

勞 動 經 濟 論 集

第 17 卷, 1994. 12. pp. 289 ~ 318

© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

産業災害의 補償的 賃金隔差에 대한 計量分析

宋 基 昊*

< 目 次 >

I. 序 論	IV. 推定結果
II. 既存研究	V. 生命과 負傷의 暗默的 價値
III. 模型의 構造와 資料	VI. 맺음말

I. 序 論

산업재해는 사전적으로 직무위험에 대한 임금프리미엄(risk premium)으로서의 보상적 임금격차를 발생하게 하여 賃金水準에 영향을 주고, 사후적으로 산재보상보험요율의 증가 및 직접보상비용을 발생하게 한다. 또한 직무위험에 대한 충분한 임금보상이 이루어지지 않으면 노동자의 離職行爲를 발생하게 하기도 한다. 산업재해는 노동자와 기업 각 주체의 의사결정과정에 중요변수로서 賃金, 離職 등 주요한 노동시장변수에 커다란 영향을 주고 있으며, 그 영향의 정도도 경제구조와 노동시장의 발전에 따라 점점 증대경향을 보이고 있지만 이에 대한 경제적 분석은 미약한 상태이다.

특히 산업재해에 대한 補償的 賃金隔差의 존재 여부는 노동시장의 배분적 효율성 수준을 나타내 준다. 말하자면, 직무위험에 대한 보상적 임금격차가 존재할 때, 노동자들은 적절한 보상을 받으며 위험직무에 종사할 수 있고, 기업은 위험한 직무에 원하는 만큼의 노동력을 고용할 수 있다. 보상적 임금격차의 존재는 企業에 대해서 산업안전투자에 의한 산업재해 감소를 통하여 보상적 임금격차를 축소시켜 생산비용을 절약하게 하는 경제적 유인을 제공해 주며, 나아가 법률적·제도적 방법에 주로 의존하고 있는 政府의 산업재해정

* 慶尙大學校 經濟學科 教授

책에 대하여 경제적 유인을 통한 문제해결의 방식을 제시해 줄 수 있다.

지금까지 우리나라 노동시장을 대상으로 한 산업재해에 대한 보상적 임금격차의 실증분석은 산업재해자료의 불충분성 및 낮은 접근도 등으로 인하여 충분히 이루어지지 못하였다.¹⁾ 이 글에서는 우선 보상적 임금격차에 대한 既存研究들을 요약해 보고, 이어서 1980년부터 1990년까지 매년 우리나라 산업재해에 대한 補償的 賃金隔差를 推定한 후, 이 추정결과를 토대로 산업재해 감소의 經濟的 便益을 개략적으로 분석하여 경제적 유인을 통한 산재감소의 가능성을 고찰하고자 한다.

II. 既存研究

역사적으로 산업재해 문제에 대한 경제학의 관심은 산업혁명 기간 동안의 열악한 작업 환경에 의하여 촉발되었다. 아담 스미스는 노동시장의 경쟁으로 인해 위험하거나 불유쾌한 직무에 대하여 보상이 이루어짐을 관찰하였는데 이러한 스미스의 주장은 현재의 노동시장 이론의 중요한 기초를 이루고 있다. 스미스는 『國富論』 제10장 제1절의 <직업 그 자체에서 생기는 불평등>에서 임금과 이윤의 균등화경향을 지적하고, 다만 임금의 차이가 직업간에 존재할 수 있는 다섯 가지 상쇄적 사정, 즉 ① 직업 그 자체의 쾌적성 여부, ② 취업의 난이도 및 취업소요비용의 크기, ③ 그 직업의 고용안전성, ④ 그 직업에 종사하는 사람들에 대한 신임, ⑤ 그 직업의 성공가능성 유무 등을 언급하며 均等化 賃金隔差(equalizing wage differentials)의 존재가능성을 제시하였다. 말하자면, 노동자들의 직업선택 및 전직이 자유로운 사회에서는 각 직업의 좋은 점과 나쁜 점을 모두 고려한 순이익(net advantage)이 여러 가지 대체직업 사이에 균등하게 된다는 것이다.

직업특성에 대한 均等化 賃金隔差 혹은 補償的 賃金隔差 개념은 스미스 이후 오랫동안 소극적 관심대상으로 머물러 있다가 1970년대에 이르러 노동시장 분석의 관심대상으로 새롭게 부각되었다. 다양한 직업특성이 논의되었지만 職務危險과 그 결과인 産業災害가 주된 분석대상이었다. 산업재해에 대한 경제적 분석은 주로 美國을 중심으로 1970년대 중반 이후 활발하게 이루어져 왔다. 미국에서는 1960년대 이후 급속히 상승하는 산업재해에 직면하여 당시까지는 州 단위에서 상담위주의 소극적인 예방차원에서 산업재해문제를 다루던

1) 산업재해에 관한 우리나라의 既存研究 경향은 대략 산업공학적 접근을 통한 산재의 기술적 원인 및 예방대책 분석, 의학적 관점에서 재해노동자의 치료와 재활에 대한 연구, 그리고 산업안전기준의 설정 및 그 준수의 강제방식을 통하여 산재감소를 추구하려는 법률적·제도적 접근 등 주로 비경제적 분석에 국한되어 왔다.

태도를 지양하고, 작업의 최저안전수준을 정하고 그 수준의 준수를 강제하는 안전기준설정(safety standard settings) 및 산재노동자에 대한 사후보상의 강화 등을 내용으로 한 산업안전법(Occupational Safety and Health Act, 1970년)을 만들어 적극적인 정책전환을 하였다. 그러나, 산업안전법의 시행결과 산재수준은 뚜렷한 감소를 보이지 않았고 동 법에 대하여 노동자나 고용주 모두로부터 적지않은 비판이 있었다. 이러한 상황에서 많은 연구자들은 산업안전법(OSHA)의 안전에 대한 경제적 효과를 추정하게 되었다.

이와 같은 연구의 주된 경향은 크게 두 종류로 구분될 수 있는데, 그 하나는 산업재해 문제에 대한 정부개입의 효과를 産業災害率의 決定要因에 대한 計量分析을 통하여 검증하는 것이다. 대표적인 연구로서는, 비스쿠시(Viscusi, 1979), 멘델로프(Mendeloff, 1979), 스미스(Smith, 1979) 등을 들 수 있다.²⁾

다른 하나는 산업재해문제에 대한 정부개입의 과도함을 지적하며 경제적 유인에 의한 산업재해 감소의 가능성을 모색하는 것으로서, 직무위험 요인이 임금의 결정요인으로 포함된 임금함수의 추정을 통하여 補償的 賃金隔差(compensating wage differentials)의 존재 및 그 크기를 추정하는 연구 경향이다. 임금은 직무위험에 대한 보상체계의 중요한 부분으로서, 직무위험이 높으면 높은 임금프리미엄(wage premium)이 보상으로서 주어지는데, 이때 직무위험에 대한 보상으로서의 임금프리미엄이 보상적 임금격차이다. 이러한 보상적 임금격차는 事前的인 補償으로서의 성격을 가지며 산업재해 감소의 경제적 유인으로서 기능한다.

이러한 보상적 임금격차의 존재와 크기를 확인하는 實證研究은, 그것의 존재에 대한 예측이 오래 전 아담 스미스에 의해 처음으로 지적되었지만, 분석기법 및 자료상의 제약으로 인하여 1970년대에 들어와 비로소 가능하게 되었다. 실증연구는 주로 效用價格理論(hedonic price theory) 틀에 입각한 산업재해에 대한 補償的 賃金隔差의 計量分析에 의해 이루어졌다. 특히 1970년대 중반 탈러와 로젠(Thaler and Rosen, 1974)의 선구적 업적 이후 많은 연구들이 진행되었다.³⁾

보상적 임금격차에 관한 기존의 계량분석들은 이용된 산업재해 자료의 종류, 모형의 구조, 추정방법 등의 성격에 따라 다양한 결과를 나타내고 있다. 이하에서는 기존의 실증분석 가운데 중요한 기여를 한 연구들을 그 分析方法과 推定結果를 중심으로 요약하고자 한

-
- 2) 한 예로서, Mendeloff는 산재율 결정요인 방정식을 만든 후 분석기간을 OSHA 以前과 以後로 구분하여 OSHA 이전의 기간에 대한 설명변수의 평균적 변화효과를 추정한 후 이를 기초로 OSHA 이후 기간의 산업재해율을 예측하였는데, 이 예측값과 실제의 산업재해율을 비교하여 전자가 크다면 OSHA가 효과가 있다는 식으로 OSHA의 산업재해에 대한 효과를 추정하였다.
- 3) 이러한 경향의 既存研究들은 주로 Smith(1979), Brown(1980), Viscusi(1983), Rosen(1986) 등에 요약되어 있다.

다.

1. 實證分析의 方法論

보상적 임금격차의 존재에 대한 가장 일반적인 검증방법은 교육, 직무형태, 지역의 경제적 상황, 개인의 특성 등을 임금의 설명요인으로 고려하는 통상의 인적자본이론 임금함수를 이용하여 직무위험증가의 임금증가에 대한 효과를 계량분석하는 것이다. 보상적 임금격차에 대한 계량분석은 앞서 지적한 바와 같이 다양한 형태로 이루어져 왔다. 여기서는, 産災資料의 問題, 模型의 構造, 推定方法 그리고 模型의 變數 등을 중심으로 기존연구들을 요약해 보려고 한다.

우선, 産業災害 資料와 관련된 문제들을 살펴보기로 하자. 보상적 임금격차의 크기나 부호는 職務危險의 대리변수를 무엇으로 정의하느냐에 따라 많은 영향을 받는다. 직무위험을 나타내는 대리변수로서는 여러 가지가 있으나 死亡率, 災害率, 負傷率, 職業病率 등의 산업재해율이 일반적이며 이 가운데 死亡率(fatal rate)과 災害率(injury rate)이 대표적으로 이용되고 있다. 이들 지표를 이용한 추정결과를 보면, 死亡率의 경우는 대부분 통계적으로 유의했으나, 災害率의 경우에는 재해율 지표가 질적으로 통제되지 못했다는 이유로 인해 사망률의 경우보다 통계적 유의성이 낮은 결과를 보이고 있다. 직무위험 외에도 반복적 작업, 작업속도, 작업교대형태(shift work), 감독여부, 초과근로시간, 소음 등 여타 직무특성에 대한 보상적 임금격차도 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않거나 설명력이 약하다.⁴⁾

보상적 임금격차의 추정에 있어서 산업재해에 대한 적절한 자료는 무엇보다 중요하나 산재자료는 여러 가지 한계를 가지고 있다. 産業災害 資料는 크게 두 가지 형태로 구분된다. 그 하나는 직무위험에 대한 노동자의 認知 정도를 나타내는 主觀的 職務危險(risk perception)으로서 설문조사방법에 의하여 얻을 수 있는 微視的 資料이다.⁵⁾ 이 경우 실증분석은 노동자 자신의 주관적 직무위험을 노동자의 개인특성 및 임금에 대한 객관적 자료에 결합하여 분석하는 방식으로 이루어진다. 미시적 자료는 위험에 직면하는 개인이 직접 느끼고 있는 위험 정도를 나타낸다는 점에서 우월한 점도 있지만, 개인이 가지는 위험정보의 불확실성, 설문지의 부정확한 해석, 자료의 주관성으로 인해 개인간 상호비교가 어렵다는 점 등의 한계를 가지고 있다.

다른 하나의 대안은 위와 같은 노동자 개인의 잠재적 위험이 아닌 실제 발생한 재해에 대한 産業別 産災率 혹은 職種別 産災率과 같은 집계자료를 사용하는 것이다. 실증분석은 이러한 산업별 평균산재율이나 직종별 평균산재율을 개인특성과 소득에 관한 대규모의 표

4) Smith(1979), p. 341.

5) 미시적 서베이자료에 의한 既存研究들은 Brown(1980) 참조.

본자료와 결합한 자료를 대상으로 추정하는 식으로 이루어진다.⁶⁾ 많은 경우 産業別 産災率이 이용된다. 통상 횡단면 자료가 이용되는데, 횡단면 자료가 작업동기유발, 통찰력 등과 같은 관찰불가한 개인특성들을 충분히 나타내 주지 못하여 측정오차의 문제를 유발할 수 있다고 하며, 그 대안으로서 동일한 횡단면 단위에 기준을 두고 시간의 흐름에 따라 수집된 패널자료(panel data)가 사용되기도 한다.

집계자료를 이용하는 많은 경우, 평균산재율을 개인특성에 적용하게 됨으로써 變數誤差(error in variable)의 문제가 제기된다. 또한, 모형이 개별노동자와 기업의 의사결정과정에 의하여 보상적 임금격차가 발생하는 구조로 형성되는데, 실증분석시 산업수준의 자료가 이용된다면 추정된 임금프리미엄은 산재위험뿐만 아니라 여타 부정적 직무특성의 영향도 함께 포함하므로 산재율에 대한 보상적 임금격차를 과대평가하게 된다.⁷⁾

이와 같이 主觀的 測定值로서의 微視的 資料와 客觀的 測定值로서의 集計資料는 각기 장단점을 가지므로 우리는 보상적 임금격차의 추정에 있어서 사용된 자료의 성격에 따라 추정결과와 해석에 유의하여야 한다.

다음으로 推定模型의 構造 및 推定方法을 살펴보자. 일반적으로 이용되는 모형의 구조는 半代數線形回歸式(semi-logarithmic linear regression equation) 형태이다.⁸⁾ 반대수선형 회귀식 형태는 인적자본이론의 임금분석에서 경험적으로 가장 적합한 것으로 알려져 대부분의 임금결정요인 분석에서 채택되고 있다. 반대수선형회귀식의 가장 단순한 형태는 다음과 같다.⁹⁾ $\ln W = \alpha_1 (\text{INJ}) + \alpha_2 X + \alpha_3 Y + u$. 여기서 W는 임금률, INJ는 직무위험의 대리변수, X는 노동자의 개인특성변수, Y는 직무환경변수, u는 확률적 교란항을 나타낸다.

推定方法은 대체로 단일방정식 모형에 대한 통상적인 最小自乘法과 산업재해가 임금에 미치는 영향만이 아니라 임금이 산재율에 미치는 영향, 즉 임금과 산업재해율의 상호작용을 고려한 聯立方程式 模型의 推定方法으로 나누어진다.¹⁰⁾ 연립방정식 모형의 경우는 단

6) 대부분의 연구결과에 의하면, 직종별 산재자료를 대상으로 한 추정결과는 산업별 자료를 대상으로 한 추정결과에 비하여 보상적 임금격차가 낮다고 한다(Smith, 1979, p.343).

7) 노동자의 개인별 자료에 산업별 혹은 직종별 산재율 자료를 결합하여 보상적 임금격차를 추정하는 방식은 두 자료가 單位가 다르므로 測定誤差(measurement error)의 문제를 초래하여 보상적 임금격차의 偏倚를 가져올 수 있다(Duncan and Holmlund, 1983, pp.357~358).

8) 非線形 형태를 이용한 분석도 많은데, 예를 들어 Olson(1981)이 사용한 비선형회귀식은 다음과 같다(Olson, 1981, pp.171).

$$\ln W = \alpha_1 X + \alpha_2 \text{FATAL} + \alpha_3 \text{FATAL}^2 + \alpha_4 \text{SEVERITY} + e$$

9) Gegax, Gerking, and Schulze(1991), p.591.

10) 聯立方程式 模型의 例는 다음과 같다.

$$\ln W = \alpha_1 \ln(\text{INJ}) + \alpha_2 X + u_1$$

$$\ln \text{INJ} = \beta_1 \ln(W) + \beta_2 Y + u_2$$

일방정식 모형에 비하여 소득효과로 인한 보상적 임금격차의 偏倚를 제거할 수 있다는 장점이 있으나, 보상적 임금격차의 분석에 있어서 추정하려는 회귀선은 수요곡선 혹은 공급곡선 그 자체가 아니라 수요와 공급의 접점의 궤적이므로 단일방정식 모형이 적절하다는 지적이 있다.¹¹⁾ 한편 산재율방정식과 임금을방정식을 逐次型(recursive model)으로 구성하여 분석하기도 한다.¹²⁾

推定模型의 變數의 경우 통상적인 임금함수와 유사하나 특별히 설명변수에 산업재해변수가 포함되는 점이 다르다. 일반적으로, 說明變數로서는 성, 나이, 인종, 혼인여부, 교육연수, 경력연수 등의 개인특성변수와 기업규모, 지역, 산업, 노조여부 노동수요적 요인을 나타내는 직무환경 변수 그리고 산업재해율 등이, 그리고 從屬變數로서는 임금이 사용된다. 산업재해율을 제외한 여타 설명변수는 분석에 있어서 주된 관심대상은 아니지만 직무위험의 임금프리미엄 추정치를 여타 요인에 의한 영향과 분리하기 위해서 중요하다.

임금변수의 경우 보통 通常賃金이 사용되지만 부가급여와 같은 非賃金補償(non-wage premium)이 사용되기도 한다. 도어시(Dorsey, 1983)는 통상임금을 사용할 경우 보상적 임금격차가 과소추정되므로 비임금보상이 사용되어야 한다고 주장하며, 임금과 비임금보상 각 형태에 대하여 추정한 결과 후자가 전자보다 반응도가 더 높다는 사실을 발견하였다. 그리고 임금변수의 형태는 보통 시간당임금 또는 주당임금으로서 賃金水準(wage level)이 사용되지만 賃金의 變化率(wage change)이 보다 적절하다는 주장도 있다.¹³⁾

또한 事後的 補償(workers' compensation)이 모형의 중요한 요소로서 포함되기도 한다. 사후적 보상은 실제 산재발생시 산재보상보험에 의한 보상으로서 사전적 보상으로서 보상적 임금격차와 구별된다. 사후적 보상의 증가는, 노동자에게는 상실된 소득에 대한 보상지출의 증가뿐만 아니라 동시에 노동자의 안전의식의 감소를 유발하여 산업재해를 증가시키는 측면을 지니며, 기업주에게는 산업재해의 기회비용을 증가시켜 산업안전투자를 증가시키는 유인으로서 작용한다. 그러므로 사후적 보상의 증가는 사전적 보상으로서의 보상적 임금격차를 감소시키는 경향을 가지는바 보상적 임금격차의 추정모형에 포함되어야 한다는 것이다. 도어시와 월저(Dorsey and Walzer, 1983), 아놀드와 니콜스(Arnould and Nichols, 1983) 등은 기존의 분석들에 대하여 산재의 임금을 대한 효과가 과소평가될 가능성이 있다고 비판하며, 사후적 보상을 포함한 모형을 구성하여 사후적 보상과 사전적 보상의 대체관계를 주목하였다. 추정결과 사후적 보상을 설명변수에 포함한 회귀식이 그렇지

여기서 W는 임금, INJ는 작업환경변수, X는 임금률에 영향을 주는 외생변수들, Y는 작업환경에 영향을 주는 외생변수이다.

11) Smith(1979), p.343.

12) Chelius(1977), Viscusi(1979), Fairris(1992) 참조.

13) Duncan & Holmlund(1980), p.356.

않은 경우보다 보상적 임금격차가 감소함을 발견하였다.¹⁴⁾

한편 산재에 대한 고용주 책임(employer liability)의 정도를 모형에 포함시켜야 한다는 주장도 있다.¹⁵⁾

2. 推定結果

보상적 임금격차의 추정에서의 주된 관심대상은 보상적 임금격차가 존재하느냐 안 하느냐 여부와 만약 존재한다면 그 크기가 얼마 정도인가 하는 점이다.¹⁶⁾

대부분의 기존연구들은 生産職 勞動者를 대상으로 실시되었는데 死亡率의 경우 전반적으로 陽의 유의한 보상적 임금격차가 확인되었으나, 災害率의 경우에는 유의하지 않거나 陰의 부호가 일부 나타나기도 하였다. 이는 앞서 지적한 바와 같이 재해율의 대부분이 부상률로 구성되는데 부상률은 자료가 불확실하고 일률적이지 못하여 사망률보다 보상적 임금격차가 뚜렷하지 않은 결과이다. 그리고 보상적 임금격차의 크기의 경우 사망률의 경우에서도 기대한 만큼 충분한 수준이 되지 못한다고 한다. 한편 사망률과 부상률 이외의 직무특성들의 경우에는 전반적으로 보상적 임금격차가 나타나지 않고 있다. <표 1>은 직무위험의 보상적 임금격차에 대한 기존의 추정결과를 정리한 표이다. 주로 美國勞動市場을 대상으로 이루어진 것인데, 사망률의 경우에는 보상적 임금격차의 존재가 뚜렷하게 확인되나, 재해율의 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 경우도 있고 陰의 부호가 보이기도 한다.

추정결과가 성공적이지 못한 이유로서는 잘못된 관찰 및 측정, 변수의 누락 등으로 인한 測定誤差(measurement error), 聯立方程式 偏倚, 標本選擇偏倚(sample selection bias) 등이 지적되는데 이 중 누락변수로 인한 測定誤差가 가장 중요한 원인으로서 제기된다.¹⁷⁾

14) 사후적 보상이 포함된 새로운 임금함수는 $W = W(p, c)$ 이다. 여기서 p 는 산재가능성, c 는 산재가 발생한 경우 가능한 보상액이다(Arnould and Nichols, 1983, p.332; Dorsey and Walzer, 1983, p.643).

15) Dorsey and Walzer가 이용한 雇傭主 責任의 지표는 산재에 대한 사후적 기대보상 B 를 임금 W 로 나눈 B/W 를 산재의 확률 J 와 곱한 JB/W 이다. 실제 추정모형은 다음과 같다. 여기서 $LIABILITY = JB/W$ 이다.

$$\ln W = \alpha_1 X + \alpha_2 \text{NONFATAL} + \alpha_3 \text{SEVERTY} + \alpha_4 \text{LIABILITY} + e$$

(Dorsey and Walzer, 1983, pp.643~644).

16) 보상적 임금격차의 곡선 $W(R)$ 의 형태를 추정하는 연구들도 있다. 만약 보상적 임금격차의 곡선이 아래로부터 볼록하면 재해에 대하여 비용체증적이라는 의미를 가진다. 통상 가설은 산재율에 대해 아래로부터 오목하다는 것이지만 추정결과 대부분 아래로부터 볼록하게 나타나고 오목한 경우는 드물다(Smith, 1979, p.349).

17) Brown(1980)은 瀾落變數가 음의 부호 혹은 유의하지 못한 결과의 주요 원인인데, 이는 개

<표 1> 직무위험에 대한 보상적 임금격차의 부호 및 통계적 유의성¹⁾

연구자	잠재위험(0, 1) (hazardous job)	재해율 (injury rate)	사망위험 (risk of death)
1. Lucas(1972)	+		
2. Chelius(1974) ³⁾		-	
3. Thaler and Rosen(1974)			+
4. Quinn(1975) ⁴⁾	+		
5. Smith(1973)		-	+
6. Smith(1976)		+	
7. McLean, Wendling and Neergaard(1978)			+
8. Veljanovski(1978) ⁵⁾		-	+
9. Viscusi(1978, Aug.)		+	
10. Viscusi(1978, Sum.)		+	+
11. Brown(1980) ²⁾	-		+
12. Olson(1981)		+	+
13. Dillingham(1983)		+	+
14. Arnould and Nichols(1983)			+
15. Fairris(1992) ⁶⁾		+	

주 : 1) 주로 백인 남자 생산직에 대한 추정결과임.

2) 그의 연구 중 횡단면 분석만 포함.

3) 다른 연구들은 개인자료인 데 비하여 사업체 혹은 산업자료임.

4) 58~63세의 백인 남자 대상자료로 분석.

5) 다른 연구들이 개인별 자료를 이용한 것임에 반해 산업별·기업별 평균소득 자료를 이용함. 1971년 영국의 산업별 자료로 분석.

6) 노조원을 대상으로 한 결과(비노조원을 대상으로한 결과는 陰임).

* : 단측검정으로 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의함.

자료 : 1~13은 Smith(1979), pp.344~345에서 재인용. 14, 15는 해당논문 참조.

한편, 우리나라 노동시장을 대상으로 보상적 임금격차를 추정한 연구로는 Sung-Joong Kim(1985)과 김봉준(1988)이 있다. 김성중은 1982년 「職種別賃金實態調査」의 원자료와 같은 해의 산재율 자료를 이용하여 제조업 전직종(관리·행정직 포함)에 있어서의 사망률과 부상률에 대한 산업별 보상적 임금격차를 추정하였다. 그 결과 死亡率에 대해서는 陽의 유의한 계수추정치를 얻었다. 그러나 負傷率의 경우는 陰의 유의한 결과가 나타났다. 또한 김봉준도 1986년 「職種別賃金實態調査」의 원자료와 1985년 산재율 자료를 사용하여 전산

인의 성향이나 기질, 통찰력, 위험에 대한 태도 등 개인특성변수가 대부분이라고 한다 (Brown, 1980, p.120).

업을 대상으로 생산직노동자와 사무직노동자 각각에 대하여 추정하였다. 추정결과 생산직의 死亡率에 대하여만 陽의 통계적으로 유의한 결과를 얻었다.

이들 연구들은 우리나라 노동시장의 산업재해에 대한 보상적 임금격차의 연구로서는 처음이라는 점과 기존의 보상적 임금격차이론이 제시하는 가설을 계량분석을 통하여 확인하였다는 점 등에 있어서 의미있는 연구라고 여겨지지만, 주자료인 「職種別賃金實態調査」가 대기업에 偏倚를 가지고 있다는 점을 고려하지 않았고, 또한 1개연도를 대상으로 한 분석으로서 단편적이고 부분적이라는 점 등에 있어 다소 미흡한 점을 가지고 있다고 생각된다.

III. 模型의 構造와 資料

본 분석에서는 「직종별임금실태조사」의 표본자료와 같은 연도의 「산업재해분석」의 산업재해율자료를 결합한 자료를 이용하여 1980년부터 1990년까지 각연도를 대상으로 우리나라 산업재해의 보상적 임금격차를 최소자승법에 의하여 추정하고자 한다.¹⁸⁾ 분석대상은 製造業의 生産職에 국한하였다.

일반적인 效用賃金方程式(hedonic wage equation)형태에 직무위험 변수를 포함하는 새로운 賃金函數는 다음과 같이 구성될 수 있다.

$$WAGE = f(RISK, H, W, P)$$

여기서 WAGE는 임금, RISK는 재해율 및 사망률, H는 인적자본벡터, W는 작업환경벡터, P는 인적특성벡터를 말한다.

우리는 推定模型을 다음과 같이 설정하였다. 식 (1)은 死亡率을, 그리고 식 (2)는 災害率을 사용한 半代數回歸式이다. 推定假說은 산업재해율은 임금에 대하여 陽의 효과를 가진다는 것이다. 말하자면, $d[\log(HWG)]/d(INJ) > 0$ 또는 $d[\log(HWG)]/d(DE) > 0$ 이다.

$$\begin{aligned} \log(HWG) = & \alpha_0 + \alpha_1 DE + \alpha_2 DSEX + \alpha_3 DMARR + \alpha_4 TEN + \alpha_5 TENSQ \\ & + \alpha_6 CEXP + \alpha_7 CEXPSQ + \alpha_8 CEDUC + \alpha_9 DSIZE1 + \alpha_{10} DSIZE2 \end{aligned}$$

18) 산업별 재해율 자료를 개인별 특성자료와 결합한 자료를 이용하였다는 점과 산재율은 임금이 영향을 미치기도 하지만 임금이 산재율에 영향을 주기도 하는 상호관계가 있을 수 있으므로 산업재해율이 임금과 함께 내생변수로서 포함되는 연립방정식모형이 고려되어야 하는데 단일방정식모형으로 추정된 점 등으로 인해 偏倚의 문제가 지적될 수 있다.

$$+ \alpha_{11} \text{ DSIZE3} + \alpha_{12} \text{ DREG1} + \alpha_{13} \text{ DREG2} + \alpha_{14} \text{ DREG3} + \alpha_{15} \text{ DREG4} + e \dots\dots\dots (1)$$

$$\log(\text{HWG}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ INJ} + \alpha_2 \text{ DSEX} + \alpha_3 \text{ DMARR} + \alpha_4 \text{ TEN} + \alpha_5 \text{ TENSQ} + \alpha_6 \text{ CEXP} + \alpha_7 \text{ CEXPSQ} + \alpha_8 \text{ CEDUC} + \alpha_9 \text{ DSIZE1} + \alpha_{10} \text{ DSIZE2} + \alpha_{11} \text{ DSIZE3} + \alpha_{12} \text{ DREG1} + \alpha_{13} \text{ DREG2} + \alpha_{14} \text{ DREG3} + \alpha_{15} \text{ DREG4} + e \dots\dots\dots (2)$$

<표 2> 변수의 정의

변수명	정의
HWG	시간당 평균급여액 = (정액급여+연간특별급여/12)/월총근로시간수
log(HWG)	시간당 평균급여액의 대수
DE	사망자 천인율 = (사망자수/총근로자수) × 1,000
INJ	재해자 천인율 = (재해자수/총근로자수) × 1,000
DSEX	남자 1; 여자 0
DMARR	기혼 1; 미혼 0
DSIZE1	상용근로자 100인 이상 300인 미만이면 1; 나머지 0
DSIZE2	상용근로자 300인 이상 500인 미만이면 1; 나머지 0
DSIZE3	상용근로자 500인 이상이면 1; 나머지 0
TEN	만약 100인 이하이면, DSIZE1 = DSIZE2 = DSIZE3 = 0
TENSQ	근속연수의 제곱
CEXP	경력연수(1년 미만은 0.5, 1~2년은 2, 3~4년은 4, 5~9년은 7.5, 10년 이상은 12.5로 각각 계산하였음)
CEXPSQ	경력연수의 제곱
CEDUC	교육연수(국졸 이하이면 6, 중졸이면 9, 고졸이면 12, 전문대졸이면 14, 대졸이면 16으로 계산하였음)
DREG1	부산이면 1; 나머지 0
DREG2	경기이면 1; 나머지 0
DREG3	충청, 강원, 전라이면 1; 나머지 0
DREG4	경상이면 1; 나머지 0
	만약 서울이면, DREG1 = DREG2 = DREG3 = DREG4 = 0

각 變數에 대한 定義는 <표 2>와 같다. 우리나라는 임금체계가 매우 복잡한 연유로 임금에 대한 정의가 매우 다양하다. 특별급여도 기본급적 성격을 가지고 있다는 점을 고려하여 월임금총액(정액급여 + 초과급여)에 특별급여를 합한 임금을 분자로 하고, 초과근로시간이 정규근로시간적인 성격을 크게 가지므로 총근로시간(정규근로시간 + 초과근로시간)을 분

모로 하여 구한 時間當 賃金の 代數를 종속변수로 하였다. 나머지 설명변수들의 정의는 표와 같다.

이용된 資料는 1980년부터 1990년까지 각 연도의 「직종별임금실태조사」의 개인별 자료와 「산업재해분석」의 産業別 死亡者 千人率과 災害者 千人率이다. 개인별 자료의 표본은 「직종별임금실태조사」 자료가 대기업근로자에 偏倚되어 있다는 점을 고려하여 「직종별임금실태조사」의 개인별 원자료를 전수조사인 「사업체노동실태조사」의 사업체규모별 근로자 비율에 따라 매년 2만건 정도의 크기로 추출하였다.¹⁹⁾

한편, 「직종별임금실태조사」 자료의 산업분류는 표준산업분류 체계에 의한 것이고 「산업재해분석」 자료는 산재보상보험법에 의한 산업분류 체계에 의한 것이므로 양자의 차이가 조정되었다. 상호조정이 힘든 부문을 제외하고 25개의 산업소분류별 산업재해율 자료를 얻은 후 이를 「직종별임금실태조사」 자료와 결합하였다. 이 가운데 표준산업분류의 323:가죽, 대용가죽 및 모피제품제조업, 324:신발제조업(성형고무 및 플라스틱 제외) 등의 소분류 산업은 산재보험분류 체계와의 상호조정이 곤란하여 제외하였다.²⁰⁾

IV. 推定結果

1. 年度別 補償的 賃金隔差

1980년에서 1990년까지 산업재해에 대한 보상적 임금격차의 연도별 추정결과는 <표 3>

19) 보상적 임금격차에 대한 실증분석 표본의 규모별 근로자비율

	10~20인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
1980	8.8 (2.6)	16.5 (12.7)	20.7 (21.9)	9.9 (16.1)	44.1 (46.6)
1981	8.1 (2.3)	18.0 (12.0)	21.5 (22.6)	10.3 (14.7)	42.1 (48.3)
1982	7.9 (1.6)	20.1 (9.4)	22.5 (21.1)	9.1 (16.5)	40.4 (51.4)
1983	7.9 (1.6)	20.6 (9.5)	23.5 (20.2)	8.7 (16.7)	39.4 (52.0)
1984	10.6 (1.5)	22.3 (6.2)	21.1 (14.8)	8.0 (13.5)	38.0 (64.0)
1985	7.5 (1.3)	23.5 (6.5)	20.6 (15.7)	8.8 (13.3)	39.6 (63.1)
1986	7.6 (1.3)	22.6 (6.2)	23.2 (15.8)	9.0 (14.7)	37.7 (61.9)
1987	9.1 (1.1)	24.2 (6.3)	21.9 (16.3)	7.9 (13.6)	36.8 (62.8)
1988	9.7 (1.7)	25.6 (8.0)	20.7 (12.9)	7.9 (12.1)	36.1 (65.3)
1989	11.9 (1.7)	20.8 (7.3)	20.0 (13.0)	8.7 (12.7)	38.5 (65.4)
1990	10.5	20.5	19.3	8.5	41.3

주 : ()은 『직종별임금실태조사』 원자료의 규모별 근로자비율.

20) 산재보험산업분류와 한국표준산업분류의 조정은 박영범(1990) 참조.

에서 <표 6>에 걸쳐 나타나 있다. <표 3>과 <표 4>는 死亡率에 대한 추정결과이고, <표 5>와 <표 6>은 災害率에 대한 추정결과이다.

우선 산업재해율변수를 제외한 나머지 說明變數들의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 인적자본이론에서 일반적으로 예상하는 것과 거의 유사하다. 근속연수, 경력연수, 교육연수 모두 陽의 부호로서, 선임자일수록, 경력연수가 많을수록, 교육을 많이 받았을수록 임금이 높다. 성과 결혼 유무의 경우에도 남자일수록, 기혼일수록 임금이 높아진다. 규모더미는 100인 이하 규모를 기준으로 하였으므로 각 규모더미변수의 계수추정치는 해당규모의 100인 이하 규모에 대한 규모효과를 나타낸다. 100~300인 규모에서는 陰의 부호가 많지만 나머지 규모에서는 기대한 바와 같이 陽의 부호이다. 그리고 서울을 기준으로 한 지역더미의 계수추정치도 서울이 다른 지역에 비하여 임금이 높음을 보여준다.

死亡率變數의 계수추정치는 기대한 바와 같이 모두 陽의 부호이고 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 사망재해가 생산직노동자의 임금에 대하여 강한 영향을 준다고 보여진다. 그러나 災害率變數의 경우에는 1982년, 1983년은 陰의 부호이고, 1987년은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하므로 사망률에 비하여 추정결과가 모호하다. 그렇지만 나머지 연도의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는, 앞서 기존연구 논의에서도 언급되었듯이, 재해의 큰 부분으로서의 부상이 그 정도에 있어 많은 차이가 있고, 제대로 인지되지 못하거나 정확히 계측되지 못하는 부분이 많다는 사실에 부분적으로 기인한다고 여겨진다. 재해율이 사망률에 비하여 뚜렷한 결과가 보이지 않는 것은 외국의 기존연구들과 유사하다.

그리고 보상적 임금격차의 크기를 의미하는 산업재해율 추정계수의 크기를 보면, 사망률 계수의 추정치가 재해율의 그것보다 훨씬 크다. 예컨대 1990년의 경우 사망률의 추정계수는 0.1861로서, 재해율의 0.0019에 비하여 100 배 정도의 크기인데, 다른 연도의 경우도 대부분 이와 유사하다. 보상적 임금격차의 크기는 다음 장의 生命의 暗默의 價値에 대한 논의에서 좀더 구체적으로 살펴볼 것이다.

2. 男女別 補償的 賃金隔差

<표 7>, <표 8>은 남녀별 산업재해율의 임금에 대한 영향에 차이가 있을 것이라고 예상하여 男女別로 보상적 임금격차를 추정된 결과에서 산업재해율변수의 계수추정치만을 뽑아 정리한 표들이다.

死亡率의 경우, 女子는 1983, 1984, 1985, 1987의 4개년도에서 보상적 임금격차가 존재하지 않거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 男子의 경우는 모든 연도에서 보상적 임금격차가 관찰되었다. 그러나 災害率의 경우, 女子는 1981, 1986, 1989, 1990의 경우

<표 3> 사망률의 임금영향에 대한 추정결과(1980~85년)

변수명	1980	1981	1982	1983	1984	1985
상수항	5.256096 (0.0099)	5.351944 (0.0109)	5.504182 (0.0116)	5.543216 (0.0160)	5.774643 (0.0115)	5.755695 (0.011)
DE	0.028891 (0.0044)	0.238080 (0.0146)	0.072595 (0.0116)	0.097958 (0.0180)	0.148895 (0.0121)	0.096868 (0.0109)
TEN	0.005763 (0.0002)	0.053741 (0.0023)	0.046731 (0.0021)	0.042326 (0.0026)	0.046997 (0.0018)	0.045571 (0.0019)
TENSQ	-0.000524 (0.0001)	-0.002538 (0.0001)	-0.001154 (0.0001)	-0.000918 (0.0001)	-0.001040 (0.0001)	-0.000859 (0.0001)
CEXP	0.051786 (0.0017)	0.061402 (0.0017)	0.068419 (0.0025)	0.061870 (0.0033)	0.005132 (0.0022)	0.052886 (0.0023)
CEXPSQ	-0.001219 (0.0001)	-0.001621 (0.0001)	-0.002759 (0.0001)	-0.002408 (0.0002)	-0.001332 (0.0001)	-0.001960 (0.0001)
CEDUC	0.036204 (0.0010)	0.039964 (0.0011)	0.037404 (0.0011)	0.035970 (0.0015)	0.032848 (0.0010)	0.040235 (0.0011)
DSEX	0.403253 (0.0050)	0.374133 (0.0055)	0.366422 (0.0055)	0.390176 (0.0076)	0.365099 (0.0051)	0.344737 (0.0052)
DMARR	0.172986 (0.0053)	0.150219 (0.0057)	0.163579 (0.0057)	0.137529 (0.0079)	0.126279 (0.0052)	0.116388 (0.0053)
DSIZE1	-0.004243 (0.0060)	0.003927 (0.0063)	0.013913 (0.0063)	0.019574 (0.0085)	-0.010021 (0.0057)	-0.019007 (0.0060)
DSIZE2	-0.015790 (0.0078)	0.033342 (0.0082)	0.024073 (0.0085)	0.029730 (0.0120)	0.021598 (0.0083)	0.008199 (0.0082)
DSIZE3	0.053803 (0.0054)	0.097703 (0.0058)	0.120829 (0.0058)	0.103096 (0.0079)	0.086151 (0.0053)	0.059892 (0.0055)
DREG1	-0.120171 (0.0062)	-0.137946 (0.0066)	-0.119984 (0.0070)	0.036521 (0.0079)	-0.111416 (0.0069)	0.057993 (0.0053)
DREG2	-0.035460 (0.0059)	-0.064687 (0.0062)	-0.052951 (0.0062)	-0.042502 (0.0060)	-0.057793 (0.0060)	-0.058241 (0.0059)
DREG3	-0.033067 (0.0073)	-0.075794 (0.0078)	-0.072966 (0.0078)	-0.077742 (0.0074)	-0.112202 (0.0073)	-0.123410 (0.0072)
DREG4	-0.007945 (0.0059)	-0.045429 (0.0063)	-0.033780 (0.0064)	-0.051342 (0.0067)	-0.01244* (0.0059)	-0.041230 (0.0059)
N	22197	20572	20754	10636	20498	19904
F	2484	2388	2186	1363	2211	2627
R ²	0.6269	0.6354	0.6126	0.6064	0.6182	0.6131

주: ()은 표준오차

<표 4> 사망률의 임금영향에 대한 추정결과(1986~90년)

변수명	1986	1987	1988	1989	1990
상수항	5.967660 (0.0116)	6.062808 (0.0111)	6.254137 (0.0120)	6.651231 (0.0128)	6.626492 (0.0130)
DE	0.131640 (0.0120)	0.062400 (0.0132)	0.224982 (0.0158)	0.246821 (0.0174)	0.186187 (0.0178)
TEN	0.044533 (0.0017)	0.042697 (0.0015)	0.052450 (0.0016)	0.057432 (0.0021)	0.069424 (0.0031)
TENSQ	-0.000832 (0.0001)	-0.000686 (0.0001)	-0.001330 (0.0001)	-0.002030 (0.0002)	-0.001986 (0.0003)
CEXP	0.047575 (0.0022)	0.057461 (0.0021)	0.047473 (0.0021)	0.046324 (0.0023)	0.039779 (0.0022)
CEXPSQ	-0.001542 (0.0001)	-0.002461 (0.0001)	-0.001785 (0.0001)	-0.001903 (0.0001)	-0.002363 (0.0001)
CEDUC	0.034774 (0.0010)	0.035388 (0.0009)	0.032107 (0.0010)	0.036324 (0.0012)	0.036260 (0.0010)
DSEX	0.343459 (0.0049)	0.318209 (0.0044)	0.312302 (0.0046)	0.301523 (0.0048)	0.315907 (0.0045)
DMARR	0.103103 (0.0050)	0.118049 (0.0046)	0.077312 (0.0046)	0.080326 (0.0047)	0.073056 (0.0046)
DSIZE1	-0.009914 (0.0054)	-0.014627 (0.0051)	0.016122 (0.0053)	0.038520 (0.0058)	0.036142 (0.0058)
DSIZE2	0.036684 (0.0077)	0.021825 (0.0073)	0.086616 (0.0076)	0.113248 (0.0075)	0.123315 (0.0078)
DSIZE3	0.107960 (0.0053)	0.108602 (0.0048)	0.204144 (0.0050)	0.242113 (0.0049)	0.234453 (0.0054)
DREG1	-0.146773 (0.0068)	-0.122359 (0.0064)	-0.105974 (0.0069)	-0.135248 (0.0074)	-0.134970 (0.0075)
DREG2	-0.069848 (0.0058)	-0.074214 (0.0055)	-0.058407 (0.0056)	-0.048110 (0.00116)	0.012254 (0.0065)
DREG3	-0.133877 (0.0071)	-0.096959 (0.0065)	-0.101181 (0.0067)	-0.082527 (0.0074)	-0.053686 (0.0073)
DREG4	-0.066495 (0.0058)	-0.059023 (0.0055)	-0.020956 (0.0057)	0.030291 (0.0068)	0.033333 (0.0067)
N	19724	21156	21482	21274	17473
F	2347	2480	2289	2198	1380
R ²	0.6412	0.6377	0.6403	0.6730	0.5425

주 : ()은 표준오차

<표 5> 재해율의 임금영향에 대한 추정결과(1980~85년)

변수명	1980	1981	1982	1983	1984	1985
상수항	5.252322 (0.0102)	5.348872 (0.0112)	5.518443 (0.0119)	5.559585 (0.0165)	5.780241 (0.0117)	5.765911 (0.0118)
INJ	0.000285 (0.0001)	0.001474 (0.0001)	-0.000220 (0.0001)	-0.000125 (0.0001)	0.000460 (0.0001)	0.000339 (0.0001)
TEN	0.005719 (0.0002)	0.055597 (0.0023)	0.047183 (0.0021)	0.042672 (0.0026)	0.048199 (0.0018)	0.046072 (0.0019)
TENSQ	0.000024 (0.0000)	-0.002610 (0.0001)	-0.001181 (0.0001)	-0.000941 (0.0001)	-0.001103 (0.0001)	-0.000876 (0.0001)
CEXP	0.052251 (0.0017)	0.059903 (0.0017)	0.067862 (0.0025)	0.061290 (0.0034)	0.049638 (0.0022)	0.052031 (0.0023)
CEXPSQ	-0.001228 (0.0001)	-0.001581 (0.0001)	-0.002726 (0.0001)	-0.002374 (0.0002)	-0.001732 (0.0001)	-0.001908 (0.0001)
CEDUC	0.036213 (0.0010)	0.039681 (0.0011)	0.036826 (0.0011)	0.035508 (0.0015)	0.032223 (0.0010)	0.039520 (0.0011)
DSEX	0.405696 (0.0052)	0.379723 (0.0056)	0.380886 (0.0057)	0.404719 (0.0078)	0.373869 (0.0052)	0.351948 (0.0053)
DMARR	0.174342 (0.0053)	0.158139 (0.0057)	0.171564 (0.0057)	0.146596 (0.0078)	0.133381 (0.0052)	0.121306 (0.0053)
DSIZE1	-0.004747 (0.0061)	0.004820 (0.0064)	0.012438 (0.0063)	0.018476 (0.0085)	-0.009505 (0.0058)	-0.019435 (0.0060)
DSIZE2	-0.015312 (0.0078)	0.032791 (0.0082)	0.020378 (0.0085)	0.027212 (0.0120)	0.021445 (0.0084)	0.007684 (0.0082)
DSIZE3	0.053568 (0.0055)	0.094409 (0.0059)	0.119232 (0.0058)	0.101541 (0.0079)	0.086745 (0.0053)	0.059336 (0.0056)
DREG1	-0.120488 (0.0062)	-0.137607 (0.0067)	-0.115071 (0.0070)	0.042073 (0.0079)	-0.111775 (0.0069)	0.059641 (0.0053)
DREG2	-0.035438 (0.0059)	-0.064721 (0.0063)	-0.048816 (0.0062)	-0.054201 (0.0060)	-0.055449 (0.0060)	-0.063230 (0.0059)
DREG3	-0.030606 (0.0073)	-0.066776 (0.0078)	-0.065548 (0.0078)	-0.068320 (0.0079)	-0.102296 (0.0073)	-0.112341 (0.0072)
DREG4	-0.007359 (0.0059)	-0.043822 (0.0063)	-0.029289 (0.0064)	-0.002580 (0.0065)	-0.009489 (0.0060)	-0.068230 (0.0058)
N	22197	20572	20754	10636	20498	19904
F	2479	2363	2180	1357	2189	2613
R ²	0.6264	0.6329	0.6120	0.6053	0.6159	0.6119

주: ()은 표준오차

<표 6> 재해율의 임금영향에 대한 추정결과(1986~90년)

변수명	1986	1987	1988	1989	1990
상수항	5.967788 (0.0118)	6.064650 (0.0112)	6.263103 (0.0121)	6.653244 (0.0125)	6.623366 (0.0129)
INJ	0.000710 (0.0001)	0.000276 (0.0001)	0.000649 (0.0001)	0.001254 (0.0002)	0.001964 (0.0001)
TEN	0.045856 (0.0017)	0.042894 (0.0015)	0.053567 (0.0016)	0.057231 (0.0029)	0.067824 (0.0031)
TENSQ	-0.000875 (0.0001)	-0.000689 (0.0001)	-0.001343 (0.0001)	-0.001854 (0.0001)	-0.001916 (0.0003)
CEXP	0.046034 (0.0022)	0.057248 (0.0020)	0.046358 (0.0021)	0.047512 (0.0024)	0.040494 (0.0022)
CEXPSQ	-0.001512 (0.0001)	-0.002450 (0.0001)	-0.001742 (0.0001)	-0.001923 (0.0001)	-0.002398 (0.0001)
CEDUC	0.034724 (0.0010)	0.035273 (0.0009)	0.032284 (0.0010)	0.036254 (0.0011)	0.035972 (0.0010)
DSEX	0.349247 (0.0049)	0.320065 (0.0045)	0.323890 (0.0046)	0.300254 (0.0049)	0.305430 (0.0046)
DMARR	0.107189 (0.0050)	0.120007 (0.0046)	0.084912 (0.0046)	0.08953* (0.0049)	0.071595 (0.0045)
DSIZE1	-0.011703 (0.0054)	-0.014839 (0.0051)	0.014324 (0.0053)	0.038621 (0.0054)	0.036620 (0.0058)
DSIZE2	0.035347 (0.0077)	0.021722 (0.0073)	0.085812 (0.0076)	0.112402 (0.0078)	0.126319 (0.0077)
DSIZE3	0.104969 (0.0053)	0.107854 (0.0048)	0.200281 (0.0050)	0.243301 (0.0054)	0.235574 (0.0054)
DREG1	-0.146999 (0.0069)	-0.122869 (0.0064)	-0.103292 (0.0069)	-0.123492 (0.0070)	-0.139096 (0.0074)
DREG2	-0.070195 (0.0058)	-0.073437 (0.0055)	-0.053595 (0.0056)	-0.054987 (0.0060)	0.008745 (0.0064)
DREG3	-0.127838 (0.0071)	-0.094468 (0.0065)	-0.091749 (0.0067)	-0.086540 (0.0070)	-0.050535 (0.0072)
DREG4	-0.065838 (0.0059)	-0.058808 (0.0055)	-0.015962 (0.0057)	0.023223 (0.0071)	0.028351 (0.0067)
N	19724	21156	21482	21274	17473
F	2333	2477	2257	2356	1392
R ²	0.6398	0.6374	0.6371	0.6722	0.5447

주: ()은 표준오차

에만 보상적 임금격차가 존재하고 나머지는 陰의 부호이거나 통계적으로 유의하지 않았고, 男子도 1982년과 1983년은 통계적으로 유의하지 않았다. 요약하면, 男子의 경우에는 死亡率과 災害率 모두 뚜렷한 보상적 임금격차가 관찰되었으나 여자의 경우는 보상적 임금격차의 존재여부가 모호하다.

3. 規模別 補償의 賃金隔差

<표 9>와 <표 10>은 中小企業과 大企業의 규모별로 산업재해율의 임금에 대한 영향을 추정한 결과 중 산업재해율변수의 계수추정치만을 뽑아 정리한 표들이다. 死亡率의 계수추정치는, 종업원 300인 이상 사업체인 대기업의 경우 모두 陽의 부호로서 통계적으로 유의하나, 종업원 300인 이하 사업체인 중소기업의 경우 대기업보다 전반적으로 추정치의 유의성이 낮다. 중소기업의 경우 특히 1983년도에서는 陰의 부호가 나타나고, 1982년에는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 한편, 災害率의 계수추정치는 대기업과 중소기업 모두 추정결과가 모호하다.

4. 賃金水準別 補償의 賃金隔差

전체 분석대상 노동자를 高賃金勞動者와 低賃金勞動者로 구분하여 산업재해에 대한 보상적 임금격차가 임금수준별로 구분되는지를 살펴보려고 한다.

우선, 임금수준별 보상적 임금격차의 분석에 있어서 중요한 것은 두 임금계층을 어떻게 구분하느냐의 문제이다. 본 분석에서는 배무기·조우현의 연구(1991)에서 이용된 '표본남자임금의 중위값(median)의 2/3 기준'을 채택하여 저임금 노동자부문과 고임금 노동자부문을 구분하였다. 남자임금의 중위값 이상에 해당되는 노동자는 고임금노동자이고, 남자임금의 중위값의 3분의 2 미만의 노동자는 저임금노동자이다. 두 부문의 구분을 명확히 하기 위하여 중간임금 부문은 제외하였다.²¹⁾

21) 賃金은 두 저임금집단과 고임금집단을 구분하는 요인이면서 賃金-危險 방정식의 종속변수이므로 분단기준에서 사용한 변수가 후에 종속변수로서 사용된다는 점은 결과에 標本選擇 偏倚(sample selection bias)를 가져올 수 있다. 말하자면, 저임금집단의 직무위험은 임금과 약하게 관련되어 있고 반면 고임금집단의 그것은 임금과 강하게 陽의 관련을 가진다고 생각할 수 있다. 그러나, 고임금노동자는 저임금노동자에 비하여 상대적으로 낮은 위험을 가진 직무를 담당하므로 보상에 의한 조정이 없는 상황에서 임금은 위험과 역의 관계를 가지기도 하는바 위의 偏倚가 상쇄될 수 있는 여지가 있다. 따라서 임금을 두 집단을 구분하는 기준으로서 사용한 후 각 집단의 임금-위험 반응도를 조사하는 단계적 방법은 그렇게 부적절한 것이 아니다(Graham and Shakow, 1990, p.309).

<표 7> 사망률의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과

	남 자			여 자		
	사망률(DE)	N	R ²	사망률(DE)	N	R ²
1980	0.030108(5.553)	10597	0.45	0.035071(3.177)	11600	0.27
1981	0.257391(13.765)	9728	0.47	0.155979(5.764)	10844	0.28
1982	0.092793(6.319)	10375	0.48	0.040632(1.917)	10379	0.28
1983	0.131145(5.814)	5466	0.45	-0.040366(-1.260)	5170	0.24
1984	0.219759(13.615)	10668	0.47	-0.005878(-0.289)	9830	0.25
1985	0.139346(10.573)	10504	0.48	-0.041537(-1.970)	9400	0.23
1986	0.164478(10.753)	10423	0.50	0.055633(2.685)	9301	0.30
1987	0.078880(4.690)	11431	0.52	0.023939(1.087)	9725	0.32
1988	0.281957(13.795)	10979	0.54	0.080030(3.114)	10503	0.38
1989	0.312042(27.783)	11423	0.57	0.071572(3.245)	9851	0.39
1990	0.238379(9.865)	8044	0.43	0.110480(3.962)	9429	0.40

주 : ()은 t값. N은 표본의 수.

<표 8> 재해율의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과

	남 자			여 자		
	재해율(INJ)	N	R ²	재해율(INJ)	N	R ²
1980	0.000457(4.081)	10597	0.45	0.000134(0.895)	11600	0.26
1981	0.001605(9.814)	9728	0.46	0.000858(3.169)	10844	0.28
1982	0.000051(0.377)	10375	0.48	-0.000244(-1.294)	10379	0.28
1983	0.000110(0.589)	5466	0.45	-0.000539(-2.095)	5170	0.24
1984	0.000729(6.379)	10668	0.46	0.000092(0.578)	9830	0.25
1985	0.000526(4.404)	10504	0.47	0.000027(0.147)	9400	0.23
1986	0.000914(6.646)	10423	0.49	0.000539(2.999)	9301	0.30
1987	0.000505(3.695)	11431	0.52	-0.000138(-0.749)	9725	0.32
1988	0.000899(5.794)	10979	0.54	0.000289(1.467)	10503	0.38
1989	0.002798(10.491)	11423	0.58	0.000936(3.245)	9851	0.38
1990	0.002092(10.984)	8044	0.43	0.001860(8.480)	9429	0.40

주 : ()은 t값. N은 표본의 수.

추정결과를 구체적으로 살펴보자. <표 11>은 사망률변수의 계수추정치이고, <표 12>는 재해율변수의 계수추정치이다. 死亡率의 경우를 보면, 고임금 노동자부분은 1980년, 1981년, 1982년, 1983년에서 陰의 유의한 부호가 나타나고, 1987년과 1989년은 통계적 유의성이 낮았다. 그러나 저임금 노동자부분은 1983년과 1989년의 경우를 제외하면 대부분 연도에서

<표 9> 사망률의 임금영향에 대한 규모별 추정결과

	300인 미만			300인 이상		
	사망률(DE)	N	R ²	사망률(DE)	N	R ²
1980	0.034484(5.074)	9913	0.56	0.017734(3.040)	12283	0.68
1981	0.175173(8.098)	9467	0.59	0.281792(14.172)	11104	0.68
1982	0.038137(2.189)	10220	0.54	0.103571(6.699)	10553	0.68
1983	-0.013261(-0.546)	5609	0.54	0.290712(10.821)	5026	0.68
1984	0.075633(4.575)	11038	0.54	0.252054(14.372)	9459	0.69
1985	0.043931(2.939)	10223	0.53	0.172351(10.870)	9670	0.68
1986	0.043623(2.839)	10565	0.58	0.256515(13.073)	9158	0.70
1987	0.039406(2.320)	11537	0.57	0.073362(3.413)	9618	0.70
1988	0.139771(6.491)	11697	0.54	0.333776(14.301)	9785	0.70
1989	0.152453(8.654)	11314	0.55	0.342500(15.681)	9960	0.72
1990	0.164980(7.445)	9030	0.42	0.199064(6.560)	8442	0.57

주 : ()은 t값. N은 표본의 수.

<표 10> 재해율의 임금영향에 대한 규모별 추정결과

	300인 미만			300인 이상		
	재해율(INJ)	N	R ²	재해율(INJ)	N	R ²
1980	-0.000059(-0.478)	9913	0.56	0.000513(4.253)	12283	0.68
1981	0.000767(3.768)	9467	0.58	0.001831(10.814)	11104	0.67
1982	-0.000075(-0.492)	10220	0.54	-0.000524(-3.528)	10553	0.68
1983	-0.000466(-2.340)	5609	0.54	0.000352(1.608)	5026	0.67
1984	0.000292(2.442)	11038	0.54	0.000631(4.611)	9459	0.69
1985	0.000463(3.503)	10223	0.53	0.000140(0.975)	9670	0.68
1986	0.000651(4.460)	10565	0.58	0.000450(2.877)	9158	0.70
1987	0.000299(2.073)	11537	0.57	-0.000034(-0.205)	9618	0.70
1988	0.000734(4.499)	11697	0.53	0.000332(1.857)	9785	0.70
1989	0.001354(6.354)	11314	0.59	0.002632(13.235)	9960	0.72
1990	0.001383(7.376)	9030	0.42	0.002545(12.099)	8442	0.58

주 : ()은 t값. N은 표본의 수.

陽의 부호로서 통계적으로 유의하였다. 災害率의 경우에도, 고임금 노동자부문은 陰의 부호를 보이거나 유의하지 않은 경우가 많았지만, 저임금 노동자부문은 대부분 보상적 임금 격차가 존재하였다.

이러한 현상은 여러 가지 요인에 의한 결과라고 보여지지만, 資産效果가 포함된 보상적

<표 11> 사망률의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과

	고임금노동자			저임금노동자		
	사망률(DE)	N	R ²	사망률(DE)	N	R ²
1980	-0.015470(-2.872)	5718	0.23	0.020072(3.509)	11050	0.19
1981	-0.070303(-3.603)	4112	0.16	0.141046(8.545)	12522	0.26
1982	-0.005062(-0.322)	5609	0.19	0.077645(6.368)	10163	0.20
1983	-0.011424(-0.493)	2920	0.14	0.020711(1.084)	5162	0.17
1984	0.095916(6.604)	5675	0.26	0.047634(3.456)	9297	0.14
1985	0.021878(1.665)	5698	0.25	0.049706(3.844)	8686	0.14
1986	0.046623(2.986)	5577	0.30	0.072177(5.304)	8592	0.19
1987	-0.021402(-1.206)	6160	0.28	0.070544(5.148)	8409	0.19
1988	0.157215(7.857)	5598	0.35	0.112417(5.447)	7223	0.20
1989	-0.024542(-1.701)	6699	0.18	0.015182(1.278)	7191	0.08
1990	0.210641(7.557)	3204	0.17	0.120018(6.773)	8538	0.21

주 : ()는 t값. N은 표본의 수.

<표 12> 재해율의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과

	고임금노동자			저임금노동자		
	재해율(INJ)	N	R ²	재해율(INJ)	N	R ²
1980	-0.000612(-5.160)	5718	0.23	0.000331(3.906)	11050	0.19
1981	-0.000544(-3.131)	4112	0.16	0.001185(7.967)	12522	0.26
1982	-0.000681(-4.394)	5609	0.19	0.000546(5.241)	10163	0.20
1983	-0.000865(-4.276)	2920	0.15	0.000293(2.004)	5162	0.18
1984	-0.000134(-1.158)	5675	0.26	0.000562(5.631)	9297	0.15
1985	-0.000501(3.931)	5698	0.25	0.000680(6.127)	8686	0.14
1986	-0.000150(-1.020)	5577	0.30	0.000801(6.436)	8592	0.19
1987	-0.000391(-2.564)	6160	0.28	0.000623(5.620)	8409	0.19
1988	0.000129(0.804)	5598	0.35	0.000911(7.091)	7223	0.20
1989	0.001223(4.354)	5865	0.32	0.001423(8.359)	8423	0.23
1990	0.001265(5.960)	3204	0.17	0.001382(9.492)	8538	0.21

주 : ()는 t값. N은 표본의 수.

임금격차 모형에 의해 부분적으로 설명될 수 있다. 자산효과모형은, 실제로 산재위험이 낮은 좋은 직업이 가장 높은 보수를 받는 현상, 다시 말하면 힘들고 위험한 직무에 대하여 보상을 해야 한다는 보상적 임금격차이론을 부정하는 현상을,²²⁾ 자산의 존재가 최적직무 위험에 미치는 영향을 살펴봄으로써 설명하려는 개념이다. 고임금노동자는 높은 자산과 많

은 직무선택의 기회로 인해 위험직무에 근무함으로써 소득을 증가시키려는 의지를 별로 가지지 않아 높은 소득과 낮은 위험이 결합되는 반면, 저임금노동자는 매우 위험하고 불안정스러운 직무에 근무하더라도 정상의 계층처럼 많이 벌 수는 없으므로 부족한 소득을 보충하기 위하여 위험을 더욱 감수하려는 유인을 가지게 된다. 그러므로 소득의 양극단계층의 경우 보상적 임금격차가 부정되는 현상이 나타날 수 있다는 것이다. 그러므로, 보상적 임금격차를 부정하는 고임금부문의 추정결과는 이러한 자산효과가 포함된 모형에 의해 설명될 수 있다. 하지만 저임금부문의 경우에는 보상적 임금격차가 뚜렷하게 나타나는데, 이는 자산효과에 의한 설명보다 저임금계층의 경우 고임금계층보다 높은 소득의 직무위험을 기꺼이 선호한다는 설명이 더 적절하다고 여겨진다.

V. 生命과 負傷의 暗默的 價値

전장에서의 계수추정치는 각기 사망위험 및 재해위험에 대한 보상적 임금격차로서 위험에 대한 적절한 보상수준이라는 의미를 가지고 있다. 말하자면, 그것은 사망률 혹은 재해율이 1% 증가하면 몇 %의 임금증가가 보상으로서 요구되는가를 나타낸다. 그러나 현실적으로 산업재해에 대한 중요한 관심은 산업재해를 예방하는 행위, 즉 정부의 산재정책이나 기업주의 산업안전투자, 노동자 개인의 노력 등을 통해 산업재해가 감소할 경우 산재감소의 화폐가치를 구체적으로 평가하는 방법일 것이다. 만약 재해노동자 1명당 생명의 가치를 구할 수 있다면 보다 현실적으로 산업재해 감소의 경제적 이득을 알 수 있고, 이를 토대로 費用-便益 分析에 의한 산업안전투자 결정을 할 수 있을 것이다.

22) 보상적 임금격차이론은 오랫동안 그 현실적 타당성에 대하여 비판을 받아 왔다. 이러한 비판은 밀(J.S. Mill)로부터 계속되어 왔는데, 그는 사회의 가장 매력적인 직무가 또한 가장 높은 임금을 받는다는 현상을 모순적이라고 지적하였다. 밀 이후의 견해들은 대체로 두 가지로 구분되는데, 하나는 보상적 임금격차가 존재는 하지만 충분한 수준은 못된다는 주장이고, 다른 하나는 현실적으로 위험이 높을수록 임금이 낮은 현상이 일반적이라는 주장이다. 구체적으로 前者는 산재로 인한 손실에는 심리적 고통을 비롯한 비경제적인 부분이 크므로 위험부담금이 실제로 완전히 보상되는지는 말할 수 없다는 견해이다. 後者의 주장은 내부노동시장이론에 의하여 설명될 수 있다. 보상적 임금격차는 노동자에게 직무사다리를 오를 유인을 제공할 필요와 상충된다는 것이다. 신규채용자는 선임권을 바라기 때문에 가장 힘들고 더러우며 위험한 직무사다리의 밑바닥에서부터 시작해야만 한다. 그리고 나쁜 직무에 종사하는 신규노동자는 좋은 직무의 선임노동자보다 더 적은 보수를 받는다. 이러한 원칙은 힘들고 더러운 직무에 대하여 많은 점수를 주어야 한다는 보상적 임금격차의 이론과는 모순이다(Mendeloff, 1979, pp.10~11).

산업재해감소의 화폐가치에 대한 평가는 산재감소문제를 본질적으로 돈과 건강의 양자택일적 관점에서부터 출발한다. 이같은 접근방식은 분명 생명을 돈과 비교한다는 점에서 도덕적 비판의 여지를 가지고 있다. 그러나 산재감소의 가치, 즉 생명의 가치는 위험하나 수익이 있는 직무를 제외받고 있는 노동자에게는 직무선택시 현실적으로 제기되는 문제이다. 또한, 산업재해에 대한 보상 및 기타 경제적 손실에 직면하는 기업의 경우나 정책적 관점에서 산재감소의 경제적·비경제적 수단을 모색하려는 정부에게 있어서도 효율적 판단기준으로서 기능할 수 있다. 따라서 양자간의 효율적 선택을 위한 판단기준의 모색은 현실적으로 필요하며, 生命의 暗默的 價値(implicit value of life and limb)라는 주제는 이러한 요구에 부응하는 주제이다. 생명의 가치에 대한 계량화는 도덕적 차원의 논란의 여지를 가지고 있지만 산재감소정책의 효과에 대한 현실적 평가기준을 제시해 줄 수 있다는 점에서 중요한 정책적 함의를 가진다고 볼 수 있다.

생명의 가치에 대한 논의는 산업안전의 분석이 산재위험감소의 화폐가치에 대한 측정치의 결핍으로 많은 제약을 받아 왔다는 인식하에서 최근 발전된 분야이다.²³⁾ 작업안전법, 환경보호법, 소비자보호법 등에 대한 정책입안자들은 위험을 낮추거나 높이는 행위의 화폐가치에 대하여 많은 관심을 가져왔다.

위험감소의 화폐가치에 대한 測定方法은 크게 두 가지로 구분된다. 하나는 전통적인 방식으로서 광범위하게 이용되어 온 所得接近方式(income based approach)이고, 다른 하나는 최근 많은 관심대상이 되고 있는 主觀的 價値接近方式(willingness to pay approach)이다. 이하에서는 위험감소의 화폐가치에 대한 主觀的 價値의 概念과 測定方法을 살펴보고, 이어서 주관적 가치접근방식에 의거하여 生命의 暗默的 價値를 추정하려고 한다.

1. 暗默的 生命價値의 概念

주관적 가치접근방식은 종전의 소득접근방식이 개인의 생존욕구를 무시하고 생명에 대한 사람들의 태도와 가치를 미래소득과 관련하여 계량화한다는 비판을 하며, 費用-便益分析의 관점에서 재해당사자 개인의 위험감소에 대한 주관적 가치를 추정하는 방법이다.²⁴⁾

23) Viscusi(1983), p.94.

24) 所得接近方法은 이자율을 이용하여 미래소득의 현재가치(discounted present value of earnings)를 추정하는 전통적 방법이다. 무능력화 또는 때이른 사망으로 인한 상실소득으로 위험에 대하여 평가하는 것으로서 정확한 계산에도 불구하고 개인의 생존욕구를 무시한다는 평가를 받고 있다. 소득접근방법의 단점은 작은 위험에 대한 사람들의 태도를 그들의 미래소득과 관련시키는 것은 정당성이 별로 없다는 점이다. 소득접근방법은 한 개인의 미래소득과 그의 생명에 대한 가치를 연결해 주는 의미있는 근거가 없기 때문에, 人的資本接近方法(human capital approach)이라고도 종종 불려 왔지만, 대표적인 인적자본론자

生命의 主觀的 價値의 概念을 구체적으로 살펴보자. 통상 산재감소정책은 예상된 대상 근로자들의 재해손실을 방지해 주지만 그 효과는 확실적일 뿐 그 구체적 대상은 확인되지 않는다. 그 대신 1만명의 근로자 각각에 대하여 1만분의 1의 산재위험이 감소되었다고 말할 수는 있다. 이러한 경우, 정책평가의 적절한 방법은 산재위험에 대한 예방효과가 얼마인가라는 다소 막연한 질문보다는 대상근로자들이 일정한 산재발생확률의 감소에 대하여 평가하는 가치를 파악하는 것이다. 생명의 주관적 가치란 개인과 사회가 위험의 감소분에 대하여 기꺼이 지불하려는 비용을 말한다.²⁵⁾

생명의 주관적 가치를 구하는 방법은 크게 두 가지로 구분된다.²⁶⁾ 첫째, 설문조사방식(survey method)으로서 개인에게 직접 질문을 통하여 위험감소에 대한 주관적 가치평가액을 구하는 직접적 방법이다.²⁷⁾ 둘째, 시장접근방식(market oriented approach)으로서, 이는 노동시장내에서 실제 시현된 보상적 임금격차로부터 생명의 가치를 추정하는 방법으로

들에 의해서 지지를 받지는 못했다. 예컨대, 삶이나 죽음이냐의 선택에 직면한 경우 생명 유지를 위하여 비합법적이라도 더 많은 소득을 얻으려고 노력할 가능성이 있는데, 생명의 가치를 소득에 연결하는 위와 같은 접근방식은 이러한 가능성을 무시한다. 이러한 소득접근방식으로 생명의 가치가 측정되어 왔던 전통으로 인해 생명의 가치라는 주제가 많은 도덕적 비판을 받아 온 것은 사실이다. 주관적 가치접근방식은 생명의 가치를 경제적 성과에 대한 기여라는 차원에서는 소득접근방식의 단점을 상당히 개선할 수 있다고 여겨진다(Viscusi, 1983, pp.94~96).

25) 主觀的 價値接近方式이 위험 전체에 대한 예방보다 위험의 작은 감소에 대하여 보다 주된 관심을 가지는 것은 다음과 같은 이유 때문이다. 첫째, 특정집단의 생명구제에 대한 사회의 태도는 확실적 대상에 대한 그것과 매우 다르다는 것이다. 예를 들어, 광부집단과 같이 정책대상이 확인될 수 있는 경우는 홍수조절계획같이 다수의 개인에게 확실적 효과를 가지는 경우와 다르다. 왜냐하면, 후자는 생명구제대상을 사후적으로도 구체적으로 확인할 수 없기 때문이다. 둘째, 위험감소에 대한 개인의 상대적 가치평가는 위험변화의 정도가 작을수록 크다. 이는 위험감소에 대하여 기꺼이 지불하려는 주관적 가치는 자산의 크기와 비례하기 때문에 사람들은 초기에 더 많은 산재예방비용을 지불하려고 하기 때문이다. 말하자면, 재해예방을 전체로서 고려하는 것은 위험의 작은 감소의 경우보다 재해예방을 위한 위험단위당 지출이 더 적다(Viscusi, 1983, pp.94~96).

26) Dillingham(1985), pp.278~280.

27) 설문조사방법의 문제는 첫째, 답변자가 신중하고 정직한 대답을 하는 유인이 없다는 점이다. 둘째, 작은 확률에 대한 주관적 판단과정이 매우 어렵다는 사실이다. 셋째, 구체되는 생명이 그 자신의 것이 아니라 다른 사회구성원의 것일 때 질문자에게 강한 인상을 줄 수 있는 답변을 할 것이다. 또한 그의 수중에서 지출이 이루어지지 않는다면 그의 이타적 생각은 더 커질 것이다. 마지막으로 만약에 답변내용이 각 개인들이 받을 이득이나 지출해야 할 세금에 영향을 준다면 그들은 그들의 선호를 다르게 표현할 것이다. 결국 설문조사방식은 시장행위를 통한 추정방법의 보조방법으로 사용하는 것이 좋을 것이다(Viscusi, 1983, pp.96~97).

서 보다 일반적으로 이용되고 있다.

시장접근방식에 의한 생명의 가치 추정치는 근로자의 소득, 선호체계 등 수요함수 파라미터의 특성에 의존하므로 분석의 방법과 자료의 특성에 따라 다양한 추정결과가 나타날 수 있다.²⁸⁾ 이같은 다양한 결과를 해명해 주는 이론의 정립이 아직까지 미진한 상태이지만, 현재 어느 정도 설득력을 가지는 추정방법은 임금방정식의 산재위험 변수의 계수추정치인 임금프리미엄을 구하고 이 임금프리미엄으로부터 생명의 암묵적 가치를 추정하는 방식이다.

2. 生命의 價値에 대한 推定結果

<표 13>은 생명의 암묵적 가치 추정치에 대한 외국의 대표적 연구 결과들을 정리한 것이다. 주로 白人 男子 生産職을 대상으로 추정된 것인데 사망위험의 경우 생명의 가치는 대개 0.2~6.0백만달러 정도를 보이고 있다.²⁹⁾

産業災害에 대한 補償的 賃金隔差의 크기는 年間 임금프리미엄(annual wage premium)

<표 13> 생명의 주관적 가치에 대한 외국의 연구결과

연구자	생명의 가치(백만달러)
1. Thaler and Rosen(1974)	0.43
2. Smith(1976)	2.40
3. Viscusi(1978)	2.50
4. Dillingham(1979)	0.33
5. Brown(1980)	0.93
6. Olson(1981)	2.93~5.39
7. Marin and Psacharopoulos(1982)	1.95
8. Arnould and Nichols(1983)	0.44~0.57
9. Dillingham(1985)	1.30~3.90
10. Herzog, and Schlottmann(1990)	2.50~5.00
11. Gergax, Gerking and Schulze(1991)	1.18~2.10

주 : 1 ~ 8은 1979년 달러 기준; 9는 1969년 달러 기준; 10, 11은 1983년 달러 기준임.

자료 : 1 ~ 8은 Dillingham(1985), p.279에서 재인용. 9 ~ 11은 해당논문 참조.

28) 이러한 다양한 결과는 산재문제의 비용-편익 분석을 어렵게 만드는 측면이 있지만 그 근본원인이 개별소비자의 다양한 선호에 입각한 일반적 수요이론에 있다고 볼 수 있기 때문에 그렇게 큰 문제는 아니다. 사실 많은 연구자들은 소득계층별·직종별, 혹은 인적 특성별로 생명의 가치에 대한 추정치를 구하여 상호비교 가능성을 탐색하고 있을 뿐만 아니라 ① 직무위험지표, ② 근로자표본, ③ 계량기법 등의 차이를 조정하는 시도를 하고 있다 (Dillingham, 1985, p.279).

29) 生命의 價値에 대한 다양한 이론적·실증적 연구들은 Smith(1979), Blomquist(1981), Dillingham(1985) 등에 잘 정리되어 있다.

과 생명의 암묵적 가치(willingness to pay)라는 두 가지 형태의 측정지표로서 살펴볼 수 있다. 사망률 변수의 계수 추정치는 산재위험 한 단위 감소(안전의 한 단위 증가)에 대한 주관적 평균가치이다. 여기서 사망위험은 1천명당 단위로 논의된다는 사실을 감안할 때 사망률 변수의 계수값은 각 근로자가 1천명당 1명이 사망하는 위험에 직면하여 추가적으로 받는 시간당 임금을 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 각 근로자가 연간 1천명당 1명이 사망하는 위험에 직면하여 추가적으로 받는 연간 임금프리미엄은 선형함수의 경우 계수추정치 × 월평균근로시간 × 12이고, 반대수선형함수의 경우는 계수추정치 × 월평균근로시간 × 시간당 평균임금 × 12이다.³⁰⁾ 따라서 근로자 1명의 生命의 主觀的 價値(implied value-of-life estimate)는 연간 임금프리미엄에 1,000을 곱한 값으로 표현될 수 있다.

<표 14> 산업재해에 대한 연간 임금프리미엄과 생명의 주관적 가치

	계수추정치		연간 임금프리미엄(원)		생명의 가치(백만불)	
	①	②	③	④	⑤	⑥
1980	6.13	0.0289	23,925	101,196	0.036	0.153
1981	123.91	0.2381	402,089	692,569	0.574	0.988
1982	17.56	0.0726	53,284	206,816	0.071	0.276
1983	68.35	0.0980	202,982	293,047	0.255	0.386
1984	137.67	0.1489	399,130	460,050	0.482	0.556
1985	83.90	0.0969	242,035	313,551	0.272	0.352
1986	130.51	0.1316	374,315	440,060	0.435	0.511
1987	29.60	0.0624	81,069	219,466	0.102	0.277
1988	333.46	0.2250	835,590	825,261	1.221	1.206
1989	445.25	0.2210	1,008,440	906,478	1.484	1.334
1990	386.87	0.1862	798,700	778,660	1.115	1.087

주 : 1) ①, ②는 사망률변수의 계수추정치로서, ①은 종속변수인 임금변수에 대수를 취하지 않은 임금함수의 추정결과이고, ②는 전장의 半代數 貨金函數의 추정결과인 <표 4-3>에서 인용한 것임.

2) ③ = ① × 당해연도 월평균근로시간 × 12.

④ = ② × 당해연도 월평균근로시간 × 12 × 시간당 평균실질임금
(시간당 평균실질임금은 1985년 기준).

3) ⑤ = ③ × 1,000 / 당해연도의 대미환율.

⑥ = ④ × 1,000 / 당해연도의 대미환율.

30) 사망률의 변화에 따른 임금의 변화는 선형함수의 경우 $\partial HWG / \partial De = \alpha_1$ 이며, 반대수 선형함수의 경우는 $\partial HWG / \partial De = \alpha_1 \cdot HWG$ 이다.

반대수 선형함수의 경우는 다음과 같이 도출될 수 있다.

$$\frac{\partial(\log HWG)}{\partial De} \Big|_{\text{여타조건 일정}} = \frac{\partial HWG / \partial De}{HWG} = \alpha_1$$

<표 14>에 의하면, 우리나라의 산업재해에 대한 보상적 임금격차로서의 연간 임금프리미엄은 반대수 임금함수의 추정결과 ②에서 계산된 ④의 경우, 1980년대 전반에는 연평균 350천원, 1980년대 후반에는 연평균 541천원으로서, 1980년대에 있어서 연평균 446천원 정도(1985년 가격기준)이다.

우리나라에 있어서 생명의 암묵적 가치는 1980년대 전반에는 3.5억원, 1980년대 후반에는 5.41억원으로서 대개 10만달러에서 1.5백만달러 사이를 나타내고 있다. 시계열적으로 볼 때 1988년 이후의 생명의 가치는 그 전에 비하여 큰 폭으로 증가하였음을 볼 수 있다. 말하자면, 대략 1980년대 후반 근로자들은 주관적으로 1인당 생명의 가치를 5억원 이상의 화폐가치로 평가하고 있다는 것이다. 이는 <표 13>의 외국 연구결과와도 비슷한 수준이며, 또한 딜링햄(Dillingham, 1985)이 생명의 주관적 가치의 적절한 추정값(best guess)이라고 말하는 1.0~2.0백만달러 수준과도 비슷하다.

1988년 이후 보상적 임금격차는 급속히 증가하는 현상을 보이고 있는데, 이는 부분적으로는 노동시장내에서 생산직노동자의 부족현상이 심화되고 동시에 위협하고, 더럽고, 어려운 일을 기피하는 소위 3D현상이 확산되면서 위험한 직무에 추가적으로 노동력을 고용하기 위해서는 과거보다 더 큰 임금프리미엄을 지불하지 않으면 안되게 되었다는 사실에 기인한다고 여겨진다.

VI. 맺음말

산업재해에 대한 보상적 임금격차의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 死亡率변수의 추정치는 기대한 대로 모두 陽의 부호이고 높은 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 말하자면 사망률의 경우 우리나라의 산업재해에 대한 보상적 임금격차는 1980년대에 있어서 매년 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 災害率의 경우에는 陰의 부호가 보이거나 유의하지 않은 경우도 보이는바 사망률계수에 비하여 상대적으로 모호하다. 구체적으로, 남녀별 보상적 임금격차는 사망률과 재해율의 경우 모두 남자가 여자에 비하여 상대적으로 뚜렷하게 나타났고, 규모별 보상적 임금격차는 사망률의 경우 대기업이 중소기업에 비하여 상대적으로 뚜렷하게 나타났다. 그리고 임금수준별로 고임금 노동자부문과 저임금 노동자부문에 구분한 임금수준별 보상적 임금격차는 고임금부문은 陰의 부호이거나 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많았지만 저임금부문은 대부분 陽의 부호로서 통계적으로 유의하였다.

둘째, 산업재해에 대한 補償的 賃金隔差의 크기는 연간 임금프리미엄과 생명의 암묵적

가치라는 두 가지 형태의 지표를 통하여 살펴볼 수 있다. 우리나라의 연간 임금프리미엄은 1985년 가격 기준으로 1980년대 전반에는 연평균 350천원, 1980년대 후반에는 연평균 562천원이고, 生命의 暗黙的 價値는 각각 3.5억원, 5.62억원이다. 이러한 보상적 임금격차의 크기는 1980년대 후반에 들어 전반에 비해 급속히 증가하는 경향을 볼 수 있다.

이러한 보상적 임금격차의 존재와 그 크기에 대한 추정결과는 보상적 임금격차가 노동시장내에서 산재감소의 경제적 유인으로서 기능하고 있으며 그 역할이 급속히 증대하고 있음을 보여주고 있다. 실제 산업재해로 인해 우리나라 기업들은 산재발생후의 보상비용을 제외하더라도 사전적으로 노동시장내에서 상당한 정도의 보상적 임금비용을 지불하고 있는 셈이다. 최근 우리나라 기업들이 산재로 인한 사후적 비용손실에 대해서는 부담스러워하게 되었지만 노동시장내에서 사전적으로 그리고 간접적으로 이루어지는 사전적 비용에 대해서는 그 부담의 정도와 심각성을 충분히 인지하지는 못하고 있는 듯하다. 본 분석결과는 우리나라 기업들은 산업재해에 대한 陽의 보상적 임금격차를 지불하고 있으며 그 보상적 임금격차의 크기도 상당한 정도이므로 임금비용을 절감하기 위해서라도 산업재해감소를 위한 보다 적극적인 투자를 하는 것이 좀더 경제적일 수 있다는 사실을 말해준다. 또한 정부의 산재감소정책도 다만 법률적·제도적 수단에만 의존할 것이 아니라 보상적 임금격차라는 노동시장의 조정기능에 주목하여 종합적인 산재감소정책을 모색할 필요가 있음을 시사해 준다.

參 考 文 獻

- 노동부, 『산업재해분석』, 각년호.
 _____, 『산재보험사업년보』, 각년호.
 _____, 『직종별임금실태조사보고서』, 각년호.
 한국노동연구원, 『KLI해외노동통계』, 1992년.
 _____, 『주요산업재해분석보고서』, 1990.
 김봉준, 「産業災害에 대한 補償的 賃金隔差」, 서울대 경제학석사 학위논문, 1988.
 박세일, 「産業災害問題에 대한 法經濟學的 接近」, 가산 김치선박사 화갑기념논문집 편찬위원회, 『노동법의 제문제』, 1983.
 _____, 「産業災害의 豫防 및 補償制度에 관한 研究」, 『법학』, 제30권, 1989년.
 박영범, 『韓國 産業災害의 現況과 推移』, 한국노동연구원, 1991.
 배무기, 「韓國勞動經濟의 構造變化」, 『경제논집』, 제11권 제4호, 서울대학교, 1988.

배무기·조우현, 『女性勞動力の 雇傭構造와 上向移動』, 1990.

신수석외, 『保險料率 決定方式 등 産災保險制度 發展方向 研究』, 고려대 기업경영연구소, 1988.

조우현, 『産業化過程에 나타난 勞動需要側 特性和 賃金 및 賃金構造의 結定』, 『한국의 공업화와 노동력(II)』, 한국경제연구원, 1991.

Arnould, R.J. and L.M. Nichols(1983), "Wage-Risk Premiums and Workers' Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential," *JPE*, Vol.91-2, pp.332~340.

Arthur, W.B.(1981), "The Economics of Risks to Life," *The American Economic Review*, pp.54~64.

Bailey, M.J.(1980), *Reducing Risks to Life: Measurement of the Benefits*, Washington D.C.: AEI.

Brown, C.(1980), "Equalizing Differences in the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, pp.113~134.

_____ and H.S. Rosen(1982), "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models," *Econometrica*, pp.765~768.

Butler, R.J. and J.D. Worrall(1983), "Workers' Compensation: Benefit and Injury Claims Rates in the Seventies," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.65~4, pp.580~599.

Cain, G.G.(1976), "The Challenges of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey," *Journal of Economic Literature*, pp.1215~1257.

Chelius, J.R.(1977), *Workplace Safety and Health: The Role of Workers' Compensation*, Washington, D.C.: AEI.

_____ (1982), "The Influence of Workers' Compensation on Safety Incentives," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.35-2, pp.235~242.

Dillingham, A.E.(1985), "The Influence of Risk Valuable Definition on Value-of-Life Estimates," *Economic Inquiry*, pp.277~294.

Dorsey, S. and N. Walzer(1983), "Workers' Compensation, Job Hazards and Wages," *Industrial and Labor Relations Review*, pp.642~654.

Duncan, G.J. and F.P. Stafford(1980), "Do Union Members Receive Compensating Wage Differentials," *The American Economic Review*, pp.355~371.

Fairris, D.(1992), "Compensating Payments and Hazardous Work in Union and

- Nonunion Settings," *Journal of Labor Economics*, pp.205~221.
- Gegax, P., S. Gerking, and W. Schulze(1991), "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety," *The Review of Economics and Statistics*, pp.589~596.
- Graham, J. and D.M. Shakow(1990), "Labor Market Segmentation and Job-Related Risk: Differences in Risk and Compensation Between Primary and Secondary Labor Markets," *American Journal of Economics and Sociology*, pp.307~324.
- Herzog, H.W. and A.M. Schlottmann(1990), "Valuing Risk in the Workplace: Market Price, Willingness to Pay, and the Optimal Provision of Safety," *The Review of Economics and Statistics*, pp.463~480.
- Kim, Sung-Joong(1985), "Compensating Wage Differentials for Job Hazards in Korea," A Thesis for the Degree of Master of Science in Cornell University.
- Linnerooth, J.(1979), "The Value of Human Life: A Review of the Models," *Economic Inquiry*, pp.52~74.
- McLean, R.A., W.R. Wendling and P.R. Neergaard(1978), "Compensating Wage Differentials for Harzardous Work: A Empirical Study," *Quarterly Review of Economics and Business*, pp.97~107.
- Mendeloff, J.(1980), *Regulating Safety: An Economic and Political Analysis of Occupational Safety and Health Policy*, Cambridge: The MIT Press.
- Oi, W.Y.(1974), "On the Economics of Industrial Safety," *Law and Contemporary Problems*, Vol. 38, Summer-Autumn.
- Olson, C.A.(1981), "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs," *Journal of Human Resources*, pp.167~185.
- Smith, Robert S.(1974), "The Feasibility of an Injury Tax Approach to Occupational Safety," *Law and Contemporary Problems*, Vol. 38.
- _____(1976), *The Occupational Safety and Health Act: Its Goals and Its Achievements*, Washington D.C.: American Enterprise Institute.
- _____(1979), "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review," *Industrial and Labor Relations Review*, pp.339~353.
- Viscusi, W.K.(1978), "Wealth Effect and Earnings Premiums for Job Hazards," *The Review of Economics and Statistics*, pp.408~416.
- _____(1979), *Employment Hazards: An Investigation of Market Performance*, Cambridge: Harvard University Press.
- _____(1983), *Risk by Choice: Regulating Health and Safety in the Workplace*,

Cambridge: Harvard University Press.

Worrall, J., ed.(1983), *Safety and Work Force: Incentives and Disincentives in Compensation*, Ithaca: Industrial and Labor Relations Press.