

勞 動 經 濟 論 集
 第20卷(1), 1997.7. pp.37~58
 © 韓國 勞 動 經 濟 學 會

企業패널資料를 利用한 效率賃金假說의 實證分析

- 監督模型과 贈物交換模型을 中心으로

최 영 섭*

〈目 次〉

I. 머리말	대한 分析
II. 分析資料	V. 任意係數 模型의 分析
III. 變數의 設定	VI. 맺음말
IV 生産性 決定要因에	

I. 머리말

效率賃金假說(efficiency wage hypothesis)에 따르면 기업의 이윤이 임금의 증가함수로 정의되는 구간이 존재한다. 그에 따라 노동시장에서 여러 가지 불균형 현상, 예를 들어 賃金の 하방경직성과 비자발적 실업 등이 나타나게 된다. 그 원인으로 는 여러 가지가 제시되지만, 그 중 대표적인 것으로 근로자의 노력(effort)이 임금의 증가함수라는 주장을 들 수 있다. Shapiro & Stiglitz(1984), Bowles & Gintis(1990)의 監督模型(monitoring model)과 Akerlof & Yellen(1988, 1990)의 贈物交換模型(gift-exchange model)에 따르면, 노동시장에서의 계약은 실제 생산과정에서 지출되는 有效勞動(effective labor)의 크기를 결정하지 못한다. 有效勞動의 크기는 각 기업의 임금 및 인사관리전략에 따라 달라지는데, 특히 임금

* 통계청

의 증가함수로 정의된다. 따라서 기업은 이윤극대화를 위해 시장청산임금 이상의 임금을 지급하게 되고, 비자발적 실업 등이 나타나게 된다.”

그러나 동시에 이 두 모형은 기업과 근로자의 상호 행동에 대해서는 상반된 가정을 하고 있다. 監督模型은 노사의 행동이 기회주의적(opportunistic)임을 강조하면서, 가장 중요한 동기유발 수단은 기업의 解雇威脅이라고 주장한다. 즉 근로자는 해고위협이 존재하는 상황에서만 현직장에서의 고용프리미엄을 누리기 위해 유효노동량을 증가시키게 된다. 한편 贈物交換模型에서는 노사간의 관계가 互惠的일 수 있으며, 특히 근로자들의 집단적 노동규범에 대한 존중이 중요함을 강조한다. 기업의 ‘公正’한 행동은 근로자들의 보상행동을 이끌어낼 수 있고 그에 따라 생산성이 증가할 수 있다. 따라서 監督模型과 贈物交換模型은 有效勞動의 가변성을 공통적으로 가정하면서도, 효과적인 동기유발 수단의 성격에 대해서는 상반되는 주장을 제시하고 있다.

이 글에서는 우리나라 제조업 320개 기업에 대한 3개년 패널 데이터를 이용하여, 근로자의 노력이 임금의 증가함수라는 效率賃金假說의 핵심적인 주장과, 그 구체적인 작동메커니즘을 監督模型(monitoring model)과 贈物交換模型(gift exchange model)에 대한 검토를 통해 규명하게 된다.

그간 우리나라에서 效率賃金假說을 실증분석한 경우 신고전파이론으로는 설명되지 않는 임금격차가 존재하는 것을 통해 간접적으로 그 타당성을 주장하거나(조영철, 1993), 직접 기업의 성과가 임금프리미엄의 증가함수라는 것을 보인 연구(황인태, 1995) 등이 있었다. 이들 분석들이 모두 效率賃金假說을 지지하고 있지만, 有效勞動의 증가메커니즘에 대해서는 명시적이고 일관된 분석이 이루어지지 않은 것으로 보인다. 따라서 이 글에서는 效率賃金假說의 일반적 예측의 입증뿐만 아니라 그 구체적인 작동메커니즘의 분석에 초점을 맞추게 된다.

이 글의 분석 결과를 간단히 요약하면, 우리는 1990년대 초에 우리나라 제조업에서 效率賃金假說의 예측이 잘 입증됨을 볼 수 있다. 즉 노동시간당 부가가치 生産性에 영향을 미치는 여타 요인들을 통제한 상태에서, 賃金프리미엄의 증가가 生産性을 유의하게 증가시키는 것을 볼 수 있다. 이는 노동자의 노력이 임금의 증가함수라는 效率賃金假說의 핵심적 주장이 잘 입증된다는 것을 의미한다. 또한 監督模型과 贈物

1) 한편 Salop(1978), Campbell(1993) 등의 노동이동모형(labor turnover model)과 Weiss(1990)의 역선택 모형(adverse selection model)은 유효노동의 가변성을 가정하지 않고, 이직의 방지와 우수한 노동자의 선발을 위해 시장청산임금 이상의 임금이 지급된다고 주장한다. 효율임금가설의 여러 모형에 대해서는 Katz(1986) 참조.

交換模型 중 監督模型보다는 賸物交換模型의 예측이 잘 입증되는 것을 볼 수 있다. 예를 들어, 감독투입의 증가는 生産性에 영향을 미치지 않는 반면, 기업의 不公正性和 관련된 여러 지표들은 生産性에 뚜렷이 부정적인 영향을 미치고 있다. 따라서 1990년대초 우리나라에서 근로자들의 집단적 노동규범과 관련한 기업의 적절한 정책 수립이 근로자들에 대한 동기부여에 중요한 역할을 했음을 알 수 있다.

글의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장과 제Ⅲ장에서는 이 글에서 사용된 데이터와 변수 등에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 먼저 生産性和 賃金 사이의 聯立性 문제를 검토하고, 다음으로 生産性을 종속변수로 한 회귀식의 추정결과를 토대로 效率賃金假說의 타당성을 검토하게 된다. 제Ⅴ장에서는 賃金프리미엄의 生産性 증가효과가 다른 변수들에 영향을 받는 任意係數模型에 대한 분석을 통해 이 글에서의 주장을 다시 확인한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 이상의 분석 결과를 요약하면서 글을 맺게 된다.

Ⅱ. 分析資料

이 글에서 이용된 데이터는 우리나라 제조업 320개 기업의 1990년과 1991년, 1992년 자료로 이루어진 기업 패널데이터이다. 데이터의 구성은 두 단계로 이루어졌다. 우선 직종별 임금실태 조사테이프와 노동력 유동실태 조사테이프의 각년도 조사 사업체를 표본사업체 명단에서 확인한 후, 1990~92년 동안에 계속 조사되는 사업체를 1차 추출한다. 다음으로 이 사업체들을 기업별로 구분한 후²⁾ 한국기업평가의 각년도 재무정보가 이용가능한 기업을 2차 추출하고, 이들 기업에 대해 각년도의 유형고정자산, 건설가계정, 매출액 증가율, 총이익률, 부가가치, 근로자수 등의 정보를 결합시켰다. 이에 따라 최종 데이터에는 제조업 320개 기업의 1990~92년 동안의 자본 및 근로자특성에 관한 정보가 결합되어 있다. 직종별 임금실태 조사테이프에서 이들 표본 기업에 종사하는 것으로 조사된 근로자는 1990년 111,521명, 1991년 108,763명, 1992년 106,430명이다.

표본 기업의 근로자수에 따른 분포를 「사업체 노동실태 조사」에서의 규모별 사업체

2) 임금실태 조사테이프와 노동력 유동실태 조사테이프에서의 조사는 사업장 단위로 이루어진다. 따라서 각 조사테이프상의 사업체는 기업과 일치하지 않으며, 한 기업의 여러 개 사업장이 조사되는 경우가 많이 있다. 따라서 기업별 노동자료를 구성하기 위해서는 사업체들을 다시 기업별로 정리하는 작업이 필요하다.

〈표 1〉 사업체 노동실태 조사상의 사업체와 표본 기업의 규모별 분포

(단위 : %)

	사업체 노동실태조사 ¹⁾	표본 기업 분포 ²⁾
5인 이상 100인 미만	93.6%	0.7%
100~299인	4.7%	25.6%
300~499인	0.8%	17.1%
500~999인	0.6%	18.6%
1,000인 이상	0.4%	38.0%

주 : 1) 1992년 『사업체 노동실태 조사보고서』(노동부)의 규모별 사업체 분포.
 2) 표본 기업의 규모별 분포.

분포와 비교해 보면 〈표 1〉과 같다. 주목할 것은 표본 중 大企業이 차지하는 비중이 대단히 크다는 점이다. 이의 원인은 여러 가지가 있다. 우선 사업체 노동실태 조사에서는 사업체가 단위가 된 반면, 이 글에서는 몇 개 사업체가 합쳐진 기업이 단위가 되고 있다. 또 직종별 임금실태 조사의 조사 사업체 중 대규모 사업체의 비중이 높고, 1990~92년 사이에 계속 조사되는 사업체가 대규모 사업체일 가능성이 크다. 이에 따라 1차 추출된 사업체가 대규모 사업체일 가능성이 크다.

또 중소기업의 경우 등록법인으로 분류되어 근로자수 등 중요 기업특성이 공개되지 않는 경우가 많이 있다. 따라서 중소기업은 2차 추출과정에서 누락될 가능성이 대기업보다 크고, 그에 따라 최종 표본 기업에서 대기업이 차지하는 비중이 커지게 될 것이다. 이러한 표본의 大企業 편중은 이하의 분석 결과를 해석하는 데 있어 주의 를 요하도록 한다. 즉 이하의 분석 결과가 우리나라 대기업의 모습을 주로 보여주는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 變數의 設定

效率賃金假說을 실증분석하는 데 이용된 핵심적인 변수들은 임금프리미엄, 감독투입, 임금분산, 직종별·성별 임금순격차 변수들이다³⁾ 우선 賃金프리미엄은 현직장 재직에 따른 평균적 편익을 의미한다. 추정절차는 다음과 같다. 우선 직종별 임금실

3) 이하의 분석은 모두 직종별 임금실태 조사의 사업체별 가중치를 고려하여 이루어졌으며, 이 글에서 사용된 주요 변수에 대한 기초통계는 〈부표 1〉을 참조.

대 조사데이터를 자료로 임금함수를 추정하고, 그로부터 機會賃金(opportunity wage)을 계산한다. 다음으로 실제임금에서 機會賃金を 차감하여 근로자의 賃金프리미엄을 구하고, 기업별로 평균하여 기업별 賃金프리미엄을 구한다.⁴⁾

이 글에서는 機會賃金を 市場賃金(market wage)과 代案賃金(alternative wage)으로 정의한다. 우선 市場賃金은 근로자의 소득가득능력(earning power)이 인적자본만으로 결정된다고 가정하는 것이다. 따라서 市場賃金은 근로자의 인적자본 추정수익률로부터 구할 수 있다. 한편 代案賃金은 동일산업, 동일지역, 동일규모 기업으로 이직할 경우 얻을 수 있는 임금수준을 의미한다.⁵⁾ 따라서 代案賃金은 근로자의 인적자본뿐만 아니라 현직장의 사업체 규모·지역·산업도 고려하여 구하게 된다. 機會賃金에 대한 이러한 두 가지 정의에 따라 임금프리미엄도 실제임금에서 市場賃金を 차감한 경우(WP1)와 代案賃金を 차감한 경우(WP2) 두 가지로 정의한다.⁶⁾

다음으로 Bowles & Gintis(1990) 등의 監督模型을 테스트하기 위해 감독투입 변수를 설정한다. 감독투입변수는 감독강도(monitoring intensity)의 대리변수로, 각 기업별 생산직 근로자 중의 감독자 비중으로 정의된다(Gordon, 1990). 감독자는 생산직 중 직종소분류 700에 해당하는 근로자 또는 조장·반장에 해당하는 근로자들을 포함한다.

購物交換模型의 타당성은 기업의 公正性(fairness)을 나타내는 변수들을 통해 검증할 수 있다. Akerlof & Yellen(1988)은 기업의 公正性, 특히 對內的 公正性的 지표로 기업별 임금의 총분산(total variance)을 제시하고 있다. 그러나 기업의 公正性 지표로는 임금의 총분산이 아니라 각 기업별 임금함수의 오차항 분산이 더 타당할 것이다. 즉 임금총분산은 인적자본의 분산이 커지면 비례적으로 증가하게 된다.

4) 임금함수의 종속변수는 (월정액급여+월초과급여+월평균상여금)/총노동시간으로 정의된 시간당 임금의 로그값이며, 독립변수로는 인적자본변수 이외에 사업체의 산업 및 지역·규모·노조변수가 포함된다. 실제 임금에 산업 및 기업특성이 중요한 역할을 하는 상황에서 인적자본만으로 인적자본의 수익률을 추정하는 것은 누락변수(omitted variables)에 의한 추정치 편의를 가져온다. 근로자표본의 기초통계 및 임금함수 추정 결과는 최영섭(1996)을 참조.

5) Akerlof & Yellen(1990)에 따르면 근로자들은 다음의 비교기준에 따라 임금을 비교한다. 첫째, 자신이 속한 기업의 같은 조건의 근로자, 둘째, 자신이 속한 기업의 다른 조건의 근로자, 셋째, 다른 기업의 근로자. 代案賃金은 세번째 기준에 따른 임금비교를 반영한다.

6) 이 글에서는 임금프리미엄이 마이너스인 경우도 분석대상에 포함시킨다. 이는 추정된 임금프리미엄이 마이너스인 경우에도, 실제로는 전직비용이 충분히 커서 이동 후의 실제 임금프리미엄이 현재의 임금프리미엄보다 작아지는 경우가 있을 것이기 때문이다. 이 경우 근로자는 추정된 프리미엄이 마이너스라고 해서 이동하지는 않을 것이다. 물론 轉職費用의 이동저지 효과가 그리 크지 않을 수 있지만, 어쨌든 轉職費用이 존재하는 상황에서 추정된 임금프리미엄은 실제의 임금프리미엄을 과소추정(underestimate)할 수 있다.

그러나 인적자본 분산의 증가에 따라 임금총분산이 증가한다고 해서 기업이 근로자들을 더 불공정하게 대우한다고 할 수는 없다. 따라서 公正性의 지표로는 각 기업의 임금함수의 오차항 분산이 더 타당할 것이다. 이에 따라 다음과 같이 계산한 각 기업의 賃金函數의 오차항 분산을 기업의 公正性 지표로 설정한다⁷⁾.

$$\sigma_w^j = \frac{\sum (\ln w_{ij} - x_{ij} \hat{\beta}_j)^2}{n_j}$$

($i = 1, 2, \dots, m$ (근로자), $j = 1, 2, \dots, l$ (기업), n_j : j 기업의 근로자수)

한편 기업의 公正性 지표로 사무직과 생산직간의 직종별 임금순격차, 남성과 여성 사이의 성별 임금순격차도 설정할 수 있다.⁸⁾ 직종별·성별 임금순격차는 기업별 임금함수에서의 생산직 더미와 남성 더미의 계수값으로 정의한다.

勞動生産性의 지표로는 연간 총부가가치를 총근로자수×평균노동시간으로 나눈 시간당 부가가치를 사용했다. 노동시간당 부가가치를 生産性의 지표로 사용함으로써 우리는 1인당 부가가치를 生産性의 지표로 사용할 때의 문제점, 즉 노동시간이 달라지는 데 따라 生産性이 달라지는 문제를 피할 수 있게 된다.

다음으로 자본스톡은 유형고정자산에서 건설가계정을 차감하여 측정했으며, 노동투입량은 총근로자수×평균노동시간으로 정의되는 총노동시간을 사용했다. 각 기업이 고용한 근로자들의 특성을 통제하기 위해 각 기업 근로자의 평균 근속, 학력, 연령, 남성 비중, 생산직 비중, 「직업연구」 책자로부터 구한 기업별 평균 숙련지표를 포함시켰다.⁹⁾

각 기업의 독과점적 지위나 수요충격에 따른 부가가치의 변화를 통제하기 위해 시장지배적 사업자 더미와 매출액 증가율 변수를 포함시켰다. 시장지배적 사업자는 공정거래위원회에서 발표한 독과점 사업자에 해당하는 기업들이며, 각 기업의 매출액 증가율과 산업의 매출액 증가율은 企業財務情報로부터 구하였다. 마지막으로 각 기업

7) 임금은 (정액급여+초과급여+월평균보너스)/총노동시간의 로그값이며, 설명변수는 근로자의 성, 학력, 경력, 근속, 직종, 결혼, 직급, 숙련 등 통상적인 인적자본변수들이다. 한편 임금총분산을 불공정성의 지표로 사용한 경우는 Drago(1991), Belman, Drago, & Wooden(1992)를 참조.

8) 이는 같은 기업 내에서의 다른 속성을 가진 근로자와의 임금비교를 통해 '공정임금'(fair wage)이 결정되는 메커니즘(Akerlof and Yellen, 1990)을 반영하는 것이다.

9) 숙련지표의 작성에 관한 자세한 내용은 김홍배(1994)를 참조.

의 勞組組織 여부를 직종별 임금실태 조사로부터 파악하여 勞組 더미변수를 포함시켰다¹⁰⁾.

IV. 生産性 決定要因에 대한 分析

1. 分析模型의 設定

이 장에서는 生産性 결정요인에 대한 분석을 통해 效率賃金假說을 실증하게 된다. 분석모형으로는 개별효과(individual effects)와 시간효과(time effects)가 오차항의 일부로 간주되는 二元任意效果模型(two-way random effects model)을 채택한다. 이는 분석대상이 전체 기업 중의 일부 기업이며, 시계열이 짧고 횡단면 관측치의 개수가 크고, 모집단 특성에 대한 통계적 추론이 이 글의 주요 관심사이기 때문이다(Matyas & Sevestre, 1992). 또한 임의효과모형의 이용을 통해 우리는 노조의 생산성 효과도 직접 측정할 수 있게 된다¹¹⁾. 생산함수가 콥-더글라스 형태를 취한다고 가정하면 생산성 회귀식을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{LNVAH}_{it} = & a_0 + a_1 \text{LNCAP}_{it} + a_2 \text{LNLH}_{it} + a_3 \text{LNWP}_{it} + \\ & a_4 \text{SUPER}_{it} + a_5 \text{WGDS}_{it} + a_6 \text{WGV}_{it} + a_7 \text{DOCC}_{it} + \\ & a_8 \text{DSEX}_{it} + a_9 \text{UNION}_{it} + \sum_k \beta_k Z_{kit} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (1) \end{aligned}$$

($v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$, $\lambda_t \sim N(0, \sigma_v^2)$, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$), LNCAP: 有形固定資産의 로그값, LNLH: 연간 총노동시간의 로그값, LNWP: 賃金프리미엄의 로그값, SUPER: 감독투입, WGDS: 賃金프리미엄과 감독투입의 교차항, WGV: 임금분

10) 직종별 임금실태 조사에서는 각 기업의 본사와 지방공장이 다른 사업체로 조사되며, 지방공장에
는 노조가 있지만 본사에는 노조가 없다고 기록되는 경우가 있다. 그러나 이 글에서는 기업 차
원에서의 노조의 존재가 초점이기 때문에 본사에 노조가 없고 지방공장에 노조가 존재하는 경우
에는 그 기업에 노조가 조직되어 있는 것으로 간주하여 기업별 노조 더미를 설정하였다.
11) 노조조직 여부가 1990~92년 동안에 변화가 없다면 노조 더미는 고정효과 모형의 기업별 더미
와 완전다중공선성 관계에 놓일 가능성이 크다. 따라서 시계열이 짧은 상태에서 고정효과 모형
으로는 노조의 생산성 효과가 식별되지 않는다.

산, DOCC: 직종별 임금순격차, DSEX: 성별 임금순격차, UNION: 勞組더미, Z: 기업별 인적자본 평균값, 시장지배적 사업자 더미, 기업별 매출액 증가율 및 시장매출액 증가율 등의 통제변수들 포함)¹²⁾

노력이 임금의 증가함수라는 가설은 賃金프리미엄(LNWP)의 계수인 a_3 의 부호를 통해 검증할 수 있다. 노력의 증가가 生産性 증가를 가져온다고 가정하면, 賃金프리미엄 증가에 따른 生産性 증가는 賃金프리미엄의 증가에 따라 노력이 증가하는 것을 나타내는 것이다¹³⁾.

監督模型과 購物交換模型의 타당성은 다음과 같이 살펴볼 수 있다. 우선 監督模型에 따르면 감독강도의 강화가 生産性을 증가시키므로(Bowles, 1985), 감독투입(SUPER)의 계수인 a_4 의 값은 플러스를 가져야 한다. 한편 購物交換模型에서는 근로자의 노력이 사용자의 公正한 대우에 따라 달라진다고 가정한다. 이 경우에는 사용자의 감독이 강화될수록 사용자에게 대한 불만이 커지고 生産性이 오히려 떨어진다(Drago, 1991). 이 경우 a_4 는 오히려 마이너스로 나타날 것이다.

다음으로 감독투입과 賃金프리미엄 사이의 補充的 關係를 검증할 수 있다(Bowles, 1985; Gordon, 1990). Gordon(1990)은 기업과 노동자의 이해가 다른 상황에서 감독의 강화로 보완되지 않는다면 賃金프리미엄의 증가가 生産性을 증가시킬 수 없다고 주장한다. 이에 대한 검증은 위 회귀식에서 賃金프리미엄과 감독투입의 交叉項(interaction term)인 WGDS의 부호를 검증하면 된다. 만약 a_5 가 플러스라면 감독의 강화가 賃金프리미엄의 生産性 상승효과를 더 크게 하는 것이므로 Gordon(1990)의 주장이 타당성을 갖는다.

購物交換模型의 타당성은 기업의 公正性を 나타내는 임금분산(WGV), 직종별·성별 임금순격차(DOCC, DSEX)의 회귀계수가 마이너스인지를 살펴보면 알 수 있다. 이 경우 a_6 , a_7 , a_8 의 부호가 모두 마이너스이면 기업의 不公正성이 증대될 때 生産性이 하락하는 것이므로 購物交換模型의 예측이 타당성을 갖는다.

12) 추정과정에서 SUPER와 WGDS가 높은 다중공선성 현상을 보임에 따라, 실제 추정에서는 이 두 변수들을 각각 따로 포함시킨 모형에 대해 추정하였다.

13) 노력의 생산탄력성이 자본의 생산탄력성과 노동의 생산탄력성의 함수로 정의되며, 자본의 생산탄력성과 노동의 생산탄력성이 陽일 때 이상이 성립한다. Ramaswamy & Rowthorn (1991) 참조. 한편 우수한 근로자의 선발과 직장이동의 방지에 따른 생산성 증가효과는 기업별 인적자본 평균값과 근속년수 평균값 변수 등을 통해 부분적으로 통제될 수 있다. 따라서 이 글에서는 賃金프리미엄이 증가할 때 생산성이 증가하는 것을 賃金프리미엄의 증가에 따라 노력이 증가하고, 그에 따라 생산성이 증가하는 것으로 해석하고자 한다.

2. 生産性和 賃金の 聯立性 문제 검토

生産性 회귀식 추정 결과를 검토하기에 앞서, 賃金프리미엄과 生産性 사이의 聯立性(simultaneity) 문제를 검토하기로 한다. 賃金프리미엄과 生産性 사이의 聯立性 문제는 效率賃金假說의 실증분석 과정에서 많이 지적되어 왔다(Wadhvani & Wall, 1991). 이 글에서는 이를 賃金프리미엄과 生産性 사이의 時差를 통해 해결하고자 한다. 즉 賃金프리미엄은 매년 6월을 기준으로 조사된 직종별 임금실태 조사데이터에서 구했으며, 生産性은 매년 12월 결산 財務情報에서 구했다. 이 경우 매년 6월의 賃金프리미엄이 매년 12월의 生産性に 영향을 준다고 가정하는 것은 무리가 없지만, 매년 12월의 生産성이 매년 6월의 賃金프리미엄에 영향을 준다고 가정하기는 곤란하다. 따라서 임금과 생산성 사이의 時差에 따라 우리는 생산성 회귀식을 단일회귀식 모형으로 추정할 수 있다.

그러나 이 정도의 時差만으로 聯立性 문제가 모두 해결되었다고 보기는 어려울 수 있다. 따라서 변수 사이에 時差가 존재하는 상황에서 聯立性에 따른 추정치의 偏倚가 얼마나 심각한지 Hausman 검정(Hausman specification test)을 이용해 테스트하기로 한다. 生産性和 賃金프리미엄 사이에 聯立性이 존재하면, 식 (1)을 최소자승법으로 추정한 $\hat{\beta}_{LS}$ 는 非一致推定量이 된다. 一致推定量(consistent estimator)은 식 (1)의 오차항과의 확률극한이 0이고, 外生 및 先決變數와의 확률극한이 0이 아닌 변수들을 도구변수로 한 $\hat{\beta}_{IV}$ 가 된다¹⁴⁾. 만약 聯立性이 존재하지 않으면 $\hat{\beta}_{LS}$ 는 BLUE이며, $\hat{\beta}_{IV}$ 는 一致推定量이나 非效率的 推定量(inefficient estimator)이다. 따라서 聯立性이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 Hausman 검정통계량은 다음과 같이 정의된다(Hausman, 1978).

$$h = \hat{q}' \text{var}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \sim \chi^2_K,$$

$$\hat{q} = \hat{\beta}_{IV} - \hat{\beta}_{LS}, \text{var}(\hat{q}) = \text{var}(\hat{\beta}_{IV}) - \text{var}(\hat{\beta}_{LS})$$

賃金프리미엄의 도구변수로 자본장비율을 설정하여 도구변수 추정을 한 후 Hausman 검정을 실시한 결과, WP1을 賃金프리미엄으로 이용한 경우 Hausman 검정통계량이 0.91, WP2를 賃金프리미엄으로 이용한 경우 2.47로서 10% 수준에서

14) $\hat{\beta}_{IV}$ 는 Balestra-Krishnakumar의 일반화 2단계 최소자승 추정량(generalised 2-stage least square estimator)의 해석을 갖는다. Matyas & Sevestre (1992) 참조.

도 聯立性이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다($\chi^2_{0.1} = 27.2$ ($d.f = 19$)).

물론 이러한 결과는 어떤 도구변수를 사용하는가에 따라 달라질 수 있기 때문에, 이 결과만으로 聯立性이 전혀 존재하지 않는다고 결론내리기는 곤란할 수 있다. 그러나 이 추정 결과는 데이터 사이의 時差에 따라 연립방정식 모형을 사용하지 않아도 충분히 신뢰할 만한 결과를 얻을 수 있다는 우리의 가정을 뒷받침하는 것으로 해석될 수 있다¹⁵⁾.

3. 生産性 回歸式 分析結果의 檢討

生産性 회귀식에 대한 분석 결과는 <표 2>와 <표 3>에 실려 있다. <표 2>는 인적자본만으로 추정한 賃金프리미엄(WP1)을 설명변수로 한 결과이며, <표 3>은 산업·기업특성까지 포함하여 추정한 賃金프리미엄(WP2)을 설명변수로 한 결과이다.

분석 결과를 보면, 우선 자본스톡과 노동투입량의 추정 결과는 예상과 부합하고 있다. 자본분배율을 나타내는 자본스톡(LNCAP)의 계수는 플러스로 나타나고 있으며, 노동분배율을 β 라고 할 때 $\beta - 1$ 로 정의되는 노동투입량(LNLABOR)의 계수는 마이너스 값을 가지고 있다¹⁶⁾.

다음으로 기업별 평균교육년수(EDU), 평균연령(AGE), 평균근속년수(TENURE)의 계수는 모두 플러스 값을 가지고 있다. 특히 WP2를 설명변수로 포함시킨 경우에 교육과 근속년수의 계수가 有意性을 보여주고 있다. 숙련지표(SK, MS)들의 경우도 모두 플러스의 유의성을 보여주고 있어 양질의 노동력이 보다 높은 生産性을 가져온다는 인적자본 이론의 예측에 부합하고 있다.

한편 남성 근로자의 비중(SEX)은 모두 10% 수준에서 플러스의 유의성을 보여주고 있다. 이는 남성 근로자의 비중이 높을 때 시간당 부가가치 生産性이 높아진다는

15) 도구변수 추정 결과는 <부표 2>를 참조. <부표 2>의 결과는 생산성 회귀식에서 WGDS를 배제시킨 모형에 대한 추정 결과이다. SUPER를 제외시킨 모형에 대해서도 추정하였으나 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 한편 본문에서는 자본장비율의 로그값만 생산성 회귀식에 포함되지 않아 생산성 회귀식이 적정식별(just-identified)된 경우에 대해서만 보고하고 있다. 생산성 회귀식의 독립변수 중 다른 설명변수들도 제외시켜 생산성 회귀식이 과대 식별되는 경우에도 마찬가지로 Hausman 검정통계량이 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 그러나 이러한 독립변수의 제외가 임의적이기 때문에, 본문에서는 적정 식별의 경우에 대해서만 보고하고 있다.

16) C-D형 생산함수를 가정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다. $y = AK^\alpha L^\beta$, $\ln(y/L) = \ln A + \alpha \ln K + (\beta - 1) \ln L$

<표 2> 시간당 부가가치 생산성 분석 - WP1

	모형 1		모형 2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
LNCAP	0.3755***	0.0155	0.3760***	0.0154
LNLH	-0.5125***	0.0193	-0.5139***	0.0192
LNWP	0.4434***	0.0618	0.4404***	0.0612
SUPER	0.0188	0.1657	-	-
WGDS	-	-	0.0008	0.0011
WGV	-1.0522*	0.5537	-1.0570*	0.5491
DOCC	-0.1194**	0.0494	-0.1224**	0.0491
DSEX	0.0706	0.0694	0.0735	0.0690
UNION	0.0531**	0.0257	0.0535**	0.0256
EDU	0.0227	0.0155	0.0227	0.0154
AGE	-0.0022	0.0044	-0.0024	0.0044
TENURE	0.0118	0.0085	0.0116	0.0085
SEX	0.1424*	0.0766	0.1380*	0.0763
OCC	-0.1337	0.0873	-0.1400*	0.0869
SK	0.0309*	0.0175	0.0298*	0.0175
MS	0.0193	0.0148	0.0181	0.0147
MONO	0.1351***	0.0336	0.1344***	0.0334
GR	0.0013***	0.0003	0.0013***	0.0003
IGR	0.0034***	0.0008	0.0034***	0.0008
Constant	5.9107***	0.4747	5.9585***	0.4741
Adj-R ²	0.578735		0.576969	

주 : * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함.

것으로, 1990년대 초에도 여전히 여성이 저부가가치 업종에 집중 취업하고 있는 현실을 보여주는 것으로 해석된다.

시장지배적 사업자 더미(MONO)의 경우 모두 1% 수준에서 플러스의 유의성을 나타내 독점에 의한 부의 이전현상이 존재하는 것을 볼 수 있다. 기업별 매출액 증가율(GR), 산업별 매출액 증가율(IGR)의 계수도 모두 1% 유의수준에서 플러스로 나타나 수요의 외생적 증가가 기업의 마크업(mark-up) 마진의 확대를 가져오는 것을 알 수 있다.

勞組 더미는 마이너스의 유의성을 보여주고 있다. 이는 勞組가 生産性을 유의하게 하락시키는 것을 나타내는 것으로, 1990년대 초까지도 노사관계가 안정되지 못하고 勞組의 파업 등이 빈발했던 상황을 반영하는 것으로 보인다¹⁷⁾.

17) 노조의 생산성 효과에 대한 기존의 분석 결과는 엇갈리는 결론을 내리고 있다. 1978년에서

〈표 3〉 시간당 부가가치 생산성 분석 - WP2

	모형 3		모형 4	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
LNCAP	0.3792***	0.0162	0.3795***	0.0161
LNLH	-0.4974***	0.0204	-0.4983***	0.0204
LNWP	0.3705***	0.0637	0.3699***	0.0631
SUPER	-0.0111	0.1789	-	-
WGDS	-	-	0.0002	0.0017
WGV	-1.1365*	0.6010	-1.1372*	0.5984
DOCC	-0.1231**	0.0534	-0.1244**	0.0532
DSEX	0.0508	0.0746	0.0521	0.0744
UNION	-0.0505*	0.0272	-0.0507*	0.0271
EDU	0.0299*	0.0165	0.0297*	0.0165
AGE	-0.0020	0.0047	-0.0021	0.0047
TENURE	0.0300***	0.0085	0.0300***	0.0085
SEX	0.1532*	0.0808	0.1516*	0.0805
OCC	-0.1255	0.0933	-0.1279	0.0931
SK	0.0368**	0.0187	0.0364**	0.0187
MS	0.0230	0.0158	0.0225	0.0157
MONO	0.1405***	0.0355	0.1405***	0.0354
GR	0.0013***	0.0003	0.0013***	0.0003
IGR	0.0036***	0.0009	0.0035***	0.0009
Constant	5.8421***	0.5073	5.8622***	0.5070
Adj-R ²	0.587682		0.586823	

주 : * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함.

다음으로 여기에서의 주된 관심사인 效率賃金의 生産性 효과를 검토하기로 하자. 우선 〈표 2〉와 〈표 3〉에서 賃金프리미엄(LNWP)의 계수값은 모두 플러스로 나타나 賃金프리미엄의 정의와 상관없이 賃金프리미엄의 지급이 生産性を 증가시키는 것을 볼 수 있다. 이는 效率賃金假說에서 주장하는 바와 같이 임금이 증가함에 따라 근로자의 노력이 증가한다는 것을 잘 보여주고 있다. 이러한 결과는 영국의 사례를 분석한 Wadhvani & Wall (1991)의 경우나, 우리나라의 사례를 분석한 황인태 (1995)의 결과와 일치하는 것이다.

생산직 중 감독투입(SUPER)의 계수는 모두 유의성이 극히 낮게 나타나고 있다.

1989년에 이르는 산업별 패널 자료를 이용한 윤봉준(1991)과, 1984년과 1989년의 사업체 자료를 이용한 채창균(1993)에 따르면 우리나라에서 노조의 생산성 효과는 없는 것으로 보고되고 있다. 한편 1988년 최저임금심의위원회 자료를 이용한 황인태(1995)의 경우에는 노조의 생산성 하락효과가 유의하게 나타나고 있다.

이는 감독투입의 증가에 따라 生産性이 증가하는 효과가 없다는 것으로, 監督模型의 예측과 다른 결과이다. 또 감독투입과 임금프리미엄과의 교차항(WGDS1, WGDS2)도 유의성이 극히 낮아 Gordon(1990)의 補完性 가설 또한 입증되지 않고 있다. 다음으로 임금분산(WGV)과 직종별 임금순격차(DOCC), 성별 임금순격차(DSEX)의 분석 결과를 검토해 보자. 우선 임금분산의 계수는 모두 10% 수준에서 마이너스의 유의성을 보여주고 있다. 또 직종별 임금순격차도 모두 5% 수준에서 마이너스의 유의성을 보여주고 있다. 한편 성별 임금순격차의 경우에는 모두 플러스 부호를 보여주고 있으나, 통계적 유의성이 낮게 나타나고 있다.

이러한 분석 결과는 購物交換模型의 예측을 잘 입증하는 것으로 보인다. 특히 임금분산뿐만 아니라 직종별 임금순격차의 확대도 生産性에 부정적인 영향을 미치는 것은 기업의 불공정한 처우가 生産性에 부정적인 영향을 미친다는 購物交換模型의 예측을 잘 입증하는 것으로 볼 수 있다.¹⁸⁾

이렇게 購物交換模型의 예측이 잘 입증되는 원인으로는 여러 가지를 생각할 수 있다. 예컨대 이 글의 분석대상 기업들이 주로 대기업들이고, 상대적으로 내부노동시장이 잘 발달되었기 때문일 수 있다.¹⁹⁾ 동시에 우리는 이 글에서 사용한 1990년대 초반의 자료가 당시 우리나라 노사관계의 특수한 상황을 반영하고 있기 때문으로 생각할 수 있다. 즉 1987년 이전까지 우리나라 기업은 기업 차원에서의 합리적인 인력관리 체계를 거의 갖추지 못하고 있었으며, 1987년 이후 노조운동이 급성장하면서 작업현장에 대한 장악력을 상당부분 상실하게 되었다²⁰⁾.

일단 약화되었던 기업의 현장장악력은 1989년 이후부터 불법분규에 대한 공권력 투입, 임금 및 직급체계 개편과 각종 교육의 강화 등을 통해 다시 회복되기 시작했

18) 성별 임금순격차가 생산성에 큰 영향을 미치지 않는 것은 여전히 우리 사회에 여성에 대한 편견이 강하게 자리잡고 있기 때문으로 보인다. 특히 같은 직종 내에서의 명백한 임금차별보다는 성별 직종분리에 대한 사회적 관심이 상대적으로 덜한 것을 고려하면, 성별 직종분리에 따른 임금격차를 포함하고 있는 성별 임금순격차가 생산성에 큰 영향을 미치지 못하는 것은 당연한 결과인지도 모른다.

19) Rebitzer(1988)는 미국에서 장기고용관계가 잘 발달된 경우 실업률의 변화가 노동생산성에 미치는 영향력이 줄어든다는 것을 보여주고 있다. 이는 내부노동시장의 발달에 따라 감독모형의 실명력이 줄어든다는 것을 의미한다.

20) 예를 들어, 1987년 노사분규에 대한 다음과 같은 지적을 참고, ".....우리나라 노무관리부서에 합당한 권한이양과 책임관리체계가 그간 이루어지지 않았다는 것을 반증..... 인사노무관리부서는.....기업 내에서 가장 낙후된 부서..... 최고경영자의 의지와 결정을 그대로 근로자에게 지시·진달하는 매개적 기능만을 수행.....이러한 노무관리 전담부서의 기능의 취약성이 1987~88년 분규로 인해 노출....."(조우현, 1991:124).

다. 그러나 현대중공업의 장기파업 등 1990년대 초에 빈발했던 대기업 중심의 노사 분규는 근로자들이 노조를 중심으로 이에 강력하게 저항하고 있었음을 의미한다. 즉 1990년대 초 우리나라 노사관계는 기업의 현장장악력이 부분적으로 회복되고 외견상 안정을 찾아가긴 했지만, 여전히 불안정한 상태였다고 할 수 있다. 이런 상황에서 감독자를 통한 기업의 통제는 근로자들에게 크게 영향을 발휘하지 못하는 한편, 근로자들은 이제까지 겪어 왔던 차별적 대우에 대한 불만을 집중적으로 표출할 수 있었을 것이다. 이런 상황에서는 감독강화를 통한 생산성 제고 효과는 별로 나타나지 않는 반면, 기업의 불공정한 대우는 생산성에 민감하게 영향을 미칠 수 있었을 것이다. 따라서 이 글에서와 같이 監督模型보다는 購物交換模型에서 가정하는 메커니즘이 보다 중요하게 작동할 수 있었을 것이다.

V. 任意係數 模型의 分析

1. 分析模型의 設定

앞장에서 우리는 賃金프리미엄이 증가할 때 生産性이 증가하는 것을 볼 수 있었다. 그러나 앞장에서의 분석 결과는 賃金프리미엄이 증가할 때 生産性이 평균적으로 증가한다는 것을 보여줄 뿐, 賃金프리미엄의 生産性 증가 효과가 각 기업에 따라 어떻게 다른지에 대해서는 전혀 보여주지 못한다.

이에 따라 우리는 任意係數 模型(random coefficient model)을 통해 각 기업의 특성이 賃金프리미엄의 生産性 증가 효과에 어떤 영향을 미치는지 분석하기로 한다. 任意係數 模型은 각 관측치별로 회귀계수가 다른 값을 갖는다고 가정하는 것으로, 횡단면 관측치의 특성에 따른 회귀계수의 차이를 볼 수 있다(Hsiao, 1986; Judge et al., 1985, Ch.19). 賃金프리미엄의 生産性 효과가 다른 기업특성에 영향을 받는 任意係數 模型을 다음과 같이 나타낼 수 있다²¹⁾.

21) 특정 설명변수의 회귀계수가 다른 설명변수의 영향을 받는다고 가정하는 경우 두 설명변수의 교차항을 회귀식에 도입할 수 있다. 그러나 교차항의 설정은 오차항의 존재를 무시하는 가정을 전제하는 것이므로, 이 글에서 설정된 임의계수 모형이 더 일반적인 모형 설정이라고 할 수 있다.

$$LNVAH_i = X_{it}\beta_1 + LNWP_{i2}\beta_{2i} + u_i, \quad i = 1, \dots, N, \dots\dots\dots(2)$$

$$\beta_{2i} = Z_i\gamma + \varepsilon_i \dots\dots\dots(3)$$

$$(X_i' = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}), \quad u_i' = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}))$$

X_{it} 은 생산성에 영향을 미치는 설명변수들이며, Z_i 는 임금프리미엄의 회귀계수에 영향을 미치는 다른 변수들이다. 이 경우 β_1 은 모든 관측치에 대해 동일하지만,賃金프리미엄의生産性 효과를 나타내는 β_{2i} 는 각 기업의 특성 Z_i 에 따라 변화된다. 이 모형은 횡단면 관측치별로 自己相關과 異分散을 갖는 모형(groupwise autocorrelated and heteroskedastic model)으로, 一致推定量을 GLS로 구할 수 있다(Hsiao, 1986).

Z_i 에 포함되는 변수들은 賃金프리미엄, 자본장비율의 로그값, 내부노동시장의 발달 정도, 勞組 더미, 감독투입, 임금분산 변수들이다. 賃金프리미엄은 賃金프리미엄의 값 자체의 변화에 따라 賃金프리미엄의 생산탄력성이 변하는 것을 통제하기 위해 포함시켰으며, 자본장비율의 로그값은 자본집약도의 변화에 따라 賃金프리미엄의 생산성 효과가 변화하는 것을 보기 위해 포함시켰다.

내부노동시장의 발달도 賃金프리미엄의生産性 효과를 변화시킬 수 있다. 즉 기업과 노동자 사이의 상호의존적 관계와 상호신뢰의 형성은 賃金프리미엄의生産性 증가 효과를 더 크게 할 것이다. 내부노동시장의 발달 지표로는 각 기업의 평균 근속년수와 이직률을 주축요인법(principal axis factor method)으로 畚因分析한 값을 사용하였다.

노동조합도 임금프리미엄의 생산성 효과에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 勞組가 기업과 대립적이고, 勞組가 강력한 현장장악력을 갖고 있다면 기업의 일방적인 임금프리미엄 증가는 별 효과를 거두지 못할 수 있다. 반대로 勞組와 기업이 임금과 생산성 향상에 함께 협력하기로 하면 賃金프리미엄의 생산성 증가 효과는 더 커질 수 있을 것이다.

다음으로 監督模型과 購物交換模型의 예측을 검증하기 위해 감독투입과 임금분산 변수를 포함시켰다. Bowles(1985)와 Gordon(1990)의 주장처럼 감독투입과 임금프리미엄이 보완적 투입이라면 감독투입의 증가는 임금프리미엄의 생산성 효과를 증가시킬 것이다. 또 購物交換模型에 따르면 임금분산의 증가는 賃金프리미엄의生産性 효과를 떨어뜨릴 것이다. 즉 근로자들이 높은 임금분산 때문에 기업에 대해 불만을 갖고 있는 상황에서는 賃金프리미엄의 증가가生産性 증가로 이어지지 못할 것이고, 그에 따라 賃金프리미엄의生産性 효과가 줄어들게 될 것이다.

2. 分析結果의 檢討

任意係數 模型의 分析結果가 <표 4>에 실려 있다. 分析 結果를 살펴보면, 우선 자본스톡(LNCAP), 노동량(LNLABOR), 그리고 평균 교육년수(EDU), 평균 연령(AGE), 평균 근속(TENURE), 지적 숙련(나), 시장지배적 사업자(MONO), 기업 및 시장매출액 증가율(GR, IGR)의 경우 앞장에서의 분석 결과와 크게 다르지 않은 것을 볼 수 있다.

다음으로 賃金프리미엄의 生産性 효과 결정요인을 살펴보면, 賃金프리미엄의 지표로 WP1과 WP2을 사용한 경우 모두 유사한 결과가 나오고 있다. 우선 賃金프리미엄의 값 자체의 변화에 따른 賃金프리미엄의 생산탄력성의 변화(ZWP)를 보면, WP1의 경우 마이너스, WP2의 경우 플러스 값을 보여주고 있으나 모두 통계적 유의성을 갖지 않아 賃金프리미엄의 수준 변화에 따른 생산탄력성의 변화가 거의 없음을 알 수 있다.

자본장비율(ZLNRATIO)의 경우에는 자본장비율의 증가에 따라 賃金프리미엄의 生産性 효과가 감소함을 알 수 있다. 이는 생산이 기계장비의 기술적 특성에 크게 좌우되는 경우 賃金프리미엄의 生産性 효과가 작아지는 것을 보여주는 것으로 해석된다. 내부노동시장의 발달(ZINTERN)은 모두 플러스의 유의성을 보여주어 내부노동시장이 잘 발달된 기업일수록 賃金프리미엄의 生産性 효과가 높은 것으로 나타나고 있다. 내부노동시장의 발달이 賃金프리미엄의 生産性 효과를 높이는 원인은 여러 가지가 있을 수 있다. 앞에서 지적한 노사간 신뢰의 효과 이외에도, 근로자의 이동이 적고 조직이 안정됨에 따라 생산성 효과가 높아질 수도 있다. 또 期待근속년수가 증가하면서 퇴직까지의 賃金프리미엄 합계액의 현재가치가 커질 수도 있다. 이에 따라 같은 크기의 賃金프리미엄이라도 내부노동시장이 발달하면 그 生産性 증가 효과가 더 커질 수 있을 것이다.

다음으로 勞組(ZUNION)의 경우에는 모두 플러스 값을 갖고 있으며, 특히 WP2를 사용한 경우 통계적 유의성을 보여주고 있다. 앞 장에서 勞組가 生産性의 수준(level)에 부정적인 영향을 미쳤던 것과 비교하면 이는 주목할 만한 결과이다. 즉 대립적 노사관계하에서 勞組는 작업통제나 파업 등을 통해 生産性의 수준 자체를 하락 시키게 된다. 그러나 勞組는 임금프리미엄이 지급되는 상황에서는 강력한 發言효과를 통해 임금프리미엄의 생산성 효과를 높이는 데 기여할 수도 있는 것이다. 이는 勞組에 대한 배제주의적 전략보다는 통합주의적 전략이 기업에 더 유리할 수 있음을 보여주는 것으로 해석된다.

〈표 4〉 임금프리미엄의 생산성 효과 분석

	WP1		WP2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
Constant	11.1945***	0.6932	11.8559***	0.7102
LNCAP	0.5170***	0.0423	0.4077***	0.0347
LNLH	-0.9932***	0.0365	-0.8963***	0.0284
EDU	0.0241***	0.0072	0.0344***	0.0068
AGE	0.0064**	0.0028	0.0089***	0.0027
TENURE	0.0388***	0.0055	0.0357***	0.0051
SK	0.0294***	0.0073	0.0185***	0.0065
MS	-0.0065	0.0075	-0.0018	0.0069
DOCC	-0.0701***	0.0194	-0.0988***	0.0156
GR	0.0009***	0.0001	0.0007***	0.0001
IGR	0.0008**	0.0004	0.0007**	0.0003
MONO	0.0664***	0.0243	0.0627**	0.0270
ZConstant	0.4444***	0.1689	0.1406	0.1643
ZWP	-0.0000	0.0001	0.0001	0.0001
ZLNRATIO	-0.0359***	0.0090	-0.0118	0.0076
ZINTERN	0.0363***	0.0099	0.0339***	0.0107
ZUNION	0.0035	0.0032	0.0058*	0.0031
ZSUPER	0.0075	0.0151	0.0047	0.0141
ZWGV	-0.0571	0.0509	-0.1050*	0.0540
Adi-R ²	0.19278041		0.20703257	

주 : 1) * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함.

2) 賃金프리미엄의 生産性 효과에 영향을 미치는 변수들에는 변수명에 Z를 붙임.

다음으로 감독투입(ZSUPER)의 경우 모두 플러스 부호를 가지긴 하지만 통계적 유의성이 극히 낮게 나타나고 있다. 이는 앞장과 마찬가지로 감독투입과 임금프리미엄이 보완투입의 성격을 갖지 않음을 보여주는 것이다. 반대로 임금분산(ZWGV)은 WP2에서 마이너스의 유의성을 나타내고 있어 임금분산의 증가가 賃金프리미엄의 生産性 효과를 하락시키고 있다. 따라서 임금분산의 증가는 生産性에 직접 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 賃金프리미엄의 生産性 효과를 하락시킴으로써 간접적으로도 生産성에 부정적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 이 결과는 앞장에서의 결과와 상통하는 것으로, 購物交換模型이 주장하는 메커니즘이 중요한 역할을 하는 것을 볼 수 있다.

VI. 맺음말

이 글에서는 效率賃金假說을 기업별 패널데이터를 통해 검증하고 있다. 검증 결과에 따르면 전반적으로 效率賃金假說의 예측이 잘 입증되는 것을 볼 수 있었다. 賃金프리미엄은 生産性を 유의하게 증가시키고 있으며, 有效勞動이 증가하는 메커니즘으로는 購物交換模型이 중요한 역할을 하고 있었음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 賃金프리미엄의 生産性 효과가 다른 기업특성의 함수로 설정되는 任意係數 模型에서도 마찬가지로 나타나고 있다. 따라서 우리는 1990년대 초 우리나라 기업에서 효율임금 가설이 잘 적용되고 있음을 알 수 있으며, 그 메커니즘으로는 선물교환모형이 중요함을 알 수 있다.

당시 선물교환모형이 중요하게 작동했던 원인으로는 여러 가지를 생각할 수 있지만, 이 글에서는 일단 당시 우리나라 노사관계의 특수한 상황이 반영된 것으로 해석하고자 한다. 즉 당시 대기업에서의 강력한 노조의 존재 때문에 기업의 통제 측면이 강조되는 감독모형보다는, 기업과 근로자 사이의 호혜적 상호작용이 강조되는 선물교환모형이 보다 설득력을 가질 수 있을 것이다.

이러한 분석 결과는 아울러 監督模型과 購物交換模型 각각의 문제점을 지적하는 것이기도 하다. 즉 監督模型은 자본주의적 노사관계가 갖는 근본적인 대립성으로부터 실제 노사관계 당사자의 기회주의적 행태를 직접 유도해 내는 문제점을 갖고 있다. 한편 購物交換模型은 '同意'의 중요성을 강조하지만, 그러한 동의가 형성될 수 있는 특수한 사회경제적 맥락에 대해서는 간과하고 있다. 따라서 1990년대 초의 우리나라 상황에서 선물교환모형이 잘 입증되었다고 해서 현재도 그러한 상황이 계속된다고 보기는 어려울 수 있다. 따라서 우리는 두 모형 모두 자본주의적 노사관계의 이중적 측면을 일면적으로 강조하고 있으며, 오히려 노사관계를 '강제와 동의'의 중층적 구조 속에서 파악해야 한다는 Burawoy & Wright(1990)의 지적에 동감하게 된다.

마지막으로 이 글의 한계를 지적해 보면, 표본이 우리나라 제조업 기업을 정확히 대변하지 못하는 약점을 갖고 있다. 이 점은 기업 패널데이터를 기존의 데이터를 이용해 가공하는 과정에서 나타난 것으로, 이후 노동과 자본특성을 장기적으로 추적할 수 있는 패널데이터의 작성을 통한 보다 정확한 분석이 필요한 것으로 보인다. 다음

으로 투입과 산출 사이의 연립성 문제를 해결하지 못하고 있다. Mundlak(1996)에 따르면 생산함수가 1차동차일 때에는 이러한 문제가 없다고 하지만, 검정 결과에 따르면 생산함수가 1차동차라는 귀무가설이 기각되고 있어 투입과 산출 사이의 연립성에 따른 추정편의의 존재 가능성을 지적할 수 있다.

또한 이 글에서는 감독모형과 선물교환모형 이외의 다른 모형, 즉 노동이동모형이나 역선택모형에 따른 생산성의 변화 가능성을 모두 통제하지 못하고 있다. 물론 노동이동 모형 등을 평균 근속년수 등을 통해 부분적으로 통제하긴 했지만, 노동이동의 패턴이나 효과적 선발에 따른 생산성 효과를 완전히 배제하지 못함으로써 추정 결과에 편의를 가져왔을 가능성도 지적할 수 있다.

參 考 文 獻

- 김홍배 (1994) "통신기술혁신과 숙련수요의 변화", 고려대학교 경제학 박사학위 논문.
- 박진석 (1995) 「한국제조업의 기업규모별 노동효율성 분석」, 『한국중소기업학회지』, 제17권 제1호, 한국중소기업학회.
- 윤봉준 (1991) 『노동조합과 생산성』, 한국경제연구원.
- 조영철 (1993) "분단노동시장과 노동의 효율적 배분", 고려대학교 경제학 박사학위 논문.
- 조우현 (1991) 「1987년과 1988년의 노사분규 직후에 나타난 노사관계의 변화와 향후 과 제」, 『노사관계』, 제2권 제1호, 한국노사발전연구원.
- 최영섭 (1996) "효율임금의 생산성 효과 분석: 감독모형과 선물교환 모형을 중심으로", 고려대학교 경제학 박사학위 논문.
- 채창균 (1993) "독점·비독점부문별 勞動組合의 상대적 임금효과", 서울대학교 경제학 박사학위 논문.
- 황인태 (1995) "기업간 임금격차가 기업성장에 미친 영향 분석", 서울대학교 경제학 박사학위 논문.

Akerlof, G. & J. Yellen (1986), *Efficiency Wage Models of the Labor*

- Market*, Cambridge University Press, 1986.
- Akerlof, G. & J. Yellen (1988), "Fairness and Unemployment", *American Economic Review*, Vol. 78. No. 2.
- Akerlof, G. & J. Yellen (1990), "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, May 1990.
- Belman, D., R. Drago, & M. Wooden (1992), "Workgroups, Efficiency Wages and Work Effort", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol.14. No.4.
- Bowles, S. & H. Gintis (1990), "Contested Exchange: New Microfoundations for the Political Economy of Capitalism", *Politics and Society*, Vol. 18. No. 2.
- Bowles, S. (1985), "The Production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbsian, and Marxian Models", *American Economic Review*, March 1985.
- Burawoy, M. & E.O. Wright (1990), "Coercion and Consent in Contested Exchange", *Politics and Society*, Vol. 18. No. 2.
- Campbell, C. (1993), "Do Firms Pay Efficiency Wages? Evidence with Data at the Firm Level", *Journal of Labor Economics*, Vol.1. No.3.
- Drago, R. (1991), "Incentives, Pay, and Performance: a Study of Australian Employers", *Applied Economics*, Vol. 23.
- Gordon, D. (1990), "Who Bosses Whom?: The Intensity of Supervision and the Discipline of Labor", *A.E.A Papers and Proceedings*, May 1990.
- Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46. No. 2.
- Hsiao, C. (1986), *Analysys of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.
- Judge, G., W. Griffiths, C. Hill, H. Lutkepohl, and C. Lee, (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, New York : John Wiley & Sons, 1985.
- Katz, L. (1986), "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation",

NBER Macroeconomic Annual 1986, MIT Press.

- Leibenstein, H. (1963), "The Theory of Underemployment in Densely Populated Backward Areas", *Economic Backwardness and Economic Growth*, John Wiley and Sons, 1963.
- Matyas, L. & P. Sevestre, eds. (1992), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Publishers, 1992.
- Mundlak, Y. (1996), "Production Function Estimation: Reviving the Primal", *Econometrica*, Vol. 64, No. 2.
- Ramaswamy, R. & R. Rowthorn (1991), "Efficiency Wages and Wage Dispersion", *Economica*, Vol. 58, Nov. 1991.
- Rebitzer, J. (1987), "Unemployment, Long-Term Employment Relations and Productivity Growth", *Review of Economics and Statistics*, 1987.
- Salop, S. (1979), "A Model of the Natural Rate of Unemployment", *American Economic Review*, Vol. 69, March 1979.
- Shapiro, C. & J. Stiglitz (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, June 1984.
- Wadhvani, S. & M. Wall (1991), "A Direct Test of the Efficiency Wage Model using UK Micro-data", *Oxford Economic Papers*, 1991.
- Weiss, A. (1990), *Efficiency Wages: Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion*, Princeton University Press, 1990.

〈부표 1〉 기업 표본 기초통계

	평균	표준편차	최소값	최대값
LNVAH	11.464	0.5965	8.433	13.70
CAPITAL	0.8794E+11	0.40073E+12	0.392E+09	0.7006E+13
LH	1772.3	4042.5	56.00	0.4598E+05
LNCAP	23.482	1.6520	19.79	29.58
LNLH	12.001	1.1970	9.282	16.15
EDU	11.590	1.3108	7.787	15.23
TENURE	4.7891	2.2131	0.876	14.21
WP1	136.23	29.235	79.08	289.3
WP2	100.30	16.545	56.71	179.1
GR	13.505	21.724	-46.21	254.2
IGR	16.781	8.5818	-9.460	73.92
WGV	0.0269	0.0138	0.376E-03	0.104
SUPER	0.0484	0.0515	0.000	0.310
UNION	0.7072	0.4552	0.000	1.000
MONO	0.1885	0.3913	0.000	1.000

〈부표 2〉 생산성 IV모형 추정결과

	WP1		WP2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
Constant	4.3835***	0.8193	3.9355***	0.9318
LNCAP	0.3530***	0.0192	0.3562***	0.0193
LNLH	-0.4453***	0.0238	-0.4375***	0.0246
LNWP	0.6691***	0.1789	0.6914***	0.1870
SUPER	-0.0734	0.2284	-0.0311	0.2326
WGV	-1.4531*	0.7803	-1.7063***	0.8026
DOCC	-0.0688	0.0712	-0.0647	0.0723
DSEX	0.0125	0.0932	0.0019	0.0939
UNION	-0.0480	0.0315	-0.0424	0.0320
EDU	0.0331*	0.0200	0.0447***	0.0202
AGE	0.0030	0.0054	0.0027	0.0055
TENURE	0.0012	0.0128	0.0279***	0.0099
SEX	0.1537*	0.0932	0.1692*	0.0945
OCC	-0.1453	0.1131	-0.1140	0.1144
SK	0.0188	0.0239	0.0277	0.0236
MS	0.0207	0.0191	0.0235	0.0192
MONO	0.1271***	0.0411	0.1319***	0.0415
GR	0.0016***	0.0004	0.0016***	0.0004
IGR	0.0037***	0.0012	0.0037***	0.0012
Hausman 통계량 $\chi^2_{0.1} = 27.2$ (d.f = 19)	0.91345645		2.47215854	

주 : * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함.