勞
 動
 經
 濟
 論
 集

 第37卷
 第1號, 2014. 3, pp.59~85

 ©
 韓
 國
 勞
 動
 經
 濟
 學
 會

기업의 보상체계와 업무평가 투명성의 생산성 효과*

이 상 허**

본 연구는 기업의 보상체계와 업무평가 투명성이 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 호봉제와 같이 임금테이블에 기반을 둔 보상체계보다 생산성이 낮은 것으로 나타났다. 둘째, 대체로 인센티브와 생산성 간에는 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으나, 인사고과를 개별적으로 공개하는 집단에서는 역U자와같은 비선형의 관계가 있는 것으로 나타났다. 셋째, 인센티브에 기반을 둔보상체계라 하여도 평가시스템이 투명하지 않다면 인센티브가 생산성에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 종합적으로 볼 때 본 연구의 결과들은 적절한 인센티브와 업무평가 투명성이 뒷받침될 때 기업의 생산성이항상될 수 있음을 시사한다.

- 주제어: 임금체계, 성과연봉급, 인센티브, 업무평가의 투명성, 생산성

I. 서 론

임금체계로써 과거 우리나라에서 가장 널리 이용되던 호봉급(seniority system)은 생산 성과 어떤 관계가 있을까? 호봉급 혹은 연공서열급은 기업이 존속하는 동안 근로자에

논문 접수일: 2013년 12월 13일, 논문 수정일: 2014년 3월 11일, 논문 게재확정일: 2014년 3월 18일 * 본 연구의 초고는 한국생산성본부가 주최한 「제7회 생산성향상 대학(원)생 논문공모」에서 발표되었다. 또한 익명의 심사자들에게 감사드린다.

^{**} 성균관대학교 일반대학원 경제학과 박사수료(stoll80@skku.edu)

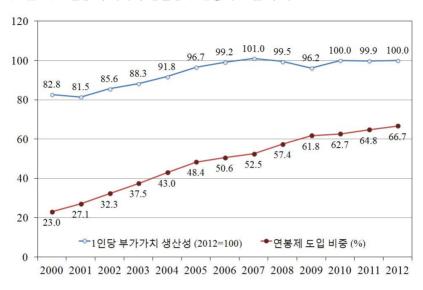
게 안정적인 생계를 보장하기 때문에 근로자로 하여금 장기적인 충성심을 이끌어 낼수 있다. 이런 장기적인 충성심은 근로자가 한 직장에서 오랫동안 일하게 되는 결과를 유도하고, 오랜 기간의 근속년수는 인적자본의 축적으로 이어져 기업의 생산성 향상에 도움을 준다(Hutchens, 1989). 자료를 이용하여 호봉제가 생산성에 미치는 효과를 분석한 Blakemore and Hoffman(1989)의 연구에서도 호봉제와 생산성 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

그러나 외환위기 이후 우리나라 기업들은 연봉급을 폭발적으로 도입하게 된다(엄동 욱, 2011). 『임금근로시간 정보시스템』에 의하면 2000년 우리나라 기업들의 연봉제 도 입 비중은 23%에 불과했으나 2013년 현재 66.2%로 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있 다. 물론 이 조사가 100인 이상 사업장만을 대상으로 하였기 때문에 모든 사업장을 100% 대표한다고 할 수는 없지만, 저 수치를 전체 사업장으로 확장한다 하여도 연봉제 가 증가하고 있는 추세임에는 틀림없다. 그렇다면 왜 기업들은 생산성에 긍정적인 효 과를 주는 호봉급을 유지하지 않고 임금체계를 연봉급으로 전환하거나 도입하고 있는 가? 사실 호봉급이 가지고 있는 가장 큰 문제는 바로 노동자의 근무태만(shirking)에도 불구하고 근속년수에 따라 임금이 증가된다는 점이다. 만일 이런 근무태만이 만연하다 면 근로자는 분명히 자신의 생산성보다 높은 임금을 지급받게 되고, 이런 생산성과 임 금 간의 격차로 인하여 기업은 경영상의 부담을 느낄 수밖에 없다.1) 이런 생산성과 임 금 간의 격차는 노동자와 관리자 간의 정보 비대칭에서 비롯된다. 연봉급은 이런 정보 비대칭성을 해소하기 위한 수단으로써 연단위로 근로자의 성과 등을 평가하여 임금을 협상하는 제도이다. 그러나 외환위기 이후 우리나라 기업들이 연봉급을 폭발적으로 도 입한 것에 비하면 생산성 향상은 그다지 폭발적이지는 않았던 것으로 보인다. [그림 1] 은 우리나라 기업들의 연봉제 도입 추이와 1인당 부가가치 생산성의 추이를 나타내고 있는데, 물론 거시적 요인들을 감안한다 하여도 생산성 향상 추이는 연봉제 도입 추이 에 비해 완만하게 증가하고 있다는 것을 확인할 수 있다.

그렇다면 연봉제 도입은 실제로 생산성향상에 유의한 영향을 미치고 있는 것인가? 김동배(2006)는 『연봉제·성과배분제 실태조사』를 이용하여 연봉제 도입이 생산성에 미치는 효과를 분석하였는데, 유의한 양(+)의 효과가 있음을 발견하였다. 그러나 앞서 언급하였듯이 연봉제는 연단위로 근로자의 성과를 평가하여 임금을 협상하는 제도이다.

¹⁾ 박용민(2010)은 호봉급이 최근 20년간 생산성을 25.9%p 초과하는 고임금구조 형성의 주요한 원인이라고 지적하였다.

[그림 1] 1인당 부가가치 생산성과 연봉제 도입 추이



자료: 한국생산성본부, 「임금근로시간 정보시스템」.

따라서 연봉제 도입뿐만 아니라 그에 따른 임금차등폭의 수준이 생산성향상에 미치는 효과를 추가로 분석해야한다. 하지만 자료의 한계 상 이 부분은 분석되지 못하였다. 이런 측면에서 볼 때 연봉제 도입에 따른 차등임금인상의 효과를 분석한 엄동욱(2011)의 연구는 의미 있는 시도라 할 수 있다. 하지만 그의 연구에서는 차등임금인상의 유의성을 발견하지 못하였다. 따라서 본 연구는 이 두 연구가 밝히지 못한 차등임금인상의 위의성을 발견하지 못하였다. 따라서 본 연구는 이 두 연구가 밝히지 못한 차등임금인상의 생산성 효과를 분석하는데 첫 번째 목적을 둔다. 한편, 차등임금을 지급하기 위해서는 각 기업들이 적절한 평가시스템을 보유해야한다. 왜냐하면 적절한 평가시스템이 존재하지 않는 한 차등임금인상과 같은 인센티브는 열심히 일한 노동자에게 돌아가지 못할 가능성이 높기 때문이다. 만일 이런 상황이라면 아무리 차등임금인상폭이 높다하여도 그 효과가 생산성으로 연결되지 못할 것이다. 이런 측면에서 볼 때 Greiner, Ockenfels and Werner(2011)의 실험은 의미 있는 결과를 전달한다. 이들은 실험을 통해평가내용을 근로자들에게 어떻게 알리는지에 따라 차등임금의 효과가 달리 나타난다는 것을 보여주었다. 따라서 본 연구는 업무평가시스템 유형에 따른 차등임금인상의 생산성 효과를 분석하는데 두 번째 목적을 둔다. 본 연구는 이 목적을 달성하기 위해 노동

연구원에서 제공하는 「사업체패널조사」를 이용하여 회귀분석을 시도한다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 호봉제와 같이 임금테이블에 기반을 둔 임금체계는 인센티브에 기반을 둔 임금체계보다 상대적으로 생산성이 낮은 것으로 나타났다. 둘째, 이론적 예측과 동일하게 인센티브는 생산성을 높이는 것으로 나타났다. 그러나 이런 인센티브 효과는 성과연봉급에서만 유의한 결과를 보였다. 셋째, 인센티브에 기반을 둔 임금체계라 하여도 평가시스템이 투명하지 않다면 인센티브에 따른 생산성효과는 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 이런 결과는 자신의 노력수준이 인사고과에적절하게 반영되지 않는다고 간주될 때 노동자들은 생산에 필요한 최소한의 노력만을기울인다는 것을 의미한다. 넷째, 업무평가결과를 개별공개 할 경우 인센티브와 생산성간에는 역U자와 같은 비선형의 관계가 있음을 확인하였다. 이런 비선형의 관계는 기업이 적절한 인센티브를 제공할 때 노동자들의 토너먼트 효과가 우세하나 과도한 인센티브를 제공할 때는 사보타지 혹은 공정성개념이 토너먼트 효과보다 우세하게 나타남을의미한다. 특히 인사고과의 개별공지는 사보타지가 가능하도록 만드는 환경을 제공하는 것으로 분석되었다. 종합적으로 볼 때 본 연구의 결과는 적절한 인센티브에 업무평가 투명성이 뒷받침될 때 기업의 생산성항상 효과가 커짐을 시사한다.

본 연구의 나머지 부분은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 Akerlof and Yellen(1990), Lazear and Rosen(1981)의 연구에 기반을 두고 기업의 보상체계가 생산성에 미치는 효과를 논의하고, 이를 분석한 선행연구들과 본 연구의 실증분석 방향을 제시한다. Ⅲ장에서는 자료를 이용하여 Ⅱ장에서 논의된 내용을 실증분석한다. Ⅳ장에서는 본 연구의 주요결과를 요약하고, 본 연구의 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기업의 보상체계와 업무평가 투명성

1. 보상체계

임금격차와 생산성의 관계에 대해선 Akerlof and Yellen(1990)이 제시한 공정임금·노력가설(fair wage-effort hypothesis)과 Lazear and Rosen(1981)이 제시한 토너먼트이론 (theory of tournaments)이 서로 대립한다. Akerlof and Yellen(1990)의 공정임금·노력가설

은 노동자가 자신과 타인의 임금을 비교한 후 자신의 노력수준을 결정한다고 가정한다. 만일 기업 내 임금수준이 $w^1 > w^2 > \cdots > w^n$ 으로 존재한다면, 노동자들은 w^1 을 기준임 금으로 인식하고(즉, $w^1 = w^1$), 이 임금에 비례하여 자신의 노력수준을 결정한다. 따라서 노동자들의 노력수준 $e = \min(w/w^f, 1)$ 의 형태로 결정된다. 이는 결국 임금차이가 줄어들수록 모든 노동자들로부터 최적의 노력수준 e=1을 얻을 수 있음을 시사한다. 그러나 인센티브에 민감한 인간의 기본속성을 고려할 때 이 이야기는 달라진다. Lazear and Rosen(1981)은 토너먼트이론을 통해 임금격차가 벌어질수록 생산성이 증가할 수 있 음을 보였다. 이들의 모형에 따르면 노동자들의 능력이 동일하여 균형에서 동일한 노 력수준을 보인다하여도, 기업 내 높은 임금을 받기 위한 경쟁이 존재한다면 임금격차 가 벌어질수록 노동자들이 투입하는 노력수준이 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 이 모형에서는 Akerlof and Yellen(1990)의 주장과 반대로 동일한 임금을 지급할 경우 노동 자들이 투입하는 최적노력수준은 $e_i^*=e_i^*=0$ 이 된다. 즉, 인센티브가 사라지기 때문에 노동자들은 추가노력을 기울이지 않게 된다. 그렇다면 Akerlof and Yellen(1990)의 주장 은 Lazear and Rosen(1981)과 완전히 대치되는 것인가? 꼭 그렇지는 않다. 왜냐하면 Lazear(1989)는 기업 내 정치적 요소가 고려될 때 즉, 노동자들이 남의 업적을 의도적으 로 평가절하하거나 방해하는 등 정치적 영향을 발휘하여 자신이 높은 임금을 받을 확 률을 높일 수 있는 환경이라면 임금격차를 벌리는 것보단 동일한 임금을 지급하는 것 이 기업경영측면에서는 더욱 효율적이라는 것을 보여주었기 때문이다. 즉, 사보타지가 존재할 때 노동자들의 추가노력으로 발생되는 생산성증가보다 기업이 지불하는 비용증 가가 더 큰 것으로 해석된다. 따라서 만약 이런 환경을 가진 기업이라면 모든 근로자 에게 동일한 임금, 즉 공정임금을 지불하는 것이 최적의 선택일 것이다.

그간 많은 연구자들은 자료를 이용하여 앞선 논의들을 실증분석하였다. 분석결과들은 크게 두 줄기로 나뉘는데, 한 줄기는 임금격차가 생산성에 미치는 부정적인 효과를 분석한 연구들이고, 다른 줄기는 긍정적인 효과를 분석한 연구들이다.2) 이 연구들 중 Rivas(2009)는 실험을 통해 임금격차에 따른 노동자들의 노력선택을 분석하였다. 분석결과에 따르면 노동자들은 자신의 임금이 높을수록 높은 노력수준을 선택하는 반면 타인과의 임금격차가 커질수록 낮은 노력수준을 선택하는 것으로 나타났다. 이런 결과는 노동자들이 노력수준을 결정할 때 자신보다는 다른 사람들의 임금에 더욱 많이 신경을

²⁾ 앞선 연구들의 분석결과들은 공정임금-노력가설을 지지는 근거들이고, 후자들은 토너먼트이론을 지지하는 근거들이다.

쓴다는 Akerlof and Yellen(1990)의 가설을 지지한다.

한편 토너먼트이론을 지지하는 연구들은 Heyman(2005), Mahy, Rycx and Volral(2011) 등이 있다. (이 등이 있다.) 특히 Mahy et al.(2011)에 따르면 임금격차에 따른 생산성 효과는 역U자의 비선형성을 가지는 것으로 나타났다. 비선형성이란 임금분포가 특정수준 이하인 경우에는 토너먼트 효과에 의해 생산성이 증가하게 되나, 일정 수준을 넘어서게 되면 토너먼트 효과가 사보타지 혹은 공정성개념에 압도되어 생산성이 오히려 낮아지게 되는 것을 의미한다. 한편 국가적 차원에서 임금격차의 생산성 효과를 분석한 Lundborg(2005)는 스웨덴의 임금압축 정책이 임금격차 정책으로 변경됨에 따라 스웨덴의 생산성이 높아진 것으로 분석되었다.

해외에선 이런 연구들이 활발하지만 국내에서는 이와 유사한 연구들을 찾아보기 힘들다. 그나마 본 연구와 가장 유사한 연구로는 엄동욱(2011)이 있다. 엄동욱(2011)은 『인적자본기업패널』을 이용하여 성과급 차이와 잔차임금분산이 기업성과에 미치는 효과를 분석하였는데, 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못했다.

2. 평가의 투명성

앞선 논의들은 노동자들이 공정한 평가를 받는다는 가정 하에 논의된 내용이다. 그러나 만일 노동자가 공정한 평가를 받지 못하거나 평가시스템 자체가 불확실하다면, 노동자들은 어떤 노력수준을 기울일까? 투명한 평가시스템이 뒷받침되지 않은 경우라면 아무리 높은 인센티브를 제시한다하여도 인센티브 자체가 생산성 향상에 큰 영향을 미치지 못할 것이다. 이 설명은 이론적으로 너무나 자명한 이야기이나 자료를 이용하여 분석한 연구는 그 동안 전무하였다. 그러나 최근 Greiner et al.(2011)은 실험을 통해평가의 투명성이 노동자의 노력수준에 미치는 효과를 연구하였다. 이들이 실행한 실험의 내용 중 핵심적인 내용은 다음과 같다. 연구진들은 실험대상자들을 두 집단으로 나눈 후 두 집단 모두에게 종이에 적혀있는 숫자들을 컴퓨터에 입력토록 하였다. 첫 번째 단계에서 연구진들은 두 집단에게 동일한 임금을 지급한 후 작업을 지시하였다. 이후 두 번째 단계에서는 각 집단 간의 임금격차를 발생시켰는데 이에 대한 정보공개 유형을 두 가지로 나누었다. 정보공개 유형 중 하나는 개별집단에게만 임금수준을 알려

³⁾ 위 두 연구들과 유사한 연구들은 상당부분 축척되어 있다. 이와 관련된 연구들은 엄동욱(2011) 과 Mahy *et al.*(2011) 등을 참고하라.

주는 개별공지(private information)이고, 다른 하나는 다른 집단의 임금수준까지 알려주는 전체공개(public information)이다. 실험결과에 따르면 개별공지의 경우 임금변화가 노동자들의 노력수준에 아무런 영향을 주지 못한다는 결론을 이끌어 냈다. 한편, 임금변화를 투명하게 공개한 경우 임금을 많이 받은 집단은 더 정확하게 일을 하려는 경향을 보인 반면, 임금을 적게 받은 집단의 정확성은 현저하게 떨어지는 것으로 나타났다. 요약하면 연구진들은 임금변화가 노동자들의 노력수준에 영향을 미치지만 전체공개가 동반될 경우 이 효과가 나타난다고 하였다.

이 연구는 평가의 투명성이 동반될 때 임금격차의 효과가 나타난다는 것을 시사한다. 따라서 본 연구는 Greiner et al.(2011)의 실험결과를 빌려와 인사고과결과의 공개수준을 평가 투명성의 대리변수로 이용하여 임금격차의 효과를 검정한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석모형

분석모형은 기본적으로 다음과 같은 콥-더글라스 생산함수 형태의 축약방정식을 이용한다.

$$\ln\left(\frac{Q_{ijt}}{L_{ijt}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{K_{ijt}}{L_{ijt}}\right) + X_{ijt}'\theta + H_{ijt}'\gamma + \delta_i + D_j + \epsilon_{ijt}$$

$$\tag{1}$$

위 식에서 (Q_{ijt}/L_{ijt}) 는 t시점 j산업 i사업체의 1인당 부가가치 생산성을 나타내고, (K_{ijt}/L_{ijt}) 은 1인당 자본량을 나타낸다. X_{ijt} 는 사업체의 특성벡터로써 임금체계, 차등임금인상, 기업규모, 기업연령, 노동조합 유·무 및 비정규직 비율 등을 포함한다.4이 H_{ijt} 는 인적자본요소들을 포함하는 벡터로써 사업체의 교육훈련과 근로자의 교육수준을 포함한다.5이 δ_i 는 관측되지는 않지만 시간에 따라 변하지 않는 i사업체의 특성을 나타내는

⁴⁾ 사업체특성 중 기업규모, 기업연령, 노동조합 유·무 및 비정규직 비율은 심사자들의 조언에 의해 추가되었음을 밝힌다.

⁵⁾ 통제변수로 사용한 인적자본변수들은 이론적 배경이 견고하기 때문에 본문에서 따로 추정계수

변수이고, D_i 는 i사업체가 속해있는 j산업더미이며, ϵ_{ii} 는 오차항을 나타낸다.

2. 자료 및 변수 정의

본 연구는 한국노동연구원에서 조사하고 제공한 「사업체패널조사」를 분석 자료로 이용한다. 본 자료는 각 사업체가 채용하고 있는 임금체계뿐만 아니라 인사고과 실시여부, 차등임금인상폭 및 재무정보와 같은 본 연구에 필요한 다양한 정보를 포함하고 있기 때문에 본 연구에 적합한 자료이다. 단, 본 연구에서는 공공기관을 제외하고 분석한다. 왜냐하면 공공기관의 특성 상 일반적인 생산성 개념을 적용하기가 어렵기 때문이다.

분석에 이용된 변수들은 다음과 같이 정의하였다(각 변수들의 기초통계는 [표 1]을 참고). 우선 ① 생산성지표(In(Q/L))는 사업체의 총부가가치를 투입노동량으로 나눈 1인 당 부가가치 생산성을 이용한다. 사업체의 부가가치는 한국생산성본부의 방식을 원용 하여 영업이익과 노동수익의 합으로 계산하였고, 이를 GDP디플레이터로 나누어 실질 변수로 정의하였다. ② 1인당 자본량(ln(K/L))은 이근희·김준(2012)과 동일하게 1인당 유형고정자산을 이용하였고, 1인당 부가가치 생산성과 마찬가지로 GDP디플레이터를 이용하여 실질변수로 정의하였다. ③ 인사고과는 사업체가 정기적이고 공식적인 인사 고과 제도를 보유한 경우 1의 값을 가지는 더미변수이다. 한편, 본 연구는 인사고과 공 개유형에 따른 생산성 효과를 분석하는데 목적을 두기 때문에 인사고과 결과를 전직원 에게 알리는 경우에는 공개적이라 정의하고, 개인에게만 알려주거나 요청이 있을 시 알려주는 경우는 개별적, 그리고 그 결과를 알려주지 않는 경우를 비공개로 구분한다. ④ 임금체계는 다음의 과정을 거쳐 3가지 유형으로 구분하였다. 우선 임금테이블 없이 임금을 연봉으로 지급하지만 기본연봉과 성과연봉을 구분하지 않는 경우는 기본연봉급 으로 구분하였고, 임금테이블에 의해 임금을 결정하는 호봉급, 직능급, 직무급 등은 임 금테이블로 구분하였다. 마지막으로 임금을 기본연봉과 성과연봉으로 구분하여 지급하 는 경우는 성과연봉급으로 구분하였다. 한편, 자료상 나타나는 임금체계는 위와 달리 복잡한 형태를 띤 사업체들이 존재하였다. 예를 들면, 연봉급과 임금테이블이 혼재되어 있는 경우이다. 이런 방식은 관리자급(과장이상)과 사원급에 적용하는 임금체계가 다르 기 때문에 나타나는 것인데, 본 연구에서는 임금체계를 상대적으로 단순화시키기 위해 다음과 같은 기준을 설정하였다. 만일 ¿사업체의 임금체계가 연봉급(과장급)+임금테이

를 해석하지 않는다.

블(사원급)인 경우 사업체 근로자 중 과장급의 비중이 51%를 넘는 경우라면 이 사업체 의 대표임금체계는 연봉급으로 구분하였고, 반대로 사원급의 비중이 51%를 넘는 경우 라면 임금테이블을 이 사업체의 대표임금체계로 구분하였다. 왜냐하면 만일 임금테이 불을 적용받는 사원급이 사업체 내 전체 근로자 중 과반수를 차지한다면 이 사업체의 임금체계는 임금테이블이 지배적이기 때문이다.6 인센티브인 ⑤ 차등임금인상은 다음 과 같이 정의하였다. 다른 연구들에서는 임금격차의 대리변수로써 사업체 내 임금분포 혹은 잔차임금분산 등을 이용하는 경우가 있으나, 「사업체패널조사」는 이러한 정보를 제공하지 않기 때문에 이를 계산할 수 없었다. 대신 인사담당자가 작성한 차등임금인 상폭을 대리변수로 이용하였다. 예를 들어, 차등임금인상폭이 ±5%인 경우 설문지에는 10으로 작성하게 되어 있다. 이 수치를 분포의 형태로 나타내기 위해 우리는 응답자의 수치를 2로 나눈 후 관리자와 사원수를 이용하여 가중평균한 값을 제곱하여 계산하였 다.7) 단순히 제곱항을 분산이라 언급할 수 있는 이유는 모든 값의 평균이 0의 값을 가 지기 때문이다. 또한 본 연구에서 대리변수로 이용한 차등임금인상폭은 사업체 내 임 금분포보다 이론에서 언급한 인센티브 개념과 더욱 밀접하다는 장점이 있다. ⑥ 기업 규모는 중소기업기본법 시행령에 맞추어 산업별로 정의하였고(부록의 <부표 1> 참조), ⑦ 기업연령은 조사년도에서 해당 사업체의 사업시작년도를 차감하여 계산하였다. ⑧ 노동조합 유·무는 고영우·남준우(2013)의 연구를 참고하여 노동조합이 존재하면서 현재 활동하는 경우에는 1의 값을 부여하고, 노동조합이 존재하지 않거나 존재한다하더라도 현재 활동하지 않는 경우는 0의 값을 부여하였다. ⑨ 비정규직 비율은 전체 근로자 중 기간제 근로자의 비중을 이용하였다. 🛈 사내교육훈련은 근로자의 직무수행능력을 높 이기 위해 교육훈련을 실시하거나 지원한 경우 1의 값을 가지는 더미변수이다. ① 평 균교육수준은 설문응답자가 작성한 사업체 내 근로자의 평균 교육수준을 이용하였는데, 이 평균 교육수준은 총 5가지 항목으로 구분된다. 그런데 사실 이 교육변수는 2차 조 사부터 조사되었기 때문에 이 변수를 분석모형에 그대로 반영할 경우 1차 표본을 이용 할 수 없는 한계에 부딪치게 된다. 본 연구에서는 이런 한계를 극복하기 위해 2차 자료를

⁶⁾ 만일 관리자급과 사원급의 상대비율이 50:50이라면 이런 분류체계를 적용하기가 어려웠을 것이다. 그러나 다행히도 이런 경우는 자료에서 발견되지 않았다. 1차 분류에 따른 임금체계와 사원비중의 기초통계는 부록의 <부표 2>를 참조하라.

⁷⁾ 가중평균하여 계산한 이유는 관리자급과 사원급의 차등임금인상폭의 차이가 발생할 경우 그 사업체의 평균치를 모형에 반영하기 위함이다. 한편, 본 연구는 차등임금인상을 $\sigma^2 \times 10^{-3}$ 으로 정의하였기 때문에 실제 응답자가 응답한 차등임금인상폭은 $\sigma = \sqrt{x \times 10^3}$ 으로 계산할 수 있다.

〈표 1〉기초통계

변수	명	전	체	1차 (2005)	2차 (2007)	3차 (2009)
ln(Q/L)		4.014	(0.873)	4.037	(0.789)	3.989	(0.905)	4.020	(0.910)
ln(K/L)		4.079	(1.858)	4.073	(1.745)	3.971	(1.909)	4.197	(1.898)
인사고과		0.767	(0.423)	0.851	(0.357)	0.811	(0.392)	0.645	(0.479)
대표임금체계:	기본연봉급	0.164	(0.371)	0.136	(0.343)	0.148	(0.355)	0.207	(0.405)
	임금테이블	0.656	(0.475)	0.696	(0.461)	0.657	(0.475)	0.621	(0.485)
	성과연봉급	0.179	(0.384)	0.169	(0.375)	0.195	(0.397)	0.172	(0.378)
인사고과 공개범위	전체공개	0.028	(0.165)	0.035	(0.184)	0.030	(0.171)	0.017	(0.128)
(인사고과=1)	개별공개	0.519	(0.500)	0.484	(0.500)	0.521	(0.500)	0.556	(0.497)
	비공개	0.453	(0.498)	0.481	(0.500)	0.448	(0.498)	0.427	(0.495)
차등임금인상		0.049	(0.521)	0.067	(0.706)	0.053	(0.546)	0.027	(0.198)
사내교육훈련		0.915	(0.279)	0.939	(0.240)	0.928	(0.259)	0.880	(0.325)
평균 교육수준	중졸이하	0.022	(0.148)	0.025	(0.157)	0.027	(0.162)	0.015	(0.121)
	고졸	0.477	(0.500)	0.463	(0.499)	0.469	(0.499)	0.499	(0.500)
	전문대졸	0.231	(0.421)	0.221	(0.415)	0.216	(0.412)	0.255	(0.436)
	대졸	0.201	(0.401)	0.210	(0.408)	0.208	(0.406)	0.184	(0.388)
	대졸이상	0.069	(0.253)	0.081	(0.272)	0.080	(0.271)	0.047	(0.212)
평균 교육연한		13.611	(2.055)	13.691	(2.128)	13.662	(2.133)	13.485	(1.896)
기업규모	소기업	0.105	(0.307)	0.090	(0.286)	0.109	(0.312)	0.116	(0.320)
	중기업	0.477	(0.500)	0.475	(0.500)	0.473	(0.500)	0.484	(0.500)
	대기업	0.417	(0.493)	0.436	(0.496)	0.418	(0.494)	0.401	(0.490)
기업연령		23.141	(16.186)	21.604	(16.393)	23.091	(16.421)	24.578	(15.633)
노동조합 유·무		0.414	(0.493)	0.421	(0.494)	0.410	(0.492)	0.411	(0.492)
비정규직 비율		0.054	(0.131)	0.056	(0.120)	0.055	(0.137)	0.052	(0.135)
관측치		2,1	92	6	70	7	78	74	14

주: 1) 각 항목에 따른 통계치는 평균이며 ()안의 숫자는 표준편차.

^{2) 1}차년도 평균 교육수준과 평균 교육연한은 2차년도 자료의 내삽치.

³⁾ 평균 교육연한은 중졸이하=9, 고졸=12, 전문대졸=14, 대졸=16, 대졸이상=18을 적용. 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

1차에 내삽한 후 각 교육수준에 맞게 교육연한을 곱하여 평균 교육연한이라는 변수를 만들었다. 이렇게 구분된 변수를 하나의 변수로 압축한 이유는 자료생성과정에서 발생된 측정오차를 도구변수로 조정해주기 위함이다. 도구변수와 관련된 자세한 내용은 다음절에서 소개한다.

<표 1>의 기초통계를 보면 1인당 부가가치 생산성이 2차 조사에서 잠시 낮아지는 추이를 보였으나 3차 조사에서 다시 1차 조사 수준으로 회복되었다. 이런 흐름은 1인 당 자본량과 동일한 흐름을 보이고 있다. 인사고과의 경우 연도가 증가할수록 인사고 과를 실시하는 사업체들의 비중이 낮아지고 있는 것으로 나타났는데, 이는 아마도 정 기·공식적으로 실시하는 인사고과에 따른 비용과 노력을 절감하기 위해 사업체들이 정 기적 인사고과를 비정기적 혹은 비공식적인 인사고과로 대체하였기 때문인 것으로 비 춰진다(배규식·김정우·김기민, 2012). 한편 인사고과를 실시하는 사업체들의 인사고과 공개범위를 살펴보면 인사고과를 전체공개하는 비중과 비공개하는 비중이 감소하는 반 면 개별공개하는 비중이 증가하고 있는 것으로 나타났다. 임금체계의 경우 임금테이블 의 비중은 감소하고 있으나 연봉급의 비중은 증가하고 있는 것으로 나타났는데, 기본 연봉급의 증가비중이 성과연봉급보다 높게 나타났다. 차등임금인상의 경우 연도가 증 가할수록 그 크기가 줄어드는 것으로 나타났는데, 이는 인사고과를 실시하지 않는 사 업체가 증가하기 때문에 나타난 결과로 비춰진다. 또한 차후에 비교하겠지만 이런 결 과는 대표임금체계 변화와도 무관하지 않다. 그 외 다른 변수들은 전반적으로 동일한 수준을 유지하거나 연도가 증가함에 따라 증가하거나 감소하는 추이를 보이고 있다. 이 중 평균 교육연한의 경우 일반적인 견해와 달리 교육연한이 약간씩 줄어드는 추이 를 보이고 있다. 이는 전체적으로 볼 때 고졸과 전문대졸이 증가한 반면 대졸과 대졸 이상이 감소하였기 때문에 나타난 결과이다.

3. 도구변수 설정

앞서 설명했듯이 본 연구에서 이용한 교육변수의 경우 1차년도 자료가 부재하였다. 본 연구에서는 분석단계에서 1차년도 표본을 제외하고 분석할지 아니면 이를 포함하여 분석할지를 결정해야했다. 만일 1차년도 표본을 제외하게 되면 상당한 정보손실이 발 생하기 때문에 우리는 2차년도 교육변수를 1차년도에 내삽한 후 도구변수를 이용하여 변수의 측정오차를 교정하는 방법을 선택하였다. 이때 5가지로 구분된 항목을 하나의 단일항목으로 압축한 이유는 도구변수를 줄이기 위한 목적이 있다.

도구변수는 Berry, Levinsohn and Pakes(1995)8)의 연구를 참고하여 다음과 같이 생성한다.

$$IV_{ijt}^{1} = \frac{1}{n-1} \sum_{k=i}^{n} S_{kj}, \quad IV_{ijt}^{2} = \sum_{k=i}^{n} S_{kj}$$
 (2)

 IV_{ijt}^1 은 t시점 j산업 i사업체의 교육수준을 제외한 t시점 j산업 사업체들의 평균 교육수준이고, IV_{ijt}^2 는 i사업체의 교육수준을 제외한 t시점 j산업 사업체들의 교육수준을 총합한 것이다. 도구변수를 이와 같이 설정한 이유는 다음과 같다. 산업 내 평균/총 교육수준이 증가하는 추세이거나 감소하는 추세라면 i사업체에 신규 고용된 노동자는 유사한 학력수준을 유지할 것이다. 왜냐하면 각 사업체들은 타사업체와 경쟁하기 위해 유사한 학력수준을 가진 사람들을 신규 고용할 것이기 때문이다. 그러나 이런 산업 내 평균/총 교육수준은 i사업체의 값을 제외하였기 때문에 개별사업체의 측정오차와는 관계가 없다. 따라서 2개의 도구변수는 개별사업체의 교육변수와는 밀접한 관계가 있지만 오차항에 포함되는 측정오차와는 독립적인 관계를 가지게 된다. 측정오차에 따른 도구변수 사용의 판단은 Wu-Hausman 검정을 이용한다. 만일 통계치가 교육변수가 외생변수라는 Wu-Hausman 검정의 귀무가설을 기각한다면, 도구변수를 이용하여 분석한다. 그러나 이를 기각하지 못한다면 도구변수를 사용하지 않은 OLS(ordinary least squares)와 임의효과(random effect)모형을 이용하여 분석한다.9)

4. 분석 결과

분석결과의 해석에 앞서 <표 2>의 Wu-Hausman 검정결과를 보면 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이는 비록 교육변수에 측정오차가 존재한다하

⁸⁾ Berry *et al.*(1995)은 수요·공급에 따른 내생성을 통제하기 위해 위와 비슷한 방식으로 도구변수들을 생성하여 이용하였다.

⁹⁾ 패널모형을 분석할 때 기본적으로 고정효과(fixed effect)모형과 임의효과모형을 모두 고려하여 분석한 후 Hausman 검정을 통해 모형을 선택하여야 하지만 본 연구에서 이용한 대부분의 변수들이 더미변수로 이루어져 있기 때문에 고정효과모형을 이용할 경우 이 변수들이 모형에서 탈락되는 결과를 보였다. 그 이유는 사업체별로 임금체계와 같은 제도변수들이 크게 변하지 않기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 임의효과만을 고려하여 분석한다.

역도 그 오차의 크기가 통계적으로 추정계수를 왜곡시킬 정도의 크기가 아니라는 것을 의미한다.¹⁰⁾ 따라서 이후 분석결과는 임의효과를 중심으로 해석한다.¹¹⁾

가. 보상체계와 생산성

사업체의 임금체계가 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과를 분석한 결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 분석결과에 따르면, 상대적으로 생산성이 가장 높은 임금체계는 성과연봉급인 것으로 나타났다. 반면, 임금테이블의 추정계수는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났는데, 이는 임금테이블과 기본연봉급 간에 뚜렷한 생산성 차이가 없다는 것을 의미한다. 따라서 이 분석결과만을 놓고 보면, 성과연봉급이 가장 효율적인 임금체계인 것으로 나타났다.

그러나 이런 차이는 인사고과 존재유무에 따라 달라진다. 전체표본을 인사고과를 실시하는 집단이는 집단과 실시하지 않는 집단으로 구분하여 분석하면, 인사고과를 실시하는 집단에서는 성과연봉급의 생산성이 지속적으로 높게 유지되고 있으나, 인사고과를 시행하지 않는 집단에서는 그 효과가 사라졌다. 그 이유는 다음과 같다. 인사고과는 감시효과 (monitoring effect)뿐만 아니라 성과를 평가하는 중요한 역할을 하는데, 만일 이런 부분이 부재한다면 그에 따른 성과급 지급기준이 모호해질 가능성이 높다. 때문에 노동자입장에서 모호한 평가기준은 생산성 향상을 위해 충분한 노력을 기울일 인센티브가 줄어들게 되고, 이로 인하여 제도의 효과가 제대로 나타나지 않게 되는 것이다.

한편, 임금테이블의 경우 인사고과가 존재하지 않는 집단에서는 생산성과 유의한 음 (-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 인사고과 존재 여부 즉, 감시효과가 있는지 여부에 따라 근로자의 태만정도가 다르다는 것을 의미한다. 따라서 감시효과가 없는 경우 임금테이블은 근로자의 태만으로 인하여 생산성이 다른 임금체계에 비해 낮은 것으로 나타났다.

^{10) 2}차 자료에서 3차 자료로 넘어갈 때 교육수준의 변동이 발생하는 표본은 약 40.04%이었다. 교육변수의 측정오차는 1차 자료에서만 나타나므로 1차 자료에서 측정오차가 발생하는 표본이이와 동일하다고 가정하면 전체표본에서 측정오차가 존재하는 표본은 약 12.24% 정도로 추정된다.

¹¹⁾ 모든 분석모형에서 Wu-Hausman 검정을 실시하였으나, 귀무가설을 기각하지는 못하였다.

〈표 2〉임금체계가 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과

종속변수=	전	. 체	인사고	과 존재	인사고	인사고과 부재		
ln(Q/L)	OLS	RE	OLS	RE	OLS	RE		
ln(K/L)	0.182***	0.175***	0.192***	0.194***	0.143***	0.138***		
	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.014)	(0.022)	(0.023)		
임금테이블	-0.073	-0.047	-0.039	-0.005	-0.152*	-0.155*		
	(0.045)	(0.041)	(0.055)	(0.051)	(0.084)	(0.084)		
성과연봉급	0.051	0.078*	0.072	0.099*	-0.105	-0.054		
	(0.053)	(0.047)	(0.059)	(0.053)	(0.139)	(0.139)		
교육훈련	0.135**	0.114**	0.169**	0.101	0.050	0.079		
	(0.056)	(0.051)	(0.077)	(0.069)	(0.085)	(0.083)		
평균	0.070***	0.046***	0.070***	0.051***	0.043*	0.033		
교육연한	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.012)	(0.022)	(0.023)		
중기업	-0.031	0.010	-0.048	0.010	-0.077	-0.119		
	(0.053)	(0.060)	(0.068)	(0.073)	(0.090)	(0.097)		
대기업	0.112*	0.089	0.088	0.091	0.036	-0.006		
	(0.059)	(0.067)	(0.072)	(0.080)	(0.113)	(0.119)		
기업연령	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	0.003	0.004		
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)		
노동조합	0.151***	0.141***	0.109**	0.072	0.322***	0.356***		
유•무	(0.038)	(0.049)	(0.043)	(0.052)	(0.094)	(0.100)		
비정규직	0.009	0.153	-0.127	0.021	0.374*	0.279		
비율	(0.124)	(0.119)	(0.154)	(0.146)	(0.219)	(0.215)		
상수항	2.156***	2.450***	2.131***	2.348***	2.569***	2.725***		
	(0.144)	(0.155)	(0.172)	(0.184)	(0.307)	(0.318)		
R^2	0.357	0.353	0.338	0.333	0.326	0.324		
Wu-Hausman	0.728		0.817		0.277			
검정 [유의확률]	[0.394]		[0.366]		[0.599]			
관측치	2,192	2,192	1,681	1,681	511	511		

주: 1) ()안의 숫자는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 의미.

²⁾ 임금체계의 기준변수는 기본연봉급이고, 호봉급, 직능급, 직무급은 임금테이블에 포함되며, 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함.

³⁾ Wu-Hausman 검정은 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 검정.

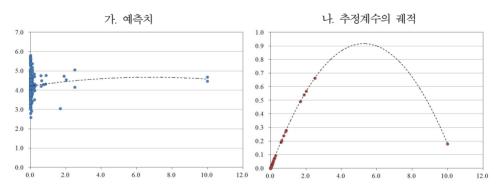
자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

<표 3>은 임금체계를 구분하여 각 임금체계에 따른 차등임금인상의 효과를 추정한 결과이다. 표를 보면 임금체계를 따로 구분하지 않고 분석한 전체모형에서는 차등임금 인상과 생산성 간에 비선형의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 이는 차등임금인상폭이 일정수준을 넘어서게 될 때 토너먼트의 효과보다는 사보타지 등의 효과가 우세하여 생산성이 오히려 줄어드는 것을 의미한다(Mahy et al., 2011). 그러나 이를 각 임금체계별로 구분해 보면 그 효과는 성과연봉급에서만 유의한 것으로 나타났다. 이는 임금체계별로 차등임금인상의 효과가 다르게 나타난다는 것을 의미한다. 따라서 우리는 각 임금체계와 차등임금인상 변수를 곱한 교호항을 이용하여 이 효과를 다시 검정한다. 그결과는 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 4>의 결과를 보면 1인당 부가가치 생산성에 대한 차등임금인상의 효과는 앞선 분석과 마찬가지로 성과연봉급에서만 유의한 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 차등 임금인상폭이 증가할수록 기업의 생산성이 증가한다는 것을 의미한다. 또한 <표 3>의 결과와 마찬가지로 차등임금인상의 비선형성이 지속적으로 나타났다. 이는 성과연봉급 의 경우 차등임금인상폭에 대한 사보타지의 효과가 존재할 수 있음을 시사한다.

추정치를 이용하여 이를 그림으로 표현하면 [그림 2]와 같다. [그림 2]에서 (가)는 예측치와 차등임금인상 간의 관계를 보여주고 (나)는 다른 변수들이 동일하다는 가정 하에 추정계수의 궤적만을 보여준다. (가)를 보면 그 관계가 역U자의 형태를 보이지만 상대적 크기가 크게 나타나지는 않았다. 반면 다른 조건이 동일하다고 가정한 경우 즉, (나)를 보면 뚜렷한 역U자의 형태를 확인할 수 있다.





주: 1) (가)는 종속변수의 예측치와 차등임금인상 간의 관계를 나타내고, (나)는 차등임금인상 추정계수의 궤적을 나타냄

2) X축은 $\sigma^2 \times 10^{-3}$ 로 측정된 차등임금인상을 의미하고, 설문지상 차등임금인상폭은 $\sigma = \sqrt{x \times 10^3}$ 으로 계산

〈표 3〉임금체계에 따른 차등임금인상이 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과 |

	전	체	기본인	변봉급	임금티	베이블	성과인	년봉급
ln(Q/L)	OLS	RE	OLS	RE	OLS	RE	OLS	RE
ln(K/L)	0.193 ***	0.196***	0.164***	0.152***	0.237***	0.229***	0.150***	0.154***
	(0.012)	(0.014)	(0.030)	(0.033)	(0.016)	(0.018)	(0.026)	(0.027)
치 등 임금인상	0.389***	0.245***	0.116	-0.159	0.368**	0.179	0.483 **	0.433 ***
	(0.088)	(0.082)	(0.546)	(0.547)	(0.176)	(0.155)	(0.212)	(0.196)
치등임금인상²	-0.030***	-0.018**	0.034	0.085	-0.026*	-0.012	-0.042*	-0.038*
	(0.008)	(0.007)	(0.129)	(0.135)	(0.014)	(0.012)	(0.022)	(0.021)
교육훈련	0.151 **	0.091	0.035	0.048	0.146	0.117	0.254	0.097
	(0.076)	(0.069)	(0.180)	(0.179)	(0.093)	(0.087)	(0.198)	(0.194)
평균	0.072***	0.054***	0.038	0.027	0.078***	0.064***	0.044*	0.034
교육연한	(0.010)	(0.011)	(0.031)	(0.033)	(0.013)	(0.014)	(0.026)	(0.028)
중기업	-0.040	0.019	-0.053	-0.039	0.031	0.059	-0.472**	-0.330
	(0.067)	(0.073)	(0.152)	(0.154)	(0.077)	(0.087)	(0.220)	(0.225)
대기업	0.092	0.102	0.213	0.167	0.156*	0.155*	-0.410*	-0.289
	(0.072)	(0.080)	(0.180)	(0.188)	(0.082)	(0.093)	(0.226)	(0.230)
기업연령	-0.002*	-0.001	0.001	0.002	-0.001	-0.001	-0.005*	-0.005
	(0.001)	(0.002)	(0.004)	(0.005)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
노동조합	0.105**	0.064	-0.086	-0.076	0.150***	0.126**	0.147	0.127
유·무	(0.042)	(0.051)	(0.138)	(0.150)	(0.046)	(0.055)	(0.121)	(0.133)
비정규직	-0.178	-0.032	-0.179	0.044	-0.210	-0.065	-0.561	-0.465
비율	(0.153)	(0.146)	(0.310)	(0.307)	(0.208)	(0.203)	(0.386)	(0.365)
상수항	2.086***	2.315***	2.657***	2.853 ***	1.725***	1.926***	3.054***	3.264***
	(0.162)	(0.177)	(0.462)	(0.492)	(0.195)	(0.211)	(0.465)	(0.483)
R^2	0.344	0.339	0.369	0.363	0.401	0.398	0.347	0.341
Wu-Hausman	1.001		0.173		0.266		1.248	
검정 [유의확률]	[0.317]		[0.678]		[0.606]		[0.265]	
관측치	1,681	1,681	258	258	1,068	1,068	355	355

주: 1) ()안의 숫자는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 의미.

²⁾ 분석대상은 인사고과가 존재하는 집단이고, 호봉급, 직능급, 직무급은 임금테이블에 포함되며, 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함.

³⁾ Wu-Hausman 검정은 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 검정.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

〈표 4〉임금체계에 따른 차등임금인상이 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과 Ⅱ

スタHク-1(O/I)	전	<u></u> 체	인사그	인사고과 존재		
종속변수=ln(Q/L)	OLS	RE	OLS	RE		
ln(K/L)	0.183***	0.176***	0.194***	0.196***		
	(0.010)	(0.012)	(0.012)	(0.014)		
기본연봉급×차등임금인상	0.030	-0.062	0.091	0.037		
	(0.482)	(0.452)	(0.484)	(0.446)		
기본연봉급×차등임금인상 ²	0.056	0.060	0.046	0.042		
	(0.114)	(0.109)	(0.115)	(0.107)		
임금테이블	-0.071	-0.050	-0.035	-0.004		
	(0.046)	(0.042)	(0.056)	(0.052)		
임금테이블×차등임금인상	0.413**	0.275*	0.369*	0.209		
	(0.197)	(0.165)	(0.197)	(0.164)		
임금테이블×차등임금인상 ²	-0.029*	-0.020	-0.026*	-0.014		
	(0.015)	(0.013)	(0.015)	(0.013)		
성과연봉급	0.035	0.068	0.058	0.088		
	(0.054)	(0.049)	(0.061)	(0.054)		
성과연봉급×차등임금인상	0.528***	0.298**	0.517***	0.348**		
	(0.175)	(0.152)	(0.175)	(0.156)		
성과연봉급×차등임금인상²	-0.050***	-0.028*	-0.048***	-0.033**		
	(0.018)	(0.016)	(0.018)	(0.016)		
교육훈련	0.127**	0.109**	0.158**	0.095		
	(0.056)	(0.051)	(0.077)	(0.069)		
평균 교육연한	0.067***	0.046***	0.067***	0.050***		
	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.012)		
중기업	-0.033	0.010	-0.050	0.009		
	(0.053)	(0.060)	(0.067)	(0.073)		
대기업	0.108*	0.088	0.084	0.092		
	(0.059)	(0.067)	(0.072)	(0.080)		
기업연령	-0.001	-0.001	-0.002*	-0.001		
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)		
노동조합 유・무	0.161***	0.145***	0.120***	0.077		
	(0.038)	(0.049)	(0.043)	(0.052)		
비정규직 비율	-0.015	0.137	-0.169	-0.006		
	(0.124)	(0.119)	(0.154)	(0.147)		
상수항	2.191***	2.458***	2.163***	2.356***		
	(0.143)	(0.154)	(0.172)	(0.184)		
R^2	0.364	0.359	0.347	0.342		
Wu-Hausman 검정	0.939		0.999			
[유의확률]	[0.333]		[0.318]			
관측치	2,192	2,192	1,681	1,681		

주: 1) ()안의 숫자는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 의미.

²⁾ 호봉급, 직능급, 직무급은 임금테이블에 포함되며, 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함.

³⁾ Wu-Hausman 검정은 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 검정.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」 1~3차.

한편, 기본연봉급과 임금테이블의 경우 차등임금인상에 따른 인센티브 효과가 발견되지 않았는데, 그 이유는 아마도 평가시스템의 영향이 큰 것으로 비춰진다. 우선 임금테이블을 채택한 기업의 경우 노동자를 평가하는 적절한 시스템을 보유하지 않았을 가능성이 높다. 그 근거는 김동배·정진호(2006)의 연구에서 찾을 수 있는데, 연봉제를 도입하지 않는 기업들 중 약 49.0%(2) 정도가 평가 상의 애로점을 연봉제 미도입의 이유로 꼽았다. 이를 자료로 검토해 보면 비록 임금테이블을 채택한 기업들 중 인사고과를실시하지 않는 사업체의 비중이 25.8%로 기본연봉급 보다 낮게 나타났으나, 인사고과결과를 알려주지 않는 사업체의 비중이 49.8%로 다른 임금체계보다 높게 나타났다(<표5> 참조). 즉, 차등임금인상의 효과가 임금테이블을 채택한 사업체들에서 나타나지 않은 이유는 적합한 평가시스템을 보유하지 않았기 때문인 것으로 해석된다.

다음으로 기본연봉급의 경우 논리 상 차등임금인상 적용이 노동자에게 인센티브로 작용할 것이라 예상할 수 있으나 분석결과에서는 그 증거를 찾아볼 수 없었다. 또한 기존문헌을 검토 해봐도 이와 관련된 내용을 찾을 수가 없었다. 따라서 이후 기술된 기본연봉급에 대한 설명은 본 연구의 분석결과와 자료에 의존한 추측성 설명이므로 이 를 받아들이는데 주의할 필요가 있다. 우선 본 연구에서 정의한 기본연봉급은 기본급 과 성과급을 따로 구분하지 않는 경우를 말하는데, 이런 사업체들은 대체로 성과급이 고정적으로 지급되는 경우가 많다. 때문에 기본연봉급을 채택한 사업체들은 성과를 평 가할만한 시스템을 제대로 갖추지 않았을 가능성이 높다. 왜냐하면 성과를 제대로 반 영할 수 있다고 가정하면, 굳이 기본연봉급을 채택할 이유가 없기 때문이다. 이런 추측 의 근거는 <표 5>에서 찾을 수 있는데, 기본연봉급에서 인사고과를 공개하지 않는 사 업체의 비중이 46.1%인 것으로 나타났다. 이는 성과연봉급과 비교해 14.8%p 정도 높은 수치이다. 또한 각 임금체계와 인사고과 공개유형 간의 상관관계를 비교해도 성과연봉 급은 전체공개나 개별공개와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났지만, 기본연봉 급의 경우는 비공개와 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 두 번째로 기본연봉 급에서 차등임금인상 효과가 나타나지 않는 이유는 낮은 인센티브 때문인 것으로 비춰 진다. 차등임금인상폭은 기본연봉에 영향을 주는 요소인데, 성과급이 이미 정해져 있는 경우라면 그 인상폭은 상당히 작은 효과만을 가질 수밖에 없게 된다. 반면, 성과연봉급 은 차등임금인상폭(±6.349%)이 상대적으로 높을 뿐만 아니라 기본급과 성과급을 각각

¹²⁾ 김동배·정진호(2006)의 연구에서는 2000~2005까지 각 연도별로 %를 보고하고 있다. 본 연구에 서 제시한 49.0%는 연도별 %의 평균이다.

〈표 5〉임금체계별 인사고과 존재, 평균 차등임금인상 폭 및 인사고과 공개유형

	인사고과	차등임금인상	평균	인사고과 공개 유형			
임금체계	존재	적용 사업체	차등임금인상폭 ⁻ (± %)	전체 공개	개별 공개	비공개	
기본연봉급	0.717	0.806	5.002	0.023 (-0.012)	0.516 (-0.007)	0.461 (0.018)	
임금테이블	0.742	0.694	3.244	0.027 (-0.003)	0.475 (-0.116)	0.498 (0.140)	
성과연봉급	0.903	0.848	6.349	0.034 (0.007)	0.654 (0.119)	0.313 (-0.146)	

- 주: 1) 인사고과 존재는 각 임금체계 표본 중 인사고과를 실시하는 사업체의 비중.
 - 2) 차등임금인상 적용 사업체는 인사고과를 실시하는 사업체 중 차등임금인상을 적용하는 사업체의 비중.
 - 3) 평균 차등임금인상폭은 차등임금인상을 실시하는 사업체들의 평균 차등임금인상폭.
 - 4) 인사고과 공개유형은 인사고과를 실시하는 사업체 중 해당 방식을 적용하는 사업체의 비중.
 - 5) 호봉급, 직능급, 직무급은 임금테이블에 포함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

평가하여 지급하는 방식이기 때문에 노동자에게 상당히 큰 인센티브로 작용될 것이다. 종합하면 기본연봉급에서 차등임금인상효과가 나타나지 않는 이유는 불확실한 평가시 스템과 낮은 인센티브가 영향을 미친 것으로 비춰진다.

나. 업무평가 투명성과 생산성

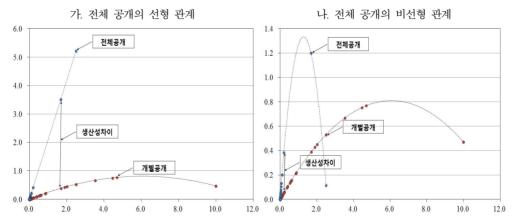
앞선 분석에서 우리는 불확실한 평가시스템이 존재할 때 인센티브 효과가 생산성 향상으로 이어지지 않는다고 주장하였다. 따라서 이 주장을 평가시스템별로 분석해볼 필요가 있다. <표 6>은 인사고과 공개유형에 따라 차등임금인상이 생산성 향상에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 분석결과를 보면 차등임금인상의 생산성 효과는 업무평가 공개범위가 전체공개이든 개별공개이든 간에 개인에게 공지하는 그룹에서 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 Greiner et al.(2011)의 연구와 동일하게 인사고과를 모두에게 공개하는 경우에는 생산성에 대한 차등임금인상의 한계효과가 개별적으로 공개하는 것 보다 더 크게 나타났다. 반면 개인에게 업무평가 결과를 공지하지 않는 집단에서는 차등임금인상의 효과가 없었다. 노동자에게 자신의 업무성과를 공지하고 이에 따라 차등임금은 적용한다는 것은 업무평가 시스템이 상당히 투명하다는 것과 개인의 노력수준이 업무평가에 적절하게 반영된다는 것을 의미한다. 특히 기업이 인사고과 결과를 전체적으로 공개한다면, 노동자들은 자신뿐만 아니라 타인의 노력수준까지 파악할 수 있으므로 적합한 추가노력을 기울일 것이다. 그러나 비공개처럼 개인의 노력수준을 공지하지 않는다면 노동자들은 노력에 따른 확률함수가 임의확률과정을 따른

다고 생각하기 때문에 높은 임금을 받기위해 노력할 인센티브가 줄어든다.

한편 개별 공개의 경우 차등임금인상과 생산성 간에는 역U자형의 비선형관계가 발견되었다. 이런 효과는 <표 7>의 분석에서도 유지가 되기 때문에 인사고과를 개별 공개하는 경우는 사보타지가 존재할 수 있는 환경임을 시사한다. 인사고과 결과를 전체 공개하는 경우 모든 근로자들은 자신의 생산성과 상대방의 생산성 등을 명확하게 비교할 수있고, 만일 불만이 있다면 근거를 들어 이를 반박할 수 있을 것이다. 그러나 개별공개는 상대적으로 인사고과 시스템이 불완전하기 때문에 상대방이 자신의 생산성을 왜곡시켜도 이를 포착하기가 어렵다. 만일 노동자들이 이런 상황을 미리 인지하고 있다면, 그들이 선택하는 최적의 전략은 동일하게 사보타지를 늘리는 방법일 것이다. 따라서 이런경우에는 차등임금인상폭을 과도하게 설정하지 않는 것이 생산성 향상에 도움을 준다.

[그림 3]은 <표 7>의 추정계수들을 이용하여 인사고과 공개유형에 따른 생산성차이를 비교한 것이다. <표 7>의 분석결과에 따르면 전체공개는 선형의 관계만이 관측된 반면, <표 6>에서는 비록 OLS 분석이었지만 비선형의 관계가 관측되었다. 각 추정결과를 그림으로 표현하면 다른 조건이 동일할 때 전체공개와 개별공개 간에는 높은 생산성차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 업무평가결과를 전 직원에게 공개하고 이에 기반을 두고 차등임금인상을 적용하는 것이 가장 높은 생산성 효과를 얻는다는 점을 시사한다.

[그림 3] 차등임금인상에 따른 생산성 효과: 전체 공개와 개별 공개의 궤적 비교



주: 1) 가와 나는 각 가정과 조건에 따른 차등임금인상 추정계수의 궤적을 나타냄 2) X축은 $\sigma^2 \times 10^{-3}$ 로 측정된 차등임금인상을 의미하고, 설문지상 차등임금인상폭은 $\sigma = \sqrt{x \times 10^3}$ 으로 계산

〈표 6〉인사고과 공개유형에 따른 차등임금인상이 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과 I

	전	체	전체 공개	개별	공개	비-	공개
ln(Q/L)	OLS	RE	OLS	OLS	RE	OLS	RE
ln(K/L)	0.193***	0.196***	0.224***	0.209***	0.213***	0.180***	0.183***
	(0.012)	(0.014)	(0.073)	(0.018)	(0.020)	(0.017)	(0.019)
차등임금인상	0.389***	0.245***	2.987*	0.463***	0.339**	0.626	0.092
	(0.088)	(0.082)	(1.544)	(0.133)	(0.134)	(0.454)	(0.392)
차등임금인상 ²	-0.030***	-0.018**	-1.122*	-0.041***	-0.029**	-0.043	-0.007
	(0.008)	(0.007)	(0.623)	(0.015)	(0.014)	(0.032)	(0.027)
교육훈련	0.151**	0.091	-0.181	0.079	0.075	0.217**	0.140*
	(0.076)	(0.069)	(0.614)	(0.130)	(0.117)	(0.091)	(0.083)
평균 교육연한	0.072***	0.054***	0.167	0.064***	0.065***	0.070***	0.052***
	(0.010)	(0.011)	(0.120)	(0.016)	(0.016)	(0.014)	(0.016)
중기업	-0.040	0.019	1.209**	-0.127	-0.089	-0.069	-0.010
	(0.067)	(0.073)	(0.433)	(0.114)	(0.117)	(0.080)	(0.091)
대기업	0.092	0.102	1.086**	-0.040	-0.048	0.128	0.172*
	(0.072)	(0.080)	(0.399)	(0.119)	(0.125)	(0.089)	(0.101)
기업연령	-0.002*	-0.001	-0.015*	-0.003	-0.003	4.E-05	2.E-04
	(0.001)	(0.002)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
노동조합	0.105**	0.064	-0.040	0.134**	0.135*	0.076	0.032
유·무	(0.042)	(0.051)	(0.235)	(0.063)	(0.072)	(0.056)	(0.064)
비정규직 비율	-0.178	-0.032	0.203	0.003	0.064	-0.293	-0.041
	(0.153)	(0.146)	(1.131)	(0.235)	(0.222)	(0.202)	(0.180)
상수항	2.086***	2.315***	0.461	2.340***	2.237***	2.016***	2.269***
	(0.162)	(0.177)	(1.956)	(0.259)	(0.267)	(0.207)	(0.229)
\mathbb{R}^2	0.344	0.339	0.804	0.344	0.341	0.355	0.346
Wu-Hausman	1.001		0.224	1.567		0.007	
검정 [유의확률]	[0.317]		[0.641]	[0.211]		[0.936]	
관측치	1,681	1,681	47	872	872	762	762.

주: 1) ()안의 숫자는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 의미.

²⁾ 전체 공개의 경우 표본수가 부족하여 OLS 분석만 시도하였으며, 모든 모형에는 산업더미와 연도. 더미가 포함.

³⁾ Wu-Hausman 검정은 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 검정.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

〈표 7〉인사고과 공개유형에 따른 차등임금인상이 1인당 부가가치 생산성에 미치는 효과 Ⅱ

マムリム 1 (0/1)	전	체	인사고피	가 존재
종속변수=ln(Q/L) —	OLS	RE	OLS	RE
ln(K/L)	0.180***	0.176***	0.194***	0.198***
	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.014)
공개적×차등임금인상	3.697***	2.105*	3.670***	2.086*
	(1.266)	(1.097)	(1.306)	(1.144)
공개적×차등임금인상²	-1.466***	-0.860*	-1.447**	-0.816
	(0.556)	(0.480)	(0.568)	(0.513)
개별적	0.147***	0.066*	0.129	0.057
	(0.043)	(0.039)	(0.112)	(0.097)
개별적×차등임금인상	0.432***	0.257**	0.446***	0.267**
	(0.120)	(0.119)	(0.119)	(0.117)
개별적×차등임금인상²	-0.039***	-0.021	-0.040***	-0.022*
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
비공개	0.037	0.024	0.017	0.004
	(0.043)	(0.039)	(0.112)	(0.099)
비공개×차등임금인상	0.772	0.332	0.711	0.201
	(0.507)	(0.430)	(0.505)	(0.426)
비공개×차등임금인상²	-0.053	-0.025	-0.049	-0.014
	(0.036)	(0.030)	(0.035)	(0.030)
교육훈련	0.102*	0.102**	0.138*	0.090
	(0.056)	(0.052)	(0.076)	(0.069)
평균 교육연한	0.067***	0.048***	0.069***	0.053***
	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.011)
중기업	-0.043	0.013	-0.052	0.014
	(0.053)	(0.060)	(0.067)	(0.073)
대기업	0.087	0.088	0.071	0.092
	(0.059)	(0.067)	(0.072)	(0.080)
기업연령	-0.001	-0.001	-0.002*	-0.001
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
노동조합 유·무	0.140***	0.125***	0.109***	0.065
	(0.038)	(0.048)	(0.042)	(0.051)
비정규직 비율	-0.009	0.129	-0.168	-0.025
	(0.123)	(0.119)	(0.153)	(0.146)
상수항	2.113***	2.366***	2.064***	2.288***
	(0.135)	(0.149)	(0.195)	(0.202)
R^2	0.368	0.361	0.351	0.344
Wu-Hausman 검정	1.070		1.249	
[유의확률]	[0.301]		[0.264]	
관측치	2,192	2,192	1,681	1,681

주: 1) ()안의 숫자는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 의미.

²⁾ 모든 모형분석 시 산업더미와 연도더미를 포함.

³⁾ Wu-Hausman 검정은 교육변수가 외생변수라는 귀무가설을 검정.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

Ⅳ. 결 론

본 연구는 한국노동연구원에서 제공하는 「사업체패널조사」를 활용하여 보상체계와 업무평가 투명성이 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 본 연구의 주요한 분석결과들 은 다음과 같다. 첫째, 임금체계만을 놓고 볼 때 생산성이 가장 높은 임금체계는 성과 연봉급인 것으로 나타났다. 단 성과연봉급이 가장 높은 보상체계를 유지하기 위해서는 개인의 성과를 적절히 평가할 수 있는 인사고과 시스템이 반드시 필요하다. 둘째, 임금 체계에 따라 차등임금인상을 적용할 경우, 성과연봉급만이 유의한 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 한편 성과급과 기본급을 구분하지 않는 기본연봉급, 그리고 임금테이 블에서는 차등임금인상의 효과가 나타나지 않았는데, 이는 적절한 평가시스템이 부재 하기 때문인 것으로 비춰진다. 셋째, 인센티브에 기반을 둔 임금체계라 하여도 평가시 스템이 투명하지 않다면 인센티브에 따른 생산성 효과는 나타나지 않는 것으로 분석되 었다. 이런 결과는 자신의 노력수준이 인사고과에 적절하게 반영되지 않는다고 간주될 때 노동자들은 생산에 필요한 최소한의 노력만을 기울인다는 것을 의미한다. 넷째, 업 무평가결과를 개별공개 할 경우 인센티브와 생산성 간에는 역U자와 같은 비선형의 관 계가 있음을 확인하였다. 이런 비선형의 관계는 기업이 적절한 인센티브를 제공할 때 노동자들의 토너먼트 효과가 우세하나 과도한 인센티브를 제공할 때는 사보타지 혹은 공정성개념이 토너먼트 효과보다 우세하게 나타남을 의미한다. 특히 인사고과의 개별 공지는 사보타지가 가능하도록 만드는 환경을 제공하는 것으로 분석되었다. 종합적으 로 볼 때 본 연구의 결과는 적절한 인센티브에 업무평가 투명성이 뒷받침될 때 기업의 생산성향상 효과가 커짐을 시사한다.

본 연구는 기존의 국내연구와 달리 자료를 이용하여 보상체계와 업무평가 투명성이 생산성에 유의한 효과가 있음을 보였다는 점과 특히, 업무평가결과를 전체에게 공개하는 집단에서 차등임금인상과 같은 금전적 인센티브의 효과가 크다는 것을 밝혔다는 점에서 의의가 있다. 그러나 본 연구는 보상체계와 업무평가 투명성에 초점을 맞췄을 뿐기업이 선택하는 보상체계와 왜 업무평가를 공개하지 않는 등의 문제는 밝히지 않았다는 한계점을 가진다. 따라서 추후연구에서는 이런 측면을 분석할 필요가 있다고 본다.

참고문헌

- 김동배. 「성과주의 임금의 도입실태와 시사점」. 『노동리뷰』 14호 (2006. 02): 3-20.
- 김동배·정진호. 『임금체계의 실태와 정책과제』. 한국노동연구원 (2006. 04)
- 고영우·남준우. 「노동조합이 기업성과에 미치는 영향」. 『한국경제연구』 31권 3호 (2013. 09): 211-237.
- 박용민. 「고임금-저생산성 구조 실태와 개선과제」. 『FKI Issue Paper』 181호 (2010. 12).
- 배규식·김정우·김기민. 『한국 고용관계의 현상. 2005~2009년 사업체패널 조사 분석 결과』. 한국노동연구원 (2012. 12)
- 이근희·김준. 「기업규모별·업종별 노동생산성과 사업체동학 분석」. 『KPC 연구보고서』 12-02 (2012. 11)
- 엄동욱. 「기업 내 임금격차와 기업성과: 인적자본기업패널을 활용한 잔차임금분산의 효과를 중심으로」. 『POSRI경영경제연구』11권 1호 (2011, 4): 140-170.
- Akerlof, George A. and Janet L. Yellen. "The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment." *Quarterly Journal of Economics* 105 (2) (May 1990): 255-283.
- Blakemore, Arthur E. and Dennis L. Hoffman. "Seniority Rules and Productivity: An empirical test." *Economica* 56 (223) (August 1989): 359-371.
- Berry, Steven, James Levinsohn and Ariel Pakes. "Automobile Prices in Market Equilibrium." *Econometrica* 63 (4) (July 1995): 841-890.
- Greiner, Ben, Axel Ockenfels and Peter Werner. "Wage Transparency and Performance: A real-effort experiment." *Economics Letters* 111 (3) (June 2011): 236-238.
- Heyman, Fredrik. "Pay Inequality and Firm Performance: Evidence from matched employer-employee data." *Applied Economics* 37 (11) (2005): 1313-1327.
- Hutchens, Robert M. "Seniority, Wages and Productivity: A turbulent decade." *Journal of Economic Perspective* 3 (4) (Autumn 1989): 49-64.
- Lazear, Edward P. "Pay Equality and Industrial Politics." *Journal of Political Economy* 97 (3) (June 1989): 561-580.

- Lazear, Edward P. and Sherwin Rosen. "Rank-order Tournaments as Optimal Labor Contracts." *Journal of Political Economy* 89 (5) (October 1981): 841-864.
- Lundborg, Per, "Individual Wage Setting, Efficiency Wages and Productivity in Sweden." FIEF Working paper series No.205 (September 2005)
- Mahy, Benoît, François Rycx and Mélanie Volral. "Wage Dispersion and Firm Productivity in Different Working Environments." *British Journal of Industrial Relations* 49 (3) (September 2011): 460-485.
- Rivas, Fernanda. "Wage Dispersion and Worker's Effort." *Economics Bulletin* 29 (2) (May 2009): 788-794.

[부 록]

〈부표 1〉업종별 상시근로자 수 기준 기업 분류 기준

해당업종	표준산업통계	상시근로자 수			
에당답장	분류	소상공인	소기업	중기업	
제조업	C	10인 미만	10-49	50-299	
광업	В				
건설업	F	5인 미만	5-49	50-299	
운수업	Н				
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	J				
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	N	5인 미만 5-49		50,200	
전문, 과학 및 기술 서비스업	M	3인 미만	5-49	50-299	
보건업 및 사회복지 서비스업	Q				
농업, 임업 및 어업	A				
전기, 가스, 증기 및 수도사업	D				
도매 및 소매업	G	5인 미만	5-49	10-199	
숙박 및 음식점업	I	5년 미단	3-49	10-199	
금융 및 보험업	K				
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	R				
하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	Е				
교육 서비스업	P	5인 미만	5-9	10-99	
수리 및 기타 개인 서비스업	S				
부동산업 및 임대업	L	5인 미만	5-9	10-49	

자료: 중소기업기본법 시행령.

〈부표 2〉임금체계 분류와 사원 비중

임금체계		사원 비중					
됩급세세	평균	표준편차	최솟값	최댓값			
기본연봉급(전직원)	0.723	0.202	0.026	1.000			
기본연봉급(관리자급)+임금테이블(사원급)	0.838	0.138	0.201	0.996			
임금테이블(관리자급)+기본연봉급(사원급)	0.798	0.198	0.387	0.985			
임금테이블(전직원)	0.796	0.169	0.000	1.000			
성과연봉급(전직원)	0.716	0.191	0.153	1.000			
성과연봉급(관리자급)+임금테이블(사원급)	0.824	0.150	0.161	1.000			
임금테이블(관리자급)+성과연봉급(사원급)	0.828	0.140	0.493	1.000			

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」1~3차.

The Impact of Wage Scheme and Transparency of Performance Evaluation on the Productivity

Sangheon Lee

This paper analyses an impact of wage scheme and transparency of performance evaluation on the productivity. The main findings in this paper are as follows: First, the effect of wage scheme based on seniority system on the productivity is worse off than the performance pay. Second, there is a positive relationship between an incentive and the productivity, but, in the case of firms which individually informs the results of performance evaluation to their workers, it shows the hump-shaped relationship. Third, though the wage scheme is based on the performance, if the evaluation system is not transparent, the impact of incentive on the productivity is disappeared. Consequently, this paper implies that the appropriate incentive and the transparent performance evaluation system are required so as to improve the productivity.

Keywords: wage scheme, performance pay, incentive, transparency of evaluation, productivity