은 자연대수 임금을 종속변수로 하는 임금함수를 결과하게 된다는 것을 보였다(어수봉(1991) pp.46~64에서 인용).

25) 특히 우리나라와 같은 노동시장에 있어서 분단이 심한 경우에는 더욱 그렇다.

26) 이와 같이 사전적으로 노동시장의 분단을 가정하지 않고 추정한 다음 결과를 갖고 사후적으로 분단을 정의하는 연구로는 이주호(1992)가 있다.

회임금 및 임금프리미엄을 추정한 후 사후적으로 임금프리미엄의 결정에 있어서 기업특성 간에 체계적인 차이가 존재할 경우 우리는 이러한 기업특성별로 노동시장의 분단이 존재한다는 결론을 도출할 수가 있다.

그러나 만약 규모에 따라 시장을 달리할 경우에는 임금프리미엄의 결정구조가 다르다고 하더라도 사실은 다른 시장을 분석한 것이 되기 때문에 같은 기준을 사용해 노동시장의 차이를 논한다는 것이 논리적 모순에 빠지고 만다. 이런 이유로 이 논문에서는 기회임금 추정을 위한 시장을 전체규모의 사업장으로 정의한다.<sup>27)</sup>

이와 같이 시장을 정의한 후 표본구성을 위해 다음의 두 단계 작업을 수행하였다. 우선 최심위의 사업체 규모별 분포가 우리나라 사업체의 분포와 일치하지 않기 때문에 이를 조정하였다. 조정방법은 우리나라 사업체 전수조사인 「사업체노동실태조사보고서」의 기업규모별 분포에 맞춰 사업체를 추출하였다. 이렇게 하여 추출된 사업체수는 모두 2,586개소이다.

다음에는 표본으로 선정된 사업체의 근로자를 모두 추출하였다. 그런데 근로자를 이렇게 추출할 경우에는 우리나라의 고용분포를 대표하지 못한다는 문제점이 있다. 왜냐하면 최심위가 자신들의 자료를 구성할 때 기업규모별로 추출률을 달리하여, 즉 소기업의 경우에는 추출비율을 높게, 대기업의 경우에는 추출비율을 낮게 하는 층화추출표본을 구성하였다. 따라서 이를 고려해 주지 않을 경우 우리의 표본이 소기업에 치우친 분포를 하게 된다.

이런 점을 조정하기 위해 우리의 논문에서는 근로자 자료를 이용할 경우에는 최심위가

<표 5> 샘플과 모집단의 규모별 사업체 및 근로자 구성비 분포

(단위 : %)

규 모	사 업 체		개 인	
	샘 플	모 집 단	샘 플	모 집 단 <sup>1)</sup>
10~ 29인	60.5	54.5	13.1	12.5
30~ 99인	30.1	33.1	20.4	23.5
100~299인	6.8	8.9	19.8	20.2
300~499인	1.2	1.5	7.1	7.6
500~999인	0.9	1.1	10.1	10.8
1000인 이상	0.5	0.7	29.5	25.4
	100.0	100.0	100.0	100.0

주 : 1) 여기서 모집단은 사업체 노동실태조사 보고서의 분포를 의미한다.

자료 : 노동부, 『사업체실태조사보고서』 1988 및 사업체 샘플자료.

27) 최심위의 조사가 근로자 10인 이상의 사업체에 한정되어 있기 때문에 이때의 시장은 근로자 10인 이상 사업체를 의미한다.

&lt;표 6&gt; 기회임금 추정결과

임금	추정계수
상수항	6.653( 2215)
중졸더미	0.072( 23.2)
고졸더미	0.155( 48.7)
초대졸더미	0.267( 46.2)
대졸더미	0.514(100.3)
경력연수	0.068(149.8)
경력연수의 자승	-0.001(-71.8)
성더미(남자=1)	0.301(146.1)
직종더미(사무직=1)	0.237( 95.1)
R <sup>2</sup>	0.55
N	138,093

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값.

사용한 추출률의 역수에 가중치를 두어 사용하였다. 이렇게 하여 구성한 근로자표본의 규모는 138,093명이다.

### 라. 추정

추정결과는 다음 <표 6>에 나타나 있다. 모든 설명변수는 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나 우리가 일반적 인적속성으로 정의한 변수들이 우리나라의 노동시장에서 설명력이 높다는 것을 나타내고 있다.

추정결과의 특징은 학력에 따라 수익률의 차이가 높아지는 것으로 나타나 고학력에 대한 기업의 높은 평가를 반영하고 있다. 또 성과 직종별로도 유의한 양의 추정치를 나타내 우리나라 노동시장이 성과 직종에 따라 서로 다른 임금을 지급하고 있다는 것을 의미하고 있다. 그러나 직종에 비해 성더미의 추정치가 커 우리나라 기업들은 직종보다는 성을 임금 결정에 있어서 더 중요한 결정요인으로 간주하고 있다는 것을 보여주고 있다. 이외에 경력연수 및 경력연수의 자승항은 우리의 예상과 같이 경력은 양의 추정치를, 경력의 자승은 음의 추정치를 결과해 경력에 대한 수익이 concave한 모양을 나타내고 있다.

## 3.賃金프리미엄의 計算

### 가. 사업체 임금프리미엄의 정의

우리는 앞의 제2절에서 어떤 근로자의 임금은 그 근로자가 갖고 있는 일반적 인적속성에



대한 시장에서의 평가—이를 이 논문에서는 기회임금으로 정의하였다—와 기업의 특수한 사정에 의해 지급하는 부분으로 구성된다고 하였다. 그리고 기업의 특수한 사정에 의해 지급되는 부분을 임금프리미엄으로 정의한다는 것도 언급하였다. 따라서 임금프리미엄은 근로자가 실제로 지급받는 임금에서 기회임금을 제하면 된다. 식 (3.1)을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$W_j = WP_j + OW_j \dots\dots\dots (3.1)$$

W는 실제지급임금, WP는 임금프리미엄, OW는 기회임금. 따라서 개별근로자의 임금프리미엄은

$$WP_j = W_j - OW_j \dots\dots\dots (3.4)$$

가 된다. 우리가 본 논문에서 관심을 갖는 것은 그러나 이와 같은 개별근로자의 임금프리미엄이 아니라 사업체의 임금프리미엄이다. 따라서 우리는 제2장에서 추정한 개인근로자의 임금프리미엄을 기반으로 하여 사업체의 임금프리미엄을 구하여야 한다.

우리의 논문에서는 사업체의 평균 임금프리미엄을 그 사업체에 소속된 근로자의 임금프리미엄의 단순합으로 정의한다.

따라서 사업체의 임금프리미엄식은 다음과 같다.

$$\text{임금프리미엄}_j = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^n \text{임금프리미엄}_i \dots\dots\dots (3.5)$$

여기에서 N은 기업체에 소속된 근로자의 총수, 즉 j기업의 임금프리미엄은 j기업에 소속된 근로자 i의 임금프리미엄의 단순평균이다.

#### 나. 사업체 임금프리미엄의 추정

개별근로자의 임금프리미엄은 위에서 추정한 기회임금을 초과하는 임금으로 정의되기 때문에 우리의 자료에 있는 실제임금에서 제2절에서 추정한 각 개별근로자의 기회임금 추정치를 빼면 된다.<sup>28)</sup> 그런 다음 사업체의 임금프리미엄을 구하기 위해 이들 개별근로자의 임금프리미엄을 그가 소속된 사업장에 따라 평균하면 된다.

우리는 제2절에서 개별근로자의 기회임금 추정식을 다음과 같이 정의했었다.

28) 이때 임금프리미엄은 실제임금과 기회임금 비율의 자연대수값이다.

이 식을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\ln W_i = a_1 + a_2 \text{EDU}2_i + a_3 \text{EDU}3_i + a_4 \text{EDU}4_i + a_5 \text{EDU}5_i + a_6 \text{MALE}_i + a_7 \text{WHITE}_i + a_8 \text{EXP}_i + a_8 \text{EXP}2_i + e_i \dots\dots\dots(3.2)$$

그런데 우리는 식 (3.2)의 추정을 임금의 자연대수에 대해 추정하였기 때문에 추정된 기회임금은 기회임금의 자연대수 값이다. 즉

$$\ln W_i = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \text{EDU}2_i + \hat{a}_3 \text{EDU}3_i + \hat{a}_4 \text{EDU}4_i + \hat{a}_5 \text{EDU}5_i + \hat{a}_6 \text{MALE}_i + \hat{a}_7 \text{WHITE}_i + \hat{a}_8 \text{EXP}_i + \hat{a}_8 \text{EXP}2_i \dots\dots\dots(3.6)$$

식이다. 따라서 우리는 이를 자연대수의 형태로 바꾸어야 한다. 이는 양변에 자연대수를 풀면 되므로

$$W_i = e^{\hat{a}_1 + \hat{a}_2 \text{EDU}2_i + \hat{a}_3 \text{EDU}3_i + \hat{a}_4 \text{EDU}4_i + \hat{a}_5 \text{EDU}5_i + \hat{a}_6 \text{MALE}_i + \hat{a}_7 \text{WHITE}_i + \hat{a}_8 \text{EXP}_i + \hat{a}_8 \text{EXP}2_i} \dots\dots\dots(3.7)$$

가 된다. 개인의 기회임금이 위의 식에 의해 구해지므로 개별근로자의 임금프리미엄은

$$WP_i = W_i - W_i \dots\dots\dots(3.8)$$

WP는 근로자의 임금프리미엄

가 된다. 이를 우리가 절에서 추정한 각 설명변수의 추정치 <표 3-8 >을 대입하면 위식은

$$WP_i = W_i - e^{(6.653 + 0.072 * \text{EDU}2_i + 0.155 * \text{EDU}3_i + 0.267 * \text{EDU}4_i + 0.514 * \text{EDU}5_i + 0.301 * \text{MALE}_i + 0.237 * \text{WHITE}_i + 0.068 * \text{EXP}_i - 0.001 * \text{EXP}2_i)} \dots\dots\dots(3.9)$$

가 된다. 개별근로자의 임금프리미엄이 위 식에 의해 결정되므로 사업체의 임금프리미엄은

$$WP_j = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^n WP_i \dots\dots\dots(3.10)$$

여기에서 i는 개별근로자, j는 사업체, N은 j사업체에 소속된 근로자의 총수를 나타낸다.

다. 임금 및 임금프리미엄의 분포<sup>29)</sup>

1) 사업체 전체의 임금 및 임금프리미엄 분포

다음은 임금프리미엄이 陽의 값을 가지는 사업체의 규모별 구성비와 임금프리미엄의 평균값이다.

임금프리미엄이 陽인 사업체의 임금과 임금프리미엄의 평균, 중간값, 변이계수는 <표 7>에서와 같다. 주요특징을 요약하면 다음과 같다.

전체 표본과의 차이는 변이계수에서 나타난다. <부표 3-1>에서는 임금의 변이계수가 임금프리미엄에 비해 더 크게 나타났으나 임금프리미엄이 陽인 사업체에서는 임금프리미엄의 변이계수가 더 크게 나타나 임금프리미엄이 陽인 사업체의 경우가 전체보다 임금프리미엄의 사업체간 격차가 더 크다는 것을 나타내고 있다.<sup>30)</sup>

또 임금프리미엄의 임금이 대한 비중이 전체 표본의 경우에는 14.9%이었으나 임금프리미엄이 陽인 사업체의 표본에서는 23.4%로 약 10%포인트 증가하였다. 이는 임금프리미엄이 陽인 사업체가 임금프리미엄의 지급비율이 더 높다는 것을 나타내고 있다.

이와 같이 임금프리미엄이 양인 사업체와 전체 표본간에는 임금프리미엄의 구조에서 현저한 차이가 나타나지만 임금의 크기는 전체 표본이 평균값이 1,865원인데 비해 임금프리미엄이 양인 사업체의 경우에는 2,152원으로 287원 증가하는 데 그쳤다. 이에 반해 임금프리미엄은 전체 표본이 278원, 임금프리미엄이 陽인 사업체 504원으로 임금프리미엄은 226원 증가되어 임금프리미엄의 증가비율이 훨씬 크다.

<표 7> 임금 및 임금프리미엄의 평균, 중간값 표준편차

(단위: 원,시간)

구 모	평 균	중 간 값	변 이 계 수
임 금	2,152	1,484	0.38
임금프리미엄	504	96	1.03

자료 : 사업체 및 개인샘플.

29) 이 절에서는 임금프리미엄이 양의 값을 가지는 사업체에 한해서만 임금과 임금프리미엄의 분포상의 특징을 살펴보기로 한다. 왜냐하면 우리의 주된 분석은 임금프리미엄이 양의 값을 가지는 사업체에 한정되기 때문이다. 전체사업장에 대한 임금과 임금프리미엄의 분포는 부록에서 다루기로 한다.

30) 또 각각의 변이계수의 크기도 임금은 0.43에서 0.38로 줄어들어 임금프리미엄이 양인 사업체에서는 임금의 격차가 전체에 비해서 줄어들었다는 것을 나타내고 임금프리미엄의 변이계수는 0.19에서 1.03으로 크게 증가하여 임금프리미엄이 양인 사업체의 경우 사업체간 임금프리미엄의 격차가 크게 확대되었다는 것을 알 수 있다.

<표 8> 임금 및 임금프리미엄의 계층별 사업체수 분포

(단위 : 사업체수, %)

계 층	임 금	임금프리미엄
HH(75% 이상)	542(63.8)	713(84.0)
HL(50~75%)	241(28.4)	109(12.8)
LH(25~50%)	56( 6.6)	19( 2.2)
LL(25% 미만)	10( 1.2)	8( 0.9)
계	849(100.0)	849(100.0)

주 : ( )안의 수치는 전체에서 차지하는 비중임.

자료 : 사업체 및 개인샘플.

#### IV. 賃金프리미엄과 企業成果와의 關係에 대한 實證分析

##### 1. 說明變數의 設定

##### 가. 변수의 정의

임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 검증하기 위한 제2장의 추정모형을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\ln(F/L)_j = \ln C + a \ln(K/L)_j + (a+b-1) \ln L_j + (b*f) \ln(WP)_j \dots\dots\dots (2.8)$$

$$\ln(WP)_j = w_0 + w_1 \ln(F/L)_j + w_2 U_j + w_3 LIA_j + w_4 MTEN_j + \psi_j \dots\dots\dots (2.9)$$

여기에서 (F/L)<sub>j</sub> 는 기업의 지불능력을 나타내는 1인당 기업성과, K/L은 1인당 자본, L은 노동량, W-p는 임금프리미엄, U는 노조유무, LIA는 기업의 1인당 부채액, MTEN은 기업의 평균근속연수

그런데 최심위의 자료를 충분히 이용하고 또 제2장에서의 모형 이외에 다른 변수를 이용, 설명력을 높이기 위해 다음의 변수를 설명변수로 추가하였다. 가장 중요한 설명변수의 변화는 자본스톡을 나타내는 변수이다. 우리는 각 기업의 자본을 계산할 수 있는 현실적인 자료의 부족으로 각 기업의 자산을 자본에 대한 대리변수로 사용하였다. 그런데 최심위의 조사에 1987년과 1988년의 신규투자가 이루어진 액수가 조사되어 있어 이 2개년도의 신규투자의 합을 자본스톡에 대한 2차자료로 활용하였다. 따라서 모형에서는 자본스톡에 대한

대리변수로 기업의 자산과 2개년도의 신규투자를 별도로 포함시켜 추정한다.

생산함수 추정에 있어서 이외에 노조더미와 중공업더미를 추가하였다. 그 이유는 노조더미의 경우 우리의 표본이 근거하고 있는 1988년이 노사분규가 1,000건 이상 발생한 노조활동의 활성화라는 점에서 노사분규로 인한 생산차질을 고려해 주자는 의미이다. 이외에 노조더미는 노동조합의 생산성 효과도 나타낸다. 중공업더미를 포함시킨 것은 산업특성으로 인한 시장수요의 차이로 인해 생산시설의 가동률의 차이가 발생한 것을 고려해 주기 위해서이다.

그리고 임금프리미엄의 추정식에는 식 (2.9)에 포함된 변수 이외에 사업체의 상용근로자 비중과 대기업, 중공업더미를 추가로 포함하였다. 그 이유는 상용근로자비중의 경우 근로자의 종사상의 지위에 따라 임금지급구조의 차이가 있을 수 있다는 가정하에서, 대기업과 중공업더미의 포함은 임금이 기업규모와 산업특성에 따라 결정메커니즘에 있어서 차이가 있을 것이라는 가정 때문이다. 따라서 식 (2.8)과 식 (2.9)의 기본모형을 유지하면서 변형시킨 우리의 최종 추정모형은 다음과 같다.

$$\ln(F/L)_j = a_0 + a_1 \ln(K/L)_j + a_2 (IV/L)_j + a_3 \ln L_j + a_4 U + a_5 \text{HEAVY} + a_6 \ln(WP)_j + \epsilon_j, \dots (4.1)$$

$$\begin{aligned} \ln(WP)_j = & w_0 + w_1 \ln(F/L)_j + w_2 U + w_3 \text{LIA}_j + w_4 \text{MTEN}_j + w_5 \text{LARGE} + w_6 \text{HEAVY} \\ & + w_7 \text{RPW}_j + \psi_j, \dots (4.2) \end{aligned}$$

여기에서 (F/L)는 기업의 지불능력을 나타내는 1인당 기업성과, K/L은 1인당 자산, IV/L은 1987년, 88년의 1인당 신규투자의 합계, L은 노동량, WP은 임금프리미엄, U는 노조유무, LIA는 기업의 1인당 부채액, MTEN은 기업의 평균근속연수, LARGE는 대기업더미, HEAVY는 중공업더미, RPW는 상용근로자비율.

다음은 이와 같은 우리의 추정모형에 포함되는 설명변수의 구체적 정의이다.

- ① 기업성과 : 이론적으로는 부가가치를 사용해야 하나 부가가치 자료를 구할 수 없어 매출액을 대리변수로 사용하였다. 따라서 우리의 모형에서 사용된 기업성과변수는 사업체의 명목 1인당 매출액이다.<sup>31)</sup>
- ② 자본스톡 : 자본스톡은 대리변수로 1988년도의 사업체의 자산 총액을 사용하였다. 자본량의 대리변수로 1988년 시점에서의 총자산 이외에 1987년, 1988년도의 2년치의 신규투자를 함께 사용하였다.
- ③ 노동량 : 노동량은 그 사업체가 고용하고 있는 총근로자수에 그 기업의 평균 정상근로

31) 기업성과변수는 Wadwani & Wall(1991)과 Levin(1992)도 이 논문과 같이 사업체의 매출액을 사용했다.

시간을 곱한 값으로 하였다.<sup>32)</sup>

- ④ 1인당 부채비율 : 총부채를 근로자수로 나누었다.
- ⑤ 임금프리미엄 : 제3장에서의 설명과 동일
- ⑥ 노조더미 : 노조가 조직된 사업장과 비노조 사업장을 분리하였다.<sup>33)</sup>
- ⑦ 산업더미 : 석유·화학, 1차금속, 조립금속산업을 중공업으로 나머지를 경공업으로 분류하였다.
- ⑧ 규모더미 : 사업체의 총근로자수가 300인 미만을 중소기업으로, 300인 이상을 대기업으로 분류하였다.
- ⑨ 상용근로자 비율 : 사업체의 상용근로자의 전체근로자에 대한 비율
- ⑩ 평균근속연수 : 사업체에 소속된 근로자의 각각의 근속연수의 단순평균이다.

나. 주요변수의 기초통계 및 종속변수에 대한 기대효과

우리의 추정모형에 포함되는 변수들의 기초통계가 다음 <표 9>에 나타나 있다.

<표 9> 주요변수의 기초통계

변 수	평 균 값	표준편차
로그 1인당 매출액(F/L)	3.71	1.17
로그 1인당 자본(K/L)	3.23	1.42
로그 1인당 신규투자(IV/L)	1.36	1.74
로그노동량(LH)	11.34	0.96
로그임금프리미엄(WP)	5.63	1.26
노조더미(U)	0.51	0.50
대기업더미(LARGE)	0.49	0.50
중공업더미(HEAVY)	0.44	0.49
상용근로자비율(RPW)(%)	0.98	0.06
평균근속연수(TEN)(연)	3.61	2.06
1인당 부채비율(LLA)(백만원)	55.23	148.51

32) 기업의 평균 정상근로시간은 그 기업에 소속된 근로자들의 정상근로시간의 단순평균이다.

33) 기존의 임금관련 연구가 대부분 노조원 여부를 노조사업장 여부로 대체해서 사용하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 노조가 조직된 사업장은 임금 및 근로조건이 노조원과 비노조원의 차이를 두지 않는 것이 일반적인 경향이기 때문에 노조원 여부를 노조사업장의 변수로 대체해서 사용하는 것은 추정의 편의를 가져올 가능성이 있다.

## 2. 賃金프리미엄과 企業成果와의 關係 推定

본절에서는 제3장에서 계산한 사업체의 임금프리미엄 자료를 독립변수로 하고 기업체 성과를 나타내는 1인당 매출액을 종속변수로 하여 임금프리미엄의 변화가 기업성장에 어떠한 효과를 가져오는지를 추정한다. 그리고 이 모형의 추정에서는 임금과 기업성장에 관해 모두 자연대수값이기 때문에 계수들은 각각의 변수들의 탄력성을 나타낸다. 즉

$$\ln(P/L)/\ln(WP)=(WP/(P/L))*((P/L)/WP)=a_6 \dots \dots \dots (4.3)$$

가 되어 추정계수는 임금프리미엄 1단위 증가에 대한 1인당매출액의 증가분을 나타내게 된다. 이뿐 아니라 위의 연립방정식 추정모형은 기존의 대부분의 임금격차 연구가 식 (4.2)의 OLS추정에서 그치기 때문에<sup>34)</sup> 우리는 기존연구의 추정결과와 식 (4.2)의 추정에서 얻은 결과를 비교함으로써 우리나라 노동시장에 미치는 제도적 요인들에 대한 비교분석도 아울러 진행시킬 수가 있게 된다.

우리는 이 논문의 전편을 통해 이러한 기존연구와의 비교를 동시에 수행하게 된다. 즉 식 (4.2)의 해석을 통해 우리는 기업간 임금격차가 기업간 성과의 차이에 미치는 효과를 고려하지 않은 채 노동시장의 분단을 연구하는 국내의 기존연구와 본 연구와의 차이를 분명히 할 수 있다.<sup>35)</sup>

### 가. 임금프리미엄이 기업성장에 미치는 효과

임금프리미엄이 기업성장에 미치는 효과의 추정결과가 다음 <표 10>에 정리되어 있다. 임금프리미엄의 기업성장에 대한 추정계수는 0.53으로 양의 값을 가짐과 동시에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 임금프리미엄이 높은 기업이 성과가 높다는 것을 통계적으로 확인하고 있다.<sup>36)</sup> 따라서 우리나라의 제조업에 있어서 효율임금의 존

34) 우리나라에 있어서 임금격차 연구를 하면서 연립방정식 모형을 추정하는 것은 이 논문이 처음이다.  
 35) 본 논문은 추정시 임금 및 기업성과가 외생변수가 아니라 내생변수로 간주하고 있기 때문에 임금 및 기업성과를 외생변수로 간주하고 있는 기존연구에 비해 추정치의 일치성 면에서 우수하다.  
 36) 그러나 이 추정결과의 해석에 있어서 한 가지 주의해야 할 사항은 노동의 관찰되지 않은 질적인 차이가 추정결과에 미치는 효과이다. 만약 노동시장이 완전하다면 임금프리미엄의 차이는 관찰되지 않은 질적인 차이에 대한 보상으로 이해할 수 있고 따라서 임금프리미엄의 기업성장에 대한 효과는 노동의 질적인 차이의 기업성장에 대한 효과를 의미할 수가 있다. 실제로 채창균(1993)은 노동력의 질적인 차이를 조정해 주기 위해 실제임금과 대안임금의 비율을 노동의

재가 통계적으로 확인되고 있다.

이러한 추정결과는 임금이 높을 경우 나타날 수 있는 소득효과를 효율임금효과가 압도하고 있다는 것을 의미한다.<sup>37)</sup> 이는 또 우리나라 기업의 경우 임금이 기업성과를 증진시키는 동기부여의 주요한 정책수단이 된다는 것을 아울러 함축하고 있다.<sup>38)</sup>

임금프리미엄 이외의 변수의 추정결과도 이론이 예측하는 바와 대개 일치하고 있다. 1인당 자산량의 기업성과에 대한 탄력도는 0.44로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그리고 1인당 신규투자의 추정계수도 0.10으로 1% 수준에서 유의하게 나타나 자본의 대리변수로 사용된 변수들의 통계적 유의도가 높게 나타났다. 노동량이 기업성과에 미치는 효과는 추정계수가 陰의 값을 가져 규모에 대한 수확체감으로 보이거나 10% 수준에서 통계적

<표 10> 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과추정(2SLS)

로그 1인당 매출액	추정 계수
상수항	0.01(0.02)
로그임금프리미엄	0.53(4.55)
로그1인당 자산	0.44(7.58)
로그1인당 신규투자	0.10(3.06)
로그노동량	-0.05(-1.31)
중공업더미	-0.11(-1.17)
노조더미	-0.20(-2.24)
$R^2$	0.57
N	438

주: ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

질에 대한 대리변수로 사용해 생산함수를 추정해 陽의 유의한 값을 얻은 바 있다. 그러나 노동시장이 완전하지 않은 상태에서 임금프리미엄을 모두 노동의 질에 대한 보상으로 해석하는 데는 한계가 있을 것으로 보인다. 실제로 외국의 경우 Blackburn & Neumark(1992)는 관찰되지 않은 노동력의 질적인 차이를 근로자의 IQ와 직업세계에 대한 이해도를 대리변수로 사용하여 추정한 결과 이러한 질적인 차이가 직종별 임금격차에는 차이의 10% 정도, 산업별 임금격차에는 20% 정도밖에 영향을 미치지 않는 것으로 보고하고 있다. 또 Wadwani & Wall(1991)도 구체적 수치를 보고하지는 않지만 질적인 차이가 추정결과에 큰 영향을 미치지 않았다고 주장했다. 그러나 우리나라의 경우 서구에 비해 관찰되지 않은 노동의 질적인 차이의 임금격차에 미치는 효과가 클 것으로 예상된다.

37) 이러한 결과는 기회임금의 추정모델의 설정방식에 관계없이 일관된 값을 가진다. 또 기업성과의 추정모델 설정의 차이에도 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 正의 효과는 추정계수의 크기에는 차이가 있었으나 기본적인 차이를 보이지 않았다(본 장의 본론 참조).

38) 이 결과는 임금과 기업성과의 관계를 연구한 것은 아니지만 정연양(1993)에 따르면 근로자들은 개인간·직무간·기업간 임금이 공정한 때 임금이 대한 만족도가 높아진다는 결론을 얻은 바 있다.



유의성이 보장되지 않았다. 중공업더미의 기업성과에 대한 추정치는 10% 수준에서 통계적 유의성이 보장되지 않아 우리가 표본으로 하고 있는 연도에는 산업특성이 기업성과에 독자적인 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 즉 중공업이나 경공업 모두 이 시기의 활황으로 인해 자본장비를 완전히 가동하고 있었다고 할 수 있다. 그러나 노조의 효과는 5% 수준에서 유의한 陰의 값을 가져 1988년에 빈발한 파업이 기업성과에 영향을 미쳤다는 것을 나타내고 있다.<sup>39)</sup>

지금까지의 분석결과를 시장임금을 초과하는 임금의 지급은 근로자들의 근로의욕을 높여 기업의 성과를 증가시키는 데 正의 영향을 미친 것을 의미한다. 따라서 기업간 임금격차를 효율임금에 의한 격차로 해석할 수 있다. 이는 기업의 임금프리미엄이 기업이윤의 증대를 가져옴을 의미한다고 할 수 있다.<sup>40)</sup>

이러한 본 논문의 추정결과는 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 正의 효과는 렌트배분이 임금프리미엄에 미치는 효과를 제거한 후에도 여전히 일관된 값을 가지므로<sup>41)</sup> 우리나라 기업들의 임금격차를 효율임금의 입장에서 해석하는 본 논문의 가설은 채택된다고 할 수 있다.<sup>42)</sup> 즉 임금프리미엄과 기업성과간에는 체계적인 正의 관계가 있다. 기업들은 그들의 기업성과를 높이기 위해 근로자들의 임금을 시장임금보다 높게 유지하고 있으며 이러한 기업들의 효율임금관리정책은 효과가 있는 것으로 해석된다.<sup>43)</sup>

39) 노동조합의 생산성을 연구한 채창균(1993)에 따르면 1984년과 1989년의 자료를 이용, 노동조합의 기업성과에 미친 효과를 추정할 결과 추정방법에 관계없이 노동조합이 기업성과에 미치는 유의한 효과가 관찰되지 않는다고 보고하고 있다.

40) 물론 매출액이 늘어난다고 해서 기업의 이윤이 증대하는 것은 아니나 1988년의 경우 3저호황이 아직 계속되고 있던 시기로서 매출액의 증대가 기업이익의 증대를 가져왔을 것으로 추정하는 데 큰 문제가 없으리라는 생각이다.

41) 우리의 모형에서는 연립방정식 추정을 통해 이를 해결하고 있다.

42) 우리는 임금프리미엄에 대한 다양한 개념을 사용해 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 추정해 보았으나 기본적인 결과에 차이가 없었다. 임금프리미엄을 계산하지 않고 임금을 설명 변수로 사용한 다음 식(12)에서 인적속성을 함께 고려했을 경우 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 탄력도는 0.89로 본문의 결과보다는 탄력도가 크게 나타났다. 또 대안임금(alternative wage)으로 1988년의 제조업평균 시간당 임금을 사용했을 경우 0.27로 본문의 추정결과와 거의 동일한 탄력도를 얻었다. 임금을 임금프리미엄에 대한 대리변수로 사용했을 때 탄력도가 더 높게 나타난 것은 학력, 경력 등의 생산성에 미치는 효과가 임금에 포함되어 있기 때문으로 풀이된다.

43) 동일한 모형을 사용해 영국의 219개 제조업을 추정한 Wadwani and Wall(1991)의 연구에서는 임금프리미엄이 매출액에 미치는 탄력성이 0.39, 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 본 논문과는 모형이 다르나 효율임금 검증으로 해석할 수 있는 동일 제조업 300개 시계열 자료를 이용, t기의 임금프리미엄과 t+1기의 기업성과와의 관계를 추정한 이종훈(1991)에서는 추정 계수가 양의 부호를 보이기는 하나 통계적으로 유의하지 않게 나타난 바가 있다.

## 나. 기업성과가 임금프리미엄에 미친 효과

다음 <표 11>은 임금프리미엄이 어떤 요인에 의해 결정되는가를 추정한 결과이다. 이 결과는 앞절의 기업성과에 미치는 임금프리미엄의 효과를 추정하는 데 있어 기업성과가 임금프리미엄에 미치는 효과를 배제하기 위해서 연립으로 추정한 결과이다. 우리는 이와 같은 추정식을 통해 모형의 연립성의 문제를 해결할 수 있을 뿐 아니라 임금프리미엄을 결정하는 요인이 무엇인지에 대한 시각을 제공받을 수 있다는 것을 앞의 소절에서 언급한 바 있다. 또 이는 지금까지 임금격차를 연구하는 대부분의 연구결과들이 식 (4.2)만을 단독으로 추정하면서 오는 연립성의 문제를 해결할 수 있다는 점에서 기존의 임금격차 연구를 한 단계 진전시키는 의미를 갖는다.

추정결과 기업성과의 대리변수인 1인당 매출액이 임금프리미엄 결정에 미치는 효과가 0.31로 양의 값을 가질 뿐 아니라 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 식 (4.2)의 추정결과는 우리나라 제조업에 있어서의 렌트배분가설을 경험적으로 강력히 지지하고 있다.

이는 기업들이 그들의 이익의 일부를 자발적이든 또는 근로자들의 요구에 의해서이든 생산성 향상과는 별개의 목적으로 근로자들에게 배분한다는 것을 의미한다.<sup>44)</sup> 그러나 교섭력의 대리변수인 노조더미의 임금프리미엄에 대한 영향은 양의 값을 가지긴 했으나 통계적 유의성이 없어 노동조합이 임금프리미엄에 미치는 효과는 없는 것으로 추정되었다.

이 두 결과를 종합하면 기업의 지불능력이 없는 상황에서 노동조합은 임금인상에 성공하지 못한다는 것을 의미한다. 이와 관련하여 조우현(1992)은 지불능력에 대한 대리변수로 산업집중도를 사용, 임금이 미치는 효과를 노조가 유명무실하던 1984년과 노조가 활성화된 이후인 1989년을 대상으로 추정한 다음, 1984년에는 산업집중도의 임금인상에 미치는 효과가 대단히 크게 나타나고 1989년에는 산업집중도의 임금인상 효과가 근소하게 나타났다고 보고하면서 독과점부문의 고임금이 노조의 임금인상 압력으로 높아진 것은 아니라는 주장을 펴고 있다. 그러나 그의 분석도 노동조합을 직접적으로 설명변수로 포함시켜 추정하지 않은 한계를 지니고 있다.

본 논문은 이러한 연구와는 달리 노조와 지불능력을 동시에 포함시켜 추정한 결과 노조의 상대적 임금효과가 없는 것을 밝혀낸 것으로서 이는 노동조합이 그들의 임금인상 전략이 기업의 지불능력이 존재하는 상황하에서만 성공할 수 있다는 것을 나타낸다. 따라서 노동조합부문의 고임금이 기업의 지불능력을 전제하지 않고는 성립되지 않기 때문에 노조부문의 고임금을 억제하기 위해서는 노조부문의 높은 지불능력을 제거해 주는 작업이 선행

44) 왜냐하면 기업들이 생산성 향상을 위해 지불하는 임금프리미엄은 효율임금으로서 식 (4.1)에 의해 통제되기 때문에 여기서의 효과는 순수한 렌트배분에 의한 것이다.

되어야 한다. 이는 조우현의 주장과 같다.

기업규모가 임금프리미엄에 미치는 효과도 기존 연구와는 다른 경향을 띠었다. 추정결과 기업규모더미의 추정계수가 양의 값을 가지긴 했으나  $P < 0.10$  수준에서 통계적 유의성을 가지지 못하였다. 따라서 지불능력을 컨트롤할 경우 기업규모는 임금인상에 독자적인 영향을 미치지 않는 것으로 해석된다.

이러한 추정결과는 기업규모간에 노동시장이 분단되어 있다는 기존연구(박원구·박세일(1984), 이원덕(1987)), 정인수(1991)의 결과와는 다른 발견이다. 이들의 연구는 모두 기업규모가 임금프리미엄의 결정에 유의한 영향을 미치고 있다고 주장하고 있다. 그러나 이에 반해 산업특성은 지불능력과 독립적으로 임금프리미엄 결정에 영향을 미치고 있는 것으로 추정되었다. 석유, 화학 제1차금속, 조립금속을 1로 두고 나머지를 0으로 하여 산업특성이 기업성과에 미치는 효과를 추정한 결과 추정계수가 0.41로 양의 유의한 통계값을 가졌다. 이는 지불능력을 통제하고 난 이후의 추정치이기 때문에 지불능력을 고려하더라도 산업에 따라서 임금프리미엄에 독립적으로 영향을 미치는 메커니즘이 존재한다는 것을 나타낸다.

이와 같이 본 논문의 추정결과 임금프리미엄을 결정하는 데는 중공업 여부와 기업의 1인당 매출액이 중요한 역할을 하고 있다는 사실이 확인되었다. 중공업더미의 추정치는 0.41이고 1인당 매출액의 추정치는 0.31로 이 두 변수의 추정치의 상대적 크기가 가장 크다.

이외에는 임금프리미엄에는 기회임금의 추정시 고려하지 않은 근속연수, 상용근로자비율 등이 양의 유의한 값을 가졌다. 따라서 기업의 임금프리미엄은 기업의 특수 인적자본에 따라 차이가 난다는 사실을 나타내고 있다.

<표 11> 기업성과가 임금프리미엄에 미친 효과 추정결과(2SLS추정)

로그임금프리미엄	추정계수
상수항	2.27(2.54)
로그1인당 매출액	0.31(3.03)
근속연수	0.14(4.61)
1인당 부채	$9 \times 10^{-5}(0.18)$
상용근로자비율	1.23(1.40)
노조더미	0.12(1.06)
대기업더미	0.05(0.50)
중공업더미	0.41(3.78)
$R^2$	0.25
N	438

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

이같은 본 논문의 추정결과는 기업간 임금격차가 효율임금에 의해서만이 아니라 기업이 속해 있는 산업특성, 기업의 지불능력 등에 의해 발생한다는 것을 의미하고 있다. 즉 우리나라의 노동시장에 있어서 임금결정의 주요 요인은 인적자본, 기업의 효율임금정책, 상품시장에서의 독과점력, 산업특성으로 나타나는 산업의 성장가능성 등이 복합적으로 작용한다.

### 3. 賞與金과 企業成果와의 關係 推定

본 절에서는 임금이 아니라 상여금이 기업성과와 어떠한 관계를 가지는가를 분석한다. 상여금을 별도로 하여 분석하는 이유는 87년 이후 노동조합이나 기업측이 고율의 임금인상 압력에 직면하여 기본급보다는 상여금 인상 등으로 이를 우회해 온 측면이 많기 때문이다. 특히 우리나라의 경우 일시해고 등의 제도가 없고 해고가 제한되어 있기 때문에 기업이 상품시장의 불확실성을 흡수하기 위해 상여금제도를 활용하고 있기 때문이다. 따라서 기업은 기본급보다는 상여금을 기업성과에 대한 유인수단으로 활용할 가능성이 더 높다.

이와 같은 가정이 성립한다면 우리의 모형에서는 상여금의 기업성과에 대한 효과가 전체임금에 대한 효과보다 더 클 것이라고 예상해 볼 수 있다. 따라서 본절에서는 기업들이 임금 중 상여금을 임금의 다른 부분에 비해 기업성과를 증대시키기 위한 유인도구로 활용하는 정도가 높은지를 검증한다.

모형의 설정 및 상여금프리미엄 계산 등의 방법론은 임금프리미엄을 구할 때와 동일하다. 즉 상여금만을 별도로 하여 기회임금을 추정하고 상여금의 프리미엄을 구하여 상여금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과를 추정하였다.

#### 가. 상여금 기회임금의 추정

다음 <표 12>는 상여금을 이용하여 기회임금을 추정한 결과이다. 상여금만을 사용하여 기회임금을 추정한 결과 임금 전체를 사용했을 때에 비해 여러 차이점이 존재하는 것으로 나타났다. 다음은 이러한 차이에 대한 요약이다.

상여금을 이용한 기회임금의 추정에서도 포함된 모든 인적자본변수가 통계적으로 유의한 값을 보여 우리가 일반적 인적속성으로 설정한 변수들이 상여금의 경우에도 여전히 설명력이 높다는 것을 보여주고 있다.

그러나 이와 같은 추정결과는 임금의 경우에 비해 많은 차이를 보여주고 있는데 먼저 학력에 대한 수익률의 차이가 더 확대되었다. 임금의 경우 <표 6>에서 나타난

<표 12> 상여금을 이용한 기희임금 추정계수

로그상여금	추정계수
상수항	4.99(625.9)
중졸더미(EDU2)	0.07(9.70)
고졸더미(EDU3)	0.24(28.9)
초대졸더미(EDU4)	0.39(26.0)
대졸더미(EDU5)	0.79(58.3)
경력연수(EXP)	13(111.2)
경력연수사승(EXP2)	003(-62.4)
사무직더미(WHITE)	22(33.5)
남성더미(MALE)	0.13(24.3)
R <sup>2</sup>	0.24
N	128,086

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

바와 같이 중졸더미의 추정치가 0.07, 고졸 0.15, 초대졸 0.26, 대졸 0.51인데 비해 상여금의 경우에는 위의 <표 12>와 같이 중졸 0.07, 고졸 0.24, 초대졸 0.39, 대졸 0.79로 학력간 수익률의 격차가 확대되고 있는 것을 확인 할 수 있다.

또 性과 직종의 추정계수도 임금에 비해 상여금을 이용한 결과가 대조적인 현상을 보여 주고 있다. 임금의 경우에는 직종에 비해 性의 추정계수가 더 컸으나 상여금의 경우에는 이와는 반대로 직종이 性에 비해 추정계수가 더 크다. 이는 노동시장의 분단 정도는 性이 직종에 비해 더 크지만 성과의 배분의 의미를 갖는 상여금의 분배는 性보다는 직종을 위주로 이루어지고 있다는 것을 의미한다.

그리고 이와 같은 추정계수의 크기는 임금프리미엄의 0.53에 비해 더 크다. 이는 임금에 비해 상여금이 동일한 액수로 증가하였을 때 기업성과에 미치는 효과가 더 크다는 것을 의미한다.

#### 나. 상여금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과

<표 13>에 나타난 바와 같이 임금프리미엄의 추정치보다 상여금프리미엄의 추정치가 0.65로 양의 값을 가지고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 상여금프리미엄도 기업성과에 유의한 양의 효과를 가진다는 것을 나타내고 있다. 따라서 이와 같은 추정결과는 임금보다는 상여금이 기업성과에 미치는 효과가 더 클 것이라는 우리의 가설을 확인하고 있다고 할 수 있다. 따라서 이 추정결과로 볼 때 기업들은 기본급을 포함한 전체 임금보다는 상여금을 근로자들의 근로의욕제고를 위한 수단으로 주로 활용해 왔다는 것을 알 수

&lt;표 13&gt; 상여금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과추정

로그상1인당 매출액	추정계수
상수항	0.89(1.53)
로그상여금프리미엄	0.65(4.72)
로그1인당 자산	0.28(4.54)
로그1인당 신규투자	0.14(4.80)
로그노동량	-0.11(-2.61)
중공업더미	-0.21(-2.14)
노조더미	-0.20(-2.29)
R <sup>2</sup>	0.51
N	490

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

있다. 이 결과는 또 상여금을 이용할 때 기업성과의 증대가 더 용이할 것이라는 사실을 의미하기도 한다.

#### 다. 기업성과가 상여금프리미엄에 미치는 효과

상여금프리미엄에 미치는 기업성과 및 기업특성요인들은 임금프리미엄의 경우와 많은 차이를 보여주고 있다.

먼저 지불능력의 추정계수가 0.53으로 임금프리미엄을 이용했을 때의 0.31에 비해 크게 증가하였다. 이는 기업들이 지불능력이 발생했을 때 기본급보다는 상여금에 대한 배분을 더 선호한다는 것을 의미한다. 이는 앞의 상여금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과와 더불어 향후 기업의 임금정책에 주요한 시사점을 던지고 있다. 즉 기업들은 경기의 호조로 지불능력이 발생했을 때 상여금을 근로의욕에 대한 인센티브수단으로 사용하는 것이 더 효과적일 뿐 아니라 기본급의 인상은 향후 경기가 나빠졌을 때 다시 조정할 수 없는 성질의 것임에 비해 상여금은 조정이 비교적 쉽기 때문에 임금 신축성의 측면에서도 상여금의 사용이 유리하다.

기업규모의 효과도 임금 전체에 대한 추정치와는 달리 1% 수준에서 통계적 유의성이 확인되고 있다. 이는 대기업들이 임금인상을 주로 상여금 인상으로 행해 왔다는 것을 의미한다.

중공업의 추정치의 크기는 임금을 이용했을 때와 동일하다. 그리고 노조더미의 추정치도 임금을 이용했을 때와 동일한데 이는 노조의 임금인상 효과가 상여금에서도 나타나지 않는다는 것을 의미한다.

<표 14> 기업성과가 상여금프리미엄에 미치는 효과 추정(2SLS추정)

로그상여금프리미엄	추정계수
상수항	2.29(6.71)
로그1인당 매출액	0.53(5.30)
근속연수	0.09(3.41)
부채비율	-4*104(-0.92)
상용근로자비율	0.34(1.09)
노조더미	0.13(1.40)
대기업더미	0.29(3.09)
중공업더미	0.40(4.42)
R <sup>2</sup>	0.29
N	490

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

이외에 근속연수의 추정치도 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가지긴 했으나 임금에 미치는 영향에 비해 그 크기가 줄어들었다. 이는 임금의 결정시보다는 상여금의 결정시에는 근속연수에 대한 배려가 적다는 것을 의미한다.

4. 模型設定의 差異에 따른 推定計數의 變化

우리는 제2장에서 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과가 추정모형에 따라 어떠한 차이를 갖는가를 살펴볼 필요가 있다. 이는 추정모형의 차이에 따라 임금프리미엄의 추정계수가 통계적 유의도가 다르거나 부호가 변한다면 효율임금의 존재가 추정모형의 설정에 의존하는 것이 되기 때문에 이러한 가능성을 짚어보기 위해서라도 다양한 모형을 통해 효율임금의 존재가 안정적인지를 검토해야 한다. 따라서 본절에서는 추정모형의 변화가 우리나라 제조업에 있어서 효율임금의 존재에 대한 결론에 영향을 미치는지를 검토하기로 한다.

가. 신규투자를 설명변수로 추가하지 않은 모형

이 모형은 신규투자를 설명변수로 추가하지 않음으로써 자본스톡의 변화가 임금프리미엄과 기업성과 관계의 본질적인 내용을 변화시키는지 검토하기 위해 설정하였다. 모형의 기본성격은 제2장과 같으나 신규투자를 독립변수에서 제외한 것이 다르다.

다음은 추정모형이다.

$$\ln(F/L)_j = a_0 + a_1 \ln(K/L)_j + a_2 \ln L_j + a_3 U + a_4 \text{HEAVY} + a_5 \ln(WP)_j + \epsilon_j \dots\dots\dots (4.4)$$

$$\ln(WP)_j = w_0 + w_1 \ln(F/L)_j + w_2 U + w_3 \text{LIA}_j + w_4 \text{MTEN}_j + w_5 \text{LARGE} + w_6 \text{HEAVY} + w_7 \text{RPW}_j + \psi_j \dots\dots\dots (4.5)$$

<표 15> 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과추정(2SLS추정)

로그1인당 매출액	추정계수
상수항	-0.10(-0.20)
로그임금 프리미엄	0.49( 5.37)
로그1인당 자산	0.52( 14.3)
로그노동량	-0.04(-1.31)
중공업더미	-0.12(-1.78)
노조더미	-0.10(-1.54)
R <sup>2</sup>	0. 58
N	753

주 : ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

신규투자를 설명변수로 추가하지 않을 경우 추정에 사용되는 사업체수가 2배 가량 증가한다. 이는 1987년과 1988년 2개년 동안 임금프리미엄이 陽인 업체도 신규투자가 이루어지지 않은 사업체가 거의 절반에 해당한다는 것을 의미한다.

신규투자를 이용하지 않은 모형에서도 임금프리미엄의 기업성과에 대한 추정치의 계수는 0.49로 陽의 값을 가졌으며 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 신규투자의 포함 여부가 효율임금의 존재에 대한 본 논문의 본질적인 차이를 가져오지는 않는다.

나. 종속변수를 1인당으로 변환시키지 않은 생산함수의 모형

이 모형은 종속변수를 1인당 매출액으로 하지 않고 매출액으로 하였을 때의 임금프리미엄 기업성과 관계가 변화하는지를 살펴본다. 추정모형은 다음과 같다.

$$\ln(F)_j = a_0 + a_1 \ln(K)_j + a_2(IV)_j + a_3 \ln L_j + a_4 U + a_5 HEAVY + a_6 \ln(WP)_j + \epsilon_j \dots\dots\dots (4.6)$$

$$\ln(WP)_j = w_0 + w_1 \ln(F/L)_j + w_2 U + w_3 LIA_j + w_4 MTEN_j + w_5 LARGE + w_6 HEAVY + w_7 RPW_j + \phi_j \dots\dots\dots (4.7)$$

추정결과가 다음표에 정리되어 있다.

기업의 성과를 1인당으로 추정하지 않은 경우의 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과도 1인당으로 하였을 경우와 큰 차이가 없다. 임금프리미엄 변수의 추정치는 0.46으로 양의 값을 보였고 통계적 유의도도 1% 수준에서 보장되고 있다. 단지 1인당으로 추정했을 때의 0.53에 비해 조금 줄어들었다. 그러나 R<sup>2</sup>의 값이 0.77로 높아져 1인당으로 추정했을 때의 0.58에 비해 모형의 적합도는 크게 높아졌다.



&lt;표 16&gt; 임금프리미엄이 기업성과에 미치는 효과추정 결과(2SLS추정)

로그 매출	추정계수
상수항	-2.26(-2.95)
로그임금 프리미엄	0.46( 4.32)
로그자산	0.55( 13.0)
로그신규투자	0.01( 0.26)
로그노동량	0.37( 6.39)
중공업더미	-0.04(-0.56)
노조더미	-0.20(-2.37)
R <sup>2</sup>	0.77
N	438

주: ( )안의 수치는 추정치의 t값을 나타냄.

이와 같은 추정결과는 우리의 모형이 1인당으로 변화시키는 것에 의해 크게 영향받지 않는다는 것을 나타낸다.

## V. 結論 및 政策的 含意

### 1. 政策的 含意

본 논문의 발견을 종합하면 노동시장분단론이나 시장구조론에 입각한 기업간 임금격차를 설명하는 기존 연구들과는 달리 우리나라의 기업간 임금격차는 지불능력의 차이나 노동조합의 교섭력에 의해서만 발생하는 것이 아니라 기업들의 효율임금에 의해서도 발생한다는 것을 알 수 있다. 즉 우리나라 기업간 임금격차는 노동시장의 분단이나 상품시장구조에서 오는 렌트를 근로자들에 나누어 주는 과정에서만 발생한 것이 아니라 기업들이 임금을 근로의욕에 대한 인센티브 기능으로 활용하는 과정에서도 발생하고 있음을 알 수 있다. 다시 말하면 서구에서 논의되는 효율임금이 우리나라의 제조업에서도 존재한다는 것이 확인되고 있다. 이는 우리나라의 기업간 임금격차가 나름대로의 경제적 합리성을 가진 부분이 있다는 사실을 의미한다.

이러한 발견은 우리나라 근로자들이 자신들의 임금이 자신이 소유한 노동력의 기회비용을 초과할 때 단지 그것을 즐기지만 하는 것이 아니라 그에 대한 선물로 열심히 일을 하여(Akerlof, (1982) 기업주들에 대해 보답하고 있다는 것에 대한 증거가 된다. 그리고 이와

같은 효율임금은 우리나라의 경우가 외국에 비해 그 크기가 더 크다. 따라서 이와 같이 효율임금이 우리나라의 기업에 존재한다는 사실은 단지 임금수준이 다른 기업에 비해 높고 해서 그것이 경영에 애로요인이 된다고 단언할 수는 없다는 것을 함축하고 있다.

이 결과는 또 기업간 임금격차가 이와 같이 기업간 생산성의 차이를 가져오는 바를 고려하지 않고 외부에서 무리하게 평준화시키려는 시도는 오히려 근로자들의 근로의욕을 저하시키고 이는 경제 전체의 효율저하를 가져올 수 있다는 것을 의미하기도 한다. 이에 따라 근로자간 임금격차를 완화시키기 위해 정부가 임금가이드라인 정책을 추진하는 데는 이와 같은 임금격차가 기업성파에 미치는 효과를 고려하면서 시행해야 할 것으로 보인다.

그러나 동시에 본 논문의 중요한 또 하나의 발견은 기업의 임금차이를 가져오는데 기업의 지불능력이 중요한 역할을 한다는 사실이다. 이는 기업들이 독과점이나 다른 요인에 의해 취득된 지불능력이 근로자들에게 배분되는 과정을 통하여 근로자들의 임금격차를 형성하고 있다는 것을 의미한다. 이는 기존의 분단노동시장이나 시장구조가설에서 주장하는 바가 통계적으로 근거를 갖고 있다는 사실을 나타낸다.

이외에 상여금을 이용한 효율임금의 효과 추정에서는 우리는 전체 임금보다는 상여금이 기업성파에 미치는 효과가 더 크다는 사실을 확인하였다. 즉 우리나라의 경우 기업들은 전체 임금보다는 상여금에 대한 프리미엄 지급을 통해 기업성파의 증대를 꾀하려는 경향이 더 강하다는 사실을 발견하였다. 그리고 기업들은 지불능력이 발생했을 때 전체 임금보다는 상여금에 배분하는 정도가 더 크다는 사실도 이번 논문에서 발견한 결과이다.

이외에 우리나라의 제조업의 효율임금은 효율임금을 검증하는 모형의 차이와 관계없이 존재한다는 것도 확인하였다. 이러한 사실은 우리나라의 경우 효율임금의 존재가 상당히 안정적이라는 사실을 반영하고 있다.

## 2. 本論文의 限界

본 논문은 시장임금을 초과하는 임금을 근로자들에게 지급할 경우 근로자들의 근로의욕이 높아진다는 효율임금가설을 우리나라에 대해 실증분석한 결과이다.

이 결과 우리나라 제조업의 경우 효율임금가설이 적용된다는 결론을 얻을 수 있었다. 그러나 본 논문은 시계열 분석 대신에 횡단면 분석을 통해 이러한 가설을 검증함으로써 기업간에 존재할 수 있는 인적자본의 차이를 배제하는 데 한계를 안고 있다.

비록 본 논문에서는 기업간의 인적속성의 차이를 통제하기 위해 근로자의 인적속성에 관련된 자료를 이용, 인적속성이 임금에 미치는 효과를 배제하기 위해 노력했으나 이는 자료로 드러난 경우에 한하였다. 따라서 관찰되지 않는 인적속성(unobserved heterogeneity of human capital)이 임금에 미치는 효과는 그대로 통제되지 않은 채 남아 있을 수밖에 없

다는 한계를 안고 있다. 따라서 이의 해소와 관련된 문제는 추후의 연구과제로 남는다.

이같은 관찰되지 않는 인적속성의 차이를 통제하는 방법으로는 동일한 회사의 시계열 자료를 통해 효율임금의 효과를 분석하는 것이 한 방법이 될 수 있으나 본 논문에서는 이를 수행하지 못하였다. 따라서 앞으로의 연구는 이러한 방향에서 횡단면 자료와 시계열 자료를 동시에 분석해야 할 것이다.

두번째로 본 논문은 분석대상이 근로자 100인 이상의 기업에 한정되었다. 비록 기회임금의 추정에 있어서는 10인 이상의 사업체를 대상으로 하여 추정하였지만 임금프리미엄이 기업성가에 미치는 효과를 추정하는 표본을 100인 이상의 규모에 한정된 것은 본 논문에서 얻은 결과를 전체 산업으로 확대하는 데 있어서 명백한 한계를 갖는다고 할 수 있다. 따라서 향후 연구는 분석대상을 확대하는 문제도 해결해야 할 것이다.

세번째는 생산함수를 추정함에 있어 설명변수 설정의 한계이다. 본 논문은 기업의 자본스톡에 대한 대리변수로 기업의 자산과 신규투자를 사용했고 지불능력의 대리변수로 기업의 매출액을 사용하였다. 그런데 정확한 분석을 위해서는 자본스톡에 대한 추계와 기업의 지불능력의 원천인 이윤을 사용해 추정해야 한다. 향후 이같은 설명변수에 대한 정의의 엄밀함도 개선되어야 할 부분들이다.

그러나 본 논문은 이러한 한계에도 불구하고 우리나라 제조업에서도 효율임금의 가설이 부정되지는 않는다는 우리나라 최초의 실증분석 결과를 얻은 것을 기여라면 기여라고 할 수 있다.

## 參 考 文 獻

- 류장수, 「한국노동시장의 숙련별 분단구조」, 서울대학교 대학원 경제학과 박사학위 논문, 1993.
- 박기성, 『한국의 숙련형성』, 한국노동연구원, 1992.
- 박희규·박세일, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984.
- 배무기, 「노동조합의 상대적 임금효과」, 『한국노동연구』, 한국노동연구원, 1989.
- 윤종일, 「효율성 임금에 관한 연구」, 서울대학교 대학원 경제학과 석사학위논문, 1992.
- 이종훈, 「상여금과 기업성과」, 『반기 국민경제제도연구』, 국민경제제도연구원, 1991.
- \_\_\_\_\_, 「임금프리미엄의 결정요인」, 한국개발연구원 부설 국민경제교육연구소, 1992a.
- \_\_\_\_\_, 「임금체계의 현황 및 개선방향」, 한국개발연구원 부설 국민경제교육연구소, 1992b.
- 정인수, 『한국의 임금구조 - 6.29 이후의 변화』, 한국노동연구원, 1991.

- 조영철, 「분단노동시장과 노동의 효율적 배분」, 고려대학교 대학원 경제학과 박사학위논문 1993.
- 조우현, 「산업화 과정에서 나타난 노동수요특성과 임금 및 임금구조의 결정」, 이대근·박덕제·조우현·박진도, 『한국의 공업화와 노동력(II)』, 한국경제연구원, 1991.
- \_\_\_\_\_, 「경제력집중이 임금 및 임금구조에 미치는 영향」, 『학술대회발표논문』, 한국계량경제학회, 1992.
- 채창균, 「독점·비독점 부문별 노동조합의 상대적 임금효과」, 서울대학교 대학원 경제학과 박사학위 논문, 1993.
- 최상철, 「한국의 재벌기업과 비재벌기업의 임금격차에 관한 연구 - 제조업을 중심으로」, 경희대학교 대학원 경제학과 박사학위논문, 1991.
- 황인태, 「기업간 임금격차가 기업성장에 미친 영향 분석」, 서울대학교 대학원 박사학위 논문, 1994.
- Akerlof, G. A. (1984), "Gift Exchange And Efficiency Wage Theory : Four Views," A. E. R Paper And Proceedings 74, No.2, pp.79~83.
- Carmichael, L., (1983). "Firm-Specific Human Capital and Promotion Ladder," *Bell Journal of Economics*, Vol.4, No.1, 251~258.
- Cappelli, P. and Chauvin (1991), "An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis," Q.J.E. (August), pp.768~787.
- Kats, L. (1986), "Efficiency Wage Theory : A Partial Evaluation," N.B.E.R Macroeconomics Annual, pp.235~276.
- Krueger, A. B. and Summers. L. H., (1988), "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica*, 56, No.2, pp.259~294.
- Lewis, E., (1960), "Incentive Wage Payment in Manufacturing," M.L.R, pp.190~193.
- Malcomson, J. (1981), "Unemployment and the Efficiency Wage Hypothesis," *E. J.*, 91, No.364, pp.848~866.
- Wadwani, S. B. and Wall, M. (1991), "A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using Uk Micro-Data," *Oxford Economic Paper*, 28, pp.185~207.
- Weiss, A. (1985), "Wages and Absentism," *E. L.*, 19, pp.277~279.
- Yellen, J. (1984), "Efficiency Wage Models of Unemployment," *A.E.R.*, 74, No2, pp.200~208.
- Chong Hoon Rhee(1990), "Studies on the Determinants of Wage Settlements and Strike Activities in Korea," Conell University, Unpublished Ph. Dissertation.