

노동정책연구

2005. 제5권 제1호 pp.105-130

© 한국노동연구원

연구논문

산업재해와 보상적 임금*

이승렬**

기존의 연구에 따르면, 한국의 경우에도 서구와 마찬가지로 산업재해에 대한 사전적 보상으로서 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 다만, 기존의 분석방법은 재해 위험도에 대한 자기선택적 모형에 기초하고 있지 않으므로써 추정치에 편의(bias)가 존재할 가능성이 있다. 이에 따라 본고는 한국노동패널조사 제4차 연도 자료를 이용하여 남성 생산직 노동자의 재해 위험도에 대한 선택 방정식을 먼저 추정하고 추정식의 잔차(residual)를 임금프로파일의 설명변수로 포함하는 분석을 시도하였다. 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 자기(自家)를 포함한 소유 부동산의 가치가 높을수록 낮은 재해 위험도를 선호하는 것으로 나타남으로써 자산효과(wealth effect)의 존재가 확인되었다. 그리고 보상적 임금격차는 일반적으로 존재하지 않은 것으로 확인되었으나 노동조합이 조직된 대기업 노동자의 경우에 대해서는 사망 재해에 대하여 사전적 보상이 이루어지는 것으로 파악되었다. 특히 이들에게는 고임금에 대하여 낮은 사망 사고의 임무를 선호하는 소득효과(income effect)가 강하게 작용한다는 사실을 아울러 알 수 있었다.

핵심용어 : 산업재해, 보상임금격차, 자산효과

I. 글을 시작하며

산업재해 등 열악한 노동조건에 대하여 사전적인 보상으로서 높은 임금프리

투고일: 2005년 2월 3일, 심사의뢰일: 2월 14일, 심사완료일: 2월 28일

* 좋은 논평을 하여준 두 심사자에게 감사드린다. 그리고 재해를 입력 등 연구에 도움을 준 정재호 씨(서울대학교 경제학과 박사과정)에게도 감사드린다.

** 한국노동연구원 부연구위원 (veesy@kli.re.kr)

미임이 지급된다는 것, 곧 보상임금격차(compensating wage differentials)¹⁾가 존재한다는 것은 송기호(1994) 등을 비롯한 국내의 기존 연구들이 대체로 일치하고 있는 결론이다.²⁾ 그런데 이들은 보상임금격차의 존재를 확인하기 위하여 분석 자료로서 주로 「직종별임금실태조사」 원자료를 이용하였으며, 통상최소자승법(ordinary least square method)에 따른 임금프로파일을 추정하는 방식을 채택하였다. 곧 임금프로파일의 추정에 재해 위험도³⁾를 설명변수로 포함하고 이 변수의 계수 추정치로부터 재해 위험에 대한 보상임금격차의 존재를 확인하였던 것이다.

그런데 문제는 이때 노동자의 임금 수준을 결정하는 요인이 노동자가 직면하는 재해 위험도에도 동시에 영향을 미칠 가능성이 존재한다는 점이다. 예를 들어 냉철한 노동자가 안전한 작업장에서보다는 위험한 작업장에서 더욱 높은 생산성을 발휘하는 경우가 있다. 만일 이처럼 어떤 관찰되지 않는 속성이 노동자의 임금 수준과 재해 위험도에 동시에 영향을 주는 경우, 단순히 임금-위험(wage-risk) 프로파일을 통상최소자승법에 의하여 추정하게 되면, OLS 추정량에 편의(bias)가 발생하게 된다.⁴⁾ 그러므로 이와 같은 편의를 제거하기 위해서는 임금프로파일을 추정할 때 노동자 개인의 재해 위험도 선택이 임금 수준의 결정에 주는 영향을 배제하여야 한다. 본고는 기존의 연구와는 달리 노동자 개인의 재해 위험도 선택을 고려하는 모형의 설정을 통하여 보상임금격차의 존재를 새롭게 추정하여 보고자 한다.

이처럼 위험에 대한 노동자의 자기선택적 모형(self-selective model)을 고려하기 위해서는 위험에 대한 노동자의 성향을 파악할 수 있는 정보가 필요하다. 기존의 연구가 이용하였던 「직종별 임금실태조사」 원자료와는 달리 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study) 원자료는 노동자 개인뿐만 아니라 개인이 속한 가구에 대한 정보를 수록하고 있어 위험에 대한 노동자의 자기선택적 모형을 분석할 수 있다. 따라서 본고는 한국노동패널조사 제4차 연도 원자료를 이용, 노동자가 소유하는 자산 금액이 높을수록

1) 보상임금격차에 대해서는 Smith(1979)와 Rosen(1986)을 참고할 것.

2) 국내 연구에 대해서는 송기호(1994)가 잘 정리하고 있다.

3) 재해 위험도로서는 주로 재해율과 사망만인율이 쓰인다.

4) 자세한 내용은 Garen(1988)을 참고할 것.

낮은 위험도를 선택한다는 Viscusi(1978)의 자산효과(wealth effect)가 한국에서도 확인되는지에 대해서도 검토하기로 한다.

한편 1980년대 후반 이후 한국의 노동시장에서도 이전과는 달리 내부노동시장이 전개되었음을 감안한다면, 보상임금격차와 같은 노동시장의 기능이 일률적으로 작동한다고 보기는 어렵다. 대체로 서구의 연구에서는 보상임금격차 가설과 관련하여 노동조합의 역할에 주목하고 있다.⁵⁾ 노동조합의 교섭력이 상대적으로 강력한 유럽의 경우에 노동조합은 노동시장의 영향을 절연시킬 가능성이 높기 때문이다. 예를 들어 Daniel and Sofer(1998)는 프랑스의 횡단면 자료를 이용하여, 전체 표본에서는 임금과 양호한 노동조건 사이에 부(-)의 상관관계가 나타나지만, 노동조합이 강력한 부문에서는 정(+)의 상관관계가 나타나고 있음을 밝히고 있다.

그렇다고 해서 이와 같은 논리를 유럽과는 달리 기업별 노동조합으로 구성되어 있는 한국의 경우에 그대로 적용할 수는 없을 것이다. 그렇다고 하더라도, 이들의 연구로부터 얻을 수 있는 시사점은 분명히 있다. 그것은 한국의 경우, 대기업 노동조합의 역할에 대해 주목할 필요가 있다는 사실이다. 1980년대 이후 대기업 중심의 노동조합이 노동시장의 기능에 대한 반작용으로서 일정한 영향력을 행사하고 있다고 인정할 수 있기 때문이다. 이러한 맥락에서 본고는 보상임금격차의 존재를 확인하는 과정에서 대기업 노동조합이 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대해서도 살펴보고자 한다.

끝으로 본고의 구성을 간략히 정리하면 다음과 같다. 먼저 다음에 이어지는 장에서 노동자가 직면하게 될 재해 위험도와 임금 수준을 자신이 선택하는 모형을 설명한다. 이 과정에서 기존의 연구가 가지는 문제점에 대해서도 함께 논의할 것이다. 그리고 이 모형에 기초하여 분석하게 될 통계 자료와 변수에 대하여 설명한 다음, 제III장에서 재해 위험도의 선택에 대한 이른바 위험 방정식(risk equation)을 추정하기로 한다. 이때 Viscusi(1978)의 자산효과도 검증하게 될 것이다. 그리고 제IV장에서는 임금-위험 프로파일의 추정을 통하여 한국에서 보상임금격차가 과연 존재하는지를 검토한다. 마지막으로 제V장에서 분석 결과의 의미를 해석하여 보고, 앞으로 어떤 방향의 연구가 보완적으로 필요한

5) 대표적인 연구로 Sandy and Elliott(1996)와 Daniel and Sofer(1998)가 있다.

지를 생각하여 볼 것이다.

II. 분석 모형과 자료 설명

1. 분석 모형

흔히 보상적 임금격차의 존재는 산업재해라는 위험에 대한 지표(재해율과 사망만인율)⁶⁾를 설명변수로 포함하는 임금프로파일을 추정함으로써 확인하게 된다. 이때 주로 쓰이는 임금프로파일은 다음과 같은 형태이다.

$$\ln W_i = \beta' X_i + \gamma q_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

여기에서 $\ln W_i$ 는 임금(자연로그치), X_i 는 임금 수준을 결정하는 요인 벡터, q_i 는 재해 위험도를 뜻하며 ε_i 는 오차항이다.

이때 노동자가 직면하게 될 재해 위험도를 결정하는 요인이 임금 수준의 결정에도 영향을 미친다고 한다면, q_i 와 ε_i 사이에는 독립성이 보장되지 못한다. 그러므로 식 (1)을 통상최소자승법에 의하여 추정하는 경우, 추정치에 편(bias)이 존재하게 된다. 이 관계를 표현하면 다음과 같은 식이 될 것이다.

$$\ln W_i = \beta' X_i + \gamma q_i + e_i + \phi q_i \quad (2)$$

여기에서 e_i 는 앞의 ε_i 와는 달리 재해 위험도 q_i 와 독립적인 오차항이며, ϕ 는 재해 위험도 q_i 에 영향을 받는 오차항을 나타내고 있다. 이 때문에 식 (1)에서 오차항의 기대치가 0이 아님으로써, 곧 $E(\varepsilon_i) \neq 0$ 임으로써 불편추정량

6) 일반적으로 재해 위험도에 대한 지표로서는 업종별 또는 직업별 재해율과 사망만인율을 이용하고 있다. 다만, 이 경우에 같은 업종(또는 직업)에 속하더라도 개인이 직면하는 재해 위험도에서 차이가 나타날 수 있다. 이에 대하여 위험에 대한 개인의 주관적인 인식을 이용하는 분석도 있다. 이에 대한 자세한 내용은 Smith(1979)를 참고할 것.

(unbiased estimator)을 얻을 수 없게 되는 것이다.

일반적으로 노동자는 자신의 직업을 선택할 때, 어느 정도의 재해 위험도를 감수할 수 있을 것인지, 달리 말하면 어느 정도의 재해 위험도가 자신에게 적정 한지를 고려하게 된다. 이와 같은 결정식을 재해율 방정식 (risk equation)이라 할 때, 이 방정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$q_i = \delta 'X_i + \xi 'Z_i + \mu_i \tag{3}$$

여기에서 Z_i 는 노동자의 위험기피(risk aversion) 성향을 결정하는 요인, 곧 비노동소득(non-labor income) 등 위험도의 선택에 영향을 주는 요인들을 나타 내며, μ_i 는 오차항으로서 $E(\mu_i) = 0$ 을 가정한다.

식 (2)와 식 (3)에 따르면, q_i 가 ϕ 와 상관관계에 있게 되므로 식 (2)의 올바른 추정을 위해서는 식 (2)와 식 (3)을 연립방정식 형태로 추정하여야 한다. 하지만 이때 식 (2)의 오차항 기대치가 0이 되지 못함으로써 통상의 연립방정식 추정 기법을 사용할 수 없다. 이에 대하여 Garen(1988)은 식 (2)를 다음과 같이 수정된 형태로 변형함으로써 추정량의 일치성(consistency)을 확보하도록 하고 있다.

$$\ln W = \beta 'X + \gamma q + \alpha \hat{\mu} + \delta q \hat{\mu} + \theta \tag{4}$$

이때 식 (4)에서는 이해를 돕기 위하여 하첨자 i 를 생략하고 있다. 그리고 $\hat{\mu}$ 은 식 (3)의 추정으로부터 얻게 될 잔차(residual)이며, θ 는 오차항이다.7) 물론 이 경우에는 $E(\theta) = 0$ 이 보장된다.

본고는 노동자가 임금 수준과 함께 자신이 직면하게 될 재해 위험도를 동시에 선택하는 것으로 고려하고 있으므로 식 (1)이 아니라 식 (4)의 추정을 통하여 한국에서 과연 재해 위험에 대하여 사전적인 보상이 이루어지고 있는지를 살펴보게 될 것이다. 국내의 기존 연구들은 식 (1)의 추정을 통하여 보상임금격 차를 확인하였다고 한다면, 본고는 식 (4)의 추정에 기초하고 있다는 점에서 기

7) 식 (3)으로부터 식 (4)가 도출되는 과정에 대해서는 Garen(1988)을 참고할 것.

준 연구의 접근방법과 상이하다고 할 수 있다.

2. 분석 자료와 변수 설명

가. 분석 대상

본고에서는 분석 대상으로서 남성 생산직 노동자만을 선정하였다. 이처럼 분석 대상을 생산직 노동자에 한정된 것은 사무·전문직 등 이른바 화이트칼라의 경우에 재해 위험도가 상당히 낮을 뿐만 아니라 본고가 사용하는 재해 위험도 자료가 업종별 통계이므로 노동자가 실제로 직면하는 재해 위험도와 분석에 쓰이는 재해 위험도 사이에 오차가 크게 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들면, 건설업에 종사하는 사무직 종사자가 단순노무직 종사자와 동일한 재해 위험에 있다고 보기는 어려울 것이다. 이에 따라 한국표준직업분류에서 기능원 및 관련 기능근로자(700~744), 장치, 기계조작원 및 조립원(800~834) 그리고 단순노무직 근로자(900~933)에 해당하는 노동자를 분석 대상으로 하였다. 그리고 남성 노동자로 한정된 이유는 재해 위험도의 선택이 남성과 여성에 따라 각각 다르게 나타날 수 있다는 점을 고려하였다.

그리고 예외적인 경우를 배제하기 위하여 주당 평균 노동시간이 35시간 이상인 노동자만을 대상으로 하였다. 이에 따라 실제로 분석에 이용된 노동자수는 673명이다. 이때 한국노동패널조사의 경우, 임금노동자에 대하여 정규직인지 아니면 비정규직인지를 조사하고 있으며, 아울러 직장에서 근무하는 형태에 대해서도 조사하고 있다.⁸⁾ 본고의 분석 대상인 남성 생산직 노동자 673명 가운데 정규직이면서 상용직이라고 응답한 노동자는 549명이다. 본고는 주당 노동시간이 평균 35시간 이상인 노동자들을 대상으로 하고 있으므로 고용 형태나 근무 형태에 따른 차이가 상이한 분석 결과를 초래한다고는 생각하지 않지만, 비교를 위하여 정규직이면서 상용직인 노동자 549명에 대해서도 분석하여 보기로 한다. 참고로 이들에 대한 기초적 통계는 <부표 1>에서 소개하고 있다.

8) 여기에서 말하는 비정규직은 단기간 계약직, 임시직, 일용직 근로자 등 일시적으로 취업한 근로자를 뜻한다. 그리고 직장에서 근무하는 형태로서는 상용근로자, 임시근로자와 일용 근로자의 세 가지 범주로 분류하고 있다.

나. 재해 위험도

일반적으로 재해 위험도에 대한 지표로서는 업종별(또는 직종별) 재해율과 사망만인율이 쓰이고 있다. 먼저 재해율이란 근로자수(정확히는 산재보험 적용 근로자수)에 대한 재해자수의 비중, 곧 [재해자수 / 근로자수](× 100)을 나타낸 것이며, 그리고 사망만인율이란 근로자 10,000명당 사망자수, 곧 [사망자수 / 근로자수](× 10,000)를 뜻한다. 이렇게 정의되는 재해율과 사망만인율을 매년 노동부가 공식 발표하고 있는데 『산업재해분석』에서 관련된 통계를 얻을 수 있다.⁹⁾ 다만, 문제는 이들 통계가 업종별로 발표되므로 노동자 개인이 직면하는 재해 위험도를 정확하게 반영하지 못한다는 점이다. 이미 언급하였듯이 동일한 업종에 종사하고 있을지라도 업무 내용과 사업장에 따라 실제의 위험도에 는 차이가 있을 수 있는 것이다.

사실 노동자 개인에 대한 위험도를 정확히 알려주는 정보가 필요하지만, 본 고가 이용하는 한국노동패널조사 원자료에서도 이와 같은 정보는 얻을 수 없다. 따라서 이 한계점을 인식하는 가운데 『산업재해분석』의 2000년도 업종별 사망만인율을 재해 위험도를 나타내는 지표로서 이용하기로 한다.¹⁰⁾ 여기에서 재해 위험도로서 사망만인율을 고려한 것은 재해율의 경우, 산재사고 은폐가 현실적으로 존재하는 만큼 실제와는 괴리될 가능성이 존재하기 때문이다. 이와 는 달리 사망 사고의 경우에는 부상이나 질병 등에 비하여 노출될 가능성이 높 으므로 상대적으로 신뢰도가 높다고 볼 수 있을 것이다.¹¹⁾ 참고로 2000년도의 업종 전체 평균 사망만인율은 2.67이었으며, <부표 1>에서 볼 때, 본고의 분석 대상의 경우에는 남성 생산직 노동자가 2.58, 남성 정규·상용 생산직 노동자 가 2.64이다. 다만, 본고의 분석 대상은 사업장 통계가 아니라 관찰치의 평균이 라는 사실에 유의하여야 한다.

그리고 업종별 사망만인율 통계를 분석에 이용한다고 할 때 나타나는 한 가 지 문제점이 있다. 그것은 한국노동패널조사 원자료의 업종 분류와 『산업재해

9) 한국의 경우, 재해자는 4일 이상의 요양을 필요로 하는 재해자를 뜻하며, 여기에는 부상자 뿐만 아니라 사망자와 업무상 질병자도 포함되어 있다. 마찬가지로 사망자에는 업무상 사 고 이외에도 업무상 질병 사망자도 포함된다.

10) 2000년도 통계를 이용한 것은 제4차 패널조사가 2001년 5월경부터 시작되었다는 점을 고 려하였기 때문이다.

11) 실제로 재해율을 피설명변수로 하여 보았으나 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

분석』의 업종 분류가 다르다는 점이다. 전자가 한국표준산업분류체계(구분류)를 따르고 있다면, 후자는 매년 고시되는 산재보험료를 체계에 따르고 있다. 이에 대해서는 양 분류 체계를 참조하면서 최대한 분류가 일치되도록 조정하였다.

다. 기타 변수

1) 임금프로파일의 추정에 이용되는 변수

먼저 임금프로파일의 추정에는 피설명변수로서 시간당 임금률을 이용하였다. 한국노동패널조사 원자료는 임금노동자에 대하여 월평균 임금 액수와 주당 정규 근무시간 그리고 주당 평균 초과 근무시간을 조사하고 있다. 분석 대상으로서 주당 정규 근무시간과 평균 초과 근무시간을 합하여 35시간 이상이 되는 노동자만을 대상으로 하였으며, 월평균 임금 액수에 주당 근무시간의 4.3배를 나눔으로써 시간당 임금률을 계산하였다. 실제 분석에서는 시간당 임금률의 자연로그치를 이용하였다.

그리고 설명변수로서는 연령, 교육연수, 근속연수, 기업규모, 노조 유무(‘노조 유무 × 대기업’의 교차항 포함), 업종 그리고 직종을 이용하였다. 교육연수로서 국졸의 경우에는 6년, 중졸은 9년, 고졸은 12년, 전문대졸은 14년, 대졸은 16년 그리고 대학원(석사)졸은 18년으로 하였다.¹²⁾ 업종과 직종의 경우에는 각각 한국표준산업분류와 한국표준직업분류의 대분류에 따라 범주형(categorical) 변수로 구성하였다. 마지막으로 기업규모는 5인 미만, 5~9인, 10~29인, 30~49인, 50~99인, 100~299인, 300~499인, 500~999인 그리고 1,000인 이상으로 분류하였다.

2) 재해율 방정식의 추정에 이용되는 변수

앞에서 설명한 바와 같이 재해율 방정식의 추정에서 피설명변수로서는 사망만인율을 이용하였다. 그리고 설명변수로서는 대체로 임금 수준의 결정에 영향을 주는 요인, 노동자의 위험 기피도에 영향을 주는 요인, 노동자가 보유한 순

12) 이때 중퇴자 또는 수료자의 경우에는 정확한 교육연수의 파악이 불가능하여 최종 학력의 교육연수로 대체하였다.

자산, 비노동소득 그리고 기타 결정 요인을 들 수 있다. 본고에서는 Viscusi(1978)의 모형에 Garen(1988)의 모형을 절충하는 형태로서 연령, 교육 연수, 근속연수, 부동산 금액, 금융 순자산(= 금융자산 - 금융부채), 비노동소득, 배우자의 취업 여부(임금 근로자 또는 자영업 종사자인 경우 = 1), 기업의 노조 유무(노조가 있는 경우 = 1), 기업규모, 업종 그리고 직종을 설명변수에 포함하였다. 여기에서 자가 가치와 금융 순자산, 비노동소득 그리고 배우자의 취업 여부는 노동자의 위험 기피도에 영향을 주는 요인으로 간주할 수 있을 것이다. 이 밖에는 임금 수준에 영향을 주는 요인이거나 기타의 결정요인으로서 이해하여 볼 수 있다.

여기에서 간략히 부동산 금액과 금융 순자산 그리고 비노동소득에 대하여 설명하기로 한다. 먼저 부동산 금액은 자가(自家)와 소유 부동산의 시가를 합한 금액이다. 이때의 문제점은 상당수의 가구가 소유 부동산의 시가를 범주 형태로 응답하고 있다는 것이다. 부동산 시가는 1,000만 원 미만, 1,000~2,500만 원 미만, 2,500~5,000만 원 미만, 5,000~7,500만 원, 7,500만 원~1억 원 미만, 1~2억 원 미만, 2~3억 원 미만, 3~4억 원 미만, 4~5억 원 미만, 5~10억 원 미만 그리고 10억 원 이상으로 분류되어 있다. 따라서 부동산 시가를 실수로 적은 가구에 대해서는 실제의 시가를 그대로 사용하였으며, 범주형으로 응답한 가구에 대해서는 해당 범주의 평균치를 적용하였다. 예를 들면, 1,000만 원 미만의 가구는 500만 원으로, 1,000~2,500만 원 미만의 가구는 1,750만 원으로 대체하였다. 10억 원 이상의 가구에 대해서는 10억 원으로 하였다.

다음으로 금융자산의 경우에는 은행예금, 주식·채권·신탁, 저축성 보험, 아직 타지 않은 계, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈 그리고 기타 금융자산이다. 그리고 부채는 금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금·임대보증금 받은 것, 미리 타고 앞으로 부여야 할 계 그리고 기타 부채이다. 이들 변수는 모두 실수로 조사되고 있으므로 이를 그대로 이용하였다. 본고에서는 금융자산에서 부채를 제외한 순자산 개념을 이용하였다.

마지막으로 비노동소득으로서는 대체로 금융소득(이자 수입과 주식·채권 매매차익 등), 부동산 소득(임대료, 부동산 매매차익 등), 사회보험 금액, 이전 소득(정부보조금 등)과 기타 소득(계, 장학금 등)이 해당한다. 이들 금액의 총합

을 비노동소득으로 하였다.

Ⅲ. 산업안전과 자산효과

본고는 노동자가 임금 수준과 재해 위험도를 동시에 선택한다는 가정으로부터 먼저 재해 위험도를 결정하는 방정식, 곧 앞 장의 식 (3)을 추정하여 보기로 한다. Garen(1988)은 재해 위험도를 결정하는 요인으로서 노동자의 임금에 영향을 주는 요인, 비노동소득, 위험 기피도에 영향을 주는 요인으로 분류하고, 이들 요인으로서 대체로 노동자의 교육 수준, 노동 경험, 근속연수, 직업, 노조원 여부, 비노동소득, 결혼 여부, 배우자 취업 여부, 배우자 교육연수, 부양자녀 수, 장애 정도 그리고 인종 등을 들고 있다.

한편 Viscusi(1978)에 따르면, 노동자가 소유한 자산의 규모가 클수록 자신이 선택하는 직업의 위험도는 낮아진다. 이를 이른바 자산효과라 하는데 실제로 노동자가 속한 업종의 재해율에 대하여 해당 노동자가 소유한 순자산(net asset)을 설명변수로 하여 회귀분석한 결과, 미약하지만 추정치가 부(-)의 부호를 나타냄으로써 자신의 가설이 타당함을 확인하고 있다. 이와 같은 논리를 받아들여 Garen(1988)은 순자산 대신에 노동자가 보유한 자가의 가치를 재해율 방정식(risk equation)에 설명변수로 포함하였다. Viscusi(1978)와는 달리 Garen(1988)의 분석에서는 노동자가 보유한 자가의 가치가 재해 위험도의 결정에 아무런 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 하지만 높은 학력 소유자와 장기 근속자, 노조원, 비노동소득이 높은 노동자의 경우에 낮은 재해 위험도를 선택하는 것으로 나타나 노동자들은 산업안전(safety)을 정상재(normal good)로 인식하고 있음을 확인하고 있다.

본고도 Viscusi(1978)와 Garen(1988)과 같이 재해율 방정식 추정에 자산과 관련된 변수를 포함하여 보기로 한다. 이를 통하여 한국의 경우에도 재해 위험도 선택에 노동자가 보유한 자산이 영향을 미치는지를 검증할 수 있을 것이다. 분석 자료의 설명에서 언급한 바와 같이 한국노동패널조사 원자료에서는 노동자가 속한 가구의 자가 금액과 소유 부동산 시가 총액, 금융자산과 부채에 대한

정보를 얻을 수 있다. 본고는 자가 등의 부동산 시가 총액과 금융 순자산(= 금융자산 - 부채)을 분석에 이용하기로 한다. 이밖에도 노동자의 연령과 교육연수, 배우자의 취업 여부, 비노동소득, 노조 유무(‘노조 유무 × 대기업’ 교차항 포함), 기업규모, 업종 그리고 직종을 설명변수로서 포함하기로 한다. 물론 재해 위험도를 나타내는 피설명변수로서는 사망만인율이다.¹³⁾

재해를 방정식의 추정 결과는 <표 1>에 나타나고 있다. 먼저 사망만인율에 대하여 자산효과가 존재하는지를 살펴보기로 하자. <표 1>에서 볼 수 있듯이 노동자가 속한 가구의 자가 등 소유 부동산 시가 총액과 금융 순자산이 모두 부(-)의 부호를 보이고 있다. 소유 부동산 시가 총액의 경우에는 남성 생산직 노동자 전체와 정규·상용직 모두 유의 수준 10%에서 통계적으로 유의한 반면, 금융 순자산은 통계적으로 유의하지 않다.¹⁴⁾ 다만, 소유 부동산 금액의 계수 추정치가 보이는 효과는 상당히 미미한 편이라 할 수 있다. 노동자 전체의 경우에는 계수 추정치가 -0.000017이며, 정규·상용직의 경우에는 -0.000021로 정규·상용직의 경우에 효과가 상대적으로 크다고 할 수 있으나 절대치에서 보면, 이 차이는 무시할 수 있을 정도이다. 이 수치를 해석하여 본다면, 소유 부동산 금액이 100만 원 증가하는 경우에 노동자들이 선택하는 사망만인율은 0.2% 정도 낮아진다고 볼 수 있다. 결과적으로 볼 때 통계적 유의수준은 낮지만, 자가 등 소유 부동산 시가 총액의 면에서 볼 때, 한국 남성 생산직 노동자의 경우에도 산업재해에 대하여 자산효과가 존재하는 것으로 나타난다. 곧 이들은 산업안전을 정상재로서 선호하고 있는 것으로 간주할 수 있다.

그런데 자가 금액이 재해를 선택에 영향을 미치지 못한다는 Garen(1988)의 분석 결과와 비교할 때,¹⁵⁾ 본고의 분석 결과는 분명한 차이를 보인다. 하지만

-
- 13) Garen(1988)은 업종별 사망률과 재해율을 역누적함수(inverse cumulative function)의 형태로 변형하여 피설명변수로 이용하고 있다. 이는 피설명변수가 음(-)의 무한대로부터 양(+)의 무한대까지 분포하도록 하기 위한 것일 뿐이며, 이로부터 얻은 분석 결과는 업종별 사망률과 재해율 자체를 피설명변수로 하여 얻은 결과와 차이가 없음을 밝히고 있다. 실제로 Garen(1988)의 분석 방법에 따라 캐나다의 보상임금격차를 연구한 Gunderson and Hyatt(2001)는 업종별 사망률과 재해율 자체를 피설명변수로서 이용하고 있다.
- 14) 이는 자산에 대한 정보가 부정확하였을 가능성이 반영된 결과일 수도 있다.
- 15) Garen(1988)의 경우, 분석 대상은 정규 생산직 노동자이다. 여성이 포함되어 있는지는 알 수 없지만, 본문의 내용으로 판단할 때 본고와 마찬가지로 남성의 경우로 한정된 것으로 보인다. 다만, 본고와 Garen(1988)의 차이점은 Garen(1988)의 경우에는 자가 금액을 설

〈표 1〉 남성 생산직 노동자의 재해율(사망만인율) 방정식 추정 결과

	전 체(673명)	정규·상용직(549명)
상 수	2.066 (0.558)***	2.166 (0.678)***
연 령	0.012 (0.007)	0.008 (0.009)
교육연수	-0.012 (0.030)	-0.012 (0.036)
근속연수	0.007 (0.012)	0.016 (0.015)
소유 부동산 시가 총액(×100)	-0.0017(0.0009)*	-0.0021(0.0005)*
금융 순자산(×1,000)	-0.0006(0.02)	-0.0049(0.02)
비노동소득	0.0001(0.0002)	0.0002(0.0002)
배우자 취업 여부	-0.197 (0.163)	-0.185 (0.195)
노조 유무	0.246 (0.248)	0.222 (0.284)
노조 유무×대기업	-0.091 (0.502)	0.409 (0.335)
기능원 및 관련 기능 근로자	0.614 (0.219)***	0.454 (0.274)***
장치·기계조작원 및 조립원	2.066 (0.558)***	0.700 (0.678)***
수정된 결정계수	0.2510	0.2403

주: 1) 분석에 포함된 기타 변수로서는 기업 규모별 더미 변수와 업종별 더미 변수임.

2) 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **와 ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

한국의 경우에는 자산으로서 자가 등 소유 부동산이 중요한 변수일 수 있다. 참고로 <부표 1>의 기초 통계에서 볼 수 있듯이 금융 순자산의 표준편차보다 소유 부동산 금액의 표준편차가 크며, 분석 자료로부터 계산하여 본 결과, 생산직 노동자 전체 673명 가운데 소유 부동산이 없는 노동자가 245명으로서 전체의 36.4%를 차지하고 있었다. 이러한 점들을 감안한다면, 소유 부동산이 자산으로서 중요한 영향 요인이 될 수 있음을 추측하여 볼 수 있다.

본고와 Garen(1988)이 분석 결과에서 나타나는 또 한 가지 차이점이라 한다면, 비노동소득의 영향력이다. Garen(1988)의 경우, 미미한 정도이긴 하지만 재해율 선택에 비노동소득이 부(-)의 효과를 보인 반면, 본고의 분석 결과에서는 통계적으로 유의하지 않지만 비노동소득이 정(+)의 부호를 나타내고 있다. 그리고 연령, 교육연수와 근속연수 등 노동자의 임금에 영향을 주는 요인들도 통계적으로 유의하지 않다. 다만, 연령의 경우, 노동자 전체에 대해서는 유의수준 10.1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있는데, 연령을 노동 경험에 대한 대리변수(proxy variable)로 간주한다면, 노동 경험이 재해율과 정(+)의 상관

명변수로 포함하였다면, 본고는 자가 이외의 소유 부동산도 함께하였다는 점이다.

관계를 보이는 Garen(1988)의 결과와 일치한다.

재해에 대한 노동자의 위험 기피도에 영향을 주는 요인 가운데 한 가지가 배우자의 취업 여부이다. 배우자가 임금노동자인 경우 또는 자영업에 취업하고 있는 경우에는 추정치의 부호로 볼 때 노동자들이 낮은 사망만인율을 선택하는 것으로 나타나고 있지만, 통계적으로 유의하지 않다.

마지막으로 노동조합이 있는 기업에 종사하는 노동자의 경우에도 재해에 대하여 기피하는 성향이 있는지는 불명확하다.¹⁶⁾ Viscusi(1979)의 경우에는 노동조합과 산재 위험 사이에 정(+)의 상관성을 보이고 있으나 Garen(1988)의 경우에는 부(-)의 상관관계임이 확인되고 있다. 참고로 Sandy and Elliott(1996)에서는 산재 사고로 인한 사망의 경우에는 노동조합과 정(+)의 상관성을 보이는 반면, 산재 사고 이외의 원인을 포함한 사망의 경우에는 노동조합과 부(-)의 상관성을 보였다. 본고의 결과 또한 정(+)의 상관성을 보이는 것으로 나타나고 있지만 통계적으로 유의하지 않다.

IV. 산업재해에 대한 보상적 임금격차의 추정

앞에서 잠깐 언급하였듯이 한국의 경우에도 다른 나라와 마찬가지로 산업재해에 대하여 사전적 보상이 이루어지고 있다는 사실이 기존의 연구에서 확인되고 있다. 다만, 이들 연구는 분석 자료의 한계로 인하여 노동자 개인이 재해 위험도를 선택하는 내생적(endogenous) 모형을 고려할 수 없었다. 따라서 이들의 분석 결과에 편의가 존재할 가능성이 있다는 사실은 이미 설명하였다. 본고는 제Ⅲ장에서 한국노동패널조사 원자료를 이용하여 재해 위험도(정확히는 사망만인율)를 노동자가 선택하는 재해율 방정식을 추정하였으므로 이 결과를 기초로 하여 통상최소자승법에 따른 추정에서 발생하는 편의를 제거할 수 있다. 이

16) 한국노동패널자료에서는 사업체에 노동조합이 있는지에 대한 질문 이외에 응답자가 노동조합에 가입하고 있는지에 대해서도 조사하고 있다. 노동조합 유무 대신에 노조원 여부를 설명변수로 포함한 분석을 시도하였지만, 결과에서 나타난 차이는 무시하여도 좋은 수준이었다.

처럼 추정량의 일치성과 효율성이 확보된 상태에서도 과연 산업재해에 대하여 보상임금격차가 존재하는지를 이 장에서 확인하여 보기로 한다.

특히 여기에서는 노동조합, 특히 대기업 노동조합의 경우에 보상임금격차의 면에서 다른 기업의 노동자들과 어떠한 차이점을 보이는지를 살펴보기로 한다. 이는 임금프로파일 추정에서 사망만인율에 ‘노조 유무 × 대기업’ 교차항을 다시 곱하는 교차항을 설정함으로써 검증하여 볼 것이다. 참고로 여기에서 대기업이라고 하는 것은 종업원 1,000인 이상의 기업을 말한다.

1. 통상최소자승법에 의한 추정 결과

먼저 재해 위험도에 대한 설명변수로서 사망만인율을 포함하여 통상최소자승법으로 추정한 결과는 기존의 연구 결과와는 다르게 나타나고 있다. 이 결과는 <표 2>와 <표 3>에서 ‘모형 I’로 표시한 열(column)의 내용에 표시되고 있다. 대체로 임금 수준을 결정하는 변수들은 특이한 추정치를 보이고 있지 않으므로 이에 대한 설명은 생략하기로 하고, 사망만인율의 계수 추정치가 보이는 결과를 해석하여 보기로 한다.

송기호(1994)에서는 사망률¹⁷⁾이 제조업 남성 생산직의 임금에 미치는 영향을 보여주는 추정치가 최저 0.030(1980년도)에서 최대 0.312(1989년도)로 나타나며, 통계적으로도 유의하다. 특히 고임금 부문(해당 노동자의 임금이 표본 남성 임금의 중위수 이상인 경우)과 저임금 부문(해당 노동자의 임금이 표본 남성 임금 중위수의 2/3 미만인 경우)으로 나누어 분석한 결과에서 고임금 부문의 노동자의 경우에는 사망률이 연도별로 추정치의 부호가 다르게 나타나는 반면, 저임금 부문의 노동자에게서는 정(+)의 부호를 일관되게 보이며, 대체로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

본고의 결과에서는 사망만인율에 대한 추정치가 남성 생산직 노동자 전체의 경우에 -0.002(정규·상용직의 경우에는 -0.003)으로 부(-)의 효과가 나타나고 있지만 통계적으로 유의하지 않다. 대기업 노동조합의 영향은 정(+)의 관계를

17) 송기호(1994)는 근로자 1,000명당 사망자수를 뜻하는 사망천인율을 사용하고 있다.

<표 2> 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 생산직 노동자 전체 : 673명)

	모형 I	모형 II	모형 III
상 수	-2.920 (0.200)***	-2.767 (0.292)***	-2.766 (0.322)***
연 령	0.071 (0.009)***	0.072 (0.009)***	0.072 (0.013)***
연 령 ²	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0002)***
교육연수	0.041 (0.006)***	0.040 (0.007)***	0.040 (0.008)***
근속연수	0.026 (0.007)***	0.027 (0.007)***	0.027 (0.007)***
근속연수 ²	-0.0003(0.0003)	-0.0004(0.0003)	-0.0004(0.0002)
노동조합 유무	-0049 (0.055)	-0.034 (0.059)	-0.032 (0.058)
대기업 노동조합(=노동유무×대기업)	0.123 (0.133)	0.126 (0.199)	-0.030 (0.144)
기능원 및 관련 기능 근로자	0.225 (0.047)***	0.263 (0.068)***	0.257 (0.070)***
장치·기계조작원 및 조립원	0.176 (0.049)***	0.222 (0.079)***	0.225 (0.080)***
사망만인율	-0.002 (0.009)	-0.078 (0.099)	-0.074 (0.102)
사망만인율×대기업 노동조합	0.051 (0.032)	0.048 (0.073)	0.129 (0.049)***
사망만인율 추정식 잔차(R)	-	-	0.081 (0.103)
R×사망만인율	-	-	-0.001 (0.001)
R×(사망만인율×대기업 노동조합)	-	-	-0.016 (0.005)***
결정계수	0.4189	0.4176	0.4237

- 주: 1) 분석에 포함된 기타 변수로서는 업종별 더미변수와 기업 규모별 더미변수임.
 2) 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **와 ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
 3) 사망만인율 추정식 잔차(R)란 <표 1>의 추정 결과를 기초로 하여 얻은 잔차(residual)를 뜻함.

나타내고 있지만 이 추정치도 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않다. 참고적으로 대기업 노동조합에 관한 교차항을 제외하고 사망만인율만을 설명변수로 포함한 분석 결과는 사망만인율의 추정치가 0.0003으로 비록 부호는 양(+)인 것으로 나타나지만 역시 통계적으로 유의하지 않다. 이와 같은 결과가 송기호(1994)의 분석 결과와 다른 이유에 대해서는 분석 자료가 상이하다는 점에서 추측하기가 곤란하다.¹⁸⁾ 결론적으로 말하면, 본고의 분석 결과로부터 남성 생산직 노동자의 경우에 사망 재해에 대하여 높은 임금프리미엄이라는 사전적 보상이 이루어지고 있다고 보기는 어렵다.

18) 참고로 송기호(1994)와 마찬가지로 제조업에 국한한 분석에서는 사망만인율의 추정계수치가 0.0134로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3〉 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 정규·상용 생산직 노동자 : 549명)

	모형 I	모형 II	모형 III
상 수	-2.967(0.238)***	-2.685(0.318)***	-2.670(0.374)***
연 령	0.071(0.011)***	0.072(0.011)***	0.072(0.018)***
연 령 ²	-0.001(0.0001)***	-0.001(0.0009)***	-0.001(0.0002)***
교육연수	0.048(0.007)***	0.046(0.008)***	0.046(0.009)***
근속연수	0.035(0.008)***	0.036(0.008)***	0.037(0.008)***
근속연수 ²	-0.001(0.0003)*	-0.001(0.0006)*	-0.001(0.0003)**
노동조합 유무	-0.058(0.059)	-0.032(0.062)	-0.032(0.061)
대기업 노동조합(=노조유무×대기업)	0.066(0.150)	0.091(0.213)	-0.055(0.163)
기능원 및 관련 기능 근로자	0.231(0.058)***	0.294(0.073)***	0.288(0.075)***
장치·기계조작원 및 조립원	0.175(0.059)***	0.266(0.090)***	0.271(0.090)***
사망만인율	-0.003(0.009)	-0.138(0.096)	-0.131(0.010)
사망만인율×대기업 노동조합	0.055(0.033)	0.068(0.072)	0.144(0.052)***
사망만인율 추정식 잔차(R)	-	-	0.138(0.101)
R×사망만인율	-	-	-0.001(0.001)
R×(사망만인율×대기업 노동조합)	-	-	-0.018(0.005)***
결정계수	0.4239	0.4240	0.4321

주: <표 2>와 동일

2. 2단계 최소자승법에 의한 추정 결과

앞에서 설명하였듯이 통상최소자승법에 의한 임금프로파일의 추정은 재해 위험도에 대한 자신의 선택을 동시에 고려하고 있지 않기 때문에 재해 위험도와 임금 수준을 동시에 결정하는 요인이 존재하는 경우에는 추정량의 불편성(unbiasedness)이 보장되지 않게 된다. 이를 고려하여 본고는 Garen(1988)의 분석 방법에 따라 식 (3)의 추정(곧 제III장의 추정 결과)으로부터 얻게 되는 재해 위험도의 추정치 $\hat{\gamma}$ 을 도구변수(instrumental variable)로서 식 (4)의 추정에 이용하여 보기로 한다. 이 분석방법은 일종의 2단계 최소자승(2SLS) 추정법이라 할 수 있을 것이다.

이와 같은 분석방법에 따라 추정된 결과는 <표 2>와 <표 3>에서 ‘모형 II’라고 하는 열에 나타내고 있다. 이 추정 결과는 통상최소자승법에 의한 결과에 비하여 추정치의 절대값이 증가하고 있을 뿐 여전히 통계적으로 유의하지 않

다. 특히 남성 정규·생산직 노동자의 경우에 증가하는 정도가 크게 나타난다. 따라서 재해 위험도의 선택과 임금 수준의 결정을 동시에 고려하는 2단계 최소자승법은 통상최소자승법에 의한 추정량의 편의를 제거하는데 유효한 분석방법이 되지 못함을 알 수 있다.¹⁹⁾

3. 오차항의 불균등 분산을 제거한 추정 결과

2단계 최소자승법에 의한 추정방법은 식 (4)에서 볼 때, 재해율 방정식의 추정으로부터 얻은 잔차(residual) \hat{u}_i 를 포함하지 않는 경우이다. Garen(1988)에 따르면, 식 (2)의 오차항은 기대치가 0이 되지 못하고, 이 때문에 통상적인 연립방정식 추정 방법을 적용할 수 없게 된다. 따라서 도구변수를 설명변수로 포함하는 방식으로 식 (2)를 추정할 것이 아니라 재해율 방정식으로부터 얻은 잔차를 설명변수로 포함하는 식 (4)에 기초하여 임금프로파일을 추정하여야 한다는 것이다. 이에 따라 본고는 Garen(1988)의 추정방법에 따라 사망만인을 추정식으로부터 얻은 잔차를 식 (4)의 추정에 설명변수로 포함하기로 한다. 이는 식 (4)에서 볼 수 있듯이 ‘모형 II’에 설명변수가 두 가지 추가되는 방식이다. 곧 사망만인을 추정식의 잔차식(식 (4)의 \hat{u}_i) 그리고 이 잔차와 사망만인율의 교차항(식 (4)의 $q\hat{u}_i$)이 추정에 포함된다. 이 새로운 모형을 ‘모형 III’이라 하자.²⁰⁾

<표 2>와 <표 3>에서 ‘모형 III’이라는 열에 나타내고 있는 분석 결과는 이전의 ‘모형 I’과 ‘모형 II’의 결과와는 다른 양상을 보인다. 물론 사망만인율의

19) 뒤에서 설명할 것이지만, 하우스만 검정 방식에 따라 재해율 방정식과 임금프로파일 사이에 연립성이 존재하는지를 검정한 결과에서도 연립성이 존재하지 않는다는 결과를 얻었다. 따라서 ‘모형 II’가 ‘모형 I’에 비하여 유효하다고 볼 수 없다.

20) 이 때 유의하여야 할 점은 식 (4)의 오차항 θ 가 재해 위험도 q 에 좌우되므로 분산이 동일한 값을 나타내지 못하게 된다. 곧 불균등 분산성(heteroscedasticity)이 존재하게 된다. 문제는 오차항이 불균등 분산을 가지게 될 때, 통상최소자승법에 의한 추정치의 표준 오차에 편의가 발생한다는 점이다. Garen(1988)은 이 문제를 해결하기 위하여 가중최소자승법(weighted least square method)을 제시하였다. 이를 간단히 설명하면, 임금프로파일의 오차항은 재해 위험도에 좌우되므로 이 관계를 재해 위험도의 함수로 표현할 수 있다. 실제로 식 (4)를 통상최소자승법으로 추정한 뒤에 이 추정식으로부터 얻은 잔차의 자승항을 피설명변수로 하고, 사망만인율과 사망만인율의 자승항을 설명변수로 하여 회귀분석한 다음, 이 결과를 가중치로 이용하고 있다. 본고는 가중 최소자승법 대신에 White의 절차(White procedure)에 따라 추정량의 표준오차를 교정하였다.

추정 계수치가 절대값에서 ‘모형 II’에 비하여 더욱 커지나 통계적으로 유의하지 않다는 사실은 동일하다. 하지만 ‘모형 I’과 ‘모형 II’에서 통계적으로 유의하지 않았던 ‘사망만인율 × 대기업 노동조합’이라는 교차항의 추정치가 남성 생산직 노동자 전체의 경우에는 0.129, 남성 정규·상용 생산직 노동자의 경우에는 0.144로 절대값이 커질 뿐만 아니라 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 이 결과는 대기업 노동조합의 경우, 사망만인율과 임금 수준 사이에는 정(+)의 상관관계가 존재함을 의미한다. 다시 말해서 대기업이면서 노동조합이 조직되어 있는 경우에는 사망 재해에 대하여 고용주가 사전적 보상을 하고 있다는 것이다. 특히 남성 정규·상용 생산직의 경우에 노동조합 효과가 더욱 크게 나타나고 있다는 사실이 흥미롭다. 다만, 이와 같은 효과가 노동조합의 역할에 따른 것인지에 대해서는 이 결과로부터 알기 어렵다.

이처럼 통계적으로 유의하지 않았던 ‘사망만인율 × 대기업 노동조합’이라는 교차항의 추정치가 통계적으로 유의하다는 사실은 임금프로파일의 오차항이 재해 위험도(사망만인율)와 상관성이 있음을 나타낸다. 그리고 절대치가 증가한다는 사실은 이 상관성이 부(-)의 관계에 있음을 뜻하므로²¹⁾ 관찰되지 않는 소득 능력을 가진 노동자, 곧 오차항(식 (2)의 e_j)이 상대적으로 큰 노동자는 사망 재해가 낮은 업무에 종사한다는 것을 의미한다. 이는 해당 노동자가 산업 안전을 정상재로서 선호하고 있음을 뜻하는 것으로서 이와 같은 선호가 노동조합이 조직된 대기업 노동자의 경우에 분명히 나타나고 있는 것으로 추론된다.

한편, 제Ⅲ장에서 추정한 사망만인율 추정식으로부터 얻은 잔차가 노동자의 임금 수준에 영향을 미치는 것은 다음과 같이 해석할 수 있다. Garen(1988)에 따르면, 이 잔차는 노동자가 실제로 선택한 재해 위험도(q)가 평균적인 위험도(\bar{q})보다 크다는 것이므로 잔차가 클수록 노동자는 재해 위험이 높은 업무를 선택하게 됨을 뜻한다. 그리고 이 잔차의 계수 α 는 식 (2)의 오차항 e_j 와 식 (3)의 오차항 μ_j 사이의 관계, 곧 $\frac{cov(e_j, \mu_j)}{var(\mu_j)}$ 를 의미하므로 만일 이 잔차에 대한 추정치의 부호가 양(+)이라면, 기대치 이상의 높은 소득은 기대치 이상의 재

21) 이는 식 (2)에서 통상최소자승법에 의한 추정량을 γ_{OLS} 라 하고 일치 추정량을 γ 라 할 때, 다음의 관계가 성립하기 때문이다. 곧 $plim_{N \rightarrow \infty} \gamma_{OLS} = \gamma + \left(\frac{cov(q, e)}{var(q)} \right)$.

해 위험에 대응하는 반면에 부호가 음(-)인 경우에는 기대치 이상의 높은 소득과 기대치 이하의 재해 위험이 대응하게 된다. 본고의 분석 결과에서는 이 계수 추정치가 0.081(남성 생산직 노동자 전체의 경우) 그리고 0.138(남성 정규·상용 생산직 노동자의 경우)인 것으로 나타나고 있으나 모두 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 기대치 이상으로 높은 소득을 받는 노동자가 어떠한 재해 위험도를 선택하는지에 대해서는 판단하기가 불가능하다.

그리고 사망만인을 추정식의 잔차($\hat{\mu}$)와 사망만인율의 교차항은 식 (2)의 ϕ 와 식 (3)의 μ_i 사이의 관계, 곧 $\frac{cov(\phi, \mu)}{var(\mu)}$ 를 의미한다. 그러므로 만일 이 교차항의 계수 추정치가 양(+)의 부호를 보이게 되면, 기대 이상으로 높은 재해 위험에 처해 있는 노동자가 기대 이상으로 높은 ϕ 에 대응하게 된다. 이는 재해 위험에 대하여 대체효과(substitution effect)가 강하게 작용한다고 볼 수 있다. 반면에 이 계수 추정치가 음(-)의 부호를 나타내면 소득효과(income effect)가 강하게 작용한다고 하겠다. 본고의 분석 결과에서는 이 계수 추정치가 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타나고 있지만 통계적으로 유의하지 않다. 이와는 달리 이 교차항에 다시 대기업 노동조합의 더미변수를 곱한 교차항에서는 계수 추정치가 남성 생산직 노동자 전체와 남성 정규·상용 생산직 노동자의 경우에 각각 -0.015와 -0.018일 뿐만 아니라 둘 다 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 따라서 노동조합이 조직되어 있는 대기업 노동자의 경우에는 산업재해에 대하여 소득효과가 상대적으로 강하게 작용, 고임금에 대하여 낮은 사망 위험을 선호한다는 사실을 추론하여 볼 수 있다. 그리고 이 경향은 정규·상용직 노동자인 경우에 더욱 강하게 작용하는 것으로 판단된다.

지금까지의 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 노동자의 재해 위험도 선택과 임금 결정을 동시에 고려한 추정방법에서 분석 대상인 남성 생산직 노동자의 경우에 일반적으로 사망 위험에 대하여 높은 임금프리미엄이라는 사전적인 보상이 이루어지고 있다는 사실은 발견되지 않았다. 이에 대하여 대기업 노동조합은 보상 임금프리미엄을 보장하는 효과를 보이고 있으며, 이들에 속하는 노동자들은 산업안전을 정상재로서 선호하고 있으므로 곧 산업재해를 열등재(inferior good)로 간주하고 있기 때문에 자신들이 상대적으로 고임금을 받고 있음을 배경으로 하여 사망 위험도가 높은 업무를 기피하는 이른바 소득효과가

강하게 작용하고 있음을 확인할 수 있었다.

마지막으로 분석에 추가되어야 할 한 가지 사항은 식 (2)와 식 (3) 사이에 연립성(simulaneity)이 과연 존재하는가 하는 문제이다. 만일 두 방정식에 연립성이 존재하지 않는다면, 식 (4)를 통하여 얻은 ‘모형 III’의 추정 결과가 통상최소자승법에 의한 ‘모형 I’의 추정 결과에 대하여 상대적으로 유효하다는 판정을 할 수가 없기 때문이다. 이와 같은 연립성 존재의 검정 방법으로서 본고는 하우스만 검정(Hausman test)을 이용하였다. ‘모형 I’에 따른 추정량과 ‘모형 III’에 따른 추정량 사이에 차이가 존재하지 않는다는 귀무가설을 설정한 분석에서 χ^2 (자유도 = 29)가 306.87(남성 생산직 노동자의 경우)과 63.81(남성 정규·상용직 노동자의 경우)로 임계치인 52.34(허용 확률이 0.005%인 경우)를 넘어섬으로써 귀무가설은 기각되는 것으로 판단되었다. 따라서 ‘모형 III’에 따른 추정 결과가 ‘모형 I’에 따른 추정 결과에 대하여 일치성과 유효성을 보장하고 있다는 사실이 확인되었다.

V. 맺음말

산업재해에 대하여 사전적인 보상이 이루어진다는 보상임금격차 가설의 타당성을 검증하기 위한 방법으로는 흔히 통상최소자승법에 의한 임금프로파일의 추정에 재해 위험도를 설명변수로 포함함으로써 계수 추정치의 부호와 절대치를 살펴보는 방법을 이용한다. 한국의 경우에도 보상임금격차에 대한 연구는 소수에 지나지 않지만, 이와 같은 방법에 의거한 분석에서 산업재해에 대하여 보상임금격차가 존재함을 확인하고 있다.

하지만 노동자가 직업선택에서 재해 위험을 고려하는 경우, 특히 재해 위험도와 임금 수준의 결정에 동시적으로 영향을 주는 관찰되지 않는 요인이 존재하는 경우에는 통상최소자승법에 의한 추정량이 불편성(unbiasedness)을 상실하게 된다. 이는 설명변수로 포함된 재해 위험도와 임금프로파일의 오차항 사이에 상관성이 존재하여 오차항의 기대치가 0이 되지 못하기 때문이다. 이와 같은 문제에 대하여 Garen(1988)은 재해 위험도를 결정하는 이른바 재해율 방

정식(risk equation)과 임금프로파일을 연립방정식 형태로 추정하되 임금프로파일의 오차항이 독립성을 확보하도록 하는 수정된 형태의 모형을 제시함으로써 임금 수준에 대한 재해 위험도의 계수 추정치가 일치성과 유효성을 획득하도록 하였다.

본고는 Garen(1988)의 모형에 따라 한국노동패널조사 제4차 연도의 자료를 이용, 남성 생산직 노동자를 분석 대상으로 하여 한국에서 산업재해에 대한 사전적 보상이 이루어지는지를 검토하여 보았다. 이때 재해 위험도를 나타내는 변수로서는 『산업재해분석』(노동부)의 2000년도 업종별 사망만인율(곧 근로자 10,000명당 사망자수의 비중)을 이용하였다.

분석 결과를 정리하면, 다음과 같다. 먼저 산업안전(또는 산업재해)에 대하여 자산효과(wealth effect)가 존재하는지를 알아보았다. Viscusi(1988)에 따르면, 보유하고 있는 자산 금액이 높은 노동자가 낮은 재해 위험을 선택한다는 사실이 확인되고 있기 때문이다. 사망만인율을 피설명변수로 하는 재해율 방정식의 추정에서 자기(自家) 등을 포함한 소유 부동산 시가 총액의 계수 추정치가 부(-)의 부호를 보임으로써 한국의 경우에도 산업안전에 대하여 자산효과가 존재한다는 사실이 확인되었다. 다만, 계수 추정치의 절대값이 상당히 낮은 수치이며 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하다는 점에서 결과의 의미는 제한적이다.

둘째, 남성 생산직 노동자 전체에 대해서는 보상임금격차가 존재한다는 사실을 확인할 수 없었다. 이는 기존의 연구 결과와는 상이한 것으로 이 차이점의 배경에 대해서는 향후 검토가 필요할 것으로 보인다. 한 가지 방법으로서 기존의 연구가 사용한 자료인 「임금구조기본통계조사」의 원자료를 이용하여 최근에도 통상최소자승법에 의한 분석에서 보상임금격차가 존재하는지를 확인하는 작업이다.²²⁾ 이 작업에서 어떠한 변화 경향이 탐지되는지를 선행적으로 파악하는 것이 필요하기 때문이다. 다만, 이는 보완적인 방법일 뿐 본고가 지적하고 있듯이 통상최소자승법에 의한 추정량의 문제를 고려할 때 최선의 방법은 아니라고 할 수 있다.

셋째, 남성 생산직 노동자 전체의 경우와는 달리 대기업 노동조합의 경우에

22) 심사자 1명은 외환위기 이전·후의 비교가 필요하다고 논평하고 있는데 이는 「임금구조기본통계조사」 원자료를 이용하여 가능할 것으로 보인다.

는 보상임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 달리 본다면, ‘고(高)임금 - 저(低)채해’라는 상관성이 관찰된다고 볼 수 있다. 다만, 이에 대해서는 신중한 접근이 필요하다. 서구의 연구 결과에서도 노동조합이 보상임금격차에 대하여 미치는 영향이 연구자에 따라 다르게 나타나기 때문이다. 특히 노동조합의 교섭력이 가지는 효과가 한국의 경우에도 나타나는지에 대해서는 해석하기가 어렵다. 대기업 노동조합의 노동자와 다른 노동자 사이에 표본선택 편의(sample selection bias)가 존재할 수 있기 때문이다. 곧 보상임금격차를 획득하는 속성의 노동자가 노동조합이 조직되어 있는 대기업에 취업하고 있을 수 있다는 점이다. 따라서 대기업 노동조합이 보상임금격차에 대하여 미치는 영향에 대해서는 충분한 검토가 필요하다. 한 가지 분석방법으로서 Sandy and Elliott(1996)의 연구에서 시도하고 있듯이 표본선택 편의를 제거하는 추정 모형을 동시에 고려하는 방법도 가능할 것으로 보인다.

넷째, 노동조합이 조직되어 있는 대기업 노동자의 경우에 산업채해에 대하여 소득효과(income effect)가 강하게 작용하는 것으로 나타났다. 곧 이들은 고임금을 받고 있기 때문에 열등재(inferior good)에 속하는 산업채해를 선호하지 않는 경향이 강하다고 볼 수 있다. 이러한 성향이 이들 노동자에게 국한하여 보상임금격차가 존재하는 배경이라고 해석하는 것도 가능하다.

이와 같은 분석 결과를 볼 때, 3D 업종을 중심으로 국내 노동자의 공급이 부족하고 이에 대하여 이주노동자가 대체되고 있는 현실의 배경에는 열악한 노동 환경에 대한 사전적 보상이 충분하지 못하다는 점이 대응하고 있는 것으로 보인다. 다만, 이로부터 노동시장 기능이 원활하게 작동하고 있지 못하다는 판단을 내리기는 어렵다. 오히려 제도적 요인과 같은 다른 영향 요인들이 노동시장의 기능을 일정 부분 억제하고 있을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.²³⁾ 이는 앞으로 연구가 필요한 분야라 할 수 있다.

끝으로 보상임금격차와 관련하여 추가적인 분석이 필요한 과제를 든다면, 노동자가 직업을 선택할 때 고려하는 노동조건으로서 산업채해 이외에도 여러 요

23) 다른 심사자 1명은 이주노동자의 유입을 사전적 보상의 부재에만 원인이 있는 것이 아니라 노동시장의 임금유연성 부족과 산업구조조정 지연 등도 작용하는 것으로 보아야 한다고 논평하였다. 이는 타당한 지적이며, 심사자가 제시한 소방관과 경찰관에 이주노동자가 취업하지 못하고 있다는 예는 본고의 말한 제도적 요인에 포함된다고 할 수 있을 것이다.

인들이 존재한다. 이와 같은 요인들을 동시에 고려하는 가운데 보상임금격차의 존재를 확인하는 작업이 필요하다. 그리고 노동자의 업종별 이동을 통하여 보상임금격차의 존재 여부가 확인 가능하다. 예를 들면 산업재해가 높은 업종으로부터 낮은 업종으로 이동한 노동자가 과연 낮은 임금을 감수하고 있는지를 살펴볼 수 있을 것이다. 특히 이는 학력 등 노동자의 고정적인(fixed) 속성을 제거할 수 있는 장점이 있다. 이 밖에도 산재보험 등 사후적 보상이 보상적 임금이라는 사전적 보상과 어떠한 연관을 지니고 있는지에 대한 분석도 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 노동부. 『2000 산업재해분석』. (2001)
- 송기호. 「산업재해의 보상적 임금격차에 대한 계량분석」. 『노동경제논집』 17권 (1994) pp.289-318.
- Daniel, Christophe and Catherine Sofer. “Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France.” *Journal of Labor Economics* 16 (3). (Jul. 1998) pp.546-575.
- Garen, John. “Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness.” *Review of Economics and Statistics* 70 (1). (Feb. 1988) pp.9-16.
- Gunderson, Morley and Douglas Hyatt. “Workplace Risks and Wages: Canadian Evidence from Alternative Models.” *Canadian Journal of Economics* 34 (2). (May) pp.377-395.
- Rosen, Sherwin. “The Theory of Equalizing Differences.” *Handbook of Labor Economics* I, (1986) Orley Ashenfelter and Richard Layard(eds.), Amsterdam: Elsevier Science Publishers B. V., Chapter 12.
- Sandy, Robert and Robert F. Elliot. “Unions and Risk: Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk.” *Economica* 63. (May 1996) pp.291-309.

Smith, Robert S. "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review." *Industrial and Labor Relation Review* 32 (3). (1979) pp.339-352.

Viscusi, W. Kip. "Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards." *Review of Economics and Statistics* 60 (3). (Aug.1978) pp.408-416.

_____. *Employment Hazards*. Cambridge: Harvard University Press., (1979).

<부표 1> 분석 대상의 기초 통계

변수명	남성 생산직 노동자(673명)				남성 정규·상용 생산직 노동자(549명)			
	평균	표준편차	최소치	최대치	평균	표준편차	최소치	최대치
사망만인율	2.575	1.953	0.66	20.62	2.635	2.069	0.66	20.62
임금(자연로그치)	-0.811	0.479	-2.828	0.528	-0.782	0.480	-2.828	0.528
연령	40.221	11.212	17	75	39.763	10.706	17	75
교육연수	11.159	2.512	6	18	11.324	2.422	6	18
근속연수	5.141	6.188	0	36	5.479	6.175	0	35
자가 등 소유 부동산 시가 총액	5,852.675	7,354.438	0	50,000	5,979.781	7,471.093	0	50,000
금융 순자산	158.966	3,712.49	-23,000	40,000	279.332	3,910.899	-23,000	40,000
비노동소득	115.767	442.006	0	5,000	120.594	471.086	0	5,000
배우자 취업 여부	0.221	0.415	0	1	0.215	0.411	0	1
노동조합 유무	0.282	0.450	0	1	0.328	0.470	0	1
대기업 노동조합	0.104	0.306	0	1	0.124	0.330	0	1
5인 미만	0.113	0.317	0	1	0.104	0.305	0	1
5~9인	0.144	0.351	0	1	0.126	0.332	0	1
10~29인	0.224	0.417	0	1	0.215	0.411	0	1
30~49인	0.086	0.281	0	1	0.086	0.280	0	1
50~99인	0.101	0.302	0	1	0.102	0.303	0	1
100~299인	0.129	0.336	0	1	0.146	0.353	0	1
300~499인	0.042	0.200	0	1	0.046	0.209	0	1
500~999인	0.027	0.161	0	1	0.029	0.168	0	1
1,000인 이상	0.134	0.341	0	1	0.148	0.355	0	1
제조업	0.473	0.500	0	1	0.519	0.500	0	1
전기·가스·수도사업	0.009	0.094	0	1	0.009	0.095	0	1
도소매·소비자용품 수리업	0.132	0.339	0	1	0.075	0.263	0	1
숙박·음식점업	0.077	0.267	0	1	0.084	0.277	0	1
운수·창고·통신업	0.013	0.115	0	1	0.015	0.120	0	1
금융·보험업	0.138	0.345	0	1	0.153	0.360	0	1
부동산·임대·사업서비스업	0.009	0.094	0	1	0.005	0.074	0	1
공공행정·국방·사회보장 행정	0.097	0.296	0	1	0.098	0.298	0	1
교육서비스·보건·사회복지 사업	0.012	0.108	0	1	0.007	0.085	0	1
기타 공공·사회·개인서비스업	0.012	0.108	0	1	0.009	0.095	0	1
가사 서비스업	0.021	0.143	0	1	0.016	0.127	0	1
기타 산업	0.003	0.054	0	1	0.004	0.060	0	1
기능원	0.397	0.490	0	1	0.384	0.487	0	1
장치·기계조작원·조립원	0.379	0.485	0	1	0.426	0.495	0	1
단순노무직	0.224	0.417	0	1	0.189	0.392	0	1

Industrial Accident and Compensating Wages

Yee, Seung-Yeol

Some researches report that workers earn compensating wage differentials for industrial accident risk in Korea. But their estimation may be biased because they did not consider workers' self-selection of injury risk. In our analysis the compensating wage differentials for male blue collar workers are estimated with correction for the endogeneity of job risk using the 4th Korean Labor and Income Study data. The empirical results show that the value of estate tends to be negatively associated with job risk, and that workers don't earn wage premia for fatal injury risk but the ones who works in large-sized and unionized firm.

Keywords : industrial accident, compensating wage differential, wealth effect