

연구보고서

산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강편익 산정 방식 개선 연구

신영철·이상직·김정수·이규명·이형윤

산업재해예방

안전보건공단

산업안전보건연구원



제 출 문

산업안전보건연구원장 귀하

본 보고서를 “산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강
편익 산정 방식 개선 연구”의 최종 보고서로 제출합니다.

2021년 10월 31일

연구진

연구기관 : **대진대학교 산학협력단**
연구책임자 : 신영철 (교수, 대진대학교)
연구원 : 이상직 (교수, 한국외국어대학교)
연구원 : 김정수 (소장, 환경안전건강연구소)
연구원 : 이규명 (회원, 한국환경경제학회)
연구보조원 : 이형윤 (석사과정, 한국외국어대학교)

요약문

- 연구기간 2021년 5월 ~ 2021년 10월
- 핵심 단어 통계적생명가치(VSL), 건강 편익, 사망률, 규제영향분석
- 연구과제명 산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강편익 산정 방식 개선 연구

1. 연구배경 및 목적

○ 연구의 배경

- 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강편익 산정 방식은 산업재해비용에 기초한 손실비용을 근거로 산정하는 방식이 활용되고 있음. 근로자의 사망률 변화와 관련된 건강편익 산정을 위해서는, 사회후생적 측면에서 적절하고 국내외에서 정착되고 있는 통계적생명가치(value of a statistical life, VSL)의 도입을 검토할 필요

○ 연구의 목적

- 본 연구에서는 산업안전보건법 규제영향분석에서 근로자의 건강편익 산정 방식의 개선 방향 검토를 통한 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정 및 도입 방안을 검토하고자 함

2. 주요 연구내용

○ 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 동향 조사

- 기존 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강편익 산정 방식은 기본적으로 1인당 산업재해 손실비용을 직접비용으로 고려하고, 간접비용은 하인리히(Heinrich) 방식을 적용하여 직접비용의 4배로 산정하는 방식임. 한편 실제 규제영향분석에서는 특정 규제로 인하여 사망률이 감소하는 경우 예상되는 사망자 수에 근거를 밝히지 않은 특정 금액을 곱하여 산정하는 사례도 있음
- 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 동향은 건강영향을 사망률(mortality)과 질환율(morbidity)로 구분하여, 사망률의 변화로 인한 편익은 주로 통계적생명가치(VSL)를 이용하여 평가하는 방식을 채택하고 있음

○ 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 및 검토

- 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 효용극대화 행위에서 사망률 감소(또는 증가)를 위한 최대 지불의사금액(willingness to pay, WTP)(또는 최소 수용의사금액(willingness to accept, WTA))로 정의되며, 다음 식에 의해 산정됨

$$VSL = \frac{WTP}{\Delta(MORTALITY RISK)} \quad \text{또는} \quad \frac{\sum WTP}{\sum \Delta(MORTALITY RISK)}$$

- 기존 국내의 통계적생명가치(VSL) 국립환경과학원(2017a)에 의하면, 18편의 연구로부터 61개의 통계적생명가치(VSL)의 추정치가 있으며, 중간

값은 10억원임. 근로자의 임금함수를 분석한 헤도닉(특성)임금모형(hedonic wage model)에 의한 연구는 송기호(1994), 조윤기(2004), 이승렬(2005), 김효진(2019) 등이 있으며, 김효진(2019)의 통계적생명가치는 모형에 따라 8.08억원 및 13.20억원임

- 본 연구에서는 「고용형태별근로실태조사」의 최근 8년(2012년~2019년) 동안 근로자 특성 자료에 「산업재해현황분석」을 산업별 사망률 및 재해율 자료를 한국표준산업분류 9차 중분류 76개로 연계하여 구축함. 「고용형태별근로실태조사」의 8년 자료는 전체 임금근로자의 근로실태를 파악하기 위하여 매년 약 70~84만명의 방대한 자료가 구축되었다는 장점이 있음
- 추정을 위한 이론적 모형은 헤도닉(특성) 임금모형으로, 임금을 설명하는 특성(변수)으로 나이, 성별, 교육수준, 기업규모, 업종, 직종, 종사상지위 등과 함께 사망률 및 재해율을 포함하여 분석함. 이때 사망률이 증가하면 보상으로 더 높은 임금을 지불하게 됨. 이 보상급여를 사망률의 변화분으로 나누는 방식으로 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정함
- 임금함수를 추정하기 위한 계량경제학적 모형은 일반최소자승 회귀모형(OLS), 표본가중치 반영 일반최소자승 회귀모형(OLS) 및 가중최소자승 회귀모형(WLS)으로 추정함. 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)을 검정하고, 이분산성이 있는 경우 추정계수의 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 회귀분석을 진행함
- 8년 동안의 매년 임금함수를 추정한 결과에 따르면, 사망률(사망만인율)의 추정 계수는 0.00176 ~ 0.00731으로 양(+)의 값이며 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함. 한편 재해률(재해천인율)의 추정 계수는 -0.01372 ~ -0.00761으로 음(-)의 값을 가지며 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함. 사망만인율이 1단위(즉, $\frac{1}{10,000}$)만큼 증가하면, 사망도 재해에 포함되기 때문에 재해천인율도 0.1단위 증가함. 따라서 사망만인

을 한 단위 증가로 인한 보상 임금은 사망률 및 재해율의 통합 효과를 고려하여야 함. 이 통합효과는 0.00100 ~ 0.00609이기에, 사망만인율 1 단위 증가하는 경우 급여는 0.100 ~ 0.609% 증가함. 이를 적용하면 사망만인율 1단위 증가하면 연간 급여는 40,301 ~ 273,127원 증가함. 이로부터 산정된 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 4.03 ~ 27.31억원임

- 추정된 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 매년 변동성이 상당히 크기 때문에, 5년(2015~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL)인 16.42억원(95% 신뢰구간 15.63 ~ 17.21억원)을 규제영향분석에 이용하였으면 함

○ 화학물질 관련 건강편익 산정 방식 제안

- 화학물질 관련 근로자의 건강편익 산정 방식을 기존의 산업재해 비용에 기초한 방식에서 사회후생적 측면에서 적절하고 국내외의 동향을 반영한 건강편익 산정 방식 도입을 제안함. 이는 건강영향을 사망률 및 질환율로 구분하고, 사망률 변화의 편익은 통계적생명가치(VSL)를 적용하는 방식임

3. 연구 활용방안

○ 규제영향분석의 화학물질 관련 건강편익 산정에 활용

- 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강편익 산정을 위해 제안한 건강편익 산정 방식을 적용할 수 있으며, 근로자의 사망률 변화와 관련된 편익은 본 연구에서 추정된 통계적생명가치(VSL)를 활용할 수 있음

○ 근로자의 건강 관련 정책의 평가에 활용

- 본 연구에서 제안한 건강편익 산정 방식 및 통계적생명가치(VSL) 추정치는 산업안전보건법의 화학물질 관련 규제영향분석뿐만 아니라 근로자의 건강 관련 정책의 비용편익분석에도 이용할 수 있음

4. 연락처

- 연구책임자 : 대진대학교 교수 신영철
- 연구상대역 : 산업안전보건연구원 화학물질평가1부 과장 이도희
 - ☎ 042) 869. 0358
 - E-mail: iamdohee24@kosha.or.kr

목 차

I. 서론	1
1. 연구 배경 및 필요성	3
2. 연구의 목적	4
II. 연구내용 및 방법	7
1. 연구내용	9
2. 연구 방법	11
1) 문헌 연구	11
2) 계량경제학적 분석 모형 구축 및 추정	12
3) 전문가 자문 의견 반영	12
3. 추진체계	13
III. 연구 결과	15
1. 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 관련 동향 조사	17
1) 기존 화학물질 관련 건강편익 산정 사례 검토	17

2) 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 방식 조사	23
2. 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정	31
1) 이론적 기초	31
2) 국내외 기존 연구 검토	34
3) 헤도닉(특성) 임금함수 모형 구축	41
4) 분석 자료의 구축	80
5) 헤도닉(특성) 임금함수 추정	106
6) 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 결과 종합	202
3. 화학물질 관련 건강편익 산정 방법 제안	207
1) 건강편익 산정 방법 개선안	207
2) 개선안을 위한 향후 연구 방향	209
 IV. 결론	 213
 참고문헌	 219
 Abstracts	 223

표 목차

〈표 II-1〉 연구의 주요 내용	10
〈표 III-1〉 규제의 비용편익 분석	18
〈표 III-2〉 폐놀의 특별관리물질 지정에 의한 편익 산정	20
〈표 III-3〉 직업병감소 및 직업병감소 시너지 효과 산정방식	20
〈표 III-4〉 산업안전보건법 규제영향분석서 사례에서의 근로자 1인당 재해손실비용 산정	22
〈표 III-5〉 컨조인트 분석(선택실험법)의 선택대안 예시	27
〈표 III-6〉 VSL의 연도 조정값 산정 방식	35
〈표 III-7〉 국외 주요 통계적생명가치(VSL) 현황	36
〈표 III-8〉 국가간 통계적생명가치(VSL)의 편익이전 방식	36
〈표 III-9〉 국외 통계적생명가치의 편익이전 결과(백만원)	37
〈표 III-10〉 국내의 통계적생명가치(VSL)와 관련된 주요 연구	38
〈표 III-11〉 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황	39
〈표 III-12〉 건강 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황	39
〈표 III-13〉 직장 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황	40
〈표 III-14〉 메타회귀분석에 의한 통계적생명가치(VSL)의 추정치와 평균	40
〈표 III-15〉 변수의 정의	52
〈표 III-16〉 사망률의 임금영향에 대한 추정결과(1980~85년)	54
〈표 III-17〉 사망률의 임금영향에 대한 추정결과(1986~90년)	54
〈표 III-18〉 재해율의 임금영향에 대한 추정결과(1980~85년)	55
〈표 III-19〉 재해율의 임금영향에 대한 추정결과(1986~90년)	55

〈표 III-20〉 사망률의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과	56
〈표 III-21〉 재해율의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과	56
〈표 III-22〉 사망률의 임금영향에 대한 규모별 추정결과	57
〈표 III-23〉 재해율의 임금영향에 대한 규모별 추정결과	57
〈표 III-24〉 사망률의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과	58
〈표 III-25〉 재해율의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과	59
〈표 III-26〉 산업재해에 대한 연간 임금프리미엄과 생명의 주관적 가치	61
〈표 III-27〉 Definitions of variables	62
〈표 III-28〉 Hedonic wage equation estimates results	64
〈표 III-29〉 VSL in Korean and Japanese Labor Market(2000 U.S. \$)	65
〈표 III-30〉 남성 생산직 노동자의 재해율(사망만인율)식 추정 결과	67
〈표 III-31〉 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 생산직 노동자 전체 : 673명)	69
〈표 III-32〉 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 정규·상용 생산직 노동자 : 549명)	70
〈표 III-33〉 분석에 사용한 변수 정보	72
〈표 III-34〉 주요 변수 기초통계량	73
〈표 III-35〉 직무 위험변수에 대한 모형별 결과와 사망률에 대한 한계효과 추정치	74
〈표 III-36〉 개인별 VSL 추정치들의 평균값 및 중위값	76
〈표 III-37〉 기존 연구의 특징 및 시사점	78
〈표 III-38〉 본 연구의 모형 구축 방향	80

표 목차

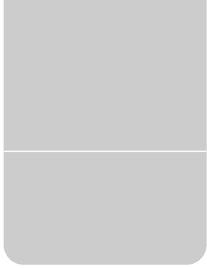
〈표 III-39〉 분석 자료 및 이용 방식	81
〈표 III-40〉 「고용형태별근로실태조사」의 조사 항목	82
〈표 III-41〉 「고용형태별근로실태조사」의 조사 근로자수 현황	83
〈표 III-42〉 「산업재해현황분석」의 주요 용어	83
〈표 III-43〉 2012-2016년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계 ..	85
〈표 III-44〉 2017년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계	88
〈표 III-45〉 2018년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계	92
〈표 III-46〉 2019년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계	96
〈표 III-47〉 2012-2019년 한국표준산업분류(중분류)의 재해천인율	99
〈표 III-48〉 2012-2019년 한국표준산업분류(중분류)의 사망만인율	103
〈표 III-49〉 모형의 주요 변수 구분	111
〈표 III-50〉 모형의 변수 설명	112
〈표 III-51〉 2012년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	114
〈표 III-52〉 OLS(2012년 자료)의 추정 결과	115
〈표 III-53〉 표본 가중치 반영 OLS(2012년 자료)의 추정 결과	118
〈표 III-54〉 표본 가중치 반영 OLS(2012년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	120
〈표 III-55〉 WLS(2012년 자료)의 추정 결과	122
〈표 III-56〉 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	124
〈표 III-57〉 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	124
〈표 III-58〉 2013년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	125
〈표 III-59〉 OLS(2013년 자료)의 추정 결과	126

〈표 III-60〉 표본 가중치 반영 OLS(2013년 자료)의 추정 결과	129
〈표 III-61〉 표본 가중치 반영 OLS(2013년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	131
〈표 III-62〉 WLS(2013년 자료)의 추정 결과	133
〈표 III-63〉 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	135
〈표 III-64〉 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	135
〈표 III-65〉 2014년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	136
〈표 III-66〉 OLS(2014년 자료)의 추정 결과	137
〈표 III-67〉 표본 가중치 반영 OLS(2014년 자료)의 추정 결과	140
〈표 III-68〉 표본 가중치 반영 OLS(2014년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	142
〈표 III-69〉 WLS(2014년 자료)의 추정 결과	144
〈표 III-70〉 2014년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	146
〈표 III-71〉 2014년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	146
〈표 III-72〉 2015년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	147
〈표 III-73〉 OLS(2015년 자료)의 추정 결과	148
〈표 III-74〉 표본 가중치 반영 OLS(2015년 자료)의 추정 결과	151
〈표 III-75〉 표본 가중치 반영 OLS(2015년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	153
〈표 III-76〉 WLS(2015년 자료)의 추정 결과	155
〈표 III-77〉 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	157
〈표 III-78〉 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	157
〈표 III-79〉 2016년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	158
〈표 III-80〉 OLS(2016년 자료)의 추정 결과	159

표 목차

〈표 III-81〉 표본 가중치 반영 OLS(2016년 자료)의 추정 결과	162
〈표 III-82〉 표본 가중치 반영 OLS(2016년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	164
〈표 III-83〉 WLS(2016년 자료)의 추정 결과	166
〈표 III-84〉 2016년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	168
〈표 III-85〉 2016년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	168
〈표 III-86〉 2017년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	169
〈표 III-87〉 OLS(2017년 자료)의 추정 결과	170
〈표 III-88〉 표본 가중치 반영 OLS(2017년 자료)의 추정 결과	173
〈표 III-89〉 표본 가중치 반영 OLS(2017년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	175
〈표 III-90〉 WLS(2017년 자료)의 추정 결과	177
〈표 III-91〉 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	179
〈표 III-92〉 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	179
〈표 III-93〉 2018년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	180
〈표 III-94〉 OLS(2018년 자료)의 추정 결과	181
〈표 III-95〉 표본 가중치 반영 OLS(2018년 자료)의 추정 결과	184
〈표 III-96〉 표본 가중치 반영 OLS(2018년 자료)의 이분산성 검정 결과 ..	186
〈표 III-97〉 WLS(2018년 자료)의 추정 결과	188
〈표 III-98〉 2018년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	190
〈표 III-99〉 2018년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	190
〈표 III-100〉 2019년 『고용형태별근로실태조사』의 기초 통계	191
〈표 III-101〉 OLS(2019년 자료)의 추정 결과	192

〈표 III-102〉 표본 가중치 반영 OLS(2019년 자료)의 추정 결과	195
〈표 III-103〉 표본 가중치 반영 OLS(2019년 자료)의 이분산성 검정 결과	197
〈표 III-104〉 WLS(2019년 자료)의 추정 결과	199
〈표 III-105〉 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정	201
〈표 III-106〉 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간 ...	201
〈표 III-107〉 2012~2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	203
〈표 III-108〉 2012~2019년 근로자의 평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	204
〈표 III-109〉 근로자의 5년(2012~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	205



그림목차

[그림 Ⅱ-1] 연구의 추진체계	14
[그림 Ⅲ-1] 통계적인간생명가치의 의미	34
[그림 Ⅲ-2] 무차별곡선과 오퍼곡선을 통한 헤도닉 임금함수 도출	44
[그림 Ⅲ-3] 2012~2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	203
[그림 Ⅲ-4] 근로자의 5년(2012~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간	205

I. 서론



I. 서론

1. 연구 배경 및 필요성

최근 산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강 편익 산정 방식의 검토 및 개선 필요성이 대두하였다. 기존에는 직업병 발생으로 인한 산업재해비용에 기초한 손실비용 감소만을 건강 편익으로 간주하였다. 하지만 사회에서 인식되는 근로자의 생명가치가 점차 높아짐에 따라, 사회후생적 측면에서 적절하고 국제적으로도 정착되고 있는 평가 방식을 검토할 필요가 생겼다. 특히, 최근의 화학물질 관련 건강 영향의 평가에서 국내외적으로 이용되고 있는 건강 편익 평가 방식을 중심으로 검토할 필요가 있다.

최근 화학물질 관련 건강 영향의 평가에서는 건강 영향을 사망률(mortality) 및 질병률(morbidity)로 구분하고, 해당 건강 영향 및 건강 편익을 평가하는 체계를 기본으로 하고 있다. 사망률 및 질병률로 인한 건강 영향 및 건강 편익을 통합적으로 평가할 수 있는 지표의 개발도 함께 진행되고 있지만, 화학물질로 인한 건강 영향의 기본틀은 사망률과 질병률로 구분하여 평가하는 방식이 주류를 이루고 있다.

화학물질 관련 규제로 인한 건강 영향 중 사망률의 변화와 관련된 편익은 여러 가지 방식 중에서도 통계적생명가치(value of a statistical life, VSL)를 주로 활용하고 있다. 통계적생명가치(VSL)는 조기 사망 위험에 감소에 대한 지불의사금액(Willingness to pay, WTP)을 의미하며, 특정 집단에 적용하는 경우 조기 사망 위험 감소로 인한 사망자 감소 편익을 평가할 때 사용할 수 있다. 이 값은 사망률(사망 위험)의 변화에 대한 지불의사금액을 사망률(사망위험)의 변화로 나누어서 산정한다. 이 통계적생명가치(VSL)는 규제 또는 정책으로 인한 특정 집단의 사망률(사망위험) 관련 건강 편익 산정에서 매우

중요한 역할을 한다.

산업안전보건법 규제영향분석은 근로자의 사전적(ex-ante) 사망률(사망위험) 감소와 연계되므로, 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 활용한 편익 산정을 검토할 단계에 있다. 따라서 기존 국내외 연구를 검토한 뒤 최근의 자료를 활용하여 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하여, 화학물질 관련 규제로 인한 사망률(사망위험) 변화의 건강 편익 평가를 위한 기본적인 여건을 갖추어 줄 필요가 있다.

2. 연구의 목적

본 연구에서는 산업안전보건법 규제영향분석에서 근로자의 건강편익 산정 방식의 개선 방향 검토를 위해, 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정 및 도입 방안을 검토하고자 한다. 최근 화학물질 관련 규제 또는 정책으로 인한 건강 편익의 평가 체계에서 사망률(사망위험)의 변화를 통계적생명가치(VSL)를 이용하는 방식이 국내외에서 주류로 자리잡고 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 근로자의 통계적생명가치(VSL) 검토 및 산정을 위한 기반 연구를 수행하고자 한다.

산업안전법 규제영향분석 또는 정책 분석에서 산업재해 비용이라는 관점과는 다른 사회후생적 관점에서, 사전적 사망률(사망 위험) 변화의 편익 평가에 적합한 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정이 필요하다. 이를 위해서는 기존 연구로부터 시사점을 도출하고, 신뢰성있는 자료를 적합한 분석 모형으로 분석하고 결과를 해석하는 작업이 이루어져야 한다.

본 연구에서는 매년 약 70 ~ 84만명의 임금근로자에 대한 조사 자료인 「고용형태별근로실태조사」의 원자료와 「산업재해현황분석」의 산업재해 정보를 결합하여 특성임금함수(hedonic wage function)을 추정하고자 한다. 이 모형에 포함된 사망률 및 재해율 관련 변수의 추정 계수로부터 근로자의 통계

적생명가치(VSL)를 추정하고자 한다. 향후 산업안전법 규제영향분석, 특히 화학물질과 관련된 규제 또는 정책 분석에 이용하였으면 하는 근로자의 통계적 생명가치(VSL)도 제안하고자 한다.

II. 연구내용 및 방법

.....

II. 연구내용 및 방법

1. 연구내용

본 연구의 목적을 위하여 연구의 내용은 크게 국내외 관련 동향 조사, 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 및 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강 편익 분석 방향에 대한 제안으로 구성된다.

우선, 국내외 관련 동향 조사에서는 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강편익 분석 방식에 대한 국내외 동향을 검토한다. 이로부터 국내외 화학물질 관련 규제 또는 정책의 건강 편익 산정 방식을 주로 조사한다. 여기서는 유럽화학물질관리청(European Chemical Agency, ECHA)의 화학물질 규제 관련 사회경제성 분석 지침서 및 미국 환경청(Environmental Protection Agency, EPA)의 경제적 분석을 위한 지침서 등도 검토한다. 또한 국립환경과학원에서 수행된 화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축 연구도 함께 검토한다. 이상의 자료들에 대한 검토를 통해 화학물질에 의한 건강 영향의 경로 및 건강 영향 편익의 산정 방법을 정리한다.

다음으로 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 및 검토에서는 통계적생명가치(VSL)의 이론적 기초 정리, 국내외 기존 통계적생명가치(VSL) 연구 검토, 헤도닉(특성) 임금함수 모형 구축, 분석 자료의 구축, 헤도닉(특성) 임금함수 추정 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 종합을 포함한다. 여기서 분석 자료 구축에는 「고용형태별근로실태조사」 원자료와 「산업재해현황분석」 자료를 표준산업분류체계로 연계하는 작업을 수행한다. 구축된 자료에 대해 헤도닉(특성) 임금함수를 계량경제학적 분석으로 추정하고, 추정 결과로부터 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정한다. 산정된 통계적생명가치(VSL) 중 향후 산업안전보건법 규제영향분석 특히, 화학물질 관련 규제 또는 정책으로 인한 사망률(사망위험) 변화라는 건강 편익 산정에 이용하였으면 하는 통계적생명가치

(VSL)를 제안한다.

그 뒤에 앞의 검토 및 추정을 통해 얻어진 정보 및 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 근거로 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강 편익 산정 방향 및 향후 연구의 방향을 제시하고자 한다.

〈표 II-1〉 연구의 주요 내용

1. 국내외 관련 동향 조사

- (산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련) 건강 편익 산정의 기존 방식 조사
- 국내외 화학물질 관련 건강 편익 산정 방식 조사

2. 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 및 검토

- 이론적 기초 정리
- 국내외 기존 통계적생명가치(VSL) 연구 검토
- 헤도닉(특성) 임금함수 모형 구축
- 분석 자료의 구축
 - 「고용형태별근로실태조사」 원자료 및 「산업재해현황분석」 자료 등의 연계 구축
- 헤도닉(특성) 임금모형(hedonic wage model) 추정
- 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

3. 화학물질 관련 건강편익 분석 방향 제안

- 건강 편익 산정의 개선 방향
- 향후 연구 방향 및 과제 제시

2. 연구 방법

본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구의 내용을 문헌 연구, 분석 필요 자료 수집 및 정리, 계량경제학적 분석 및 자문 의견 반영의 연구 방법을 활용하여 수행한다.

1) 문헌 연구

- 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강편의 산정 방식 조사 : 『특별관리물질 및 관리대상 유해물질 선정을 위한 사회성·경제성 평가 연구』(김태운 외, 2014), 『고위험물질의 관리수준 상세검토 연구』(임영욱 외, 2012) 등의 문헌 검토
- 국내외 화학물질 관련 건강편의 산정 방식 조사에서 검토하는 문헌 검토
 - 유럽화학물질관리청(ECHA)의 Guidance on the preparation of socio-economic analysis as part of an application for authorisation(2011), Guidance on socio-economic analysis - Restriction(2008), Valuing selected health impacts of chemicals(2016) 등
 - 미국 환경청(EPA)의 Guidelines for Preparing Economic Analysis(2000, 2010) 등
 - 국내의 국립환경과학원(2017a, 2017b, 2018, 2019) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축(I, II, III)』 및 『화학물질의 지정 및 관리를 위한 사회경제성 분석』 등
- 근로자의 통계적인간생명가치 추정 관련 국내외 연구 관련 문헌 검토
 - 국외 연구로는 Viscusi and Aldy(2003), Viscusi(2004), Schaffner and

Spengler(2010), Viscusi(2013), Skoog(2016) 등과 국내 연구로는 송기호(1994), 조윤기(2004), 김효진(2019) 등

2) 계량경제학적 분석 모형 구축 및 추정

- 분석 필요 자료 구축
 - 「고용형태별근로실태조사」의 산업분류(한국표준산업분류)와 산업재해 통계자료의 산업분류가 불일치하여, 통합 자료로 분석하기 위하여 산업분류 재분류 작업 수행
 - 산업재해 통계자료를 산업분류 이외의 기준으로 구분하여 사망률 또는 재해율을 산정할 수 있는지 검토함
- 계량경제학적 분석 모형 검토 및 적용
 - 구축된 자료를 이용한 헤도닉(특성) 임금함수(hedonic wage function)을 추정하기 위하여, 일반최소자승 회귀모형(ordinary least squares, OLS), 표본가중치 반영 일반최소자승 회귀모형(OLS) 및 가중최소자승 회귀모형(weighted least square, WLS) 등의 적용을 검토 및 적용

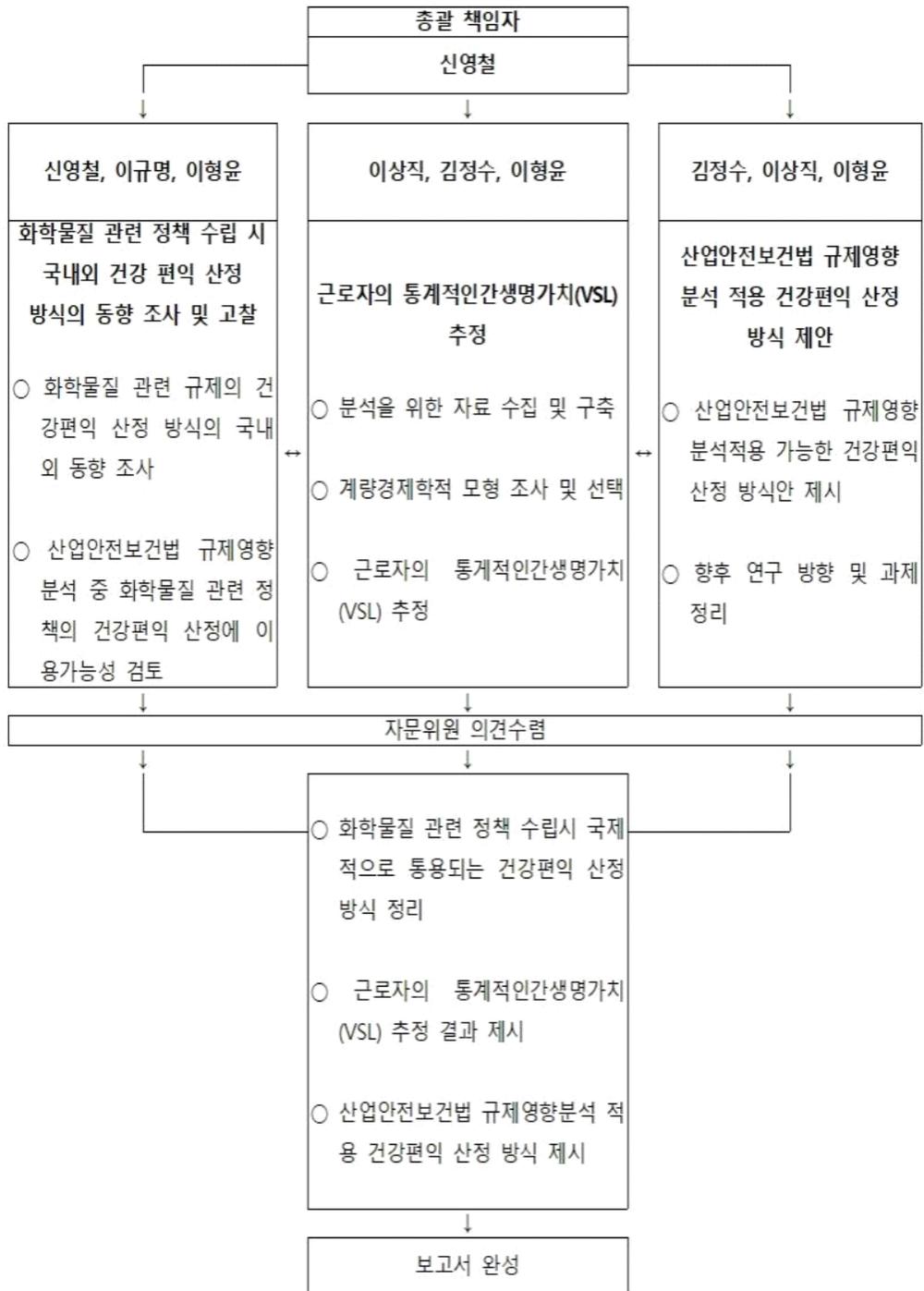
3) 전문가 자문 의견 반영

- 자문위원회(정기)
 - 사업 착수보고회, 중간보고회, 최종보고회 개최하여 자문 의견을 구하고, 자문 의견을 반영함
- 자문위원회(수시)
 - 연구 수행 중 협의 자문 사항은 수시로 소집하여 자문 의견을 구하고, 자문 의견을 반영함

3. 추진체계

본 연구에는 대진대학교(산학협력단)에서 수행하였으며, 한국외국어대학교, (협)환경안전건강연구소 및 한국환경경제학회의 연구진이 함께 참여하였다. 이 연구에 참여하는 연구진은 국립환경과학원(2017a, 2017b, 2018, 2019) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축(I, II, III)』 및 『화학물질의 지정 및 관리를 위한 사회경제성 분석』를 수행하였기에, 이 분야에 높은 전문성을 갖추고 있다.

연구 추진은 연구 과업을 기준으로 크게 3가지로 구분하여 팀을 구성하였다. 여기에는 화학물질 관련 국내외 건강 편익 산정 방식의 동향 조사 및 고찰, 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정, 산업안전보건법 규제영향분석 적용 건강 편익 산정 방식 제안으로 팀을 구분하여 연구를 수행하였다.



[그림 II-1] 연구의 추진체계

Ⅲ. 연구 결과

.....

Ⅲ. 연구 결과

1. 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 관련 동향 조사

1) 기존 화학물질 관련 건강편익 산정 사례 검토

산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강 편익 산정 사례로는 『고위험물질의 관리수준 상세검토 연구』(임영욱 외, 2012), 『특별관리물질 및 관리대상 유해물질 선정을 위한 사회성·경제성 평가 연구』(김태윤 외, 2014) 및 실제 산업안전보건법 규제영향분석서(2018, 2019)에서의 사례를 검토한다.

여기서 『고위험물질의 관리수준 상세검토 연구』(임영욱 외, 2012)는 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강 편익 산정에 가장 전형적인 방식을 보여주고 있다. 한편 『특별관리물질 및 관리대상 유해물질 선정을 위한 사회성·경제성 평가 연구』(김태윤 외, 2014)도 화학물질 규제와 관련된 건강 편익 산정 방식도 기본적으로 산재비용의 근거하고 전문가 델파이조사를 통해 추가적인 정보를 활용하는 방식을 제안하고 적용하고 있다.

또한 산업안전보건법 규제영향분석서(2018, 2019)의 사례로는 ‘MSDS상 화학물질 정보를 비공개한 경우 사전심(2019)’와 ‘발주자의 안전·보건조치 의무 마련(2018)’를 검토하였다.

(1) 『고위험물질의 관리수준 상세검토 연구』(임영욱 외, 2012) 사례

이 연구의 편익 산정 방식은 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 규제의 건강 편익을 산정하는 전형적인 사례라고 볼 수 있다. 이 연구에서는 편익 산출방법 관리수준(규제기준) 강화로 인해 직업병 가능자가 감소됨

으로써 나타나게 되는 비용의 절감분 ‘최소편익산출’의 원칙을 적용하여 산출하고 있다. 여기서는 화학물질 관리와 관련된 편익을 직접 편익 및 간접 편익으로 구분하고 다음과 같이 정의하고 있다.

- 직접 편익: 고위험물질 관리수준 변경으로 예상되는 취업근로자의 직업병 발생 감소자수를 산재발생시 1인당 직접 손실비용 고려하여, 고위험물질 관리수준 변경으로 직업병 발생 감소에 의한 편익 산정함
- 간접 편익: 하인리히 방식을 적용하여 재해손실비율 대비 간접비의 비율인 1:4를 이용하여, 고위험물질 관리수준 변경으로 인한 직접 편익의 4배를 간접 편익으로 고려함

〈표 Ⅲ-1〉 규제의 비용편익 분석

규제의 비용 분석	규제의 편익 분석	비용편익의 비교 및 검토
관리수준 강화에 따른 작업환경개선 비용의 분석: <직접비용> - 작업환경개선 비용 - 작업환경측정 비용 = 사업장에 추가 부담되는 직접비용 : 총 () 원	(1) 직접편익비용 - ()취업근로자()명의 직업병 발생 가능성을 추정 : () 명 × () = () 명 - 산재발생시 1인당 직접손실비용 () 명 × () = () 명으로 () 원의 비용편익 발생 (2) 간접편익비용 - 하인리히 방식 적용 : 재해손실비율 직접비 대 간접비 = 1:4 - 간접편익비용 = 직접편익비용 × 4 = () 원 × 4 = () 원 (3) 총 편익비용 =직접편익비용 + 간접편익비용	- 직업병 손실비용 및 작업환경 개선 비용의 편익비교 검토 - 현재가치기준(Present value criterion)을 적용하여 관리수준의 강화로 기대되는 이익은 최소()원으로 추산됨 - 기대이익(원) = 총 편익 - 총 비용

이 연구에서 편익은 직업병 발생으로 인한 손실비용의 감소분으로 추정하였으며, 직접 손실비용은 산업재해보험 보상급여로 고려하였다. 이를 특수건

강진단에서 직업병 조기 발견시 얻을 수 있는 직접 손실비용의 감소분을 직접 편익으로 계산하였다. 또한 간접 편익은 하인리히 방식¹⁾으로 직접 편익의 4배로 계산하였다.

또한 화학물질의 관리로 인한 총편익은 페놀 노출 작업장에서 발생할 가능성이 있는 피해회피가능 총편익의 2/3 수준으로 보수적으로 설정하여 분석하였다. 이 연구에서 1인당 평균 산재급여비는 2010년 산재보험 통계자료를 기초로 1,391만원으로 계산하였다.

한편 페놀의 직업병자 발생률은 2010년 유기화합물 중독 직업병에 대한 직업병요관찰자(C1)와 직업병유소견자(D1)를 더한 근로자수(3,058명=2,982명+76명)를 2010년 유기화합물 관련 특수건강진단을 받은 근로자수(289,960명)로 나누어 추정하였다.

$$\text{유기화합물 직업병 발생률} = (3,058\text{명}/289,960\text{명}) * 100 = 1.0546\%$$

여기서 페놀 취급 예상근로자의 수는 2009년 작업장당 취급근로자의 수를 이용하여 산정하였으며, 특별관리물질 지정으로 인한 페놀 노출 작업장에서 회피가능한 직업병 발생자수는 예상가능 직업병 발생자의 2/3수준이라고 보수적으로 상정한 결과, 63명으로 계산되었다. 따라서 특별관리물질 지정에 의한 직업병 회피 직접 편익은 8.74억원이고, 하인리히 방식에 의한 간접편익은 34.97억원으로 총편익은 43.71억원으로 추정하였다.

1) 하인리히 방식 재해손실비는 업무상의 재해로 인하여 인적상해를 입었을 경우 발생하는 손실비용을 말한다. 하인리히 방식에 따르면 총손실비는 직접비와 간접비로 구성되는데, 직접비:간접비 = 1:4로 본다. 직접비에는 요양보상비, 휴업보상비, 장해보상비, 유족보상비, 장례비가 포함되며, 간접비로는 재산손실과 생산중단으로 인하여 기업이 입은 손실을 말한다.

〈표 III-2〉 폐놀의 특별관리물질 지정에 의한 편익 산정

화학물질	작업장 수 (개소)	예상 취업 근로자수 (명)	직업병 발생률 (%)	회피가능 직업병 예상발생자(명)	직접편익 (백만원)	간접편익 (백만원)	편익 합계 (백만원)
폐놀	652	8,938	1.0546	63	874	3,497	4,371

(2) 『특별관리물질 및 관리대상 유해물질 선정을 위한 사회성·경제성 평가 연구』(김태윤 외, 2014) 사례

이 연구에서는 화학물질의 관리수준의 변경으로 인한 편익은 직업병감소 효과 및 기타 안전사고 감소 효과 등의 경제사회적 효과를 의미한다고 정의하고 있다. 화학물질의 관리수준 변경으로 인한 편익은 크게 근로자의 직업병 감소 및 시너지 효과와 기타 안전사고 감소 및 시너지 효과 등의 예방의 항목으로 구분하고 있다.

직업병 감소 및 시너지 효과는 적절한 화학물질의 관리수준의 변경을 통해 화학물질로 인한 직업병이나 업무상 질병의 발생이 감소함으로써, 근로자의 건강개선에 긍정적 영향을 끼치는 효과로 정의하고 있다. 직업병 감소 효과 및 시너지효과는 직업병 발생으로 인한 손실비용으로 추정하고 있다. 직업병 감소율은 문헌검토 및 전문가 대상 델파이 설문조사를 실시하여 파악하였다.

〈표 III-3〉 직업병감소 및 직업병감소 시너지 효과 산정방식

<p>◆ 직업병감소 효과</p> <p>{규제대상 화학물질수 × 연간 화학물질 1종당 직업병 및 관련 질병발생 보상비용 × 직업병 감소 효과(%)} × 할인율이 적용된 분석기간</p>
<p>◆ 직업병감소 시너지 효과</p>

{(국내/외 직업별 발생 화학물질수 × 규제대상 화학물질수 × 연간 화학물질 1종당 직업병 및 관련 질병발생 보상비용 × 직업병 감소 시너지효과(%)) × 할인율이 적용된 분석기간

기타 안전사고 감소 및 시너지 효과는 폭발·화재·누출 및 2차 노출의 예방을 통한 안전사고 감소와 그로 인한 인근 주민과 사업장의 피해가 감소함으로써 사고로 인한 피해와 환경오염 등을 감소시키는 것으로 정의하고 있다. 그러나 기타 안전사고 및 시너지 효과에 해당하는 편익은 기존 문헌이 부족하여 정확한 측정이 어렵다고 보고 있다.

이 사례에서는 앞의 사례와는 다소 다른 방식으로 화학물질 관련 규제의 편익을 산정하고 있다. 하지만 기본적으로는 직업별 발생으로 인한 손실비용을 산재비용으로부터 산정하기 때문에, 앞의 사례와 기본적으로 유사하다고 볼 수 있다. 즉, 직업병 감소 효과의 산정식에는 ‘연간 화학물질 1종당 직업병 및 관련 질병발생 보상비용’이 포함되는데, 이 보상비용이 산업재해 보상금으로부터 산정된다. 단지 직업병 감소율을 문헌검토 및 전문가 대상 델파이 설문조사를 활용하는 점이 앞의 사례와 차이가 있다.

또한 이 사례에서는 앞의 사례에서 하인리히 법칙에 의해 산정되는 간접 편익을 반영하지는 않고 있다. 이 점이 앞의 전형적인 편익 산정 사례와는 차이가 있다. 이러한 분석 방향은 기본적으로는 적절하지만, 대부분의 주요 편익 산정의 근거를 산업재해 비용에서 산정한다는 점에서 앞의 사례와 유사하다고 볼 수 있다.

(3) 산업안전보건법 규제영향분석서(2018, 2019)의 사례

첫 번째 사례로는 2019년의 ‘MSDS상 화학물질 정보를 비공개한 경우 사전심사’ 규제영향분석이다. 이 사례에서는 화학물질 정보를 알지 못해 재해가 발생한 근로자의 수를 산출하기 어려워 편익 정량화가 어렵지만, 근로자 1인

당 재해손실은 2016년 기준으로 다음과 같다고 정리하고 있다. 즉, 산재 근로자 1인당 지급액은 약 4,721만원이고, 여기에 하인리히 법칙을 적용하여 이 지급액의 4배인 1.89억원을 근로자 1인당 재해손실비용으로 분석에 이용하고 있다. 이 방식은 앞의 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련된 건강 편익의 전형적인 산정 사례와 동일하다.

<표 III-4> 산업안전보건법 규제영향분석서 사례에서의 근로자 1인당 재해손실비용 산정

산재보험 급여 지급액	재해자수	1인당 지급액	1인당 재해손실비용
4,280,054,633,240원	90,656명	47,212,039원	188,848,157원

두 번째 사례는 2018년 ‘발주자의 안전·보건조치 의무 마련’ 규제영향분석이다. 아 사례에서는 영국에서 발주자에게 안전보건 의무부여 제도를 도입(1994년)하기 전 5개년 건설업 사망만인율 평균(0.88)과 의무부여 도입이후 건설업 사망만인율 5개년 평균(0.64)을 비교하여 27.9% 감소하였다는 정보를 분석에 이용한다. 즉, 2016년 건설업 사고사망자 수가 보수적으로 20% 감소(100명)한다고 가정할 경우 다음과 같은 금액의 편익이 발생한다고 제시하고 있다.

$$100(\text{명}) \times 438,529,800\text{원} = 43,852,980,000\text{원}$$

이 사례에서는 사고 사망자 1명 감소의 편익으로 4.39억원을 편익 산정에 이용하고 있지만, 이 금액이 어떤 자료에서 산출된 금액인지에 대해서는 언급이 없다. 근로자의 사고 사망자에게 지급되었던 산재비용과 관련되었을 가능성이 높다.

앞의 두 가지 사례와 마찬가지로 산업안전보건법 규제영향분석서에서 실제로 이용하고 있는 대부분의 방법도 산업재해 비용에 기초해서 산정하고 있다.

산업안전보건법 규제영향분석에서 산업재해 비용에 기초한 규제의 건강 편익 산정 방식이 중요한 근거가 될 수 있다. 하지만 후생적 측면에서의 화학물질 관련 건강 편익을 보다 정확히 산정하기 위해서는 이론적 측면과 더불어 국내외 화학물질 관련 건강 편익 산정의 추세를 검토해야 하는 단계라고 볼 수 있다.

2) 국내외 화학물질 관련 건강편익 산정 방식 조사

(1) 국내외 주요 관련 자료 검토

국내외 화학물질 관련 건강 편익 산정 방식의 동향을 파악하기 위하여, 우선 유럽화학물질관리청(ECHA)의 화학물질 규제의 사회경제성 분석 지침서를 검토하였다. 왜냐하면 유럽연합은 신화학물질제도인 REACH(Registration, Evaluation and Authorization of Chemicals)제도를 2001년 정책백서 발표 이후 추진하여 2006년 법률을 제정하고, 2007년 6월부터 단계적으로 시행하고 있기 때문이다. 이 제도는 신규화학물질의 제조·수입에 대한 유해성 자료 생산과 등록 의무를 신규화학물질에서 기존 화학물질로 확대해 시행하는 것으로서, 원료물질·혼합물질·완제품 내 화학물질에 대하여 제조 및 사용과 관련하여 제조·수입자 및 하위 사용자가 직접 해당 물질이 인간과 환경의 건강에 부정적 영향을 미치지 않는다는 것을 증명해야 한다는 원칙에 근거하여 시행되고 있다. 이를 위해 화학물질의 건강 영향 및 건강 편익을 평가하기 위한 지침서를 가지고 있다.

유럽화학물질관리청(ECHA)에서 발간한 주요 지침서로서 Guidance on the preparation of socio-economic analysis as part of an application for authorisation(2011), Guidance on socio-economic analysis - Restriction(2008), Valuing selected health impacts of chemicals(2016) 등을 검토하였다. 이 지침서는 화학물질의 허가(authorisation) 및 제한(restriction)을 위한 사회경제성 분석에 대해 정리

하고 있다. 또한 화학물질의 허가 및 제한 관련 건강 영향의 경제적 가치를 평가한 연구들도 있다.

한편 미국 환경청(EPA)의 Guidelines for Preparing Economic Analysis(2000, 2010) 등도 검토하였다. 이 지침서는 주로 환경 정책의 경제적 평가에 활용하도록 작성되었다. 여기에도 환경 정책 중 건강 영향 및 건강 편익의 평가 방식을 포함하고 있다. 왜냐하면 환경 정책의 평가에서 인간의 건강 영향은 매우 중요한 분야이기 때문이다.

이상의 국외 지침서 등을 검토하면, 최근 화학물질 관련 건강 편익을 어떤 방식으로 산정하는지를 파악할 수 있다. 국내에서는 이와 관련된 연구로 국립환경과학원(2017a, 2017b, 2018, 2019) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축(I, II, III)』 및 『화학물질의 지정 및 관리를 위한 사회경제성 분석』 등이 있다. 이 연구들은 앞서 언급한 국외 연구들을 검토하여 화학물질의 지정 및 관리를 위한 사회경제성 분석 기반을 구축하기 위한 연구이다. 이 연구에 최근 국외 화학물질 관련 건강편익 산정 방식을 고려하여, 동일한 평가 방식을 제시하고 있다.

국내외 화학물질 관련 건강 편익 산정 방식과 관련된 국내외 지침서 등을 검토한 결과에 따르면, 화학물질에 의한 건강 영향을 크게 사망률(mortality)와 질환율(morbidity)로 구분하여 평가하는 방식을 취하고 있다. 따라서 건강 영향의 구분에 따라 건강 편익도 다른 방식으로 산정되고 있다. 즉, 건강 영향 중 조기 사망 위험과 관련되는 사망률 변화의 편익은 주로 통계적생명가치(VSL)를 이용하여 산정되고 있다. 질환율 변화와 관련해서는 의료비용법(cost of illness, COI) 또는 질환 회피를 위한 지불의사금액 조사 방식 등이 제시되고 있다.

(2) 화학물질에 의한 건강영향의 경로

화학물질에 의한 건강영향은 다양한 질환율(morbidity)을 증가시키고 조기 사망률(premature mortality)에도 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 화학물

질은 일반적으로 다음과 같은 다섯 가지 경로를 통해 인간의 건강에 영향을 주고 있으며, 그 결과로서 사람들의 후생(welfare)을 감소시킨다.

- 첫째는 화학물질에 의해 유발된 질환을 치료하는데 들어가는 의료비용, 여기에는 치료를 받기 위해 소요된 시간의 기회비용도 포함,
- 둘째는 임금 상실분,
- 셋째는 화학물질에 의해 유발되는 질환을 방지하려는 방어적 혹은 회피적 비용 지출,
- 넷째는 증상으로 인한 불쾌감 등의 비효용(disutilities)과 여가활동 기회의 상실,
- 마지막으로 기대수명 혹은 조기 사망 위험의 변화이다.

여기서 다섯 번째 경로가 사망률(또는 사망 위험)과 관련되고, 나머지 네 가지 경로는 질환율(또는 질환 위험)과 연관된다. 국내외 화학물질 관련 건강 편익은 이상과 같은 건강 영향 경로를 고려하여 사망률과 질환율로 구분하여 평가하는 방향이 주를 이루고 있다. 사망 및 질환을 공통 지표로 평가하는 연구들도 진행되고 있지만, 건강 영향을 두 가지 범주로 구분하여 평가하는 방식이 주로 많이 이용되고 있다.

(3) 건강영향 편익의 산정 방법

건강영향과 같은 비시장재(non-marketed goods)에 대한 지불의사금액(WTP)의 가치는 크게 두 가지 유형의 방법을 이용하여 추정할 수 있다. 첫 번째는 진술선호방법(SP)으로서 응답자에 대한 설문조사를 통하여 개인에게 질문하는 방식이다. 두 번째는 현시선호방법(RP)으로서 개인들의 선택에 대한 관찰을 통하여 지불의사금액(WTP)을 추정하는 방법이다.²⁾ 물론 이외에도

2) Lvovsky et al. 2000. Environmental Costs of Fossil Fuels에서 발췌 인용한 내용

기존 연구의 결과를 보정하여 이용하는 가치(편익)이전 방법도 있다.

가) 진술선호법

진술선호법은 가상적 상황에서 재화에 대한 개인들의 지불의사금액(WTP)을 결정하는 설문조사를 하여 질환율(morbidity) 및 사망률(mortality)에 대한 가치평가를 위해 이용된다.

이 경제적 가치측정 방법은 회피한 사망 또는 특정한 건강 효과의 총 가치를 포착할 수 있다. 하지만 이러한 설문조사를 수행하고 적절한 비용 자료를 찾기 위해서는 상당한 재원이 필요하다. 가상적 상황은 대부분의 어떤 재화에 대해서도 구축될 수 있으므로, 진술선호법은 어떤 가치평가 시나리오에 대해서든 대부분 적용할 수 있다. 그러나 이러한 결과들은 설문문의 가상적 시나리오 등으로 인하여 종종 논란의 여지가 있다. 가장 일반적인 진술선호법은 조건부가치평가(contingent valuation, CV) 조사와 컨조인트 방법(conjoint analysis, CA)(또는 실험선택법(choice experiment, CE))이다.

① 조건부가치측정법

조건부 가치측정(CV) 설문조사는 개인이 재화에 대한 지불의사금액(WTP)을 진술하는 가상적 상황을 구축한다. 예를 들어, 설문조사에서 미세 먼지의 20% 감축으로 만성 기관지염 발생건수가 12% 감소하는 배출 감소 계획에 추가로 15,000원의 세금을 지불할 의사가 있는지를 질문한다. 만약 질문에 대해 ‘예’라고 답변하는 경우는 응답자의 지불의사금액이 15,000원 이상임을 알 수 있다.

그러나 조건부가치측정(CV) 설문조사는 가상적 질문에 대해 가상적 답변만을 유도하고 있으므로, 다소 논란의 여지가 있다. 따라서 조건부가치측정 관련 전문가에 의한 세심한 설문 설계와 더불어 적합한 계량 모형에 의한 분석이 필요하다.

을 국립환경과학원(2017a)으로부터 재인용하였다.

② 컨조인트 분석(또는 선택실험법)

컨조인트 분석은 먼저 마케팅 분야에서 개발되어 환경 분야에 최근에 적용된 가치평가 기법이다. 컨조인트 설문조사에서는 응답자들은 2~3가지 선택대안들을 순위를 정하도록 하거나, 그중에서 가장 선호하는 것을 질문한다. 컨조인트 분석은 두 가지 질환 시나리오를 비교하도록 할 수 있다. 예를 들어, 응답자들은 다음의 두 가지 중에서 선택하도록 질문될 수 있다.

〈표 III-5〉 컨조인트 분석(선택실험법)의 선택대안 예시

시나리오 1	시나리오 2
<ul style="list-style-type: none"> - 약간 숨쉬기 어려운 상태에서 3일간 요양 - 기침을 회복하는데 집에서 7일 - 비용 없음 	<ul style="list-style-type: none"> - 하루의 요양 - 집에서 회복하는데 4일 - 25만원의 비용

분석자는 비용과 상황의 특성을 변화시켜서 금액, 질환, 시간 및 다른 요인들 사이의 어떤 상충관계가 개인에게 선호되는지를 찾아낼 수 있다. 컨조인트 분석에서의 응답자는 조건부가치측정 설문에서보다 더욱 직관적으로 파악한다. 그러나 설문조사 자료로부터 단위 추정치를 추정하기 위해 필요한 통계적 가정들로 인하여, 일부 경제학자들은 CV 결과들과 비슷한 우려를 나타내고 있다. 따라서 조건부가치측정법과 마찬가지로 전문가에 의한 세심한 설계와 분석이 필요하다.

나) 현시선호법

현시선호법은 가상적 상황을 이용한 직접적 설문조사를 하지 않고 대신에 실질 시장 거래와 관찰된 행위로부터 개인들의 지불의사금액(WTP)을 이끌어내고자 한다. 결과적으로 경제학자들은 논란의 여지가 적다고 판단되는 현시선호법을 진술선호법보다는 더 선호하는 경향이 있다. 일반적으로 이용하는

현시선호법에는 회피행위법(avoiding behavior method)과 헤도닉함수법(hedonic function method) 등이 있다.

① 회피비용법

회피행위연구는 특정 건강 위험 또는 조기 사망률을 회피하기 위해 개인들이 취한 예방적 수단들을 검토한다. 대기로 배출되는 화학물질의 피해를 회피하기 위한 회피 행위의 예로서 마스크 착용이나 에어컨 설치 등을 들 수 있다. 수계로 배출되는 화학물질에 의한 피해를 회피하기 위한 회피행위의 예로서는 시판생수 구입이나 정수기 설치 등이 있다.

건강과 관련한 회피행위의 기본적 이론은, 개인들은 건강 편익이 건강을 상실했을 때의 비용보다 클 경우에만 예방적 조치를 취한다는 사실에 기초하고 있다. 그러므로 방어적 조치를 위해 지출한 금액은 개인들의 지불의사금액의 추정치로 간주한다.

② 헤도닉 함수법

헤도닉 모형은 재화에 대해 개인들이 부여하는 순 가치를 구성요소들의 가치로 분리한다. 예를 들면, 주택의 총가치는 위치, 상태, 방과 화장실의 개수, 토지 면적, 건축시기에 의해 결정된다. 다른 특성들을 갖고 있는 수많은 주택 거래 정보를 통계적으로 분석하면, 집의 각 특성별 공공의 지불의사금액을 추정할 수 있다. 이와 마찬가지로 다른 직업들의 특성과 임금을 분석하면, 직업별 특성들에 대한 가치를 추정할 수 있다.

회귀분석을 이용한 헤도닉 임금-위험 연구는 임금 수준과 직업관련 위험의 관계로부터 사망 위험을 회피하기 위한 근로자들의 지불의사금액을 추정할 수 있다. 예를 들면, 석탄 광산 근로자와 육상에서 비슷한 일을 하는 건축 근로자의 임금을 비교할 수 있다. 그로부터 사망 위험의 변화에 대해 부여하는 가치를 통계적으로 분리해낼 수 있다.

일반적으로 직업적 위험은 환경적 위험과 상당히 다르다. 주요한 차이 중의

하나는 직업적 위험은 종종 사실상 외상성(예를 들면, 낙상, 자동차 사고)이지만, 환경적 위험은 일반적으로 훨씬 장기적인 잠복기간을 가진다. 즉각적인 위험을 감소시키기 위해 부여하는 가치는 잠복 위험을 감소시키기 위한 가치와는 일반적으로 차이가 있다. 게다가 직업적 위험은 상당 정도 자발적 수용과 관련되고 안전 주의 등을 통해 위험을 조정하는 것이 가능하다. 반면에 환경적 위험은 비자발적이고 피하기 어려운 경향을 가지고 있다. 또한 근로자 이외의 어린이와 노인을 포함한 사람들에게 영향을 줄 수 있다.

그러므로 임금-위험 연구는 유용한 통찰력을 주지만, 환경적 위험에서의 변화를 가치평가하기에는 불완전한 수단이다. 그렇지만 임금-위험 연구는 치명적 위험의 가치를 추정하기 위한 가장 일반적인 방법이다. 왜냐하면 널리 이용 가능할 뿐만 아니라 경제학자들이 대개 선호하는 현시선호법에 근거하고 있다는 장점을 갖고 있기 때문이다.

(다) 자원비용법

감소한 질환과 사망의 사회적 편익의 가치를 추정하기 위한 또 다른 방법은 질환과 사망으로 인해 상실한 기회비용을 측정하는 것이다. 이 추정된 가치는 질환 또는 질환의 위협에 대한 행동 대응 혹은 고통과 괴로움의 가치를 포착하지는 못한다. 따라서 자원비용법은 지불의사금액의 대응변수일 뿐이며 일반적으로 하한 추정치로 간주한다. 자원비용법에는 의료비용법(cost of illness, COI) 및 인적자본접근법(human capital approach, HCA)이 폭넓게 이용되고 있다.

① 의료비용법

의료비용법은 질환을 회피하기 위하여 최소한 질환 치료비용 정도는 지불할 의사를 가질 것이라는 생각에 근거하여, 질환의 가치를 추정하는 방법이다. 의료비용은 두 가지 기본적 요소를 포함한다. 즉, 지출된 의료비와 상실된 소득이다. 의료비 지출은 질환 기간 동안 개인의 치료에 사용된 모든 의료적

자원과 관련된다. 여기에는 입원병상 및 치료, 병원직원의 서비스의 비용 등이 포함된다. 의료비 지출은 개인 또는 보험회사 중에서 누가 비용을 지불하든지 간에 일관되게 포함한다. 상실된 소득은 일당 임금과 상실한 노동일수를 이용하여 계산된다. 의료비용(COI)은 개인의 고통과 괴로움을 포함하지 않기 때문에, 일반적으로 지불의사금액을 과소평가한다.

② 인적자원접근법

인적자본접근법(HCA)는 상실한 소득으로 조기 사망의 가치를 추정하여 사망률의 가치도 평가한다. 즉, 조기에 사망하지 않았을 경우에 얻었을 소득의 현재가치를 추정하는 것이다. 인적자본접근법은 상실한 소득에 의존하기 때문에, 사망시의 나이, 취업률, 평균 소득 수준, 기대 수명과 같은 변수들에 의해 크게 영향을 받는다. 예를 들면, 인적자본접근에 따르면 노인들은 최소한의 소득이거나 미래 소득이 없기 때문에, 일반적으로 낮은 가치를 갖는 것으로 평가된다. 실업자나 어린이의 경우도 노인과 유사하다. 또한 선진국은 그 이외의 국가에 비해 매우 높은 사망의 가치를 갖게 되므로, 다소 논란이 있는 방법이다.

2. 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

1) 이론적 기초

통계적생명가치(VSL)는 Freeman III et al. (2014)에 따르면, 사망률을 1단위 줄이기 위해 지불하고자 하는 금액 또는 화폐적 가치로 정의할 수 있다.

생명가치에 대해서는 다양하게 정의할 수 있다. 실생활에서는 특정인의 사망과 연관해서 도출하는 화폐적 가치를 의미하는 사례가 많다. 그러나 Kenkel(2000)에서 지적하듯이 통계적생명가치(VSL)는 특정인을 염두에 두고 정의하는 개념이 아니다. 특히, 정부 정책과 관련하여 통계적생명가치(VSL)을 보면 ‘통계적’의 뜻을 명확히 할 수 있다. Kenkel(2000)에서 들고 있는 예제를 변용하여 살펴보면, 정부가 새로운 정책을 시행할 때 사망률을 0.0001을 줄일 수 있다는 상황을 가정한다. 이 경우 그 정책을 시행하면, 구성원이 1만명인 집단에서는 통계적으로 사망을 1명 줄일 수 있게 된다. 그런데 이 집단에서 각 개인이 사망률을 줄이기 위해 연간 200달러를 지불할 의사가 있다고 한다면, 이 집단 전체의 관점에서는 통계적으로 연간 200백만 달러(= 200달러 x 1만명)가 될 것이다. 이 금액이 바로 통계적생명가치(VSL)가 된다. 여기서 확인할 수 있는 것은 통계적생명가치(VSL)는 개인들의 지불의사(willingness to pay)를 사용하여 계산하고 있다는 점이다. 이는 Colmer(2020)에서 확인할 수 있듯이 통계적생명가치(VSL)는 “생명이 지닌 가치를 통계적으로 추정하는 것이 아니라, 사망률을 줄이기 위해 기꺼이 지불하고자 하는 금액”을 가리키는 개념으로서 ‘사망률을 줄이는 데 대한 사회의 수요’를 나타낸다고 할 수 있다.

이제부터 통계적생명가치(VSL)의 이론적 기초를 정리하면 다음과 같다.

확률효용모형(random utility model, RUM)에 따르면 효용함수는 결정된 선호(deterministic preferences) 부분과 확률적 선호(stochastic

preference) 부분으로 나누어진다. 개인들은 자신의 선호를 확실하게 알고 있기 때문에 자신의 선호를 확률적이라고 생각하지 않지만, 연구자에게는 파악되지 않아서 확률적(stochastic)이라고 취급될 수 있는 부분이 생겨난다. 이 관찰되지 않는 부분은 개인의 특성 또는 가치평가 대상의 속성들에서 기인할 수 있다. 또한 모집단에서 개인들 선호의 변이(variation)와 측정 오차(measurement error) 양자로부터 발생할 수도 있다. 이제부터 선호의 확률적 부분을 ε 라고 표시하면 간접효용함수(indirect utility function)는 다음과 같다.

$$v(y, Z, q, \varepsilon) \quad (1-1)$$

여기서 y 는 개인의 소득, Z 는 시장재의 가격들, 시장재의 속성들, 기타 선호와 관련된 개인들의 특성 등을 포함하는 다양한 독립변수들의 벡터, q 는 비시장재(non-market goods), ε 는 개별 응답자 자신은 알고 있지만, 연구자에게는 관찰되지 않는 선호 부분이다.

여기서 $q^1 > q^0$ 로서 q^1 은 q^0 에 비해 화학물질 규제에 의하여 조기 사망 위험의 감소된 상태(즉, 개선된 상태)라고 가정하면, 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$v(y, Z, q^1, \varepsilon) > v(y, Z, q^0, \varepsilon) \quad (1-2)$$

화학물질 규제에 의한 조기 사망 위험 감소에 대한 보상잉여(compensating surplus) 개념을 CS 라고 하면 다음의 식을 만족한다.

$$v(y - CS, Z, q^1, \varepsilon) = v(y, Z, q^0, \varepsilon) \quad (1-3)$$

그러므로 이 보상잉여 CS는 q^0 에서 q^1 로의 변화 즉, 화학물질 규제에 의

한 조기 사망 위험 감소를 위한 최대 지불의사금액(maximum WTP)이다.

조기 사망 위험 감소에 대한 지불의사금액은 통계적생명가치(VSL)로 환산되어 이용된다. 통계적생명가치(VSL)는 특정한 집단을 대상으로 그들에게 적용되는 사망가능성 감소에 대해 개인들이 지불하고자 하는 금액을 합산한 값이기도 하다. 이때는 특정한 집단의 총지불의사금액($\sum_i^N WTP_i$)을 총사망확률의 변화분($\Delta R \times N$)으로 나누어 계산한다.

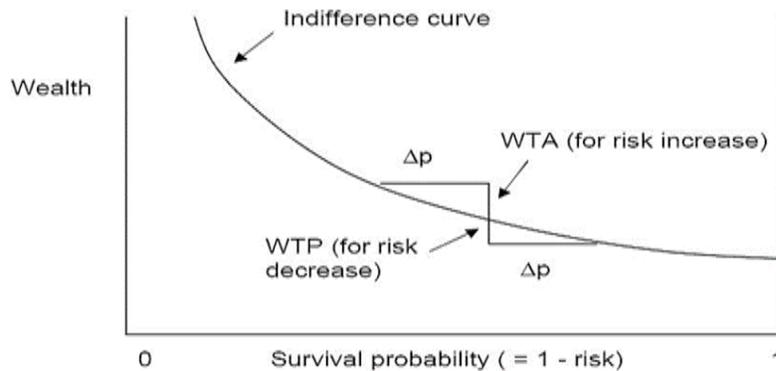
$$\text{통계적생명가치(VSL)} = \frac{\sum_i WTP_i (\text{사망 위험 감소에 대한 지불의사금액})}{\Delta R (\text{사망 위험 감소의 크기}) \times N} \quad (1-4)$$

여기서 N은 대상 인구의 수이며, ΔR 은 사망가능성의 변화 즉, 사망확률의 변화분이다. WTP_i 는 사망가능성 즉 사망확률의 변화에 대한 개인들의 지불의사금액이다. 예를 들어, 인구 10만명이 살고 있는 도시에 대해 화학물질 규제 정책으로 개인의 사망가능성이 1/10,000 만큼씩 감소한다고 하자. 이 규제를 위해 개인들이 50만원을 지불할 의사가 있다고 한다면, 통계적생명가치(VSL)는 10만명의 지불의사금액(50억원 = 50만원 × 10만명)을 총사망확률(10 = 1/10,000 × 100,000)로 나눈 값인 5억원(= 500,000(원) × 10,000(명))이다.

이때 총사망확률 10명은 인구 10만명이 살고 있는 도시에서 해당 정책으로 인해 사망하게 될 사람들이 줄어드는 숫자라고 볼 수 있다. 이 숫자는 불특정인이기 때문에, 특정 집단에서의 통계적 생명이라고 볼 수 있다. 그러므로 통계적생명가치(VSL)은 특정 집단으로부터 통계적 인간생명 1명을 감소시키기 위해 지불하고자 하는 금액이란 의미로 해석할 수 있다. 한편 통계적생명가치(VSL)를 한 개인의 입장으로 해석하면, 특정 정책에 의한 사망확률의 작은 변화에 대해 어느 정도의 가치를 부여하는지와 관련된다. 개인의 입장에서는 매우 작은 사망확률의 변화에 대한 가치를 의미하는 것일 뿐, 명시적인 사망을 회피하기 위한 지불의사금액과는 차이가 있다. 또한 통계적생명가치

(VSL)는 특정인의 사망에 대한 사후적인(ex post) 경제적 가치에 대한 분석이 아니라, 일반적으로 특정 정책에 의한 사망확률의 변화에 대한 사전적(ex ante) 가치 부여로부터 도출된다.

$$VSL \approx \frac{WTP}{\Delta p} \approx \frac{WTA}{\Delta p}$$



[그림 Ⅲ-1] 통계적 인간생명가치의 의미

2) 국내외 기존 연구 검토

가) 국외 통계적생명가치(VSL) 검토³⁾

미국 환경청에서 이용하고 있는 통계적생명가치(VSL)는 1990년을 기준으로 480만 달러이다. 이 값은, 경제학계 논문에서 소개되었으며 미국 국회에 대한 Section 812 Reports에서 정책 분석에 적용 가능하다고 판단되는 통계적생명가치(VSL) 26개 추정치들의 분포에서 도출된 평균값이다. 이 값은 다양한 추정치들의 중간값이라고 볼 수 있기 때문에, 미국 환경청에서는 규제영향분석(Regulatory Impact Analysis, RIA)에서 뿐만 아니라 Section

3) 이 절은 국립환경과학원(2017a) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축(I)』의 130~132쪽을 인용하였다.

812 Retrospective and Prospective Analysis of the Clean Air Act에서 이용하고 있다.

26개의 연구 중에서 5개의 연구는 조건부가치측정법을 이용한 것이고 나머지는 임금-위험 관계 분석에 의한 것이다. 이 연구들에서는 사망 연령 또는 삶의 질을 고려할 수 있는 정보가 포함되지 않기 때문에 모든 조기 사망 위험에 대해 적용한다.

이 값들에 대해서는 미국 EPA(2000, 2010)의 『Guidelines for Preparing Economic Analysis』에 소개되고 있다. 매년 다음 표에 나와 있듯이, 물가지수 수준과 소득 수준을 고려하여 업데이트하여 매년 새로운 통계적생명가치(VSL) 값을 분석에 이용하고 있다. 그 결과 미국 환경청에서 이용하는 통계적생명가치(VSL)는 2012년에는 920만 달러, 2015년에는 970만 달러에 이르고 있다.

〈표 III-6〉 VSL의 연도 조정값 산정 방식

$$VSL_T = VSL_O \times (P_T/P_O) \times (I_T/I_O)^\epsilon$$

- O : 원래 기준 연도
- T : 업데이트하고자 하는 연도
- P_t : t기의 물가지수
- I_t : t기의 실질 소득
- ϵ : VSL의 소득탄력성

한편 유럽연합의 화학물질청(ECHA)에서는 화학물질의 관리에 따른 조기 사망 위험 감소의 편익을 평가하기 위해 진행한 연구(Alberini and Scasny, 2014)의 결과로, 2012년 기준으로 500만 유로의 통계적생명가치(VSL)을 제시하고 있다. 그 이후 ECHA(2016)에서는 화학물질의 건강 영향의 가치 평가와 관련하여 재검토 과정을 거쳐, 2012년 기준으로 다소 보수적인 통계적생명가치(VSL)인 350만 유로도 분석에 함께 제시하고 있다. 이 통계적생명가치

(VSL)을 미국에서 업데이트하는 방식에 따라 환산하면, 2015년 기준으로 540만 유로와 380만 유로로 산정된다.

〈표 III-7〉 국외 주요 통계적생명가치(VSL) 현황

기준 연도	미국 환경청(EPA) (백만 \$)	유럽연합 환경청(ECHA) (백만 유로)	
	VSL	VSL 1	VSL 2
1990	4.8	-	-
2012	9.2	5.0	3.5
2015	9.7	5.4	3.8

출처: 국립환경연구원(2017a), 131쪽

국외 통계적생명가치(VSL)을 국내에 이용하기 위해서는 국가간 편익이전에 사용되는 산정 방식을 이용할 수 있다. 여기에는 해당 국가의 구매력 평가지수와 1인당 GDP를 이용하여 조정계수를 산정하여, 다른 국가의 통계적생명가치(VSL)을 국내에 이용가능한 통계적생명가치(VSL)로 편익 이전한다.

〈표 III-8〉 국가간 통계적생명가치(VSL)의 편익이전 방식

$$VSL(Korea, 2000) = VSL(other\ country, 2000) \times R_{adj}$$

$$R_{adj} = \frac{PPP(2000)_{Korea}}{PPP(2000)_{other\ country}} \times \frac{1인당\ GDP(2000)_{Korea}}{1인당\ GDP(2000)_{other\ country}}$$

PPP: 구매력 평가지수

1인당 GDP : per capita GDP

이와 같은 국가간 편익 이전 방식을 이용하여, 미국 환경청(EPA) 및 유럽연합의 화학물질관리청(ECHA)의 통계적생명가치(VSL)을 국내로 편익 이전한다. 그 결과 2015년 기준으로 미국의 통계적생명가치(VSL)는 53억 4,200만

원, 유럽연합의 ECHA의 통계적생명가치(VSL)은 58억 2,100만원 및 40억 7,500만원으로 편익 이전된다. 유럽연합 화학물질관리청(ECHA)의 통계적생명가치의 평균은 49억 4,800만원 수준으로, 미국의 통계적생명가치(VSL)보다 약간 작은 수준이다. 이를 평균하면 국외 통계적생명가치(VSL)을 국내에 이용할 수 있도록 편익 이전한 값은 51억 4,500만원으로 계산된다.

<표 III-9> 국외 통계적생명가치의 편익이전 결과(백만원)

기준 연도	미국 환경청(EPA)	유럽연합 화학물질관리청(ECHA)			평균 VSL
	VSL	VSL 1	VSL 2	평균	
1990	926	-	-	-	-
2012	4,923	5,182	3,627	4,405	4,669
2015	5,342	5,821	4,075	4,948	5,145

출처: 국립환경연구원(2017a), 132쪽

나) 국내 통계적생명가치(VSL) 검토

국내의 주요 통계적생명가치(VSL) 연구를 보면, 다음 표에 제시되었듯이 엄영숙(1996), 신영철·조승현(2003), 조윤기(2004), 국립환경과학원(2017b), 김효진(2019) 등의 연구가 있다.

국내의 주요 통계적생명가치(VSL)을 추정하기 위해 이용된 방법으로는 진술선호법에 속하는 조건부가치측정법(CVM) 및 선택실험법(CE), 현시선호법에 속하는 회피행위법(ABM) 및 특성임금함수(HWM)이 사용되었다. 이 중에서 현시선호법에 속하는 특성임금함수 모형을 이용한 연구로는 송기호(1994), 조윤기(2004) 및 김효진(2019)의 연구가 있다. 그 외 대부분의 연구는 진술선호법에 속하는 조건부가치측정법(CVM) 및 선택실험법(CE)을 이용하였고, 현시선호법에 속하는 회피행위법을 이용한 연구로는 신영철(2008) 및 엄영숙(1996) 등의 연구가 있다.

〈표 III-10〉 국내의 통계적생명가치(VSL)와 관련된 주요 연구

근거 연구	사망 위험의 종류	통계적생명가치(VSL) 추정치 (95% 신뢰구간)	비고
김효진 (2019)	근로자의 사망 위험	8억 800만원(고정효과 모형) 13억 2,000만원(확률효과 모형)	전국 근로자 특성임금함수
국립환경과학원 (2017b)	화학물질에 의한 사망 위험	25억 3,300만원(만성 영향) 37억 4,000만원(급성 영향)	전국민 조사 선택실험법
환경부·한국환경산업 기술원 (2016)	암 사망 위험	7억 9,616만원 (3억 9,171만원~ 22억 1,483만원)	-서울/6대 광역시 -조건부가치측정 법
신영철 (2008)	암 사망 가능성	3억 2,110만원 (1억 6,055만원~ 6억 4,219만원)	-회피행위법
신영철 (2007)	다양한 사망 가능성	11억 2,800만원~ 18억 3,300만원	-전국조사 -선택실험법
이용진·김예신· 신동천·신영철 (2004)	암 사망 가능성	3억 5,644만원 (3억 1,523만원~ 4억 305만원)	-울산지역 -조건부가치측정 법
조윤기 (2004)	근로자의 사망 위험	4억 1,845만원	전국 근로자 특성임금함수
신영철·조승헌 (2003)	환경정책에 의한 미래 사망 가능성	4억 6,600만원 (3억 3,900만원~ 5억 9,400만원)	-서울지역 -조건부가치측정 법
엄영숙 (1996)	물에 잔류하는 유해물질의 사망 위험	630만원~ 11억 6,000만원	-회피행위법
송기호 (1994)	근로자의 사망 위험	4억 4,6000만원	전국 근로자 특성임금함수

국립환경과학원(2017a) 연구에서는 국내 기존 연구의 통계적생명가치(VSL)를 조사한 결과 18편의 연구에서 61개의 추정치를 확인하였다. 그 통계적생명가치(VSL) 추정치는 최소 700만원 ~ 최대 109.48억원이었고, 중간값은 10억원 및 평균값은 21.61억원으로 나타났다.

〈표 III-11〉 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황

사망위험 유형	추정치 수(개)	구분		통계적생명가치(VSL) (백만원)
모든 유형 포함	61	대푯값	중간값	1,000
			평균값	2,164
		최소/최대 및 분위값	최소값	7
			25%분위값	464
			75%분위값	2,105
			최대값	10,948

출처: 국립환경연구원(2017a), 136쪽

건강 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL)의 추정치는 총 22개이며, 중앙값은 16억 4,500만원 수준이다. 평균값은 32억 5,100만원으로 중앙값의 약 2배 수준에 이른다.

〈표 III-12〉 건강 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황

사망위험 유형	추정치 수(개)	구분		통계적생명가치(VSL) (백만원)
건강 관련 사망 위험	22	대푯값	중간값	1,645
			평균값	3,251
		최소/최대 및 분위값	최소값	10
			25%분위값	1,406
			75%분위값	2,286
			최대값	10,948

출처: 국립환경연구원(2017a), 137쪽

직장 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL)의 추정치는 총 2개에 불과하며, 중앙값 및 평균값이 10억 3,700만원 수준이다.

〈표 III-13〉 직장 관련 사망 위험의 국내 통계적생명가치(VSL) 추정치 현황

사망위험 유형	추정치 수(개)	구분		통계적생명가치(VSL) (백만원)
직장 관련 사망 위험	2	대푯값	중간값	1,037
			평균값	1,037
		최소/최대 및 분위값	최소값	642
			25%분위값	642
			75%분위값	1,432
			최대값	1,432

출처: 국립환경연구원(2017a), 138쪽

국립환경과학원(2016)의 국내 기존 통계적생명가치(VSL)의 메타회귀분석 모형들에서 추정된 추정치의 평균값은 13억 3,300만원이다.

〈표 III-14〉 메타회귀분석에 의한 통계적생명가치(VSL)의 추정치와 평균

메타회귀분석모형	〈모형1〉	〈모형2〉	〈모형3〉	〈모형4〉	평균
통계적생명가치(VSL) (단위: 백만원)	1,262	1,459	1,672	938	1,333

출처: 국립환경연구원(2017a), 173쪽

3) 헤도닉(특성) 임금함수 모형 구축

(1) 헤도닉(특성) 임금함수

통계적생명가치(VSL)를 측정하는 방식으로 헤도닉 임금 이론(hedonic wage theory)을 이용할 수 있다. 헤도닉 임금 이론을 알아보기 전에 헤도닉 가격 이론(hedonic price theory)을 먼저 살펴보면, 이는 일반적인 경제학의 가격이론과 관점이 다르다.

경제학에서 상품 가격은 보편적으로 수요와 공급을 이용해서 설명한다. 수요는 상품 사용에서 발생하는 소비자의 (한계)효용에 기반하고, 공급은 기업이 상품생산에 투입하는 생산요소의 (한계)비용에 근거를 두고 있다. 이와 같은 수요와 공급 모형을 이용하면, 각 상품에 대해 균형 가격이 한 개만 존재하게 된다.

그러나 현실에서는 동일 종류의 상품에 대해 여러 가격이 존재하는 경우가 있다. 예를 들어, 똑같은 평형의 아파트에 대해 거래가격은 지역에 따라 다른 경우가 많다. 이처럼 차별화된 가격은 헤도닉 가격 이론으로 설명할 수 있다. 헤도닉 가격 이론은 상품이 지닌 품질이나 특성을 중심으로 가격을 해석한다. 수요와 공급도 상품의 특성을 중심으로 도출한다. 이렇게 이끌어 낸 수요와 공급을 이용하여 상품의 균형가격을 설명하는 것이 헤도닉 가격 이론이다. 예를 들어, 아파트의 경우도 위치, 학군, 역세권 여부 등과 같은 특성에 따라 가격 차이가 발생한다. 헤도닉(hedonic)은 효용(utility)과 유사한 뜻을 지닌 단어로서, 상품이 지닌 품질이나 특성이 소비자 효용에 영향을 미치게 되는 측면에서 연유하여 붙은 명칭으로 볼 수 있다.

헤도닉 임금 이론은 노동을 구성하는 특성을 중심으로 임금을 분석한다. 임금⁴⁾은 노동에 대한 가격으로 해석할 수 있다. 통계적생명가치(VSL)와 관련해서 보면 헤도닉 임금 이론은 노동과 연관한 특성 가운데 특히 사망률(넓게는

4) 엄밀히 말하자면, 여기서 '임금'은 '임금률(wage rate)'이 되어야 한다. 그러나 서술 편의를 위해 이하에서 '임금'을 '임금률' 대신 사용한다.

재해율도 포함)을 중요 특성으로 삼아서 노동시장의 수요와 공급을 유도하고, 노동시장 균형 임금을 파악하고 있다.

일반적으로 사망률이 핵심 요소로 작용하는 직무에서는 사망률이 높아지면 거기에 대한 보상으로 더 높은 임금을 지불하게 된다. 이런 현상을 가리켜 ‘보상적 임금격차(compensating wage differentials)’라고 한다. 이 개념은 산업재해 위험이 높은 직무를 수행하는 데 대한 일종의 위험 프리미엄(risk premium)으로 임금이 높게 책정되는 것을 가리킨다. 송기호(1994)에 따르면 ‘직무위험에 대한 충분한 임금보상이 이루어지지 않으면 노동자의 이직행위를 발생하게’ 할 수 있기 때문에, 사망률이나 재해율이 높아 산업재해를 입을 가능성이 높은 직무에 대해서는 더 높은 임금으로 임금보상을 하게 된다. 만약 이와 같은 보상적 임금격차가 존재하면, 노동시장에서 ‘고사망률과 고임금’이 나타나게 되고 오히려 ‘저사망률과 고임금’은 공존하지 못하게 될 것이다.⁵⁾

위험한 직무에서 사망률을 줄이기 위해서는 기업이 더 많은 안전장치와 조치를 취해야 하므로, 안전 관련 비용이 증가하게 된다. 이윤극대화를 추구하는 기업이 일정한 이윤을 유지하기 위해서는, 안전관련 비용이 늘어날 때 임금을 줄이는 방식으로 대응하게 될 것이다. 따라서 사망률이 낮은 기업에서는 위험 프리미엄을 제외한 임금을 제시하게 될 것이기 때문에, 낮은 임금을 채택할 것이다. 근로자도 사망률이 낮은 기업에서 일하기 위해서는 기꺼이 임금을 낮추려는 의사가 있다. 이와 같은 기업과 근로자가 노동시장에서 만나게 되면, 위에서 언급한 ‘저사망률과 저임금’이 공존하는 시장상황이 실현되게 된다. 결국 임금을 사망률 중심으로 고려할 때, ‘저사망률과 고임금’은 공존할 수 없는 상충관계가 된다.

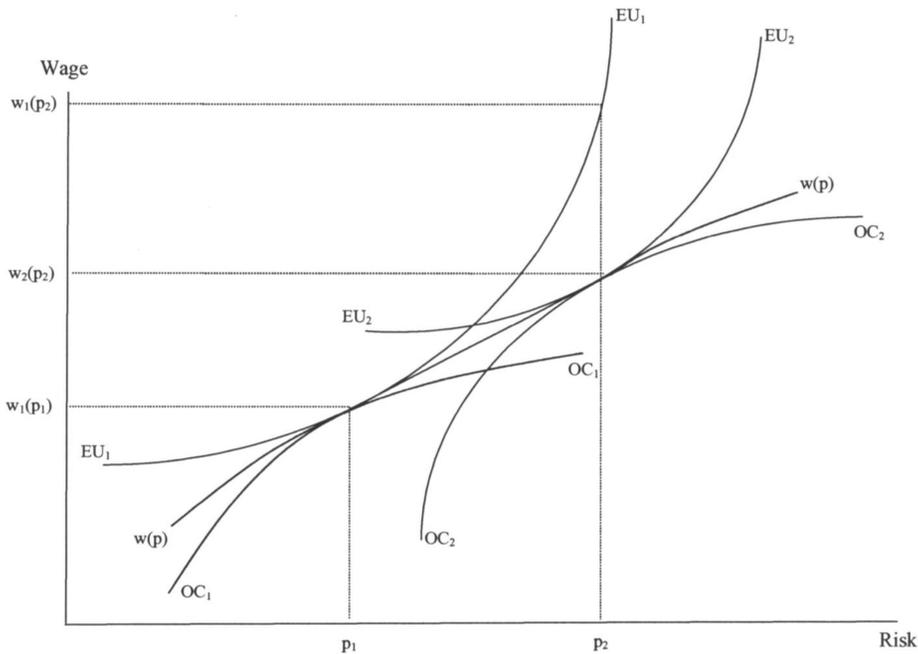
헤도닉 임금 이론에서 근로자가 낮은 사망률을 위해 임금을 낮출 의사가

5) 물론, 현실에서 고임금 직무에서 산업재해 가능성이 낮은 경우가 많으므로 “저사망률과 고임금”도 노동시장에 존재한다. 이에 대해서는 보상적 임금격차가 비록 존재하더라도 그 크기가 유의미하게 나타날 정도가 되지 못할 수도 있다. 또 임금은 직무위험 이외의 학력, 나이, 경력 등 다양한 요소를 고려하여 결정되기 때문에 직무위험이 낮은 직무에서 고임금이 존재할 수 있다.

있다는 측면이 통계적생명가치(VSL)와 연계되는 연결고리이다. 동일 직종에 있는 여러 기업 가운데 낮은 사망률을 보이는 기업과 높은 사망률을 기록하는 기업이 있다고 할 때, 낮은 사망률을 보이는 기업에서는 임금이 낮게 제시하고 높은 사망률의 기업은 높은 임금을 지급하려고 한다. 이런 상황에서 근로자가 낮은 사망률 기업을 선택한다면, 임금을 자발적으로 포기한 것으로 해석할 수 있다. 반대로 높은 사망률 기업에서는 높은 사망률에 대한 보상으로 더 높은 임금을 제시하고, 근로자는 사망률이 올라감에 따라 그것을 감수하는 데 대한 프리미엄으로 더 높은 임금을 요구하는 것으로 분석할 수 있다. 이처럼 ‘저사망률-저임금’, ‘고사망률-고임금’에서 보상적 임금격차를 파악할 수 있고, 그러한 보상적 임금격차에는 통계적생명가치(VSL)를 도출할 수 있는 정보가 있다.

이상의 논의를 바탕으로 헤도닉 임금 이론에 대하여 개관하고자 한다. 이를 위해 아래에서는 Viscusi and Aldy(2003)에서 제시한 모형을 기반으로 논의를 진행한다.⁶⁾ 어떤 직무에 대한 사망률을 p 라 하고, 임금을 w 로 나타낸다. 노동시장에는 노동을 공급하는 근로자와 노동을 수요하는 기업이 상호작용하게 된다. 따라서 근로자와 기업의 노동공급과 노동수요에 대한 의사결정을 살펴봄으로써, 노동시장 균형을 파악할 것이다. 이런 분석의 결과로 헤도닉 임금 함수가 도출될 것이다. 이렇게 도출한 헤도닉 임금 함수에서 보상적 임금격차를 계산하고 이를 이용해서 통계적생명가치(VSL)도 추정할 수 있게 된다.

6) Viscusi and Aldy(2003)에서는 사망률 대신 재해율을 사용하고 있으나, 여기서는 지금까지 논의했던 내용과 일관성을 유지하기 위해 사망률을 계속 사용한다.



[그림 III-2] 무차별곡선과 오퍼곡선을 통한 헤도닉 임금함수 도출

(출처: Viscusi and Aldy(2003))

기업은 기대이윤(expected profit)을 최대로 하는 사망률과 임금 수준을 결정한다. Viscusi and Aldy(2003)에 따르면, 기업이 내리는 의사결정을 오퍼곡선(offer curve) 중심으로 묘사한다. 사망률과 임금 사이 관계를 중심으로 분석하기 위해 $p-w$ 평면을 고려한다. 이 평면에서 기대이윤을 일정하게 유지하는 (p, w) 조합을 연결하여 등기대이윤곡선(iso-expected profit curve) 그래프를 도입한다. 이해를 위해 [그림 III-2]를 보면 OC_1 그래프와 OC_2 그래프가 등기대이윤곡선에 해당한다.

이미 언급한 것처럼 기대이윤을 일정하게 유지하면서 사망률을 낮게 하기 위해서는, 임금을 낮은 수준으로 조정할 수밖에 없다. 따라서 사망률 p 가 조금 더 낮아짐에 따라 임금도 낮추어 동일한 기대이윤을 유지하게 된다. 그러나 사망률 p 를 더 많이 낮추기 위해서는 추가되는 관련 비용의 증가되는 정

도가 더 크게 되어, 동일한 기대이윤을 유지하기 위해서는 임금을 삭감하는 크기도 더욱 증가하게 되는 상황을 상정한다.

이런 사정을 고려하면, $p-w$ 평면의 등기대이윤곡선 그래프는 p 가 감소할수록 w 도 떨어지는데, 줄어드는 폭이 p 가 낮아질수록 더욱 크게 된다. 반대로 사망률이 증가하면 임금도 높아지게 되는데, 사망률이 높아질수록, 임금상승폭은 줄어들게 된다. 따라서 등기대이윤곡선은 우상향하면서 증가하는 폭이 줄어드는 모양이 된다. 이는 사망률이 높아진다는 의미는 기업이 안전관련 비용을 많이 지불하지 않는다는 의미가 되어, 일정한 기대이윤을 유지하는 상황에서 임금을 올릴 수 있는 여유가 있는 것으로 볼 수 있다. 사망률의 절대 수준이 상승할수록 안전관련 비용을 추가로 절감하는 폭이 크지 않아, 임금에 대해 기업이 제시할 상승폭도 크지 않게 된다.

이와 같은 성질을 반영하여 Viscusi and Aldy(2003)에 있는 등기대이윤곡선 그래프는 우상향하지만, 사망률이 증가할수록 임금 증가폭이 줄어들게 되어 오목한 모양이 된다. 이미 언급하였듯이, [그림 III-2]에 있는 OC_1 그래프와 OC_2 그래프는 등기대이윤곡선으로서 위에서 서술한 바와 같은 모양을 취하고 있다. 그런데 이러한 등기대비용곡선은 특정 사망률 p 에 대해 일정한 기대이윤을 확보하기 위해 최대한 지불할 수 있는 임금수준이 $w = OC(p)$ 에서 나오는 w 가 된다는 점으로 해석 가능하다. 이와 같은 성격을 반영할 때, $p-w$ 평면에 그리는 등기대이윤곡선은 결국 기업이 일정한 기대이윤을 유지하기 위해 제시할 수 있는 (p, w) 조합이 되므로, 오퍼곡선이 된다. 노동시장에 노동을 수요하는 여러 기업이 참여하고 있고, 기업별로 자신의 오퍼곡선이 존재하게 되므로 노동시장에는 여러 개의 오퍼곡선이 있게 된다. 이러한 점이 [그림 III-2]에서 두 개의 오퍼곡선으로 나타나 있다.

다음으로 근로자의 노동공급에 대해 알아보기 위해, 건강한 상태에서 w 만큼 임금을 받을 때 근로자가 느끼는 효용을 $U(w)$ 라 한다. 또한, 사망시에 생기는 효용을 $V(w)$ 로 표시한다.⁷⁾ 분석의 편의를 위해 임금에서 얻는 효

7) 여기서 사망률은 재해율로 넓게 해석할 수 있어 $V(w)$ 를 건강하지 못할 때 느끼는 효

용이 건강할 때가 그렇지 못할 때보다 높다고 가정하여, 모든 w 에 대해 $U(w) > V(w)$ 라고 가정한다. 다음으로 임금이 증가할수록 효용 역시 높아진다고 보고, 한계효용은 0보다 큰 값을 취한다고 가정한다. 따라서 모든 w 에 대해 $U'(w) > 0$, $V'(w) > 0$ 이다.

기대효용이론(expected utility theory)에 따라 노동자는 $U(w)$ 와 $V(w)$ 의 평균에 해당하는 기대효용을 최대화하는 선택을 한다. 근로자의 선택을 다루기 위해 $p-w$ 평면에 그리는 무차별곡선을 도입한다. 기대효용 수준을 EU 라고 할 때 이는 다음과 같이 계산한다.

$$EU = (1-p)U(w) + pV(w)$$

이제 EU 를 일정하게 유지하는 (p, w) 조합의 그래프를 $p-w$ 평면에 그리면, 이 그래프가 바로 무차별곡선에 해당한다. 무차별곡선 기울기를 구하면 다음과 같게 된다.

$$\frac{dw}{dp} = -\frac{EU_p}{EU_w} = \frac{U(w) - V(w)}{(1-p)U'(w) + pV'(w)} > 0$$

위의 기울기 dw/dp 가 양(positive)이라는 뜻은, 사망률이 증가하면 동일한 기대효용을 유지하기 위해서는 임금도 높아져야 함을 의미한다. 그런데 사망률이 증가할수록, 임금이 상승하는 폭은 점차 확대되는 경우를 상정한다. 이는 사망률 수준이 높아질수록, 임금이 더욱 더 크게 상승해야 동일한 기대효용을 유지할 수 있다는 뜻이다. 바꿔 말하면, 사망률이 더욱 높아질수록 더 큰 폭으로 임금이 상승해야만, 높아진 사망률을 감수하고서도 위험한 직종에서 근로자가 일을 할 의사가 있는 상황을 전제하고 있다.

용으로 볼 수 있다. 또는 $V(w) = 0$ 으로 간주하여 사망할 경우 임금에서 얻는 효용이 없다고 설정할 수도 있다.

[그림 III-2]에서 EU_1 곡선과 EU_2 곡선이 바로 무차별곡선에 해당한다. 이들 그래프는 우상향하고 있어 기울기인 dw/dp 가 양임을 알 수 있다. 또한 무차별곡선 그래프는 사망률이 증가할수록 더욱 커지는 모양으로 되어 있다.

다음으로 개별기업과 개별근로자 사이에서 달성하는 균형을 살펴보고자 한다. 특정 기업이 제시하는 오퍼곡선 $w = OC(p)$ 이 있을 때, 근로자가 자신의 기대효용을 최대로 하는 (p^*, w^*) 를 선택하는 과정은 아래와 같은 기대효용 극대화문제를 풀어서 분석할 수 있다.

$$\begin{aligned} &\text{maximize } EU = (1-p)U(w) + pV(w) \\ &\text{subject to } w = OC(p) \end{aligned}$$

라그랑지함수를 구성하여 1계 조건을 구하면 다음과 같게 나온다.

$$\frac{U(w) - V(w)}{(1-p)U'(w) + pV'(w)} = OC'(p), \quad (2-1)$$

$$w = OC(p). \quad (2-2)$$

위 최대화문제의 해를 (p^*, w^*) 라 하면, 이는 1계 조건인 식(2-1)과 식(2-2)을 연립해 구할 수 있다. 따라서 (p^*, w^*) 는 식(2-1)과 식(2-2)를 모두 충족하게 된다. 최대화문제 1계 조건이 의미하는 바를 알아보기 위해 먼저 식(2-1)을 보면, 식(2-1)의 좌변은 무차별곡선의 기울기이다. 또한, 식(2-1)의 우변은 오퍼곡선의 기울기임을 알 수 있다. 따라서 식(2-1)은 (p^*, w^*) 에서 무차별곡선과 오퍼곡선의 기울기가 같아야 한다는 뜻이다. 식(2-2)는 (p^*, w^*) 가 오퍼곡선 위에 있어야 한다는 의미가 된다. 결국, 식(2-1)과 식(2-2)는 무차별곡선과 오퍼곡선의 접점이 바로 (p^*, w^*) 가 되어야 함을 말하고 있다.

이제 노동시장 전체를 고려하면서 노동시장 균형을 분석하고자 한다. 그런

데 노동시장에는 여러 기업이 있기 때문에 오퍼곡선 역시 다수 존재하게 된다. 근로자 또한 다수이므로, 무차별곡선도 여러 개 있다. 위에서 도출한 개별 기업과 개별 근로자 간 선택 과정을 각각의 오퍼곡선과 무차별곡선에 적용함으로써 노동시장 전체의 균형을 이끌어 낼 수 있다. 개별 오퍼곡선에 대해 무차별곡선이 접하는 점이 개별 근로자가 선택하는 점이 되므로, 이와 같이 다수의 오퍼곡선과 무차별곡선을 함께 놓고 그 접점을 찾아 연결하면 (p^*, w^*) 의 궤적이 된다. 이 궤적이 바로 시장균형 임금을 해당 사망률과 함께 나타내고 있다. 이러한 궤적은 수식으로 볼 때는 식(2-1)과 식(2-2)를 연립해서 구한 $w = w(p)$ 가 되고, 이것이 바로 헤도닉 임금함수가 된다. 헤도닉 임금함수인 $w = w(p)$ 보면, 사망률 p 에 따라 임금이 결정되고 그 값도 달라질 수 있음을 알 수 있다. 이는 노동시장에 사망률에 따라 여러 임금이 존재하게 되는 현상을 보여준다.

이상의 논의를 그림으로 다시 확인하고자 한다. [그림 III-2]은 기업이 두 개 있고, 근로자도 두 명 있는 노동시장을 가정하고 있다. 두 기업은 각기 OC_1 과 OC_2 와 같은 오퍼곡선을 제시하고 있다. 근로자 두 명에 대응하는 무차별곡선은 EU_1 과 EU_2 와 같이 나와 있다. 위에서 언급했듯이, 무차별곡선은 기울기가 양이고, 사망률이 높아질수록 임금 상승폭도 높아지는 것을 나타내고 있다. 또한 오퍼곡선은 양의 기울기를 보이고 있지만, 사망률이 높아지게 될 때 임금 상승폭은 점차 감소하는 형태를 나타내고 있다.

개별기업과 개별근로자의 선택을 보면, 위에서 도출한 바와 같이 무차별곡선과 오퍼곡선의 접점이 중요하다. [그림 III-2]에서 OC_1 과 EU_1 이 $(p_1, w(p_1))$ 에서 접하고, OC_2 과 EU_2 이 $(p_2, w(p_2))$ 에서 접하고 있음을 알 수 있다. 따라서 노동시장 전체의 균형은 이와 같은 접점을 모두 연결한 궤적을 통해 파악할 수 있다. 이 궤적이 바로 $w = w(p)$ 로 표현할 수 있는 헤도닉 임금함수가 된다. 그리고 그 그래프는 우상향하는 모양으로 나타나고 있다. 따라서 사망률이 낮으면 임금도 낮고, 사망률이 높으면 임금도 높게 됨을 보여준다.

[그림 III-2]에서 $(p_1, w(p_1))$ 과 $(p_2, w(p_2))$ 를 비교하면, 사망률이 p_1 에서 p_2

로 높아질 때 $w_2(p_2) - w_1(p_1)$ 만큼 보상적 임금격차가 발생하고 있다. 이러한 임금격차는 사망률 상승에 대한 보상이고, 높은 사망률에 대한 위험프리미엄으로 해석할 수 있다.

이상의 방식으로 유도한 헤도닉 임금함수 $w = w(p)$ 의 기울기인 dw/dp 는 양수가 된다. 이 기울기는 사망률이 증가할 때 이에 대응한 임금 상승 폭을 나타내고, 사망률이 감소할 때 이에 대응한 임금 삭감 규모를 표현하고 있다. 따라서 이는 통계적생명가치(VSL)와 일맥상통하게 된다. 따라서 특정 p 에서 $w = w(p)$ 를 미분하여 구한 미분계수 $w'(p)$ 에, 전체 구성원 규모를 반영함으로써 통계적생명가치(VSL)를 도출할 수 있다. [그림 III-2]을 예를 들어 보면, $(p_1, w(p_1))$ 에서 $w = w(p)$ 그래프의 기울기는 $w'(p_1)$ 이다. 이것이 바로 사망률이 p_1 일 때, 근로자 1이 지불하고자 하는 금액이 된다. 그림에서 보면 $(p_1, w(p_1))$ 는 무차별곡선 EU_1 위에도 놓여 있기 때문에, $w'(p_1)$ 은 그 점에서 구한 무차별곡선의 기울기로도 해석할 수 있다. 이렇게 보면, $w'(p_1)$ 은 동일한 기대효용을 유지하면서, 사망률을 p_1 보다 조금 더 줄이기 위해 지불(포기)할 수 있는 최대한의 임금 감소분으로 이해할 수 있다. 또한 사망률이 p_1 보다 조금 더 높아질 때, 동일한 기대효용을 유지하기 위해 필요한 최소한의 임금 증가분으로도 해석 가능하다. 통계적생명가치(VSL)는 특정 사회 또는 특정 집단 전체의 지불의사를 반영하는 것이기 때문에, 헤도닉 임금 함수에서 계산한 기울기 $w'(p)$ 에 특정 사회 또는 특정 집단의 규모를 반영해야 통계적생명가치(VSL)를 추정할 수 있다.

지금까지 살펴 본 바에 의하면 헤도닉 임금이론에 따라 사망률을 설명변수로 하는 임금함수에 관한 추정식을 설정할 수 있다. 또한 임금함수에서 사망률 계수에 대한 추정치를 이용해서 통계적생명가치(VSL)에 대한 정보를 도출할 수 있다.

헤도닉 임금 이론을 이용하여 통계적생명가치(VSL)를 계산한 기존 연구 가운데 Viscusi(2004)에서 도출한 통계적생명가치(VSL)는 분석대상에 따라 추

정치가 470만 달러에서부터 850만 달러까지 나왔다, 또한 Viscusi and Aldy(2007)에서는 통계적생명가치(VSL)를 연령대를 고려하여 추정하였는데, 640만 달러와 900만 달러 등 여러 금액이 나왔다. 또 Kniesner and Leeth(2010)의 연구 결과를 보면 690만 달러를 비롯한 다수의 추정치를 도출하였고, Kniesner et al.(2014)에서는 770만 달러와 830만 달러 등의 추정치를 발표하였다.

(2) 국내 선행 연구 검토

가) 송기호(1994)

송기호(1994)는 헤도닉 임금함수(hedonic wage function)를 추정하여 산업재해에 따른 ‘보상적 임금격차(compensating wage differentials)’가 존재하는지 분석하고 있다. 산업재해와 관련한 보상적 임금격차는 산업재해 위험이 있는 직무에 대해 그 위험을 감수하고서도 직무를 수행하는 데 대한 보상차원에서 임금이 더 높아지고, 그로 인해 발생하는 격차를 가리킨다. 만약 노동시장 균형에서 산업재해 위험을 대변하는 사망률이나 재해율이 올라감에 따라 더 높은 임금이 균형 임금으로 형성된다면, 보상적 임금격차가 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 이런 보상적 임금격차는 위험을 부담함에 따른 프리미엄이라는 성격도 있다. 이것을 달리 보자면, 사망률이나 재해율이 낮아지면 그 프리미엄만큼 낮은 임금이 균형 임금으로 형성된다. 이와 같은 측면에서 보상적 임금격차는 직무위험 정도가 낮아질 때 기꺼이 지불(포기)하고자 하는 금액으로 볼 수 있다. 따라서 위험프리미엄에 해당하는 보상적 임금격차의 크기는 통계적생명가치(VSL)의 단초가 된다. 노동시장 균형 임금은 시급 또는 월급 같은 균형 임금률을 의미하고 1명을 고용할 때 지급하는 임금에 해당한다. 보상적 임금격차가 개별 근로자의 지불의사를 나타내고 있으므로, 이를 이용하여 통계학적 관점으로 환산하면 통계적생명가치(VSL)를 도출할 수 있게 된다. 이런 차원에서 보상적 임금격차를 추정하고 있는 송기호

(1994)는 통계적생명가치(VSL)와 관련해서 의미 있는 연구 결과이다.

임금에 대한 설명요인은 학력, 연령, 성별 등과 같은 인적자본이론을 반영하는 요인과 사망률과 재해율 같은 산업재해 위험을 대변하는 요인으로 대별할 수 있다. 송기호(1994)에서는 이 두 요인을 포괄하여 헤도닉 임금함수를 추정함으로써, 인적자본이론에 따라 설명가능한 부분과 산업재해 혹은 직무 위험에 따라 형성되는 부분으로 분리하여 임금에 대한 실증분석을 하였다. 특히, 보상적 임금격차를 추정하기 위해 직무위험 증가와 임금증가 간 효과를 계량분석하는 데 집중하였다.

송기호(1994)의 실증분석에서는 1980년부터 1990년까지 『직종별임금실태조사』와 『산업재해분석』의 데이터를 사용하고 있다. 분석대상으로 제조업의 생산직에 국한하고 있다. 실증분석의 이론 모형으로서 헤도닉 임금함수를 다음과 같은 형태를 고려한다.

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

여기서 WAGE는 임금, RISK는 재해율과 사망률, H는 인적자본벡터, W는 작업환경벡터, P는 인적특성벡터를 각각 나타내고 있다.

직무환경요인으로는 기업규모, 지역, 산업, 노조여부와 같은 노동수요적 요인을 포함하게 되고, 이것은 위의 식에서 W에 해당한다. 성, 나이, 인종, 혼인여부, 교육연수, 경력연수 등이 개인특성변수에 해당하고, 위의 식에서 H와 P에 해당한다.

위의 헤도닉 임금함수 모형에 입각하여 실제 실증분석에 사용한 추정회귀식을 보면 두 가지이다. 이 두 가지는 산업재해를 대리하는 변수로 사망률을 사용한 경우와 재해율을 사용한 경우로 나눌 수 있다. 각각의 추정식은 아래의 식(3-1)과 식(3-2)와 같다. 두 추정회귀식에 사용한 변수명의 정의는 송기호(1994)의 <표 2>를 옮겨 아래 <표 III-15>에 정리하였다.

$$\begin{aligned} \log(HWG) = & \alpha_0 + \alpha_1 DE + \alpha_2 DSEX + \alpha_3 DMARR + \alpha_4 TEN + \alpha_5 TENSQ \\ & + \alpha_6 CEXP + \alpha_7 CEXPSQ + \alpha_8 CEDUC + \alpha_9 DSIZE1 + \alpha_{10} DSIZE2 \\ & + \alpha_{11} DSIZE3 + \alpha_{12} DREG1 + \alpha_{13} DREG2 + \alpha_{14} DREG3 + \alpha_{15} DREG4 + e \end{aligned} \quad (3-1)$$

$$\begin{aligned} \log(HWG) = & \alpha_0 + \alpha_1 \in J + \alpha_2 DSEX + \alpha_3 DMARR + \alpha_4 TEN + \alpha_5 TENSQ \\ & + \alpha_6 CEXP + \alpha_7 CEXPSQ + \alpha_8 CEDUC + \alpha_9 DSIZE1 + \alpha_{10} DSIZE2 \\ & + \alpha_{11} DSIZE3 + \alpha_{12} DREG1 + \alpha_{13} DREG2 + \alpha_{14} DREG3 + \alpha_{15} DREG4 + e \end{aligned} \quad (3-2)$$

〈표 III-15〉 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	근속연수
CEXP	근속연수의 제곱
CEXPSQ	경력연수(1년 미만은 0.5, 1~2년은 2, 3~4년은 4, 5~9년은 7.5, 10년 이상은 12.5로 각각 계산하였음)
CEDUC	경력연수의 제곱
DREG1	교육연수(국졸 이하이면 6, 중졸이면 9, 고졸이면 12, 전문대졸이면 14, 대졸이면 16으로 계산하였음)
DREG2	부산이면 1; 나머지 0
DREG3	경기이면 1; 나머지 0
DREG4	충청, 강원, 전라이면 1; 나머지 0
	경상이면 1; 나머지 0
	만약 서울이면 DREG1 = DREG2 = DREG3 = DREG4 = 0

송기호(1994)에서 사용한 추정회귀식 (3-1)과 (3-2)는 종속변수에 log를 취한 임금인 $\log(\text{HWG})$ 를 놓고 있다. 이처럼 종속변수인 임금에는 자연대수를 취하고, 설명변수인 우변의 변수들에는 log를 취하지 않는 추정식을 반대수 회귀식(semi-logarithmic regression equation)이라고 한다. 송기호(1994)에서는 식(3-1)과 식(3-2)를 추정할 때 일반최소자승법(OLS)을 사용하였다.

추정식에 들어간 시간당 임금(HWG)는 월임금총액과 특별급여를 합한 금액을 분자로 하고, 정규근로시간과 초과근로시간을 합한 총근로시간을 분모로 하여 도출한 시간당 평균급여액이다. 사망률과 재해율을 「산업재해현황분석」에서 가져온 사망자 천인율과 재해자 천인율이다.

송기호(1994)의 추정결과는 아래에 있는 표에 옮겨 놓았다. 구체적으로는 송기호(1994)의 <표 3>과 <표 4>의 사망률을 사용한 추정 결과를 요약하고 있다. 상수항과 사망률 계수(DE)에 대한 추정치만 뽑아 아래 <표 III-16>와 <표 III-17>에 정리하였다.

재해율을 산업재해 대리변수로 사용한 추정 결과인 송기호(1994)의 <표 5>와 <표 6>에서 상수항과 재해율 계수(INJ)에 대한 추정치 등 관계있는 추정결과만 모아 아래 <표 III-18>와 <표 III-19>에 담았다.

송기호(1994)의 추정결과를 보면, 우선 산업재해 관련 변수를 제외한 설명변수들에 대해서는 전반적으로 인적자본이론에 부합하는 계수 추정치가 나온다. 근속연수, 경력연수, 교육연수 등에 대한 계수 추정치는 양으로 나와 연수가 증가할수록 임금도 상승하는 것으로 추정된다.

다음으로 산업재해 관련 변수 중 사망률에 대한 계수는 양의 부호로서 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 반면 재해율을 산업재해 대리변수로 사용한 식(3-2)의 경우에는 음의 부호로 추정되는 연도도 나오면서 사망률을 사용하는 식(3-1)보다는 추정 결과가 모호한 것으로 보고하고 있다. 이러한 결과에 대해 저자는 재해의 상당 부분을 부상이 차지하는데, 부상의 정도가 편차가 크기 때문에 재해율이 산업재해의 대리변수로서 기능이 약

하다는 점을 지적하고 있다. 또 재해율이 사망률에 비해 산업재해 대리변수로써 일관성 있는 추정결과를 보여주지 못하는 것은 외국문헌에서도 발견할 수 있다고 언급하고 있다.

송기호(1994)에서 보상적 임금격차에 대한 실증분석 결과를 간략히 요약하면, 사망률을 사용한 추정결과가 재해율을 사용한 추정결과보다 훨씬 크게 나타나고 있다고 보고한다. 예를 들어 1990년을 보면, 사망률에 대한 추정계수가 0.1861인 반면 재해율은 0.0019로 추정치가 나와 둘 사이에 100배 정도의 차이가 있는 것으로 나온다.

〈표 III-16〉 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)
N	22197	20572	20754	10636	20498	19904
R^2	0.6269	0.6354	0.6126	0.6064	0.6182	0.6131

주 : ()은 표준오차, N은 표본의 수.

〈표 III-17〉 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)
N	19724	21156	21482	21274	17473
R^2	0.6412	0.6377	0.6403	0.6730	0.5425

주 : ()은 표준오차, N은 표본의 수.

〈표 III-18〉 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)	5.599585 (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)
N	22197	20572	20754	10636	20498	19904
R^2	0.6264	0.6329	0.6120	0.6053	0.6159	0.6119

주 : ()은 표준오차, N은 표본의 수.

〈표 III-19〉 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)
N	19724	21156	21482	21274	17473
R^2	0.6398	0.6374	0.6371	0.6722	0.5447

주 : ()은 표준오차, N은 표본의 수.

다음으로 성별에 따른 보상적 임금격차에 대한 추정 결과를 보면, 여자의 경우는 4개년(1983, 1984, 1985, 1987)에 대해 사망률의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 남자는 모든 연도에서 사망률을 사용한 추정식에서 보상적 임금격차가 통계적으로 유의하게 나타난다. 재해율을 사용한 추정식에서 여자는 1981, 1986, 1989, 1990의 4개년에만 보상적 임금격차가 존재하는 것으로 추정된다. 남자는 2개년(1982, 1983)만 제외하고 보상적 임금격차가 존재하는 것으로 나온다. 성별에 따른 추정결과에 대해서는 송기호(1994)에 있는 〈표 7〉과 〈표 8〉을 옮겨 왔는데 아래 〈표 III-20〉에는 사망률을 사용한 결과를, 〈표 III-21〉에 재해율을 사용한 결과를 모아 두었다.

〈표 III-20〉 사망률의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과

구분	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 III-21〉 재해율의 임금영향에 대한 남녀별 추정결과

구분	남자			여자		
	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.

기업규모별로 보상적 임금격차를 추정한 결과는 아래 〈표 III-22〉와 〈표 III-23〉에 정리하였다. 송기호(1994)에서는 상용근로자 300인을 기준으로 대기업과 중소기업으로 나누어 추정하였다. 추정결과를 보면 사망률의 경우는 대기업에서는 보상적 임금격차가 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으나, 중소기업은 반드시 그러한 결과를 보이지 못하였다. 또한 재해율

을 사용한 추정식에서는 대기업과 중소기업 모두 일관된 추정결과를 보여주지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 III-22〉 사망률의 임금영향에 대한 규모별 추정결과

구분	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 III-23〉 재해율의 임금영향에 대한 규모별 추정결과

구분	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.

임금수준별로 추정한 결과는 아래 〈표 III-24〉과 〈표 III-25〉에 정리하였다. 이 표는 모두 송기호(1994)에서 가져온 것이다. 남자 근로자 임금의 중위

값의 2/3을 기준으로 고임금자와 저임금자로 구분하였다. 사망률을 사용한 추정식에서 고임금자와 저임금자에게 살펴본 결과, 고임금자의 경우는 보상적 임금격차 존재를 지지하는 추정 결과를 얻지 못하였다. 반면 저임금자에게서는 보상적 임금격차가 존재하는 것으로 추정결과가 나왔다. 재해율의 경우에도 고임금자에게는 보상적 임금격차 존재에 대해 일관된 결과를 도출하지 못하였으나, 저임금자에게는 보상적 임금격차 존재를 지지하는 추정결과가 나왔다.

〈표 III-24〉 사망률의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과

구분	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 : ()은 t값. N은 표본의 수.

〈표 III-25〉 재해율의 임금영향에 대한 임금수준별 추정결과

구분	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 : ()은 t값. N은 표본의 수.

송기호(1994)에서는 실증분석으로 도출한 보상적 임금격차에 대한 추정치를 이용하여 VSL을 계산하고 있다. 송기호(1994)에서는 ‘생명의 암묵적 가치’라는 표현으로 VSL을 나타내고 있다. 헤도닉 임금함수에서 VSL을 도출하기 위해서는 $\partial W/\partial RISK$ 에 해당하는 수치가 필요하다. 여기서 W는 임금을 나타내고 RISK는 산업재해에 대한 대리변수인 사망률 또는 재해율을 가리킨다.

송기호(1994)에서는 두 가지 회귀식을 사용하여 VSL을 계산하고 있다. 하나는 임금변수에 log를 취하지 않은 회귀식이고, 다른 하나는 식(3-1)과 식(3-2)처럼 log를 취한 반대수 회귀식(半代數 回歸式)이다. 이 두 가지 회귀식에서 추정한 추정치를 이용하여 VSL을 구하기 위해서는 약간의 설명이 필요하다. 예를 들어 식(3-1)에서 종속변수를 HWG라고 가정해보면, log를 취하지 않은 회귀식이 된다. 이 경우 사망률 DE의 계수인 α_1 에 대해 $\partial HWG/\partial DE = \alpha_1$ 가 성립한다. 그런데 송기호(1994)에서는 VSL을 연간 단위로 환산해서 도출하고 있다. HWG는 시간당 임금이기 때문에 이를 연간단위로 환산하고, 천인율이라는 점을 감안하여 단위조정을 하기 위해서는 ‘ $\alpha_1 \times$ 월 평균 근로시간 $\times 12 \times 1,000$ ’를 적용해야 한다.

다음으로 log를 취한 반대수 회귀식에 대해 보면, 추정식이 식(3-1)과 식

(3-2)처럼 된다. 예를 들어 식(3-1)에 대해 생각하면, 사망률 DE 의 계수인 α_1 에 대해 $\partial \log(HWG)/\partial DE = \alpha_1$ 가 나온다. 그런데 $\partial \log(HWG)/\partial DE = (\partial HWG/\partial DE)/HWG$ 가 성립하므로, $\partial HWG/\partial DE = \alpha_1 \times HWG$ 임을 알 수 있다. 이제 위에서 한 것처럼 연간 단위로 바꾸고, 천인율인 점을 감안하기 위해서는 ' $\alpha_1 \times HWG \times$ 월평균 근로시간 $\times 12 \times 1,000$ '를 적용해야 한다.

이상의 과정을 거쳐 송기호(1994)에서 도출한 VSL은 송기호(1994)의 <표 14>에 정리하고 있으며 이를 아래 <표 III-26>에 옮겨 놓았다. 송기호의 추정 에 따르면, 우리나라의 통계적생명가치(VSL)은 1980년대 전반에는 3.5억 원, 1980년대 후반에는 5.41억 원으로 나왔다. 이는 미국 달러로 환산할 경우 10만달러에서 150만 달러에 해당한다.

송기호(1994)는 보상적 임금격차에 대해 체계적으로 접근하여 실증분석하고 있다. 제조업 생산직을 대상으로 헤도닉 임금함수 모형을 적용하였고, 사망률과 재해율을 산업재해 대리변수로 사용하였다. 실증분석에서는 사망률을 산업재해 대리변수로 사용한 추정식에서 보상적 임금격차의 존재를 보여주는 결과를 얻을 수 있었다. 또 보상적 임금격차에 대한 계수 추정치를 이용하여 통계적생명가치(VSL)도 도출하였다. 보상적 임금격차는 1980년대 후반에 들어 급속히 증가하는 경향을 보여주고 있음을 확인하였다. 산업재해에 대한 보상적 임금격차가 급속히 증가하게 되어, 기업으로서는 임금비용이 급증하는 국면에 직면하게 되었다. 이런 상황에서 기업으로서는 임금비용 절감을 위해서라도 산업재해 감소에 적극적으로 임할 필요가 있다. 결국, 산업재해 감소를 유도하는 데에는 정부의 직접적 개입 이외에도 보상적 임금격차도 작용하게 됨을 알 수 있다.

<표 III-26> 산업재해에 대한 연간 임금프리미엄과 생명의 주관적 가치

구분	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 半代數 賃金函數(반대수 임금함수)의 추정결과

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.

나) 조윤기(2004)

Cho(2004)에서는 한국과 일본을 대상으로 보상적 임금격차와 VSL을 추정하고 있다. 실증분석에 사용한 데이터를 보면 우선 한국은 고용노동부의 [직종별임금실태조사]에서 1999년도에 대한 근로자의 개인 자료를 가져왔다. 대표적으로 나이, 학력, 임금, 근로시간 등과 같은 데이터를 사용한다. 직무위험에 대한 데이터는 고용노동부의 「산업재해현황분석」에서 가져왔다. 이처럼 두 종류의 데이터를 연결하여 실증분석에 사용할 자료를 구성하였다. 일본에 대해서는 일본의 Ministry of Health, Labor and Welfare에서 발표하는 ‘Survey on Basic Statistics for Wage Structures’와 ‘Analysis for Industrial Accident’를 사용하여 2000년에 대한 자료를 구축하였다.

Cho(2004)에서도 헤도닉 임금이론을 이용하고 있다. 실증분석에 적용할 헤도닉 임금 함수는 아래와 같은 함수 형태이다.

$$\log(W) = f(X, r) + u$$

여기서 W 는 임금, X 는 근로자 개별특성, r 은 사망률과 재해율이고 u 는 오차항이다.

실증분석에 사용한 변수에 대해서는 Cho(2004)에 있는 Table 3을 아래 <표 III-27>에 옮겨 놓았다. <표 III-27>에서 보듯이 회귀식에는 사망률과 재해율, 학력, 성별, 나이, 혼인여부, 노조여부, 직종, 기업규모 등을 사용하고 있다.

<표 III-27> Definitions of variables

variable	definition
FATAL	(number of Workers killed /1,000 workers)
INJURY	(number of Workers injured /1,000 workers)
EDU	Schooling dummies: if middle school graduate EDUMID=1, else EDUMID=0 if high school graduate EDUHIGH=1, else EDUHIGH=0 if junior collage graduate EDUCOL=1, else EDUCOL=0 if university graduate EDUNIV=1, else EDUNIV=0
GENDER	if male GENDER=1, if female GENDER=0
AGE	age
MARR	if married MARR=1, else MARR=0
UNION	if union established UNION=1, else UNION=0
OCU	Occupation dummies: if senior official and manager OCU1=1, else OCU1=0 if professionals OCU2=1, else OCU2=0 if technician and associate professionals OCU3=1, else OCU3=0 if service worker OCU4=1, else OCU4=0 if craft OCU5=1, else OCU5=0 if machine operator and assembler OCU6=1, else OCU6=0 if elementary occupations OCU7=1, else OCU7=0
Fsize	dummy for firm size if 30-99 persons, Fsize1=1 else Fsize1=0 if 100-299 persons, Fsize2=1 else Fsize2=0 if 300-499 persons Fsize3=1 else Fsize3=0 if 500 persons and over Fsize4=1 else Fsize4=0

Cho(2004)의 실증분석에서는 위에서 소개한 $\log(W)$ 를 종속변수에 놓고 있는 반대수 회귀식(半代數 回歸式)을 사용하고 있다. 그런데 설명변수에 포함하는 변수의 종류에 차이를 두면서 model 1, model 2, model 3을 설정한 후 계수 추정을 하였다. 일본에 대해서도 반대수 회귀식을 사용하여 추정하였다. 각 모델에서 사용한 설명변수는 <표 III-28>에 나와 있다. 이들 추정식에 대해 일반최소자승법(ordinary least square method)을 사용하여 계수 추정을 하고 있다. 추정치는 <표 III-28>에서 확인할 수 있다. 한국의 경우 3가지 모델 모두에서 FATAL 변수의 계수는 모두 양의 부호를 취하는 것으로 나왔다. 따라서 보상적 임금격차에 부합하는 결과임을 알 수 있다. 일본 역시 동일한 추정 결과가 나타났다.

〈표 III-28〉 Hedonic wage equation estimates results

구분	Korea(1999)			Japan(2000)
	model 1	model 2	model 3	
CONSTANT	8.009(413.23)	7.879(404.16)	7.844(401.91)	5.177(319.11)
FATAL	0.0202(2.54)	0.0219(2.67)	0.0286(3.474)	0.126(4.759)
UNION	0.0483(9.98)	0.03549(7.15)	-	-
GENDER	0.284(50.53)	0.272(47.97)	0.292(51.82)	0.321(40.75)
MARR	0.113(20.06)	0.105(18.21)	-	-
EDU-mid	0.065(5.68)	0.085(7.20)	0.0886(7.47)	-
EDU-high	0.214(19.19)	0.283(24.87)	0.283(24.66)	0.156(15.88)
EDU-col	0.288(21.65)	0.433(33.10)	0.430(32.60)	0.275(26.25)
EDU-univ	0.458(35.79)	0.659(55.29)	0.662(55.14)	0.429(36.79)
TENURE	0.0335(79.48)	0.0366(85.76)	0.0378(89.33)	0.0322(48.96)
AGE	0.0010(2.95)	0.0013(4.13)	0.0039(13.16)	0.0053(13.27)
OC1	0.303(22.46)	-	-	-
OC2	0.05517(5.83)	-	-	-
OC3	0.03532(5.05)	-	-	-
OC4	-0.129(-8.97)	-	-	-
OC5	-0.115(-15.80)	-	-	-
OC6	-0.137(-20.15)	-	-	-
OC7	-0.287(-25.64)	-	-	-
INJURY	-0.0093(-23.68)	-0.0098(-24.48)	-0.010(-24.62)	-0.0035(-7.78)
FSIZE1	0.02795(2.46)	0.006485(0.55)	0.009935(0.84)	0.0685(7.549)
FSIZE2	0.05981(5.55)	0.02285(2.07)	0.03760(3.44)	0.167(16.67)
FSIZE3	0.06913(6.24)	0.03058(2.69)	0.04953(4.47)	-
FSIZE4	0.195(2.53)	0.152(13.62)	0.170(15.66)	-
R^2	0.608	0.582	0.576	0.787
# of observation	26,604			3,565

Note: Figures in parentheses are t-values.

VSL 추정치를 보면, 한국의 경우는 332,179 달러 ~ 471,714 달러 수준으로 나타났고, 일본은 4,532,213 달러로 나와 한국에 비해 10배 정도 높은 것으로 추정되었다. VSL에 대한 계산 결과는 아래의 〈표 III-29〉에 옮겨 놓았다.

〈표 III-29〉 VSL in Korean and Japanese Labor Market(2000 U.S. \$)

구분	VSL	
	Korea(1999)	Japan(2000)
average (A)	332,197-471,714	4,534,213
annual average earnings (B)	16,493.4	35,985.8
A/B	20.14-28.6	126.00

다) 이승렬(2005)

이승렬(2005)는 송기호(1994)에 다른 주제를 다시 분석하고 있다. 그러나 송기호(1994)와 차이점은 데이터 출처와 추정방식을 들 수 있다. 이승렬(2005)는 「직종별임금실태조사」 대신 한국노동패널조사(KLIPS) 제4차 연도 자료를 사용하여 근로자 개인별 데이터를 확보하였다. 또한 헤도닉 임금 함수에 대한 일반최소자승법(ordinary least square method)을 이용한 추정방식의 문제점을 극복하기 위해, 재해율식(risk equation)을 먼저 추정한 후 그 결과를 반영하여 헤도닉 임금 함수를 추정하는 2단계 최소자승법을 채택하여 보상적 임금격차에 대한 실증분석을 하였다.

헤도닉 임금 함수를 추정할 때, 많은 경우 아래와 같은 추정식을 사용하고 있다.

$$\log(W) = \beta X + \gamma q + \varepsilon$$

여기서 W 는 임금, X 는 각종 임금결정변수, q 는 재해위험도, ε 는 오차항이다. 그런데 이승렬(2005)에서는 위의 회귀식에서 재해위험도를 나타내는 q 와 오차항인 ε 가 서로 독립이 되지 못하는 문제가 있음을 언급한다. 이로 인해 일반최소자승법에 따른 계수 추정치에 편의(bias)가 있게 된다. 이에 대한 해결책으로 2단계 최소자승법을 적용한다.

이승렬(2005)에서는 헤도닉 임금 함수에 대해 추정하기에 앞서 먼저 아래와 같은 재해율식을 추정한다.

$$q = \delta X + \xi Z + \mu$$

여기서 q 는 재해위험도, X 는 각종 임금결정변수, Z 는 근로자의 위험기피 성향 결정변수, μ 는 오차항을 의미한다. 이러한 재해율 방정식을 먼저 추정하고 그 결과를 반영하여 헤도닉 임금 함수에 대한 회귀식을 추정하여, 기존 문헌의 계수 추정 방식에서 발생하는 문제점을 극복하면서 보상적 임금격차에 대해 실증분석을 한다.

실증분석에 사용할 데이터는 이미 언급한 바 있듯이 KLIPS 제4차 연도 자료에서 근로자 개인별 데이터를 가져온다. KLIPS 자료는 근로자 개인과 그의 가구에 대한 데이터도 확보하고 있어, 실증분석의 정확성을 높일 수 있다. 실증분석 대상은 생산직 노동자로 한정한다. 이에 더해 주당 평균 노동시간이 35시간 이상인 경우로 더욱 제한하여 실제 분석 대상자는 총 673명이다.

재해위험도는 고용노동부의 『산업재해분석』에서 재해율과 사망만인율 데이터를 이용한다. KLIPS 제4차 연도 조사가 2001년 5월경에 시작한 점을 고려하여 재해율과 사망만인율은 2000년도 자료를 사용하고 있다. 2000년도 업종 전체 평균 사망만인율은 2.67이었고, 남성 생산직에 대해서는 2.67이었다.

실증분석을 위한 자료를 구축하기 위해서는 KLIPS의 개인별 데이터와 산업재해분석의 재해율 및 사망만인율을 결합해야 한다. KLIPS에서는 한국표준산업분류에 따라 개인별 직업이 속하는 산업을 분류하고 있다. 반면 산업재해분석에서는 산재보험 보험료율에 따라 산업을 분류하고 그 분류에 따라 재해율과 사망만인율을 집계하고 있다. 이처럼 산업 분류 기준이 달라, 두 데이터를 결합하기가 용이하지 않다. 이에 이승렬(2005)에서는 ‘최대한 분류가 일치되도록 조정’하여 실증분석용 자료를 만들었다.

이승렬(2005)는 KLIPS 자료를 이용하기에 개인별 자산액도 사용할 수 있게 된다. 이에 보상적 임금격차에 대한 추정과 자산효과(wealth effect)의 존재에 대해서도 추정한다. 자산효과는 근로자가 보유하고 있는 자산이 많을수록 낮은 위험도를 선택하는 효과를 가리킨다. 또한 노조 존재 여부가 보상적 임금격차 존재와 관계있는지에 관해서도 분석한다.

먼저, 자산효과에 대한 실증분석 결과를 검토한다. 재해율을 종속변수로 두고, 자산관련 변수를 설명변수에 두고 추정한다. 이때 계수 추정치가 음의 부호이고 통계적으로 유의미하게 나오면, 자산효과가 있는 것으로 판단할 수 있다. 이승렬(2005)에서는 소유 부동산 시가 총액과 금융 순자산을 설명변수로 놓고 추정하였고, 그 결과는 아래 <표 III-30>에 있다. <표 III-30>을 보면 전체 분석대상자에 대해 소유 부동산 시가 총액과 금융 순자산에 대한 계수 추정치의 부호는 음으로 나온다. 따라서 자산효과가 존재함을 알 수 있으나, 통계적으로 유의한 수준은 아니다.

<표 III-30> 남성 생산직 노동자의 재해율(사망만인율)식 추정 결과

구분	전체(673명)	정규·상용직(549명)
상수	2.066 (0.558)***	2.166 (0.678)***
연령	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.

이승렬(2005)의 실증분석에서는 모형 I, 모형 II, 모형 III으로 분류한 3가지 회귀식을 다루고 있다. 모형 I과 모형 II의 차이는 추정방식이다. 두 모형에 들어가는 설명변수는 동일하지만, 모형 I에서는 기존의 통상최소자승법을 적용하여 계수 추정을 하였고, 모형 II는 2단계 최소자승법을 사용하였다. 모형 II와 모형 III은 2단계 최소자승법을 적용하고 있으나, 포함하고 있는 설명변수에서 차이가 있다. 또한 구체적 추정방법에서도 차이가 있다. 특히 모형 III에서는 대기업을 노동조합을 중요 변수로 두고, 그 효과를 추정한다. 각 모형의 추정치는 <표 III-31>과 <표 III-32>에 나타내고 있다.

모형 I은 그 성격으로 볼 때 송기호(1994)의 결과와 비교 가능하다. 여기서 보상적 임금격차에 대한 추정결과에 대해 살펴보면, <표 III-31>에서 보듯이 남성 생산직 전체에 대한 사망만인율 계수 추정치가 -0.002로 나오고, <표 III-32>에서 확인할 수 있듯이 정규 · 상용직에 대해서는 -0.003이 나왔다. 그러나 이 두 추정치는 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이는 곧 보상적 임금격차의 존재를 뒷받침하지 못한다. 반면, 대기업 노동조합에 대한 추정계수는 양의 부호를 지녔으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 보상적 임금격차가 존재하는 것으로 나온 송기호(1994)와 대비된다. 두 논문에서 다루는 자료가 서로 다르다는 점에서 실증분석 결과의 차이를 직접 비교하기는 어렵다.

〈표 Ⅲ-31〉 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 생산직 노동자
전체 : 673명)

구분	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)***
연령 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	-0.049 (0.055)	-0.034 (0.059)	-0.032 (0.058)
대기업 노동조합(=노조유무×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·기계조직원 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, *, **, ***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

2단계 최소자승법을 사용한 모형 II의 추정결과 역시 모형 I의 추정결과와 유사하게 나와, 보상적 임금격차 존재를 확인할 수 없었다.

모형 III은 재해율식 추정식에서 나온 잔차를 적극적으로 반영한 점에서 모형 II와 대별된다. 모형 III의 추정결과에서 두드러진 점은 ‘사망만인율×대기업 노동조합’에 대한 계수 추정치가 통계적으로 유의하게 나오고, 그 부호가 양으로 나왔다는 사실이다. 이는 대기업의 노동조합이 보상적 임금격차 존재에 상관성이 있는 것으로 해석할 여지가 있다는 점을 의미한다. 따라서 남성 생산직 전체에 대해서는 보상적 임금격차 존재를 지지하는 실증분석 결과를 얻지 못했지만, 노동조합이 있는 대기업으로 한정할 때는 보상적 임금격차가

실재할 수 있음을 보여준다.

또한 이승렬(2005)의 실증분석에서는 노동조합이 있는 대기업의 경우는 산업재해에 대한 소득효과(income effect)가 작용함을 확인하였다. 산업재해에 대한 소득효과는 임금이 높아질수록 산업재해 가능성이 낮은 직무를 선택하게 되는 모습을 가리킨다. 대기업은 상대적으로 산업재해 위험이 낮은 직주가 위주이고 임금도 높기 때문에, 이와 같은 소득효과가 존재하는 것으로 해석하고 있다.

〈표 III-32〉 사망 재해에 대한 보상임금격차의 추정 결과 (남성 정규·상용 생산직 노동자 : 549명)

구분	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)***
연령 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

라) 김효진(2019)

김효진(2019)의 경우는 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 바탕으로 패널 자료를 구축하고, 이를 실증분석에 사용한 점이 이전 연구와 두드러진 차이점이다. 김효진(2019)에서는 헤도닉 임금함수 이론을 바탕으로 보상적 임금격차 존재와 이를 이용한 통계적생명가치(VSL)에 대한 추정치 도출을 시도하고 있다.

김효진(2019)의 자료를 검토하면, 근로자 개인별 데이터는 KLIPS에서 가져왔다. 특히 2012년부터 2017년까지 6년간 자료를 이용하였다. 산업재해 위험도의 대리변수로 사용하는 사망률과 재해율에 관한 자료는 『산업재해현황분석』과 『산재보험연보』에서 가져왔다. 이러한 자료를 바탕으로 실증분석에 사용한 데이터는 표본 수는 23,713개이고 7,088가구로 구성된 불균형 패널 자료이다.

여기서도 근로자 개인별 자료와 산업재해 자료를 연결하는 과정이 쉽지 않다. KLIPS에서는 한국표준산업분류를 적용하여 근로자 개인별 직업이 속한 산업을 분류하고 있다. 반면, 산업재해 관련 통계에서는 산재보험료를 체계에 따른 산업중분류를 적용하고 있다. 이러한 산업 분류 방식의 차이로 인하여, 각 근로자가 직면하는 사망률과 재해율을 정확하게 집계하기 어려운 점이 발생한다. 김효진(2019)에서는 산업을 10개의 대분류 하에 52개 중분류로 구분한 후, KLIPS 자료와 『산업재해현황분석』과 『산재보험연보』 자료를 이 분류에 맞게 재배열하여 두 자료를 연계하였다.

김효진(2019)에서도 이전 연구와 유사하게 아래와 같은 반대수 회귀식(半代數 回歸式)을 사용하여 헤도닉 임금함수를 추정하였다.

$$\log(W) = \alpha + \beta_1 H + \beta_2 X + \gamma_1 p + \gamma_2 pX + \theta_1 q + \theta_2 q WC + \varepsilon$$

여기서 W 는 임금, H 는 개인별 인적특성변수, X 는 직업특성변수, p 는 사

망률, q 는 재해율, WC (wage compensation) 보상적 대체임금, ε 는 오차항이다. 실증분석에서 이들 변수에 대응하는 변수에 대한 소개는 김효진(2019)의 <표 1-3>에 있고 이를 아래 <표 III-33>에 옮겨 정리하였다.

헤도닉 임금함수에서는 임금이 기본적으로 인적특성변수, 인적자본변수, 직업특성변수, 산업재해위험 등에 영향을 받는 형식으로 설정되어 있다. <표 III-33>에서 보듯이 교육연수, 근속연수, 직업훈련 경험과 같은 인적자본변수가 설명변수로 포함되어 있다. 또한 위험요인에 사망만인율과 재해만인율이 들어가 있다. 성별, 혼인여부, 나이 등과 같은 인적특성변수 및 산업분류, 기업위치 등과 같은 직업특성변수도 확인할 수 있다.

<표 III-33> 분석에 사용한 변수 정보

구분	변수명	계산방법
종속변수	시간당임금	$\log\left(\frac{\text{월평균임금}}{\text{주당근로시간} \times 4.3}\right)$
인적특성변수	성별	남성, 여성
	혼인여부	기혼, 미혼
	연령(만나이)	
인적자본변수	현재 건강상태	건강하다, 건강하지 않다
	교육연수	
	근속연수	
직업특성변수	직업훈련 경험	경험 있다, 경험 없다
	기업위치지역	서울/수도권, 기타지역
	산업대분류	1차산업/광업, 제조업, 전기가스상수도/건설업, 운수창고통신업, 금융 및 보험업, 기타의 사업
	직종대분류	관리자, 전문가, 기술자, 사무직, 서비스/판매직, 1차 산업, 기능사, 장치기계 조립사, 단순노무
	정규직 여부	정규직, 비정규직
	노조가입여부	가입, 비가입
	근로시간 규칙성	규칙적이다, 불규칙적이다
	기업규모	소상공인, 중소기업, 중견기업, 대기업
	일자리형태	상용직, 임시직, 일용직
	초과근무 여부	초과근무를 한다, 초과근무를 하지 않는다.

구분	변수명	계산방법
위험요인	연령별/산업별 사망 만인율(fatality risk)	$\frac{(\text{연령별/산업별})\text{사망자수}}{(\text{연령별/산업별})\text{근로자수}} \times 10,000$
	연령별/산업별 재해 만인율(injury risk)	$\frac{(\text{연령별/산업별})\text{재해자수}}{(\text{연령별/산업별})\text{근로자수}} \times 10,000$
보상적 대체비율(WC)	1인당 WC	$\frac{(\text{산재보험급여/수급자수})}{\text{산업별연간평균임금}}$

김효진(2019)에서는 임금근로자를 분석대상으로 삼고 있어, 고위 임원과 국제기구 근로자, 군인 등은 제외하고 있다. 이렇게 설정한 분석대상을 중심으로 추정식에 들어가는 주요 변수에 대한 기초통계치는 <표 III-34>에 나와 있다. 실질 시간당 임금은 2012년 1.25만원에서 2017년 1.42만원으로 상승한 것을 볼 수 있고, 사망률과 재해율은 꾸준히 감소하고 있음도 확인할 수 있다.

<표 III-34> 주요 변수 기초통계량

구분	연도	평균	표준편차	최솟값	최댓값
실질 시간당 임금 (종속변수) (단위: 만원)	2012	1.25	0.8	0.1	13.2
	2013	1.28	0.8	0.2	11.9
	2014	1.30	0.9	0.2	21.3
	2015	1.36	0.9	0.1	10.7
	2016	1.37	0.9	0.1	24.2
	2017	1.42	1.1	0.1	28.7
연령별/산업별 사망률 (단위: 만인율)	2012	0.96	4.0	0.0	192.3
	2013	0.89	1.6	0.0	26.9
	2014	0.86	1.8	0.0	36.6
	2015	0.72	1.4	0.0	26.0
	2016	0.74	2.5	0.0	110.9
연령별/산업별 재해율 (단위: 만인율)	2012	53.08	51.1	0.0	836.9
	2013	52.82	50.9	3.3	907.4
	2014	48.88	46.9	0.0	941.9
	2015	43.99	43.8	0.0	728.5
	2016	42.93	47.4	0.0	934.4

구분	연도	평균	표준편차	최솟값	최댓값
재해에 대한 1인당 보상비율	2017	40.63	42.7	0.0	613.9
	2012	0.27	0.1	0.0	0.8
	2013	0.27	0.1	0.1	0.5
	2014	0.26	0.1	0.1	1.1
	2015	0.25	0.1	0.1	0.5
	2016	0.25	0.1	0.1	0.5
	2017	0.24	0.1	0.1	0.5

김효진(2019)은 회귀식에 대해 3가지 추정법을 적용하고 있다. 먼저 일반 최소자승법을 적용하고, 패널자료 특성을 고려하여 고정효과(fixed effect)모형과 확률효과(random effect)모형을 적용하였다. 이에 따른 추정결과는 <표 III-35>에 나와 있다. 보상적 임금격차를 의미하는 임금 프리미엄에 대한 추정결과는 <표 III-35>에서 사망률에 대한 계수 추정치에 반영되어 있다. 일반최소자승법에 의한 추정에서는 일부 연도를 제외하고는 그 존재를 지지하는 결과가 나오지 않는다. 반면, 패널모형을 적용한 추정에서는 보상적 임금격차의 존재를 뒷받침하는 추정 결과를 확인할 수 있다.

<표 III-35> 직무 위험변수에 대한 모형별 결과와 사망률에 대한 한계효과 추정치

구분	2012	2013	2014	2015	2016	2017	POLS	FE	RE
	년	년	년	년	년	년			
(robust S.E)							(cluster~robust S.E)		
사망률 (fatality rate)	0.024 (0.017)	0.032 (0.020)	0.028* (0.016)	0.014 (0.013)	0.024 (0.023)	0.042*** (0.016)	0.029*** (0.010)	0.001 (0.004)	0.006 (0.004)
(기업규모) 소상공기 업*망 률	-0.033* (0.019)	-0.020 (0.022)	-0.025 (0.017)	-0.018 (0.019)	-0.020 (0.023)	-0.033* (0.017)	-0.024** (0.011)	0.001 (0.005)	-0.003 (0.004)
(기업규모) 중견기업* 사망률	-0.040** (0.019)	-0.037 (0.023)	-0.007 (0.018)	-0.035 (0.025)	-0.048 (0.031)	-0.107*** (0.023)	-0.037*** (0.013)	-0.002 (0.006)	-0.009 (0.006)
(기업규모) 중소기업* 사망률	-0.024 (0.017)	-0.035* (0.019)	-0.024 (0.015)	-0.035** (0.014)	-0.022 (0.023)	-0.052*** (0.016)	-0.029*** (0.010)	0.001 (0.005)	-0.005 (0.004)
(일자리형 태) 일용직*사 망률	0.008 (0.017)	0.010 (0.023)	-0.006 (0.016)	0.032 (0.027)	0.013 (0.019)	0.029 (0.020)	0.004 (0.011)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)
(일자리형 태)	0.001 (0.005)	0.006 (0.012)	0.008 (0.006)	0.023 (0.015)	0.021** (0.010)	0.024* (0.013)	0.011** (0.004)	-0.002 (0.004)	0.004 (0.003)

구분	2012	2013	2014	2015	2016	2017	POLS	FE	RE
	년	년	년	년	년	년			
	(robust S.E)						(cluster~robust S.E)		
임시직*사 망률									
초과근무* 사망률	0.004 (0.004)	0.005 (0.008)	0.006 (0.009)	0.034*** (0.011)	0.020** (0.010)	0.018 (0.011)	0.009** (0.004)	0.006* (0.003)	0.007** (0.003)
재해율 (injury rate)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)
재해율: injury.W C	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.000)
marginal effect of fatality risk	0.001 (0.004)	0.009 (0.006)	0.011** (0.005)	0.004 (0.007)	0.014** (0.006)	0.010 (0.007)	0.009*** (0.002)	0.003* (0.001)	0.004*** (0.001)
R^2	0.643	0.629	0.592	0.622	0.601	0.588			
Adj. R^2	0.640	0.625	0.588	0.619	0.597	0.585			
RMSE	0.345	0.356	0.366	0.346	0.349	0.355			
Num. obs.	3,788	3,804	3,792	3,970	4,131	4,278	23,713	23,713	23,713
F-statist ic							833.58***	28.35***	329.22***
Hausma n test							922.103***		

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

주1) 연도별 추정 결과와 패널모형 결과 중 위험(risk)에 대한 결과만을 발췌하여 수록하였다.

주2) 모든 모형은 BIC기준으로 선택된 최적모형의 결과를 수록하였다.

통계적생명가치(VSL)에 대한 김효진(2019)의 도출을 보면, 근로자 개인별 통계적생명가치(VSL)를 구하고 그 분포에 대해서도 추정하고 있다. 이미 살펴본 바와 같이 헤도닉 임금함수를 이용하여 통계적생명가치(VSL)을 구할 때는 $\partial W/\partial RISK$ 에 대한 추정치가 중요하다. 그런데 반대수 회귀식 형태의 헤도닉 임금함수에서는 $\partial \log(W)/\partial RISK = (1/W) \times (\partial W/\partial RISK)$ 에서 $\partial W/\partial RISK = (\partial \log(W)/\partial RISK) \times W$ 가 된다. 이는 반대수 회귀식에서 사망률 또는 재해율의 계수에 임금을 곱해야 $\partial W/\partial RISK$ 가 됨을 의미한다.

김효진(2019)의 실증분석에서 반대수 회귀식의 추정계수를 사용하기보다는 이를 한계효과(marginal effect)로 부르면서 더욱 엄밀하게 추정하고 있다. 김효진(2019)에서 보면, 다음과 같은 수식을 이용하여 계산한다.

marginal effect

$$= \gamma_1 + \gamma_2(\text{기업규모}) + \gamma_3(\text{일자리형태}) + \gamma_4(\text{초과근무여부})$$

위의 식을 통해 구한 후 한계효과는 $\partial \log(W) / \partial RISK$ 에 해당한다. 그런데 통계적생명가치(VSL)를 연간 단위로 계산하고 있다. 따라서 통계적생명가치(VSL)는 다음과 같은 방식으로 계산한다.

$$VSL = \text{marginal effect} \times W \times \text{근로시간} \times 10,000$$

여기서 ‘근로시간’은 연간 근로시간에 해당하고, 사망만인율을 사용하기 때문에 10,000을 곱한다.

각 연도별 통계적생명가치(VSL) 추정 결과는 김효진(2019)의 <표 1-7>에 있으며, 이를 그대로 옮겨 아래 <표 III-36>에 나타내고 있다. 이 결과를 보면 2014년 평균 통계적생명가치(VSL) 추정치는 34.69억원, 2016년에는 42.29억원으로 나왔다. 한편 패널 모형으로 추정한 결과에 따르면, 고정효과 모형의 경우에는 8.08억원, 확률효과 모형에서는 13.20억원의 통계적생명가치(VSL)가 추정되었다.

<표 III-36> 개인별 VSL 추정치들의 평균값 및 중위값

구분	전체 VSL		상·하위 10%를 제외한 VSL	
	평균(억원)	중위값(억원)	평균(억원)	중위값(억원)
2012	4.81	4.07	4.24	4.07
2013	28.63	23.62	25.48	23.62
2014	34.69	28.86	31.39	27.49
2015	10.78	9.16	9.63	8.74
2016	42.29	36.32	37.47	33.90
2017	30.23	25.52	26.65	24.57
Pooled OLS	28.29	23.49	23.76	22.18
Fixed effect	8.08	6.71	7.12	6.54
Random effect	13.20	10.96	12.01	11.06

한편 이 연구에 소개되고 있는 국외 연구 결과를 보면, 다음과 같다. Viscusi and Aldy(2003)은 통계적생명가치(VSL)에 관한 기존 연구를 정리하고 헤도닉 임금함수를 이용한 통계적생명가치(VSL) 추정을 검토하고 있다. 이 논문에서는 각국의 통계적생명가치(VSL)에 대한 추정치를 제시하고 있는데, 미국은 50만 달러에서 2,100만 달러 수준이며, 영국은 400만 달러에서 7,400만 달러에 이르는 것으로 보고한다.

Schaffner and Spengler(2010)에서는 1979년부터 1995년까지 독일 근로자의 패널자료를 사용하여 통계적생명가치(VSL)를 도출하고 있다. 이들은 일반최소자승법과 패널데이터 성격을 감안한 first-difference 모형 등을 적용하여 통계적생명가치(VSL)를 계산하였다. 일반최소자승법에 따른 통계적생명가치(VSL) 추정치는 610만 유로이고, first-difference 모형에 따르면 150만 유로인 것으로 나타났다.

마) 기존 연구의 검토에 의한 본 연구의 모형 구축 방향

국내 기존 연구의 분석 특징과 주요 결과 및 시사점은 다음 <표 III-37>에 정리되어 있다. 분석의 특징에서는 분석에 이용한 자료와 모형에 포함된 재해율 변수(즉, 사망률 및 재해율) 및 분석에 이용한 계량경제 모형을 검토하였다. 한편 주요 결과 및 시사점에서는 재해율 관련 변수들의 추정 계수의 부호 및 통계적 유의성 여부와 더불어 통계적생명가치(VSL) 추정 결과를 검토하였다. 이와 같은 검토를 통해 본 연구의 모형 구축 방향에 대한 시사점을 도출하였다.

〈표 III-37〉 기존 연구의 특징 및 시사점

구분	분석의 특징	주요 결과 및 시사점
송기호 (1994)	<ul style="list-style-type: none"> - 1980-1990년 10년 「직종별임금실태조사」와 「산업재해현황분석」 자료 분석 - 매년자료를 사망률 및 재해율변수를 포함하여 분석 - OLS모형 이용 	<ul style="list-style-type: none"> - 모형에 사망률 및 재해율 자료를 각각 포함한 다른 모형으로 분석함 → 사망률의 계수가 +(양)이면서 통계적으로 유의함, 재해율의 계수는 2개년은 -(음)의 값이고, 나머지 연도는 +(양)의 값을 가짐 - 통계적생명가치(VSL): 3.5~5.41억원 - 매년 자료를 분석한 모형이고, 모형에 사망률 및 재해율을 동시에 포함한 모형은 아님
조윤기 (2004)	<ul style="list-style-type: none"> - 1999년 「직종별임금실태조사」와 「산업재해현황분석」 자료 분석 - 1999년 단일 연도 자료 분석 및 2000년 일본 자료 분석 결과 비교 - 모형에 사망률 및 재해율 변수를 포함하여 분석 - OLS모형 이용 	<ul style="list-style-type: none"> - 사망률의 계수는 +(양)이고 재해율의 계수는 -(음)이며, 통계적으로 모두 유의함 - 통계적생명가치(VSL): 4억1,845만원 - 단일 연도 자료에 대한 분석임
이승렬 (2005)	<ul style="list-style-type: none"> - 「한국노동패널조사」의 4차년도(2001년) 자료 분석 - 한국표준산업분류에서 기능원 및 관련 기능근로자, 장치, 기계조직원 및 조립원, 단순 노무직근로자 중 남성 생산직 노동자 673명과 이 중 정규직/상용직인 549명 분석 - 모형에 사망률 변수만 포함하고, 노동조합 변수와 상호효과 변수를 포함함 - OLS모형, 2단계 최소자승법모형(2SLS), 오차항의 불균등 분산 제거 추정 모형 적용 	<ul style="list-style-type: none"> - 사망률의 계수가 +(양)의 값을 갖지만, 통계적으로 유의하지 않음 - OLS모형, 2단계최소자승법, 오차항의 불균등 분산 제거 추정 모형 비교 검토
김효진 (2019)	<ul style="list-style-type: none"> - 「한국노동패널조사」의 6년(2012-2017년) 자료 분석 - 매년 자료에 대한 OLS 모형 및 전체 자료에 대한 패널자료분석모형 이용 - 사망률 및 재해율 변수를 포함한 모형 이용 - 사망률과 다른 변수들과의 상호 효과변수를 포함 	<ul style="list-style-type: none"> - 사망률의 계수가 +(양)의 값을 갖지만, 통계적으로 유의하지 않음 - 패널자료분석모형에서 통계적생명가치(VSL): 고정효과모형의 경우 8억 800만원, 확률효과모형에서 13억 2천만원 - 분석 결과와 관련하여 적합한 모형에 대한 판단 없음

결과적으로 본 연구의 모형 구축 방향은 임금 근로자를 대표할 수 있는 자료를 활용해야 한다는 것이다. 왜냐하면 주요 결과로서 도출할 통계적생명가치(VSL)를 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 건강 편익 산정하기 위해서는 산업의 임금 근로자 모집단을 대표할 수 있는 자료의 이용이 필요하다. 이를 위해 기존 연구에서 이용한 「직종별임금실태조사」 및 「한국노동패널자료」를 고려할 수 있다. 이때 「직종별임금실태조사」는 현재는 「고용형태별근로실태조사」로 이어지고 있다. 두 자료는 장단점이 있지만, 본 연구에서는 임금 근로자 모집단에 대한 대표성이 높다고 판단되는 「고용형태별근로실태조사」를 이용하기로 결정하였다.

또한 산업재해 자료를 한국표준산업분류 9차 중분류 76개 기준으로 산정하여 「고용형태별근로실태조사」 원자료에 결합하는 방식을 사용하였다. 산업별 분류가 줄어들게 되면, 산업별 재해율 및 사망률의 변이가 줄어들어 추정 결과에 영향을 줄 수 있다고 판단하였기 때문이다.

계량경제 분석 모형은 자료의 분석에 적합한 모형을 선택하였고, 독립변수에 사망률과 재해율 변수를 동시에 포함해서 분석하였다. 이는 두 가지 재해율 관련 변수가 상호 영향을 주면서 임금에 영향을 주는 관계를 분석하는 것이 적절하다고 판단하였기 때문이다.

분석 기간은 가급적 일정한 기준으로 분석할 수 있는 최대한의 기간을 대상으로 하였다. 재해율 집계에 대한 기준이 변화한 2012년 이후부터 현재 이용가능한 최근 자료인 2019년까지를 분석하였다. 단일 연도만을 분석하는 경우 매년 통계적생명가치(VSL)의 변동성 및 추이를 검토하기 어렵기 때문이다.

본 연구에서는 통계적생명가치(VSL)의 추정치 중에서 산업안전보건법 규제영향분석 특히, 화학물질 관련 규제 또는 정책의 건강 편익 분석에 이용할 수 있는 통계적생명가치(VSL)를 검토하여 제시하고자 하였다. 이는 본 연구의 주요 목적이기 때문이다.

〈표 III-38〉 본 연구의 모형 구축 방향

구분	분석의 특징	주요 결과
본 연구 모형 구축 방향	<ul style="list-style-type: none"> - 임금근로자를 대표할 수 있는 자료 활용 : 「고용형태별근로실태조사」 또는 「한국노동패널」 자료 검토 → 모집단의 대표성을 위해 「고용형태별근로실태조사」 원자료 이용으로 결정 - 산업재해 자료를 산업분류를 가급적 세분화해서 결합 구축 → 한국표준산업분류 9차 중분류(76개)에 산업재해 자료 결합하는 방식 적용 - 분석 모형은 자료의 특성을 고려해서 결정 → OLS, 표본가중치 반영 OLS 및 WLS 모형 적용 	<ul style="list-style-type: none"> - 특성 임금모형의 독립변수로 사망률 및 재해율을 포함해서 분석 결과 도출 - 단일 연도 자료가 아닌 일정 기간 동안의 통계적생명가치(VSL) 산정 및 추이 분석 - 화학물질 관련 건강 편익 추정을 위한 통계적생명가치(VSL) 검토 및 제안

4) 분석 자료의 구축

앞서 검토한 헤도닉(특성) 임금함수의 추정을 위해서는 고용형태별근로실태 조사 원자료, 산업재해분석 및 표준산업분류 자료, 그 외 분석을 위해 필요한 자료 수집 및 구축이 필요하다. 즉, 산업재해에 대한 보상적 임금격차에 의거하여 통계적생명가치(VSL)를 추정하기 위해서는 개인별 노동특성 변수와 산업재해의 위험도 자료를 우선 결합하여 구축해야 한다.

〈표 III-39〉 분석 자료 및 이용 방식

구분	주요 조사 내용	분석에서의 이용 방식
고용형태별근로실태 조사 (고용노동부)	일자리 특성(임금, 노동시간, 업종, 직종 등), 개인 특성, 가구 특성 변수	특성임금함수 추정의 주요 변수
산업재해분석 (고용노동부)	사망만인율, 재해만인율,	특성임금함수 추정의 주요 변수
한국표준산업분류	산업의 대분류, 중분류, 소분류, 세분류, 세세분류	산업재해 자료를 표준산업분류로 재조정하여 구축할 때 이용

우선, 「고용형태별근로실태조사」는 사업체 근로자의 고용형태별(정규/비정규)로 근로시간, 임금 등을 조사하여 고용정책, 근로기준 및 노사정책 등 정책 개선·개발에 활용하기 위해 조사되고 있다. 조사항목은 사업체 현황에 대한 ‘사업체조사표’와 해당 사업체의 정규/비정규직 규모별로 추출된 근로자에 대한 ‘개인조사표’로 구성된다. 사업체조사표 항목(14개) 및 근로자 개인조사표 항목(31개)이다.

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하며, 이 조사를 통해서 작성되는 주요 통계는 세부 고용형태별 인적속성 및 사업체속성 구분에 대한 근로자의 임금 등 근로실태이다.

〈표 III-40〉 「고용형태별근로실태조사」의 조사 항목

영역	항목
사업체 현황	사업체 명칭 사업체 소재지 주요 생상품명 또는 사업내용 사업체 형태 경영형태 전체근로자수 노동조합 유무 6월 급여계산기간 산재보험 가입여부 주당 정상조업 영업일수 기업 전체의 근로자수 전년도 연간 상여금 및 성과급에 관한 사항 사업체설립년월 고용형태별 임금근로자수 및 추출근로자수
근로자 항목	일련번호 고용형태 사번(또는 성명) 성별 학력 출생년월 입사년월 경력년수 근무형태 고용계약기간 직종 (1) 업무내용 (2) 직업분류코드 근로일수 (1) 소정실근로일수 (2) 휴일실근로일수 근로시간 (1) 소정실근로시간 (2) 초과실근로시간 (2-1) 휴일실근로시간 임금산정기준 임금기준액 6월 급여액 (1) 정액급여 1) 기본급 2) 통상적 수당 3) 기타수당 (2) 초과급여 전년도 연간 상여금 및 성과급 총액 사회보험 가입여부 (1) 고용보험 (2) 건강보험 (3) 국민연금 (4) 산재보험 부가급부 적용여부 (1) 상여금 (2) 퇴직연금 노동조합 가입여부

조사대상 근로자 추출은 표본 사업체 내의 전체 정규 및 비정규근로자의 근로실태 조사를 원칙으로 하되, 정규 또는 비정규근로자 수가 많은 경우는 일부를 추출하는 방식을 이용한다. 2012년 699,490명, 2013년 708,874명, 2014년 705,427명, 2015년 718,578명, 2016년 727,821명, 2017년 831,609명, 2018년 834,466명 및 2019년 841,971명의 근로자가 조사되었다. 이는 2012~2019년 8년 동안 평균 매년 758,530명이 조사된 것이다.

〈표 III-41〉 「고용형태별근로실태조사」의 조사 근로자수 현황

연도	조사 근로자수(명)
2012	699,490
2013	708,874
2014	705,427
2015	718,578
2016	727,821
2017	831,609
2018	834,466
2019	841,971
평균	758,530

산업재해의 위험도를 측정할 수 있는 사망률, 재해율 등의 위험(risk) 자료를 수집하기 위하여 고용노동부에서 매년 발간하는 「산업재해현황분석」을 활용하였다. 「산업재해현황분석」은 산업재해의 산업별, 규모별, 지역별, 발생시기별, 원인별 분포와 재해 근로자의 성별, 연령별, 근속기간별 등 특성을 파악하여 산업재해예방 정책 수립의 기초자료로 제공하는 데 그 목적이 있다.

조사 대상은 산업재해보상보험법 적용사업체에서 발생한 산업재해 중 산업재해보상보험법에 의한 업무상 사고 및 질병으로 승인을 받은 사망 또는 4일 이상 요양을 요하는 재해(지방 고용노동관서 산재미보고 적발재해 포함)를 조사대상으로 하고 있다.

〈표 III-42〉 「산업재해현황분석」의 주요 용어

주요 용어	내용
근로자수	산재보험 가입 근로자수
요양재해자수	근로복지공단의 유족급여가 지급된 사망자수 및 근로복지공단에 최초 요양신청서를 제출한 재해자 중 요양승인을 받은 재해자수
사망자수	업무상 사고 또는 질병으로 인해 발생한 사망자수 ※ 사망자수에는 사업장외 교통사고, 체육행사, 폭력행위, 사고발생일로부터 1년 경과 사고사망자, 통상 출퇴근 사망자는

주요 용어	내용
	제외(다만, 운수업, 음식·숙박업의 사업장의 교통사고 사망자는 포함)
요양재해율(천인율)	근로자 100(1,000)명당 발생하는 요양재해자수의 비율
사망만인율	근로자 10,000명당 발생하는 사망자수의 비율
강도율	1,000 근로시간당 재해로 인한 근로손실일수
도수율	1,000,000 근로시간당 재해발생건수

산업재해 자료를 한국표준산업분류의 기준을 고려한 산업분류(중분류)로 연계하여, 「고용형태별근로실태조사」 원자료와 함께 분석할 수 있도록 자료를 재구축하였다. 헤도닉(특성) 임금함수를 추정하기 위해서는 임금의 특성을 반영하는 데이터가 필요하다. 임금에 대한 설명요인은 인적자본이론에 입각한 나이, 학력, 경력, 성별 등과 같은 요인과 산업재해위험을 대변하는 사망률과 재해율 등으로 크게 구분할 수 있다. 그런데 나이, 학력, 경력, 성별 등과 같은 요인은 개별 근로자마다 차이가 있으므로, 개별 근로자 차원의 데이터가 필요하다. 반면, 산업재해 위험정도는 산업별로 변동이 생기므로, 각 산업 차원의 데이터가 있어야 한다. 이처럼 데이터 수집 차원이 다른 두 종류의 데이터를 함께 묶어 일관성 있는 데이터셋(data set)을 구축해야 헤도닉(특성) 임금 함수를 추정할 수 있다.

이상과 같은 자료 구축 과정에서 연계한 한국표준산업분류 9차 중분류 산업부문을 산업재해현황분석의 산업 재해율 정보를 활용해 연계한 방식은 다음 표로 정리하였다. 이때 산업재해율 정보가 한국표준산업분류 9차 중분류 산업부문으로 단독 연계되는 경우는 산업재해율 정보를 그대로 이용하였다. 한편 한국표준산업분류 9차 중분류 산업부문이 산업재해율이 여러 산업과 연계된다고 판단하는 경우는, 해당되는 산업부문의 근로자수의 비중을 가중치로 활용하여 새로운 산업재해율을 산정하여 연계하였다. 이렇게 산정한 자료는 다음 표에서 ‘+’ 기호를 이용하여 포함된 산업부문을 표시하였다. 「산업재해현황분석」의 산업분류 기준이 2012년, 2017년, 2018년, 2019년 변경되었기에, 각각에 대해 <표 III-43> ~ <표 III-46>에 정리하였다.

〈표 III-43〉 2012-2016년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계

한국표준산업분류 9차			2012-2016년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
A 농업, 임업 및 어업 (01 ~ 03)	1	농업	농업	농업
	2	임업	임업	임업
	3	어업	어업	어업+양식어업및어업관련서비스업
B 광업 (05 ~ 08)	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	광업	석탄광업+채석업
	6	금속 광업		금속및비금속광업
	7	비금속광물 광업;연료용 제외		금속및비금속광업+석회석광업
	8	광업 지원 서비스업		광업 소계+기타 광업
C 제조업 (10 ~ 33)	10	식료품 제조업	제조업	식료품제조업
	11	음료 제조업		식료품제조업
	12	담배 제조업		담배제조업
	13	섬유제품 제조업; 의복제외		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	15	가죽, 가방 및 신발 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외		목재및종이제품제조업
	17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업		펄프·지류제조업 및 제본또는 인쇄물가공업
	18	인쇄 및 기록매체 복제업		신문, 화폐발행, 출판업및인쇄업
	19	코르크스, 연탄 및 석유정제품 제조업		코르크스, 연탄및석유정제품제조업
	20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외		화학제품제조업
	21	의료용 물질 및 의약품 제조업		의약품및화장품향료제조업
	22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업		고무제품제조업
	23	비금속 광물제품 제조업		유리제조업+도자기, 기타요업제품+시멘트제조업+비금속광물제품, 금속제품제조업 또는 금속가공업
	24	1차 금속 제조업		비금속광물제품및금속제품제조업또는금속가공업+금속제련업+도금업
25	금속가공제품 제조업;기계 및	비금속광물제품및금속제품제조		

한국표준산업분류 9차			2012-2016년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
		가구 제외		업또는금속가공업
	26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업		전자제품제조업
	27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업		계량기,광학기계,기타정밀기구 제조업
	28	전기장비 제조업		전기기계기구제조업
	29	기타 기계 및 장비 제조업		기계기구제조업
	30	자동차 및 트레일러 제조업		수송용기계기구제조업+자동차 및모터사이클수리업
	31	기타 운송장비 제조업		선박건조및수리업
	32	가구 제조업		수제품제조업
	33	기타 제품 제조업		기타제조업
D 전기, 가스, 증기 및 수도사업 (35 ~ 36)	35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	전기·가스·증기및 수도사업	전기·가스·증기및수도사업
	36	수도사업		전기·가스·증기및수도사업
E 하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업 (37 ~ 39)	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	기타의 사업	건물종합관리,위생및유사서비스업
	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업		건물종합관리,위생및유사서비스업
	39	환경 정화 및 복원업		건물종합관리,위생및유사서비스업
F 건설업 (41 ~ 42)	41	종합 건설업	건설업	건설업
	42	전문직별 공사업		건설업
G 도매 및 소매업 (45~47)	45	자동차 및 부품 판매업	기타의 사업	도,소매및소비자용품수리업
	46	도매 및 상품중개업		도,소매및소비자용품수리업
	47	소매업; 자동차 제외		도,소매및소비자용품수리업
H 운수업 (49~52)	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	운수·창고 및 통신업	철도,궤도및삭도운수업+화물자동차운수업+소형화물운수업및택배업,퀵서비스업
	50	수상 운송업		수상운수업,항만하역및화물취급사업
	51	항공 운송업		항공운수업
	52	창고 및 운송관련 서비스업		운수관련서비스업+창고업
I 숙박 및 음식점업 (55)	55	숙박업	기타의 사업	오락,문화및운동관련사업
	56	음식점 및 주점업		오락,문화및운동관련사업

한국표준산업분류 9차			2012-2016년 산업재해재해분석		
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류	
~ 56)					
J 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 (58 ~ 63)	58	출판업		오락,문화및운동관련사업	
	59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업		오락,문화및운동관련사업	
	60	방송업		오락,문화및운동관련사업	
	61	통신업	운수·창고 및 통신업	통신업	
	62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	기타의 사업	전문기술서비스업	
	63	정보서비스업		전문기술서비스업	
K 금융 및 보험업 (64 ~ 66)	64	금융업	금융및보험업	금융및보험업	
	65	보험 및 연금업		금융및보험업	
	66	금융 및 보험 관련 서비스업		금융및보험업	
L 부동산업 및 임대업 (68 ~ 69)	68	부동산업	기타의 사업	부동산업및임대업	
	69	임대업;부동산 제외		부동산업및임대업	
M 전문, 과학 및 기술 서비스업 (70 ~ 73)	70	연구개발업		전문기술서비스업	
	71	전문서비스업		전문기술서비스업	
	72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업		전문기술서비스업	
	73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업		전문기술서비스업	
N 사업시설관리 및 사업지원 서비스업 (74 ~ 75)	74	사업시설 관리 및 조경 서비스업		기타의 사업 소계	
	75	사업지원 서비스업		기타의 사업 소계	
O 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(84)	84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정			국가및지방자치단체의사업

한국표준산업분류 9차			2012-2016년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
P 교육 서비스업(85)	85	교육 서비스업		교육서비스업
Q 보건업 및 사회복지 서비스업(86~87)	86	보건업		보건및사회복지사업
	87	사회복지 서비스업		보건및사회복지사업
R 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업(90~91)	90	창작, 예술 및 여가관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
	91	스포츠 및 오락관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
S 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업(94~96)	94	협회 및 단체		기타의각종사업
	95	수리업		기타의각종사업
	96	기타 개인 서비스업		기타의각종사업
T 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동(97~98)	97	가구내 고용활동		기타의 사업 소계
	98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동		기타의 사업 소계
U 국제 및 외국기관(99)	99	국제 및 외국기관		해외파견자+주한미군

〈표 Ⅲ-44〉 2017년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계

한국표준산업분류 9차			2017년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
A 농업, 임업 및 어업 (01 ~ 03)	1	농업	농업	농업
	2	임업	임업	임업
	3	어업	어업	어업

한국표준산업분류 9차			2017년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
B 광업 (05 ~ 08)	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	광업	석탄광업및채석업
	6	금속 광업		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	7	비금속광물 광업;연료용 제외		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	8	광업 지원 서비스업		광업 소계
C 제조업 (10 ~ 33)	10	식료품 제조업	제조업	식료품제조업
	11	음료 제조업		식료품제조업
	12	담배 제조업		담배제조업
	13	섬유제품 제조업; 의복제외		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	15	가죽, 가방 및 신발 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+섬유및섬유제품제조업(을)
	16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외		목재및종이제품제조업
	17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업		펄프·지류제조업 및 제본또는 인쇄물가공업
	18	인쇄 및 기록매체 복제업		신문, 화폐발행, 출판업및인쇄업
	19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업		코크스, 연탄및석유정제품제조업
	20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외		화학제품제조업
	21	의료용 물질 및 의약품 제조업		의약품및화장품향료제조업
	22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업		고무제품제조업
	23	비금속 광물제품 제조업		유리제조업+도자기, 기타요업 제품+시멘트제조업+비금속광물제품, 금속제품제조업 또는 금속가공업
	24	1차 금속 제조업		비금속광물제품및금속제품제조업또는금속가공업+금속제련업+도금업
	25	금속가공제품 제조업;기계 및 가구 제외		비금속광물제품및금속제품제조업또는금속가공업
26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	전자제품제조업		

한국표준산업분류 9차			2017년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
	27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업		계량기, 광학기계, 기타정밀기구 제조업
	28	전기장비 제조업		전기기계기구제조업
	29	기타 기계 및 장비 제조업		기계기구제조업
	30	자동차 및 트레일러 제조업		수송용기계기구제조업+자동차 및모터사이클수리업
	31	기타 운송장비 제조업		선박건조및수리업
	32	가구 제조업		수제품제조업
	33	기타 제품 제조업		기타제조업
D 전기, 가스, 증기 및 수도사업 (35 ~ 36)	35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	전기·가스·증기및수도사업	전기·가스·증기및수도사업
	36	수도사업		전기·가스·증기및수도사업
E 하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업 (37 ~ 39)	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	기타의 사업	건물종합관리, 위생및유사서비스업
	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
	39	환경 정화 및 복원업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
F 건설업 (41 ~ 42)	41	종합 건설업	건설업	건설업
	42	전문직별 공사업		건설업
G 도매 및 소매업 (45~47)	45	자동차 및 부품 판매업	기타의 사업	도,소매및소비자용품수리업
	46	도매 및 상품중개업		도,소매및소비자용품수리업
	47	소매업; 자동차 제외		도,소매및소비자용품수리업
H 운수업 (49~52)	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	운수·창고 및 통신업	철도, 궤도및삭도운수업+자동차운수업및택배업·퀵서비스업
	50	수상 운송업		육상및수상운수업
	51	항공 운송업		철도, 궤도, 삭도, 항공운수업
	52	창고 및 운송관련 서비스업		운수관련서비스업+창고업
I 숙박 및 음식점업 (55 ~ 56)	55	숙박업	기타의 사업	오락, 문화및운동관련사업
	56	음식점 및 주점업		오락, 문화및운동관련사업
J 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 (58 ~ 63)	58	출판업	기타의 사업	오락, 문화및운동관련사업
	59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업		오락, 문화및운동관련사업
	60	방송업		오락, 문화및운동관련사업
	61	통신업	운수·	통신업

한국표준산업분류 9차			2017년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
			창고 및 통신업	
	62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	기타의 사업	전문기술서비스업
	63	정보서비스업		전문기술서비스업
K 금융 및 보험업 (64 ~ 66)	64	금융업	금융및 보험업	금융및보험업
	65	보험 및 연금업		금융및보험업
	66	금융 및 보험 관련 서비스업		금융및보험업
L 부동산업 및 임대업 (68 ~ 69)	68	부동산업	기타의 사업	부동산업및임대업
	69	임대업:부동산 제외		부동산업및임대업
M 전문, 과학 및 기술 서비스업 (70 ~ 73)	70	연구개발업		전문기술서비스업
	71	전문서비스업		전문기술서비스업
	72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업		전문기술서비스업
	73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업		전문기술서비스업
N 사업시설관리 및 사업지원 서비스업 (74 ~ 75)	74	사업시설 관리 및 조경 서비스업		기타의 사업 소계
	75	사업지원 서비스업		기타의 사업 소계
O 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(84)	84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정		국가및지방자치단체의사업
P 교육 서비스업(85)	85	교육 서비스업		교육서비스업
Q 보건업 및 사회복지 서비스업(86~ 87)	86	보건업		보건및사회복지사업
	87	사회복지 서비스업		보건및사회복지사업
R 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업(90~ 91)	90	창작, 예술 및 여가관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
	91	스포츠 및 오락관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
S 협회 및 단체,	94	협회 및 단체		기타의각종사업

한국표준산업분류 9차			2017년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
수리 및 기타 개인 서비스업(94~96)	95	수리업		기타의각종사업
	96	기타 개인 서비스업		기타의각종사업
T 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동(97~98)	97	가구내 고용활동		기타의 사업 소계
	98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동		기타의 사업 소계
U 국제 및 외국기관(99)	99	국제 및 외국기관		해외파견자+주한미군

〈표 III-45〉 2018년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계

한국표준산업분류 9차			2018년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
A 농업, 임업 및 어업 (01 ~ 03)	1	농업	농업	농업
	2	임업	임업	임업
	3	어업	어업	어업
B 광업 (05 ~ 08)	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	광업	석탄광업및채석업
	6	금속 광업		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	7	비금속광물 광업;연료용 제외		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	8	광업 지원 서비스업		광업 소계
C 제조업 (10 ~ 33)	10	식료품 제조업	제조업	식료품제조업
	11	음료 제조업		식료품제조업
	12	담배 제조업		의약품, 화장품향료, 담배제조업
	13	섬유제품 제조업; 의복제외		섬유및섬유제품제조업(갑)+ 섬유및섬유제품제조업(을)
	14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+ 섬유및섬유제품제조업(을)

한국표준산업분류 9차			2018년 산업재해해해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
	15	가죽, 가방 및 신발 제조업		섬유및섬유제품제조업(갑)+ 섬유및섬유제품제조업(을)
	16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외		목재및종이제품제조업
	17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업		목재및종이제품제조업
	18	인쇄 및 기록매체 복제업		출판,인쇄,제본또는인쇄물가 공업
	19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업		코크스,연탄및석유정제품제 조업
	20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외		화학및고무제품제조업
	21	의료용 물질 및 의약품 제조업		의약품,화장품향료,담배제조 업
	22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업		화학및고무제품제조업
	23	비금속 광물제품 제조업		유리제조업+도자기,기타요업 제품,시멘트제조업+기계기구 ,비금속광물제품,금속제품제 조업 또는 금속가공업
	24	1차 금속 제조업		금속제련업+도금업
	25	금속가공제품 제조업;기계 및 가구 제외		기계기구,비금속광물및금속 제품제조업
	26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업		전기기계기구,전자제품,계량 기,광학기계,기타정밀기구제 조업
	27	의료, 정밀, 광학기계 및 시계 제조업		전기기계기구,전자제품,계량 기,광학기계,기타정밀기구제 조업
	28	전기장비 제조업		전기기계기구,전자제품,계량 기,광학기계,기타정밀기구제 조업
	29	기타 기계 및 장비 제조업		전기기계기구,전자제품,계량 기,광학기계,기타정밀기구제 조업
	30	자동차 및 트레일러 제조업		수송용기계기구제조업,자동 차및모터사이클수리업
	31	기타 운송장비 제조업		선박건조및수리업
	32	가구 제조업		수제품제조업

한국표준산업분류 9차			2018년 산업재해해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
	33	기타 제품 제조업		기타제조업
D 전기, 가스, 증기 및 수도사업 (35 ~ 36)	35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	전기·가스·증기및수도사업	전기·가스·증기및수도사업
	36	수도사업		전기·가스·증기및수도사업
E 하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업 (37 ~ 39)	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	기타의 사업	건물종합관리, 위생및유사서비스업
	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
	39	환경 정화 및 복원업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
F 건설업 (41 ~ 42)	41	종합 건설업	건설업	건설업
	42	전문직별 공사업		건설업
G 도매 및 소매업 (45~47)	45	자동차 및 부품 판매업	기타의 사업	도,소매및소비자용품수리업
	46	도매 및 상품중개업		도,소매및소비자용품수리업
	47	소매업; 자동차 제외		도,소매및소비자용품수리업
H 운수업 (49~52)	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	운수·창고 및 통신업	육상및수상운수업
	50	수상 운송업		육상및수상운수업
	51	항공 운송업		철도, 궤도, 삭도, 항공운수업
	52	창고 및 운송관련 서비스업		운수관련서비스업+창고업
I 숙박 및 음식점업 (55 ~ 56)	55	숙박업	기타의 사업	오락, 문화및운동관련사업
	56	음식점 및 주점업		오락, 문화및운동관련사업
J 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 (58 ~ 63)	58	출판업	기타의 사업	오락, 문화및운동관련사업
	59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업		오락, 문화및운동관련사업
	60	방송업		오락, 문화및운동관련사업
	61	통신업	운수·창고 및 통신업	통신업
	62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	기타의 사업	전문기술서비스업
63	정보서비스업	전문기술서비스업		
K 금융 및 보험업 (64 ~ 66)	64	금융업	금융및보험업	금융및보험업
	65	보험 및 연금업		금융및보험업
	66	금융 및 보험 관련 서비스업		금융및보험업
L 부동산업 및	68	부동산업	기타의	부동산업및임대업

한국표준산업분류 9차			2018년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
임대업 (68 ~ 69)	69	임대업;부동산 제외	사업	부동산업및임대업
M 전문, 과학 및 기술 서비스업 (70 ~ 73)	70	연구개발업		전문기술서비스업
	71	전문서비스업		전문기술서비스업
	72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업		전문기술서비스업
	73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업		전문기술서비스업
	N 사업시설관리 및 사업지원 서비스업 (74 ~ 75)	74		사업시설 관리 및 조경 서비스업
75		사업지원 서비스업		사업서비스업
O 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(84)	84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정		국가및지방자치단체의사업
P 교육 서비스업(85)	85	교육 서비스업		교육서비스업
Q 보건업 및 사회복지 서비스업(86~87)	86	보건업		보건및사회복지사업
	87	사회복지 서비스업		보건및사회복지사업
R 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업(90~91)	90	창작, 예술 및 여가관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
	91	스포츠 및 오락관련 서비스업		오락,문화및운동관련사업
S 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업(94~96)	94	협회 및 단체		기타의각종사업
	95	수리업		기타의각종사업
	96	기타 개인 서비스업		기타의각종사업
T 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동(97~98)	97	가구내 고용활동		기타의 사업 소계
	98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동		기타의 사업 소계
U 국제 및 외국기관(99)	99	국제 및 외국기관		해외파견자+주한미군

〈표 III-46〉 2019년 산업재해율의 한국표준산업분류(중분류)와 연계

한국표준산업분류 9차			2019년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
A 농업, 임업 및 어업 (01 ~ 03)	1	농업	농업	농업
	2	임업	임업	임업
	3	어업	어업	어업
B 광업 (05 ~ 08)	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	광업	석탄광업및채석업
	6	금속 광업		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	7	비금속광물 광업;연료용 제외		석회석·금속·비금속광업및기타광업
	8	광업 지원 서비스업		광업 소계
C 제조업 (10 ~ 33)	10	식료품 제조업	제조업	식료품제조업
	11	음료 제조업		식료품제조업
	12	담배 제조업		의약품,화장품향료,담배제조업
	13	섬유제품 제조업; 의복제외		섬유및섬유제품제조업
	14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업		섬유및섬유제품제조업
	15	가죽, 가방 및 신발 제조업		섬유및섬유제품제조업
	16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외		목재및종이제품제조업
	17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업		목재및종이제품제조업
	18	인쇄 및 기록매체 복제업		출판,인쇄,제본또는인쇄물가공업
	19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업		코크스,연탄및석유정제품제조업
	20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외		화학및고무제품제조업
	21	의료용 물질 및 의약품 제조업		의약품,화장품향료,담배제조업
	22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업		화학및고무제품제조업
	23	비금속 광물제품 제조업		유리,도자기,시멘트제조업
	24	1차 금속 제조업		금속제련업
25	금속가공제품 제조업;기계 및 가구 제외	기계기구,비금속광물및금속제품제조업		
26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	전기기계기구,전자제품,계량기,광학기계,기타정밀기구제조업		

한국표준산업분류 9차			2019년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
	27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업		전기기계기구, 전자제품, 계량기, 광학기계, 기타정밀기구제조업
	28	전기장비 제조업		전기기계기구, 전자제품, 계량기, 광학기계, 기타정밀기구제조업
	29	기타 기계 및 장비 제조업		전기기계기구, 전자제품, 계량기, 광학기계, 기타정밀기구제조업
	30	자동차 및 트레일러 제조업		전기기계기구, 전자제품, 계량기, 광학기계, 기타정밀기구제조업
	31	기타 운송장비 제조업		선박건조및수리업
	32	가구 제조업		수제품및기타제품제조업
	33	기타 제품 제조업		수제품및기타제품제조업
D 전기, 가스, 증기 및 수도사업 (35 ~ 36)	35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	전기·가스·증기및수도사업	전기·가스·증기및수도사업
	36	수도사업		전기·가스·증기및수도사업
E 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업 (37 ~ 39)	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	기타의 사업	건물종합관리, 위생및유사서비스업
	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
	39	환경 정화 및 복원업		건물종합관리, 위생및유사서비스업
F 건설업 (41 ~ 42)	41	종합 건설업	건설업	건설업
	42	전문직별 공사업		건설업
G 도매 및 소매업 (45~47)	45	자동차 및 부품 판매업	기타의 사업	도, 소매및소비자용품수리업
	46	도매 및 상품중개업		도, 소매및소비자용품수리업
	47	소매업; 자동차 제외		도, 소매및소비자용품수리업
H 운수업 (49~52)	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	운수·창고 및 통신업	육상및수상운수업
	50	수상 운송업		육상및수상운수업
	51	항공 운송업		철도, 궤도, 석도, 항공운수업
	52	창고 및 운송관련 서비스업		창고및운수관련서비스업
I 숙박 및 음식점업 (55 ~ 56)	55	숙박업	기타의 사업	오락, 문화및운동관련사업
	56	음식점 및 주점업		오락, 문화및운동관련사업

한국표준산업분류 9차			2019년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
J 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 (58 ~ 63)	58	출판업		오락, 문화및운동관련사업
	59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업		오락, 문화및운동관련사업
	60	방송업		오락, 문화및운동관련사업
	61	통신업	운수·창고 및 통신업	통신업
	62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	기타의 사업	전문기술서비스업
	63	정보서비스업		전문기술서비스업
K 금융 및 보험업 (64 ~ 66)	64	금융업	금융및 보험업	금융및보험업
	65	보험 및 연금업		금융및보험업
	66	금융 및 보험 관련 서비스업		금융및보험업
L 부동산업 및 임대업 (68 ~ 69)	68	부동산업	기타의 사업	부동산업및임대업
	69	임대업;부동산 제외		부동산업및임대업
M 전문, 과학 및 기술 서비스업 (70 ~ 73)	70	연구개발업	기타의 사업	전문기술서비스업
	71	전문서비스업		전문기술서비스업
	72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업		전문기술서비스업
	73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업		전문기술서비스업
N 사업시설관리 및 사업지원 서비스업 (74 ~ 75)	74	사업시설 관리 및 조정 서비스업	기타의 사업	사업서비스업
	75	사업지원 서비스업		사업서비스업
O 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(84)	84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정		국가및지방자치단체의사업
P 교육 서비스업(85)	85	교육 서비스업		교육서비스업
Q 보건업 및 사회복지 서비스업(86~87)	86	보건업		보건및사회복지사업
	87	사회복지 서비스업		보건및사회복지사업
R 예술, 스포츠	90	창작, 예술 및 여가관련		오락, 문화및운동관련사업

한국표준산업분류 9차			2019년 산업재해재해분석	
대분류	중분류	항목명	대분류	중분류
및 여가관련 서비스업(90~91)	91	서비스업		오락,문화및운동관련사업 기타의각종사업 기타의각종사업 기타의각종사업 기타의 사업 소개 기타의 사업 소개 해외파견자+주한미군
		스포츠 및 오락관련 서비스업		
S 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업(94~95)	94	협회 및 단체		
	95	수리업		
T 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동(97~98)	96	기타 개인 서비스업		
	97	가구내 고용활동		
U 국제 및 외국기관(99)	98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동		
		99		

이상과 같은 방식으로 한국표준산업분류 9차 중분류 산업 76개를 기준으로 산업재해 자료를 연계한 결과, 다음과 같이 <표 III-47>에 산업의 재해천인율 및 <표 III-48>에 산업별 사망만인율이 정리되었다.

<표 III-47> 2012-2019년 한국표준산업분류(중분류)의 재해천인율

중분류	항목명	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년	2019년
1	농업	12.97	12.60	10.07	9.42	9.00	7.30	7.76	8.08
2	임업	24.62	26.42	21.89	18.80	15.45	13.58	11.60	11.09
3	어업	15.06	14.28	13.63	10.64	7.69	11.16	12.19	11.72
5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	143.16	179.45	275.32	355.76	396.59	492.40	638.59	810.33
6	금속 광업	136.00	85.31	104.51	128.40	150.38	31.11	34.44	41.32
7	비금속광물 광업;연료용 제외	44.60	32.53	40.00	43.61	51.17	31.11	34.44	41.32
8	광업 지원 서비스업	53.40	60.43	76.83	90.15	97.20	169.3	190.2	228.9

종류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
							9	2	3
10	식품 제조업	9.58	9.45	8.83	7.96	7.53	7.30	8.48	9.19
11	음료 제조업	9.58	9.45	8.83	7.96	7.53	7.30	8.48	9.19
12	담배 제조업	1.71	1.54	2.47	0.81	1.62	0.80	2.48	3.07
13	섬유제품 제조업; 의복제외	6.05	5.77	5.68	4.95	5.27	5.01	5.72	6.03
14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	6.05	5.77	5.68	4.95	5.27	5.01	5.72	6.03
15	가죽, 가방 및 신발 제조업	6.05	5.77	5.68	4.95	5.27	5.01	5.72	6.03
16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외	23.84	23.06	21.55	19.40	17.11	16.30	16.64	13.75
17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	10.95	10.63	10.43	9.04	9.05	8.29	9.26	13.75
18	인쇄 및 기록매체 복제업	3.96	3.43	3.17	3.11	2.93	2.54	3.96	4.10
19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	5.15	4.95	3.20	3.87	4.63	3.68	5.76	4.83
20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외	8.17	7.66	7.07	6.09	6.04	5.60	5.94	7.01
21	의료용 물질 및 의약품 제조업	2.87	2.29	2.17	1.95	2.34	9.04	2.48	3.07
22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업	12.50	11.22	10.83	8.45	9.82	9.04	10.65	7.01
23	비금속 광물제품 제조업	17.11	16.32	14.89	13.44	12.71	12.59	9.91	8.33
24	1차 금속 제조업	9.91	9.53	8.50	7.13	6.62	11.68	5.65	3.67
25	금속가공제품 제조업;기계 및 가구 제외	19.73	18.59	16.81	15.18	13.93	13.65	10.07	9.41
26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	1.30	1.28	1.11	0.90	0.76	0.81	1.63	1.88
27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	3.54	2.93	3.13	2.49	2.34	2.52	1.63	1.88
28	전기장비 제조업	4.14	3.98	3.76	3.16	2.88	2.77	1.63	1.88

중분류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
29	기타 기계 및 장비 제조업	10.20	9.24	8.47	7.87	7.19	7.10	1.63	1.88
30	자동차 및 트레일러 제조업	9.23	8.34	7.72	7.77	7.65	5.47	6.14	1.88
31	기타 운송장비 제조업	9.74	8.57	7.94	8.30	8.31	9.85	10.91	16.01
32	가구 제조업	6.12	5.89	4.77	4.32	4.62	3.96	4.12	8.28
33	기타 제품 제조업	12.75	11.78	10.89	9.57	9.45	9.52	9.62	8.28
35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	1.70	1.26	1.77	1.53	1.41	1.15	1.40	1.45
36	수도사업	1.70	1.26	1.77	1.53	1.41	1.15	1.40	1.45
37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	6.17	6.74	5.50	5.14	4.71	4.49	9.60	5.39
38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업	6.17	6.74	5.50	5.14	4.71	4.49	9.60	5.39
39	환경 정화 및 복원업	6.17	6.74	5.50	5.14	4.71	4.49	9.60	5.39
41	종합 건설업	8.38	9.19	7.28	7.48	8.43	8.42	9.41	10.94
42	전문직별 공사업	8.38	9.19	7.28	7.48	8.43	8.42	9.41	10.94
45	자동차 및 부품 판매업	4.07	4.06	3.70	3.21	2.98	2.90	3.38	3.77
46	도매 및 상품중개업	4.07	4.06	3.70	3.21	2.98	2.90	3.38	3.77
47	소매업; 자동차 제외	4.07	4.06	3.70	3.21	2.98	2.90	3.38	3.77
49	육상운송 및 파이프라인 운송업	9.28	10.75	10.97	10.88	13.13	5.91	7.92	10.11
50	수상 운송업	13.35	13.60	12.70	11.07	9.44	9.46	10.06	10.11
51	항공 운송업	0.95	1.33	1.02	1.50	1.14	1.68	3.26	3.39
52	창고 및 운송관련 서비스업	2.90	3.21	3.08	2.97	2.54	2.42	3.22	5.83
55	숙박업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
56	음식점 및 주점업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
58	출판업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
60	방송업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
61	통신업	3.66	3.24	3.57	2.56	2.86	2.03	2.65	2.51
62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89

중분류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
63	정보서비스업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89
64	금융업	0.60	0.56	0.49	0.42	0.37	0.41	0.46	0.51
65	보험 및 연금업	0.60	0.56	0.49	0.42	0.37	0.41	0.46	0.51
66	금융 및 보험 관련 서비스업	0.60	0.56	0.49	0.42	0.37	0.41	0.46	0.51
68	부동산업	2.68	2.31	1.64	1.75	1.38	1.45	1.65	1.91
69	임대업;부동산 제외	2.68	2.31	1.64	1.75	1.38	1.45	1.65	1.91
70	연구개발업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89
71	전문서비스업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89
72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89
73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업	0.80	0.96	0.85	0.78	0.73	0.69	0.86	0.89
74	사업시설 관리 및 조경 서비스업	3.98	4.08	3.71	3.42	3.23	3.22	2.80	3.39
75	사업지원 서비스업	3.98	4.08	3.71	3.42	3.23	3.22	2.80	3.39
84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.00	2.88	3.53	3.23	3.08	5.84	7.55	8.47
85	교육 서비스업	3.25	2.99	2.74	2.54	2.57	1.60	1.86	2.10
86	보건업	2.39	2.45	2.24	2.08	1.97	2.00	2.37	2.59
87	사회복지 서비스업	2.39	2.45	2.24	2.08	1.97	2.00	2.37	2.59
90	창작, 예술 및 여가관련 서비스업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
91	스포츠 및 오락관련 서비스업	5.06	4.57	3.93	3.73	3.35	3.23	3.65	4.10
94	협회 및 단체	4.38	5.12	4.84	4.53	4.30	4.24	5.81	6.52
95	수리업	4.38	5.12	4.84	4.53	4.30	4.24	5.81	6.52
96	기타 개인 서비스업	4.38	5.12	4.84	4.53	4.30	4.24	5.81	6.52
97	가구내 고용활동	3.98	4.08	3.71	3.42	3.23	3.22	3.73	4.08
98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동	3.98	4.08	3.71	3.42	3.23	3.22	3.73	4.08
99	국제 및 외국기관	1.65	2.28	2.06	2.08	1.38	1.46	0.94	1.31

〈표 III-48〉 2012-2019년 한국표준산업분류(중분류)의 사망만인율

주요 분류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
1	농업	3.44	1.38	2.43	1.31	0.49	0.79	1.68	1.13
2	임업	2.85	2.69	4.39	1.85	1.39	1.93	1.45	1.85
3	어업	2.43	2.30	5.05	1.87	0.00	5.67	1.85	5.86
5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	592.3 5	857.9 2	975.0 2	1,104 .48	1,009 .73	1,242 .18	1,429 .05	1,335 .79
6	금속 광업	533.3 3	521.3 3	491.8 0	369.6 5	375.9 4	51.01	54.14	52.39
7	비금속광물 광업;연료용 제외	128.2 0	145.8 2	138.6 7	116.6 3	97.98	51.01	54.14	52.39
8	광업 지원 서비스업	167.9 6	220.7 2	231.6 1	237.9 4	220.0 1	408.0 7	408.6 5	365.5 0
10	식료품 제조업	1.45	1.21	0.87	0.72	0.48	0.47	0.72	0.60
11	음료 제조업	1.45	1.21	0.87	0.72	0.48	0.47	0.72	0.60
12	담배 제조업	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.36
13	섬유제품 제조업; 의복제외	0.85	1.11	1.07	0.92	1.57	1.49	1.94	1.23
14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	0.85	1.11	1.07	0.92	1.57	1.49	1.94	1.23
15	가죽, 가방 및 신발 제조업	0.85	1.11	1.07	0.92	1.57	1.49	1.94	1.23
16	목재 및 나무제품 제조업;가구제외	2.32	0.98	2.18	1.86	1.46	1.46	0.94	1.55
17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	1.38	2.09	0.82	2.07	2.04	1.08	1.07	1.55
18	인쇄 및 기록매체 복제업	0.48	0.32	0.56	0.64	0.31	0.64	0.63	0.18
19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	4.09	5.21	7.38	5.42	4.63	6.89	6.82	5.28
20	화학물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외	1.83	1.38	1.07	1.16	1.03	0.81	1.12	1.19
21	의료용 물질 및 의약품 제조업	0.00	0.38	0.52	0.32	0.45	1.08	0.00	0.36
22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업	1.48	0.98	1.25	1.20	0.76	1.08	1.39	1.19
23	비금속 광물제품 제조업	3.27	2.48	2.65	2.46	2.33	2.62	1.83	4.32
24	1차 금속 제조업	2.57	2.89	2.16	2.06	1.51	2.40	1.66	0.48
25	금속가공제품 제조업;기계 및 가구 제외	3.17	2.41	2.72	2.39	2.29	2.55	1.69	1.68
26	전자부품, 컴퓨터,	0.32	0.21	0.26	0.15	0.23	0.33	0.37	0.43

중분류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
	영상, 음향 및 통신장비 제조업								
27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	0.31	0.41	0.20	0.47	0.19	0.37	0.37	0.43
28	전기장비 제조업	0.98	0.36	0.44	0.18	0.39	0.34	0.37	0.43
29	기타 기계 및 장비 제조업	1.45	1.09	1.13	1.10	0.82	1.04	0.37	0.43
30	자동차 및 트레일러 제조업	2.16	1.78	1.48	1.13	1.23	0.63	0.89	0.43
31	기타 운송장비 제조업	2.82	1.99	1.71	1.33	1.39	1.46	1.53	2.01
32	가구 제조업	0.32	1.27	1.41	0.80	1.06	1.34	0.54	1.15
33	기타 제품 제조업	2.44	2.03	2.39	1.77	1.90	2.43	1.91	1.15
35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	0.35	0.49	1.26	0.93	0.41	0.53	0.65	0.65
36	수도사업	0.35	0.49	1.26	0.93	0.41	0.53	0.65	0.65
37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	0.92	1.19	0.75	0.68	0.61	0.67	2.78	1.17
38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업	0.92	1.19	0.75	0.68	0.61	0.67	2.78	1.17
39	환경 정화 및 복원업	0.92	1.19	0.75	0.68	0.61	0.67	2.78	1.17
41	종합 건설업	1.78	2.21	1.50	1.47	1.76	1.90	1.94	2.08
42	전문직별 공사업	1.78	2.21	1.50	1.47	1.76	1.90	1.94	2.08
45	자동차 및 부품 판매업	0.31	0.26	0.36	0.23	0.29	0.23	0.38	0.27
46	도매 및 상품중개업	0.31	0.26	0.36	0.23	0.29	0.23	0.38	0.27
47	소매업; 자동차 제외	0.31	0.26	0.36	0.23	0.29	0.23	0.38	0.27
49	육상운송 및 파이프라인 운송업	2.54	2.89	2.97	2.93	3.57	2.18	2.84	2.98
50	수상 운송업	3.09	2.91	2.10	2.24	1.74	1.49	2.19	2.98
51	항공 운송업	0.18	0.00	0.00	0.00	0.66	0.21	0.57	0.51
52	창고 및 운송관련 서비스업	1.54	1.72	1.44	2.16	1.85	0.61	0.73	1.07
55	숙박업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
56	음식점 및 주점업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
58	출판업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
60	방송업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
61	통신업	0.89	0.75	1.03	0.15	0.27	0.43	1.12	0.67
62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
63	정보서비스업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
64	금융업	0.15	0.32	0.15	0.13	0.12	0.26	0.21	0.15
65	보험 및 연금업	0.15	0.32	0.15	0.13	0.12	0.26	0.21	0.15

중분류	항목명	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년	2017 년	2018 년	2019 년
66	금융 및 보험 관련 서비스업	0.15	0.32	0.15	0.13	0.12	0.26	0.21	0.15
68	부동산업	0.23	0.57	0.31	0.19	0.17	0.58	0.15	0.31
69	임대업;부동산 제외	0.23	0.57	0.31	0.19	0.17	0.58	0.15	0.31
70	연구개발업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
71	전문서비스업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
73	기타 전문, 과학 및 기술 서비스업	0.21	0.23	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.24
74	사업시설 관리 및 조경 서비스업	0.43	0.45	0.39	0.34	0.32	0.33	0.47	0.55
75	사업지원 서비스업	0.43	0.45	0.39	0.34	0.32	0.33	0.47	0.55
84	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.00	0.33	0.17	0.16	0.00	0.32	0.42	0.37
85	교육 서비스업	0.07	0.06	0.10	0.12	0.14	0.16	0.09	0.15
86	보건업	0.09	0.08	0.05	0.07	0.07	0.09	0.15	0.07
87	사회복지 서비스업	0.09	0.08	0.05	0.07	0.07	0.09	0.15	0.07
90	창작, 예술 및 여가관련 서비스업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
91	스포츠 및 오락관련 서비스업	0.65	0.74	0.57	0.50	0.33	0.38	0.29	0.28
94	협회 및 단체	0.49	0.53	0.47	0.43	0.36	0.39	0.39	0.50
95	수리업	0.49	0.53	0.47	0.43	0.36	0.39	0.39	0.50
96	기타 개인 서비스업	0.49	0.53	0.47	0.43	0.36	0.39	0.39	0.50
97	가구내 고용활동	0.43	0.45	0.39	0.34	0.32	0.33	0.41	0.40
98	달리 분류되지 않은 자가소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동	0.43	0.45	0.39	0.34	0.32	0.33	0.41	0.40
99	국제 및 외국기관	1.60	1.35	1.49	1.18	0.36	0.36	0.30	0.29

5) 헤도닉(특성) 임금함수 추정

(1) 자료 분석 모형

가) 일반최소자승 회귀모형(Ordinary Least Squares, OLS)

단순선형회귀모형(simple linear regression model)에 대해 기본 개념을 중심으로 간략히 설명한다. 종속변수(또는 피설명변수) Y 와 독립변수(또는 설명변수) X 에 대해 n 개의 데이터가 있을 때 두 변수에 대해 아래와 같은 관계를 가정한다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

여기서 β_0 는 상수항이며, β_1 은 X_i 의 계수이고, ϵ_i 는 오차항이다.

위 식은 X 와 Y 사이 단순선형회귀관계를 나타내고 있다. 이제 모수(parameter)인 β_0 와 β_1 에 대한 추정치를 X 와 Y 에 대한 n 개의 데이터를 이용하여 구하고자 한다. 이와 같은 추정을 용이하게 하기 위해 몇 가지 가정을 도입한 것이 단순선형회귀모형이다. 단순회귀모형에서는 다음과 같이 가정한다.

- ① 모든 오차항 ϵ_i 의 기댓값은 0임. 즉, $E(\epsilon_i) = 0, i = 1, \dots, n$
- ② 모든 오차항 ϵ_i 의 분산은 동일(homoscedasticity). 즉, $Var(\epsilon_i) = \sigma^2, i = 1, \dots, n$
- ③ 오차항 간 상관성이 없음. 즉, $Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0, \text{ for all } i \neq j$
- ④ 독립변수 X_i 는 확률변수가 아님. 따라서 $Cov(X_i, \epsilon_i) = 0,$

단순회귀모형에서 모수 β_0 와 β_1 에 대한 추정치를 각각 $\hat{\beta}_0$ 와 $\hat{\beta}_1$ 로 표현하

면, $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$ 는 추정된 직선이 된다. 이제 각 i 에 대해 잔차(residual)인 $Y_i - \hat{Y}_i$ 를 생각할 수 있다. 최소자승법(ordinary least squares: OLS)은 이러한 잔차에 대해 그 제곱의 합인 $\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ 를 최소로 되게끔 하는 $\hat{\beta}_0$ 와 $\hat{\beta}_1$ 를 구하는 방법이다. 구체적으로는 최소화 1계 조건을 편미분을 이용하여 구한 후 정리하면 다음과 같은 두 방정식이 나오는데, 이를 직교방정식(또는 정규 방정식)(normal equation)이라 한다. 이를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$\min Q = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

위 최소화문제의 1계 조건은 다음과 같다.

$$\frac{\partial Q}{\partial \hat{\beta}_0} = 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial \hat{\beta}_1} = 0$$

이를 정리하면 아래의 직교방정식이 나온다.

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

$$\sum_{i=1}^n X_i (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

위 직교방정식을 이용해서 $\hat{\beta}_0$ 와 $\hat{\beta}_1$ 를 구하면 이것이 바로 최소자승법을 통해 도출한 추정치가 되고, 이를 일반화하여 최소자승추정량(OLS estimator)라고 한다. 최소자승추정량을 구체적으로 표현하면 아래와 같다.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2},$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

최소자승추정량은 다음과 같은 특징이 있다.

① 불편추정량(unbiased estimator)

$$E(\hat{\beta}_0) = \beta_0, \quad E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

② 선형추정량(linear estimator)

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \sum_{i=1}^n w_i Y_i$$

$$\text{여기서 } w_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})} \text{이다.}$$

③ Gauss-Markov Theorem

최소자승추정량 $\hat{\beta}_0$ 와 $\hat{\beta}_1$ 은 선형불편추정량 가운데 분산이 최소이다. 이를 최우선형불편추정량 즉, BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)라고 한다.

나) 가중최소자승 회귀모형(Weighted Least Squares, WLS)

단순선형회귀모형의 가정 가운데 오차항의 동분산성이 성립하지 않아, 각각의 오차항이 서로 다른 분산을 취하여 $Var(\epsilon_i) = \sigma_i^2 (\neq \sigma^2)$ 가 될 때 이분산성(heteroscedasticity)이 발생한다고 말한다.

이분산성이 있으면, 최소자승추정량은 BLUE가 되지 못한다. 다시 말하자면, 이분산성이 있을 때 OLS 추정량은 선형불편추정량은 맞지만, 선형불편추정량 가운데 분산이 가장 작은 추정량이라는 성질은 성립하지 않게 된다. 특히 OLS 추정량의 표준오차(standard error)를 잘못 계산하게 된다. 그 결과 신뢰구간 추정이나 가설검정과 같은 통계학적 추론에서 오류가 발생할 수 있다.

오차항의 동분산성이 성립하여 모든 i 에 대해 $Var(\epsilon_i) = \sigma^2$ 이면, OLS 추정량 $\hat{\beta}_1$ 의 분산은 다음과 같게 된다.

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

반면, 이분산성이 성립하면 다음과 같게 된다.

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sigma_i^2}{\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right]^2}$$

이분산성이 있게 되면 $Var(\hat{\beta}_1)$ 에 대한 정확한 추정치를 구하기 힘들게 되어 표준오차 역시 잘못 계산하게 되며, 이것이 위에서 서술한 통계학적 추론

을 부정확하게 한다.

이분산성으로 인한 문제를 해결하는 한 가지 방안으로 가중최소자승법 (weighted least squares, WLS)를 적용할 수 있다. WLS는 다음과 같이 진행된다. $Var(\epsilon_i) = \sigma_i^2$ 인 σ_i^2 값을 알고 있으면 선형회귀모형을 아래와 같이 변형할 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i &\Rightarrow \left(\frac{Y_i}{\sigma_i} \right) = \beta_0 \left(\frac{1}{\sigma_i} \right) + \beta_1 \left(\frac{X_i}{\sigma_i} \right) + \left(\frac{\epsilon_i}{\sigma_i} \right) \\ &\Rightarrow Y_i^* = \beta_0 X_0^* + \beta_1 X_i^* + \epsilon_i^* \end{aligned}$$

여기서 $Y_i^* \equiv \left(\frac{Y_i}{\sigma_i} \right)$, $X_{0i}^* \equiv \left(\frac{1}{\sigma_i} \right)$, $X_{1i}^* \equiv \left(\frac{X_i}{\sigma_i} \right)$, $\epsilon_i^* \equiv \left(\frac{\epsilon_i}{\sigma_i} \right)$ 이다.

이제 $Y_i^* = \beta_0 X_0^* + \beta_1 X_i^* + \epsilon_i^*$ 에서 오차항 ϵ_i^* 를 보면, 모든 i 에 대해 기댓값이 0이고, 분산이 1로 일정하게 됨을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} E(\epsilon_i^*) &= E\left(\frac{\epsilon_i}{\sigma_i} \right) = \frac{1}{\sigma} E(\epsilon_i) = 0, \\ Var(\epsilon_i^*) &= Var\left(\frac{\epsilon_i}{\sigma_i} \right) = \frac{1}{\sigma^2} Var(\epsilon_i) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2} = 1 \end{aligned}$$

이처럼 최초 회귀모형에 $1/\sigma$ 를 가중치로 사용함으로써 단순회귀모형의 가정이 다시 회복하게 됨을 볼 수 있다. 이제 $Y_i^* = \beta_0 X_0^* + \beta_1 X_i^* + \epsilon_i^*$ 를 이용해서 OLS 추정량을 도출하면 BLUE가 되어 이분산성으로 야기된 문제를 해결할 수 있다.

(2) 모형 추정 결과

가) 모형 변수의 기본 통계

최근 8년(2012년~2019년) 동안 「고용형태별근로실태조사」의 근로자 특성 자료와 「산업재해현황분석」의 산업재해 자료(산업별 사망(만인)률 및 재해(천인)율)을 결합한 자료를 일반최소자승 회귀모형(OLS), 표본가중치 반영 일반최소자승 회귀모형(OLS) 및 가중최소자승 회귀모형(WLS)으로 분석한다. 이 모형의 종속변수는 일반적으로 시간당 실질 임금의 자연대수(natural log)를 이용하고, 독립변수에는 본 연구의 관심 대상인 위험요인인 사망률(사망만인율) 및 재해율(재해천인율) 이외에 임금을 설명할 수 있는 변수들이 포함된다. 즉, 임금을 설명할 수 있는 변수 유형으로는 인적 특성 변수, 인적 자본 변수 및 직업 특성 변수가 있다. 인적 특성 변수에는 성별 및 연령이 있으며, 인적 자본 변수에는 교육수준, 근속연수, 경력년수 수준이 있다. 한편 직업 특성 변수에는 산업, 직종, 기업규모 및 근무형태가 포함된다.

〈표 III-49〉 모형의 주요 변수 구분

구분	변수	모형의 변수명	내용 또는 계산 방법
종속변수	시간당 임금 (2020년 기준)	lnwage_real	log(월평균임금/월근로시간)
인적특성 변수	성별	sex	남성, 여성
	연령	age	만 나이
인적자본 변수	교육수준	edur	중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원졸 이상
	근속연수	wpy	근속연수 = 조사 시점 - 입사 시점
	경력년수 수준	exy	1년 미만, 1-2년 미만, 2-3년 미만, 3-4년 미만, 4-5년 미만, 5-10년 미만, 10년 이상
직업특성 변수	산업대분류	indr	한국표준산업분류 9차의 대분류
	직종대분류	jobr	한국표준직업분류 6차의 대분류
	기업규모	firmsizer	종업원 5-9인, 10-29인, 30-99인, 100-299인, 300-499인, 500인 이상
	근무형태	jobtyper	상근직_교대 없음, 상근직_교대제, 상근직_격일제, 단시간제
위험요인	사망만인율	dthrate	사망자수/근로자수 x 10,000

구분	변수	모형의 변수명	내용 또는 계산 방법
	재해천인율	injrate	재해자수/근로자수 × 1,000

본 연구에서는 독립변수로 나이, 재해율, 사망률은 연속 변수이지만, 그 외의 독립변수들은 명목 변수로 특정 범주를 지칭하는 더미 변수(dummy variable)로 이용한다. 모형에 포함된 변수들의 구체적인 정의는 다음 표에 나와 있다. 더미변수 중 ‘(기준)’이라고 설명되어 있는 변수는 실제 추정에서는 다중공선성의 문제를 회피하기 위하여 모형에 포함되지 않는다.

〈표 III-50〉 모형의 변수 설명

변수명	변수설명
lnwage_real	ln(시간당 임금(천원))
dthrate	사망률(만인율)
injrate	재해율(천인율)
_lp_sex_1	(더미)성별: 남성
_lp_sex_2	(더미)성별: 여성(기준)
age	나이(년)
age2	나이의 제곱
_lp_edur_1	(더미)교육수준: 중졸 이하
_lp_edur_2	(더미)교육수준: 고졸(기준)
_lp_edur_3	(더미)교육수준: 전문대졸
_lp_edur_4	(더미)교육수준: 대졸
_lp_edur_5	(더미)교육수준: 대학원졸 이상
wpy	근속연수(년)
_lexy_1	(더미)경력년수: 1년 미만(기준)
_lexy_2	(더미)경력년수: 1년 이상 - 2년 미만
_lexy_3	(더미)경력년수: 2년 이상 - 3년 미만
_lexy_4	(더미)경력년수: 3년 이상 - 4년 미만
_lexy_5	(더미)경력년수: 4년 이상 - 5년 미만
_lexy_6	(더미)경력년수: 5년 이상 - 10년 미만
_lexy_7	(더미)경력년수: 10년 이상
_lindr_1	(더미)산업부문: 농업, 임업 및 어업(기준)
_lindr_2	(더미)산업부문: 광업
_lindr_3	(더미)산업부문: 제조업
_lindr_4	(더미)산업부문: 전기, 가스, 증기 및 수도사업
_lindr_5	(더미)산업부문: 하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업

변수명	변수설명
_lindr_6	(더미)산업부문: 건설업
_lindr_7	(더미)산업부문: 도매 및 소매업
_lindr_8	(더미)산업부문: 운수업
_lindr_9	(더미)산업부문: 숙박 및 음식점업
_lindr_10	(더미)산업부문: 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업
_lindr_11	(더미)산업부문: 금융 및 보험업
_lindr_12	(더미)산업부문: 부동산업 및 임대업
_lindr_13	(더미)산업부문: 전문, 과학 및 기술 서비스업
_lindr_14	(더미)산업부문: 사업시설관리 및 사업지원 서비스업
_lindr_15	(더미)산업부문: 공공행정, 국방 및 사회보장 행정
_lindr_16	(더미)산업부문: 교육 서비스업
_lindr_17	(더미)산업부문: 보건업 및 사회복지 서비스업
_lindr_18	(더미)산업부문: 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업
_lindr_19	(더미)산업부문: 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업
_lindr_20	(더미)산업부문: 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동
_lindr_21	(더미)산업부문: 국제 및 외국기관
_ljobr_1	(더미)직종: 관리자
_ljobr_2	(더미)직종: 전문가 및 관련 종사자
_ljobr_3	(더미)직종: 사무직종사자(기준)
_ljobr_4	(더미)직종: 서비스종사자
_ljobr_5	(더미)직종: 판매종사자
_ljobr_6	(더미)직종: 농림어업숙련종사자
_ljobr_7	(더미)직종: 기능원 및 관련기능종사자
_ljobr_8	(더미)직종: 장치기계조작 및 조립종사자
_ljobr_9	(더미)직종: 단순노무종사자
_lfirmsizer_1	(더미)종업원규모: 5 - 9인
_lfirmsizer_2	(더미)종업원규모: 10 - 29인
_lfirmsizer_3	(더미)종업원규모: 30 - 99인
_lfirmsizer_4	(더미)종업원규모: 100 - 299인(기준)
_lfirmsizer_5	(더미)종업원규모: 300 - 499인
_lfirmsizer_6	(더미)종업원규모: 500인 이상
_ljobtyper1_1	(더미)근무형태: 상근직_교대 없음(기준)
_ljobtyper1_2	(더미)근무형태: 상근직_2-3교대제
_ljobtyper1_3	(더미)근무형태: 상근직 격일제
_ljobtyper1_4	(더미)근무형태: 단시간제
_lunionr_1	(더미) 노조가입
_lunionr_2	(더미) 노조 가입 안함 등(기준)
_cons	상수항

나) 2012년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2012년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-51>과 같다. 이 2012년 원자료는 699,490명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 8,569,535명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 39.9세이며, 근속연수는 6.08년이다. 월 총급여(2012년 기준)는 299.7만원이고 월 근로시간은 182.3시간이므로, 2012년 기준 시간당 평균 임금은 1.71만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 326.4만원이며, 시간당 임금은 1.86만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 5.490명이며 사망만인율은 1.327명이다.⁸⁾

<표 III-51> 2012년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.339	0.473	1	2
edur	교육수준	2.945	1.065	1	5
age	연령(세)	39.862	11.121	9	92
injrate	재해천인율	5.490	5.411	0.6	143.1557
dthrate	사망만인율	1.327	13.592	0	592.3452
tmwage	총월급여(천원)	2,997.422	2,138.752	54	330290.6
tnwt	월근로시간(시간)	182.345	39.741	5	527
hwage	시간당임금(천원)	17.074	13.206	0.361111	2064.316
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,263.722	2,328.765	58.79752	359634.6
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	18.591	14.379	0.393193	2247.716
wpy	근속연수(년)	6.078	6.965	0	52.08333
indr	산업대분류	8.765	5.257	1	19
jobr	직종대분류	4.662	2.618	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.148	1.621	1	6
exyr	경력년수 수준	7.369	5.721	0.5	15

8) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.206	0.545	1	4
unionr	노조가입 여부	1.845	0.362	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 결정계수(R^2) 및 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6008이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본변수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+)의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2012년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치를 반영한 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-52〉 OLS(2012년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 699,486
				F(50, 699435)	= 21054.89
Model	169197.6	50	3383.952	Prob > F	= 0.0000
Residual	112413.5	699,435	0.160721	R-squared	= 0.6008
				Adj R-squared	= 0.6008
Total	281611.1	699,485	0.402598	Root MSE	= 0.4009
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00287	0.00005	58.37	0.000	0.00277 0.00297

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
inrate	-0.01171	0.00017	-67.12	0.000	-0.01205	-0.01137
_lsex_1	0.19935	0.00117	170.88	0.000	0.19706	0.20163
age	0.03594	0.00032	112.56	0.000	0.03532	0.03657
age2	-0.00041	0.00000	-112.56	0.000	-0.00042	-0.00041
_ledu_1	-0.05332	0.00237	-22.53	0.000	-0.05796	-0.04868
_ledu_3	0.11729	0.00156	75.26	0.000	0.11423	0.12034
_ledu_4	0.30574	0.00148	207.15	0.000	0.30285	0.30863
_ledu_5	0.51115	0.00238	214.92	0.000	0.50649	0.51581
wpy	0.02293	0.00010	220.96	0.000	0.02273	0.02314
_lexy_2	0.10125	0.00196	51.78	0.000	0.09742	0.10508
_lexy_3	0.15900	0.00216	73.64	0.000	0.15477	0.16323
_lexy_4	0.17868	0.00239	74.67	0.000	0.17399	0.18337
_lexy_5	0.21136	0.00239	88.34	0.000	0.20667	0.21605
_lexy_6	0.24129	0.00189	127.82	0.000	0.23759	0.24499
_lexy_7	0.31415	0.00220	142.5	0.000	0.30982	0.31847
_lindr_2	0.06709	0.01228	5.46	0.000	0.04302	0.09115
_lindr_3	-0.03319	0.00595	-5.58	0.000	-0.04486	-0.02153
_lindr_4	0.03553	0.00708	5.02	0.000	0.02165	0.04940
_lindr_5	-0.03631	0.00833	-4.36	0.000	-0.05263	-0.01998
_lindr_6	-0.05502	0.00661	-8.32	0.000	-0.06798	-0.04206
_lindr_7	-0.05623	0.00626	-8.99	0.000	-0.06849	-0.04396
_lindr_8	-0.16185	0.00613	-26.41	0.000	-0.17386	-0.14984
_lindr_9	-0.22373	0.00646	-34.61	0.000	-0.23639	-0.21106
_lindr_10	-0.05335	0.00645	-8.27	0.000	-0.06600	-0.04070
_lindr_11	0.07411	0.00660	11.22	0.000	0.06116	0.08705
_lindr_12	-0.16155	0.00669	-24.16	0.000	-0.17466	-0.14845
_lindr_13	-0.11076	0.00650	-17.03	0.000	-0.12350	-0.09801
_lindr_14	-0.11882	0.00671	-17.71	0.000	-0.13197	-0.10567
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.21186	0.00641	-33.07	0.000	-0.22441	-0.19930
_lindr_17	-0.19101	0.00633	-30.2	0.000	-0.20341	-0.17861
_lindr_18	-0.15944	0.00652	-24.46	0.000	-0.17222	-0.14666
_lindr_19	-0.16446	0.00667	-24.66	0.000	-0.17753	-0.15139
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.20802	0.00397	52.44	0.000	0.20025	0.21580
_ljobr_2	0.06095	0.00147	41.34	0.000	0.05806	0.06384
_ljobr_4	-0.06891	0.00264	-26.11	0.000	-0.07408	-0.06374
_ljobr_5	-0.06768	0.00242	-28	0.000	-0.07242	-0.06294
_ljobr_6	-0.12409	0.00841	-14.76	0.000	-0.14057	-0.10761
_ljobr_7	-0.09253	0.00232	-39.89	0.000	-0.09707	-0.08798
_ljobr_8	-0.17528	0.00186	-94.21	0.000	-0.17893	-0.17163

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.29840	0.00231	-129.46	0.000	-0.30291	-0.29388
_lfirmsizer_1	-0.17466	0.00235	-74.19	0.000	-0.17927	-0.17004
_lfirmsizer_2	-0.09671	0.00172	-56.27	0.000	-0.10008	-0.09334
_lfirmsizer_3	-0.06336	0.00147	-43.05	0.000	-0.06624	-0.06047
_lfirmsizer_5	0.07457	0.00197	37.78	0.000	0.07070	0.07844
_lfirmsizer_6	0.15983	0.00146	109.59	0.000	0.15697	0.16269
_ljobtyper1_2	-0.03179	0.00146	-21.81	0.000	-0.03465	-0.02894
_ljobtyper1_3	-0.26529	0.00379	-70.03	0.000	-0.27272	-0.25787
_ljobtyper1_4	-0.04439	0.00386	-11.5	0.000	-0.05196	-0.03683
_lunionr_1	0.02735	0.00135	20.32	0.000	0.02471	0.02998
_cons	1.62108	0.00897	180.67	0.000	1.60349	1.63866

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00287에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00210으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 73.1%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 70.8%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-53〉 표본 가중치 반영 OLS(2012년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	699,486
Model	154939.2	50	3098.784	F(50, 699435)	=	20241.5
Residual	107076.9	699,435	0.153091	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5913
				Adj R-squared	=	0.5913
Total	262016.2	699,485	0.374584	Root MSE	=	0.39127
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00210	0.00007	30.75	0.000	0.00196	0.00223
injrate	-0.00829	0.00016	-52.85	0.000	-0.00860	-0.00799
_lsex_1	0.21444	0.00113	189.91	0.000	0.21222	0.21665
age	0.03318	0.00030	110.07	0.000	0.03259	0.03377
age2	-0.00038	0.00000	-108	0.000	-0.00038	-0.00037
_ledu_1	-0.06499	0.00234	-27.73	0.000	-0.06959	-0.06040
_ledu_3	0.10536	0.00148	71.15	0.000	0.10246	0.10826
_ledu_4	0.27031	0.00139	194.56	0.000	0.26758	0.27303
_ledu_5	0.46229	0.00250	184.89	0.000	0.45739	0.46719
wpy	0.02211	0.00010	210.67	0.000	0.02190	0.02231
_lexy_2	0.08013	0.00189	42.37	0.000	0.07642	0.08384
_lexy_3	0.12296	0.00203	60.54	0.000	0.11898	0.12694
_lexy_4	0.14273	0.00224	63.63	0.000	0.13834	0.14713
_lexy_5	0.16676	0.00228	73.29	0.000	0.16230	0.17122
_lexy_6	0.20313	0.00181	112.23	0.000	0.19958	0.20667

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.28050	0.00207	135.45	0.000	0.27644	0.28456
_lindr_2	0.04228	0.02295	1.84	0.065	-0.00270	0.08726
_lindr_3	-0.02695	0.01031	-2.61	0.009	-0.04716	-0.00674
_lindr_4	0.06255	0.01199	5.22	0.000	0.03904	0.08606
_lindr_5	-0.04863	0.01187	-4.1	0.000	-0.07190	-0.02536
_lindr_6	-0.09661	0.01045	-9.25	0.000	-0.11709	-0.07613
_lindr_7	-0.03613	0.01049	-3.44	0.001	-0.05669	-0.01557
_lindr_8	-0.13228	0.01049	-12.61	0.000	-0.15284	-0.11171
_lindr_9	-0.20069	0.01083	-18.54	0.000	-0.22192	-0.17947
_lindr_10	0.00541	0.01061	0.51	0.610	-0.01539	0.02620
_lindr_11	0.16036	0.01067	15.03	0.000	0.13945	0.18127
_lindr_12	-0.14567	0.01088	-13.39	0.000	-0.16700	-0.12434
_lindr_13	-0.03488	0.01059	-3.29	0.001	-0.05564	-0.01413
_lindr_14	-0.12653	0.01051	-12.04	0.000	-0.14713	-0.10592
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.14843	0.01061	-13.99	0.000	-0.16923	-0.12762
_lindr_17	-0.16121	0.01055	-15.29	0.000	-0.18188	-0.14054
_lindr_18	-0.13720	0.01140	-12.03	0.000	-0.15954	-0.11486
_lindr_19	-0.14110	0.01075	-13.12	0.000	-0.16218	-0.12003
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.22115	0.00405	54.66	0.000	0.21322	0.22908
_ljobr_2	0.02644	0.00146	18.15	0.000	0.02359	0.02930
_ljobr_4	-0.09574	0.00277	-34.53	0.000	-0.10118	-0.09031
_ljobr_5	-0.06981	0.00217	-32.13	0.000	-0.07407	-0.06555
_ljobr_6	-0.15882	0.01183	-13.43	0.000	-0.18200	-0.13564
_ljobr_7	-0.13233	0.00207	-63.96	0.000	-0.13639	-0.12828
_ljobr_8	-0.20171	0.00173	-116.43	0.000	-0.20510	-0.19831
_ljobr_9	-0.30771	0.00226	-136.46	0.000	-0.31213	-0.30329
_lfirmsizer_1	-0.20576	0.00174	-118.47	0.000	-0.20916	-0.20235
_lfirmsizer_2	-0.11535	0.00158	-73.06	0.000	-0.11845	-0.11226
_lfirmsizer_3	-0.06838	0.00155	-44.15	0.000	-0.07142	-0.06535
_lfirmsizer_5	0.07116	0.00251	28.33	0.000	0.06623	0.07608
_lfirmsizer_6	0.21424	0.00172	124.49	0.000	0.21087	0.21761
_ljobtyper1_2	-0.03363	0.00162	-20.77	0.000	-0.03681	-0.03046
_ljobtyper1_3	-0.28065	0.00428	-65.6	0.000	-0.28903	-0.27226
_ljobtyper1_4	0.04871	0.00378	12.89	0.000	0.04131	0.05612
_lunionr_1	0.03825	0.00153	24.94	0.000	0.03524	0.04125
_cons	1.68637	0.01216	138.66	0.000	1.66253	1.71020

앞서 표본가중치를 반영한 일반최소자승(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-54>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-54> 표본 가중치 반영 OLS(2012년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 4839.98
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선책으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00210이고, t값은 37.35로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00210(즉, 0.210%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2012년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 326.4만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.210%인 6,843원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 82,120원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 82,120원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.00829로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 0.829%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 3.9배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-55〉 WLS(2012년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=	699,486	
		F(50, 699435)		=	12581.48	
		Prob > F		=	0.0000	
		R-squared		=	0.5913	
		Root MSE		=	0.39127	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00210	0.00006	37.35	0.000	0.00199	0.00221
injrate	-0.00829	0.00021	-39.39	0.000	-0.00871	-0.00788
_lsex_1	0.21444	0.00187	114.91	0.000	0.21078	0.21810
age	0.03318	0.00058	56.95	0.000	0.03204	0.03433
age2	-0.00038	0.00001	-53.36	0.000	-0.00039	-0.00036
_ledu_1	-0.06499	0.00394	-16.51	0.000	-0.07271	-0.05728
_ledu_3	0.10536	0.00247	42.64	0.000	0.10052	0.11020
_ledu_4	0.27031	0.00258	104.79	0.000	0.26525	0.27536
_ledu_5	0.46229	0.00444	104	0.000	0.45358	0.47101
wpy	0.02211	0.00018	123.28	0.000	0.02175	0.02246
_lexy_2	0.08013	0.00307	26.1	0.000	0.07411	0.08615
_lexy_3	0.12296	0.00331	37.18	0.000	0.11648	0.12944
_lexy_4	0.14273	0.00402	35.54	0.000	0.13486	0.15060
_lexy_5	0.16676	0.00372	44.79	0.000	0.15946	0.17406
_lexy_6	0.20313	0.00300	67.79	0.000	0.19725	0.20900
_lexy_7	0.28050	0.00371	75.62	0.000	0.27323	0.28777
_lindr_2	0.04228	0.01256	3.37	0.001	0.01767	0.06689
_lindr_3	-0.02695	0.00677	-3.98	0.000	-0.04023	-0.01367
_lindr_4	0.06255	0.00756	8.27	0.000	0.04773	0.07737
_lindr_5	-0.04863	0.01011	-4.81	0.000	-0.06845	-0.02881
_lindr_6	-0.09661	0.00806	-11.99	0.000	-0.11240	-0.08082
_lindr_7	-0.03613	0.00775	-4.67	0.000	-0.05131	-0.02095
_lindr_8	-0.13228	0.00708	-18.7	0.000	-0.14614	-0.11841
_lindr_9	-0.20069	0.00854	-23.51	0.000	-0.21743	-0.18396
_lindr_10	0.00541	0.00731	0.74	0.460	-0.00893	0.01974
_lindr_11	0.16036	0.00787	20.37	0.000	0.14493	0.17579
_lindr_12	-0.14567	0.00824	-17.68	0.000	-0.16181	-0.12953
_lindr_13	-0.03488	0.00769	-4.54	0.000	-0.04996	-0.01981
_lindr_14	-0.12653	0.00758	-16.68	0.000	-0.14139	-0.11166
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.14843	0.00749	-19.81	0.000	-0.16311	-0.13374
_lindr_17	-0.16121	0.00771	-20.91	0.000	-0.17631	-0.14610
_lindr_18	-0.13720	0.00769	-17.84	0.000	-0.15227	-0.12213
_lindr_19	-0.14110	0.00863	-16.35	0.000	-0.15802	-0.12418

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.22115	0.00815	27.14	0.000	0.20518	0.23712
_ljobr_2	0.02644	0.00255	10.38	0.000	0.02145	0.03143
_ljobr_4	-0.09574	0.00478	-20.01	0.000	-0.10512	-0.08636
_ljobr_5	-0.06981	0.00422	-16.54	0.000	-0.07809	-0.06154
_ljobr_6	-0.15882	0.01803	-8.81	0.000	-0.19415	-0.12349
_ljobr_7	-0.13233	0.00356	-37.18	0.000	-0.13931	-0.12536
_ljobr_8	-0.20171	0.00277	-72.88	0.000	-0.20713	-0.19628
_ljobr_9	-0.30771	0.00391	-78.74	0.000	-0.31537	-0.30005
_lfirmsizer_1	-0.20576	0.00323	-63.63	0.000	-0.21209	-0.19942
_lfirmsizer_2	-0.11535	0.00234	-49.39	0.000	-0.11993	-0.11077
_lfirmsizer_3	-0.06838	0.00199	-34.34	0.000	-0.07229	-0.06448
_lfirmsizer_5	0.07116	0.00251	28.4	0.000	0.06624	0.07607
_lfirmsizer_6	0.21424	0.00219	97.93	0.000	0.20995	0.21853
_ljobtyper1_2	-0.03363	0.00205	-16.39	0.000	-0.03765	-0.02961
_ljobtyper1_3	-0.28065	0.00635	-44.19	0.000	-0.29309	-0.26820
_ljobtyper1_4	0.04871	0.00941	5.18	0.000	0.03027	0.06715
_lunionr_1	0.03825	0.00181	21.11	0.000	0.03470	0.04180
_cons	1.68637	0.01327	127.06	0.000	1.66035	1.71238

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2012년이 월 총급여는 299.7만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 326.4만원(=299.7만원×105.4/96.8)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00210이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.00829이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00127이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.127% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 4,136원이며, 연 기준으로는 49,635원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 4.96억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-56〉 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2012년	0.00210	-0.00829	0.00127	326.4	4,136	49,635	496

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 4.65 ~ 5.28억원으로 산정된다.

〈표 III-57〉 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2012년	0.00127	0.00119	0.00135	496	465	528

다) 2013년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2013년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-58>과 같다. 이 2013년 원자료는 708,874명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 8,683,349명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 40.5세이며, 근속연수는 6.30년이다. 월 총급여(2013년 기준)는 311.6만원이고 월 근로시간은 176.3시간이므로, 2013년 기준 시간당 평균 임금은 1.85만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 335.2만원이며, 시간당 임금은 1.99만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 5.374명이며 사망만인율은 1.328명이다.⁹⁾

<표 III-58> 2013년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.343	0.475	1	2
edur	교육수준	2.941	1.067	1	5
age	연령(세)	40.470	11.284	14	91
injrate	재해천인율	5.374	5.273	0.56	179.4464
dthrate	사망만인율	1.328	16.472	0	857.9166
tmwage	총월급여(천원)	3,116.401	2,207.944	56	136530
tnwt	월근로시간(시간)	176.265	39.651	5	509
hwage	시간당임금(천원)	18.459	14.346	0.886667	898.2237
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,351.721	2,374.667	60.22857	146839.4
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	19.853	15.429	0.953619	966.0487
wpy	근속연수(년)	6.296	7.184	0	49.75
indr	산업대분류	8.762	5.296	1	19
jobr	직종대분류	4.642	2.630	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.117	1.599	1	6
exyr	경력년수 수준	7.497	5.769	0.5	15

9) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.205	0.538	1	4
unionr	노조가입 여부	1.843	0.364	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6076이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본본수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2013년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-59〉 OLS(2013년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 708,871
				F(50, 708820)	= 21957.5
Model	179838	50	3596.761	Prob > F	= 0.0000
Residual	116108.7	708,820	0.163806	R-squared	= 0.6077
				Adj R-squared	= 0.6076
Total	295946.7	708,870	0.417491	Root MSE	= 0.40473
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00263	0.00004	62.1	0.000	0.00255 0.00272

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
inrate	-0.01163	0.00018	-65.23	0.000	-0.01198	-0.01128
_lsex_1	0.19671	0.00117	168.54	0.000	0.19442	0.19900
age	0.03577	0.00032	113.5	0.000	0.03515	0.03638
age2	-0.00041	0.00000	-113.22	0.000	-0.00042	-0.00040
_ledu_1	-0.03578	0.00236	-15.15	0.000	-0.04041	-0.03115
_ledu_3	0.11309	0.00157	72.05	0.000	0.11001	0.11616
_ledu_4	0.29574	0.00147	200.79	0.000	0.29286	0.29863
_ledu_5	0.52275	0.00232	225.27	0.000	0.51820	0.52730
wpy	0.02241	0.00010	221.63	0.000	0.02221	0.02261
_lexy_2	0.09551	0.00198	48.13	0.000	0.09162	0.09940
_lexy_3	0.15486	0.00215	72.06	0.000	0.15065	0.15907
_lexy_4	0.18380	0.00233	78.82	0.000	0.17923	0.18837
_lexy_5	0.19220	0.00254	75.54	0.000	0.18721	0.19718
_lexy_6	0.24354	0.00190	128.43	0.000	0.23982	0.24725
_lexy_7	0.31228	0.00219	142.29	0.000	0.30797	0.31658
_lindr_2	-0.10810	0.01181	-9.16	0.000	-0.13123	-0.08496
_lindr_3	-0.05147	0.00599	-8.59	0.000	-0.06322	-0.03973
_lindr_4	0.00742	0.00715	1.04	0.299	-0.00660	0.02144
_lindr_5	-0.01229	0.00837	-1.47	0.142	-0.02869	0.00411
_lindr_6	-0.06010	0.00656	-9.16	0.000	-0.07295	-0.04724
_lindr_7	-0.08134	0.00629	-12.93	0.000	-0.09366	-0.06901
_lindr_8	-0.18569	0.00612	-30.36	0.000	-0.19768	-0.17371
_lindr_9	-0.23120	0.00653	-35.43	0.000	-0.24399	-0.21841
_lindr_10	-0.07725	0.00647	-11.93	0.000	-0.08994	-0.06456
_lindr_11	0.09481	0.00665	14.26	0.000	0.08178	0.10785
_lindr_12	-0.15939	0.00675	-23.63	0.000	-0.17261	-0.14617
_lindr_13	-0.12369	0.00652	-18.98	0.000	-0.13647	-0.11092
_lindr_14	-0.15355	0.00674	-22.78	0.000	-0.16676	-0.14034
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.22755	0.00645	-35.28	0.000	-0.24019	-0.21491
_lindr_17	-0.23629	0.00634	-37.24	0.000	-0.24873	-0.22386
_lindr_18	-0.21102	0.00656	-32.16	0.000	-0.22388	-0.19816
_lindr_19	-0.18832	0.00668	-28.18	0.000	-0.20142	-0.17523
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.28634	0.00353	81.08	0.000	0.27942	0.29326
_ljobr_2	0.06245	0.00147	42.57	0.000	0.05957	0.06532
_ljobr_4	-0.11681	0.00270	-43.33	0.000	-0.12209	-0.11152
_ljobr_5	-0.08161	0.00247	-33.05	0.000	-0.08645	-0.07677
_ljobr_6	-0.13184	0.00820	-16.08	0.000	-0.14791	-0.11577
_ljobr_7	-0.08721	0.00233	-37.4	0.000	-0.09178	-0.08264
_ljobr_8	-0.18930	0.00187	-101.39	0.000	-0.19296	-0.18564

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.28912	0.00229	-126.16	0.000	-0.29361	-0.28462
_lfirmsizer_1	-0.18339	0.00238	-77.09	0.000	-0.18805	-0.17873
_lfirmsizer_2	-0.09690	0.00172	-56.23	0.000	-0.10028	-0.09352
_lfirmsizer_3	-0.04199	0.00148	-28.32	0.000	-0.04490	-0.03909
_lfirmsizer_5	0.09278	0.00193	48.09	0.000	0.08899	0.09656
_lfirmsizer_6	0.19932	0.00147	135.63	0.000	0.19644	0.20220
_ljobtyper1_2	-0.02772	0.00147	-18.84	0.000	-0.03060	-0.02484
_ljobtyper1_3	-0.25394	0.00381	-66.64	0.000	-0.26141	-0.24647
_ljobtyper1_4	0.00384	0.00395	0.97	0.331	-0.00390	0.01158
_lunionr_1	0.02017	0.00136	14.86	0.000	0.01751	0.02283
_cons	1.69270	0.00899	188.22	0.000	1.67508	1.71033

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00263에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00176으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 66.9%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 65.4%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-60〉 표본 가중치 반영 OLS(2013년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	708,871
Model	164352.6	50	3287.053	F(50, 708820)	=	21040.91
Residual	110733.3	708,820	0.156222	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5975
				Adj R-squared	=	0.5974
Total	275085.9	708,870	0.388063	Root MSE	=	0.39525
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00176	0.00006	31.99	0.000	0.00166	0.00187
injrate	-0.00761	0.00016	-46.82	0.000	-0.00793	-0.00729
_lsex_1	0.21707	0.00113	192.29	0.000	0.21486	0.21928
age	0.03348	0.00029	113.65	0.000	0.03291	0.03406
age2	-0.00038	0.00000	-112.26	0.000	-0.00039	-0.00037
_ledu_1	-0.05870	0.00237	-24.79	0.000	-0.06334	-0.05406
_ledu_3	0.10238	0.00148	68.97	0.000	0.09947	0.10529
_ledu_4	0.26196	0.00138	189.27	0.000	0.25925	0.26467
_ledu_5	0.46486	0.00246	188.9	0.000	0.46004	0.46968
wpy	0.02224	0.00010	218.28	0.000	0.02204	0.02244
_lexy_2	0.07335	0.00192	38.12	0.000	0.06958	0.07712
_lexy_3	0.11542	0.00204	56.72	0.000	0.11143	0.11941
_lexy_4	0.15273	0.00219	69.87	0.000	0.14845	0.15702
_lexy_5	0.15876	0.00241	65.99	0.000	0.15405	0.16348
_lexy_6	0.20507	0.00183	111.89	0.000	0.20148	0.20866

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.27146	0.00206	131.48	0.000	0.26741	0.27551
_lindr_2	-0.04582	0.02227	-2.06	0.040	-0.08947	-0.00216
_lindr_3	-0.01800	0.01044	-1.73	0.085	-0.03845	0.00245
_lindr_4	0.05524	0.01219	4.53	0.000	0.03134	0.07913
_lindr_5	0.00252	0.01195	0.21	0.833	-0.02090	0.02594
_lindr_6	-0.08676	0.01057	-8.21	0.000	-0.10747	-0.06605
_lindr_7	-0.01896	0.01061	-1.79	0.074	-0.03975	0.00184
_lindr_8	-0.14309	0.01059	-13.51	0.000	-0.16385	-0.12233
_lindr_9	-0.20571	0.01094	-18.8	0.000	-0.22715	-0.18427
_lindr_10	0.01384	0.01073	1.29	0.197	-0.00719	0.03488
_lindr_11	0.17596	0.01081	16.28	0.000	0.15477	0.19715
_lindr_12	-0.12892	0.01104	-11.67	0.000	-0.15056	-0.10728
_lindr_13	-0.00827	0.01071	-0.77	0.440	-0.02927	0.01273
_lindr_14	-0.10939	0.01062	-10.3	0.000	-0.13021	-0.08856
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.13155	0.01074	-12.24	0.000	-0.15261	-0.11049
_lindr_17	-0.18322	0.01065	-17.2	0.000	-0.20410	-0.16234
_lindr_18	-0.15502	0.01153	-13.45	0.000	-0.17762	-0.13243
_lindr_19	-0.15857	0.01084	-14.63	0.000	-0.17982	-0.13732
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.30289	0.00350	86.48	0.000	0.29602	0.30975
_ljobr_2	0.02392	0.00146	16.36	0.000	0.02105	0.02678
_ljobr_4	-0.12353	0.00281	-44.01	0.000	-0.12904	-0.11803
_ljobr_5	-0.06493	0.00223	-29.07	0.000	-0.06930	-0.06055
_ljobr_6	-0.19107	0.01168	-16.35	0.000	-0.21397	-0.16817
_ljobr_7	-0.12417	0.00209	-59.44	0.000	-0.12827	-0.12008
_ljobr_8	-0.20985	0.00172	-122.26	0.000	-0.21321	-0.20648
_ljobr_9	-0.28727	0.00225	-127.53	0.000	-0.29168	-0.28285
_lfirmsizer_1	-0.20780	0.00174	-119.52	0.000	-0.21121	-0.20440
_lfirmsizer_2	-0.10096	0.00158	-63.8	0.000	-0.10406	-0.09786
_lfirmsizer_3	-0.04337	0.00154	-28.16	0.000	-0.04639	-0.04035
_lfirmsizer_5	0.07616	0.00243	31.28	0.000	0.07139	0.08093
_lfirmsizer_6	0.26892	0.00177	151.75	0.000	0.26545	0.27239
_ljobtyper1_2	-0.03886	0.00160	-24.29	0.000	-0.04200	-0.03573
_ljobtyper1_3	-0.29874	0.00437	-68.31	0.000	-0.30731	-0.29017
_ljobtyper1_4	0.06337	0.00386	16.44	0.000	0.05582	0.07093
_lunionr_1	0.03703	0.00153	24.14	0.000	0.03403	0.04004
_cons	1.70942	0.01224	139.61	0.000	1.68542	1.73342

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-61>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-61> 표본 가중치 반영 OLS(2013년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 4508.68
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선책으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00176이고, t값은 33.94로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00176(즉, 0.176%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2013년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 335.2만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.176%인 5,910원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 70,921원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 70,921원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.00761로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 0.761%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 4.3배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-62〉 WLS(2013년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=	708,871	
		F(50, 708820)		=	13724.98	
		Prob > F		=	0.0000	
		R-squared		=	0.5975	
		Root MSE		=	0.39525	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00176	0.00005	33.94	0.000	0.00166	0.00187
injrate	-0.00761	0.00023	-33.61	0.000	-0.00806	-0.00717
_lsex_1	0.21707	0.00183	118.33	0.000	0.21347	0.22067
age	0.03348	0.00058	58.2	0.000	0.03236	0.03461
age2	-0.00038	0.00001	-54.62	0.000	-0.00039	-0.00036
_ledu_1	-0.05870	0.00346	-16.99	0.000	-0.06548	-0.05193
_ledu_3	0.10238	0.00240	42.62	0.000	0.09767	0.10709
_ledu_4	0.26196	0.00253	103.37	0.000	0.25699	0.26693
_ledu_5	0.46486	0.00506	91.92	0.000	0.45495	0.47477
wpy	0.02224	0.00018	121.35	0.000	0.02188	0.02260
_lexy_2	0.07335	0.00304	24.11	0.000	0.06739	0.07931
_lexy_3	0.11542	0.00323	35.78	0.000	0.10910	0.12175
_lexy_4	0.15273	0.00346	44.19	0.000	0.14596	0.15951
_lexy_5	0.15876	0.00393	40.39	0.000	0.15106	0.16647
_lexy_6	0.20507	0.00300	68.39	0.000	0.19919	0.21095
_lexy_7	0.27146	0.00376	72.13	0.000	0.26408	0.27884
_lindr_2	-0.04582	0.01193	-3.84	0.000	-0.06920	-0.02243
_lindr_3	-0.01800	0.00644	-2.79	0.005	-0.03063	-0.00538
_lindr_4	0.05524	0.00744	7.43	0.000	0.04067	0.06981
_lindr_5	0.00252	0.00929	0.27	0.787	-0.01569	0.02072
_lindr_6	-0.08676	0.00790	-10.98	0.000	-0.10224	-0.07128
_lindr_7	-0.01896	0.00737	-2.57	0.010	-0.03340	-0.00451
_lindr_8	-0.14309	0.00673	-21.27	0.000	-0.15627	-0.12990
_lindr_9	-0.20571	0.00822	-25.04	0.000	-0.22181	-0.18960
_lindr_10	0.01384	0.00704	1.97	0.049	0.00005	0.02763
_lindr_11	0.17596	0.00757	23.24	0.000	0.16112	0.19080
_lindr_12	-0.12892	0.00833	-15.47	0.000	-0.14525	-0.11259
_lindr_13	-0.00827	0.00744	-1.11	0.266	-0.02285	0.00631
_lindr_14	-0.10939	0.00718	-15.23	0.000	-0.12347	-0.09531
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.13155	0.00724	-18.18	0.000	-0.14573	-0.11737
_lindr_17	-0.18322	0.00730	-25.1	0.000	-0.19753	-0.16891
_lindr_18	-0.15502	0.00739	-20.99	0.000	-0.16950	-0.14055
_lindr_19	-0.15857	0.00926	-17.13	0.000	-0.17671	-0.14043

Inhswage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.30289	0.00782	38.75	0.000	0.28757	0.31821
_ljobr_2	0.02392	0.00252	9.51	0.000	0.01899	0.02885
_ljobr_4	-0.12353	0.00451	-27.42	0.000	-0.13237	-0.11470
_ljobr_5	-0.06493	0.00428	-15.17	0.000	-0.07332	-0.05654
_ljobr_6	-0.19107	0.01598	-11.96	0.000	-0.22240	-0.15975
_ljobr_7	-0.12417	0.00354	-35.04	0.000	-0.13112	-0.11723
_ljobr_8	-0.20985	0.00293	-71.68	0.000	-0.21558	-0.20411
_ljobr_9	-0.28727	0.00352	-81.65	0.000	-0.29416	-0.28037
_lfirmsizer_1	-0.20780	0.00325	-63.87	0.000	-0.21418	-0.20143
_lfirmsizer_2	-0.10096	0.00223	-45.32	0.000	-0.10533	-0.09660
_lfirmsizer_3	-0.04337	0.00194	-22.41	0.000	-0.04716	-0.03958
_lfirmsizer_5	0.07616	0.00241	31.62	0.000	0.07144	0.08088
_lfirmsizer_6	0.26892	0.00191	141.07	0.000	0.26518	0.27265
_ljobtyper1_2	-0.03886	0.00197	-19.74	0.000	-0.04272	-0.03500
_ljobtyper1_3	-0.29874	0.00581	-51.38	0.000	-0.31014	-0.28734
_ljobtyper1_4	0.06337	0.00827	7.66	0.000	0.04716	0.07959
_lunionr_1	0.03703	0.00183	20.23	0.000	0.03344	0.04062
_cons	1.70942	0.01288	132.73	0.000	1.68418	1.73466

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2013년이 월 총급여는 311.6만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 335.2만원(=311.6만원×105.4/98.0)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00176이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.00761이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00100이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.100% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 3,358원이며, 연 기준으로는 40,301원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 4.03억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-63〉 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2013년	0.00176	-0.00761	0.00100	335.2	3,358	40,301	403

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 3.77 ~ 4.29억원으로 산정된다.

〈표 III-64〉 2013년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2013년	0.00100	0.00094	0.00107	403	377	429

라) 2014년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2014년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-65>과 같다. 이 2014년 원자료는 705,427명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 9,227,229명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 40.4세이며, 근속연수는 6.00년이다. 월 총급여(2014년 기준)는 325.5만원이고 월 근로시간은 175.9시간이므로, 2014년 기준 시간당 평균 임금은 1.91만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 343.4만원이며, 시간당 임금은 2.03만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.849명이며 사망만인율은 1.206명이다.¹⁰⁾

<표 III-65> 2014년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.358	0.479	1	2
edur	교육수준	2.980	1.059	1	5
age	연령(세)	40.405	11.407	15	92
injrate	재해천인율	4.849	6.113	0.49	275.3201
dthrate	사망만인율	1.206	16.880	0	975.018
tmwage	총월급여(천원)	3,235.209	2,396.562	100	165572.5
tnwt	월근로시간(시간)	175.905	39.231	5	480
hwage	시간당임금(천원)	19.108	15.174	0.625	968.2603
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,433.948	2,543.783	106.143	175743.6
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	20.282	16.106	0.663394	1027.74
wpy	근속연수(년)	5.966	6.974	0	54.16667
indr	산업대분류	8.883	5.308	1	19
jobr	직종대분류	4.588	2.630	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.112	1.593	1	6
exyr	경력년수 수준	7.162	5.754	0.5	15

10) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.224	0.586	1	4
unionr	노조가입 여부	1.863	0.344	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 결정계수(R^2) 및 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6246이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본변수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2014년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-66〉 OLS(2014년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 705,427
				F(50, 705376)	= 23477.29
Model	179380.3	50	3587.606	Prob > F	= 0.0000
Residual	107789.7	705,376	0.152812	R-squared	= 0.6246
				Adj R-squared	= 0.6246
Total	287170	705,426	0.407087	Root MSE	= 0.39091
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00437	0.00005	83.29	0.000	0.00426 0.00447

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
injrate	-0.01473	0.00018	-83.44	0.000	-0.01508	-0.01439
_lsex_1	0.19776	0.00111	178.16	0.000	0.19558	0.19994
age	0.03621	0.00030	120.93	0.000	0.03563	0.03680
age2	-0.00041	0.00000	-119.57	0.000	-0.00042	-0.00041
_ledu_1	-0.05409	0.00241	-22.43	0.000	-0.05881	-0.04936
_ledu_3	0.10853	0.00151	71.88	0.000	0.10557	0.11149
_ledu_4	0.27484	0.00142	193.57	0.000	0.27206	0.27763
_ledu_5	0.49787	0.00227	218.88	0.000	0.49341	0.50233
wpy	0.02260	0.00010	236.87	0.000	0.02241	0.02279
_lexy_2	0.07923	0.00184	43.18	0.000	0.07563	0.08283
_lexy_3	0.13276	0.00200	66.32	0.000	0.12884	0.13668
_lexy_4	0.16395	0.00213	77.15	0.000	0.15978	0.16811
_lexy_5	0.17089	0.00228	74.92	0.000	0.16642	0.17537
_lexy_6	0.22485	0.00179	125.62	0.000	0.22134	0.22836
_lexy_7	0.28766	0.00201	143.41	0.000	0.28373	0.29160
_lindr_2	-0.11343	0.01097	-10.34	0.000	-0.13493	-0.09193
_lindr_3	0.01287	0.00538	2.39	0.017	0.00233	0.02341
_lindr_4	0.04278	0.00664	6.44	0.000	0.02977	0.05580
_lindr_5	-0.01436	0.00738	-1.95	0.052	-0.02881	0.00010
_lindr_6	-0.01047	0.00584	-1.79	0.073	-0.02191	0.00097
_lindr_7	-0.04844	0.00567	-8.54	0.000	-0.05956	-0.03731
_lindr_8	-0.14309	0.00551	-25.98	0.000	-0.15388	-0.13229
_lindr_9	-0.19601	0.00581	-33.71	0.000	-0.20741	-0.18461
_lindr_10	-0.08858	0.00572	-15.49	0.000	-0.09978	-0.07737
_lindr_11	0.10996	0.00589	18.66	0.000	0.09841	0.12151
_lindr_12	-0.16529	0.00618	-26.76	0.000	-0.17740	-0.15319
_lindr_13	-0.08243	0.00588	-14.02	0.000	-0.09396	-0.07090
_lindr_14	-0.08297	0.00605	-13.72	0.000	-0.09482	-0.07112
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.17051	0.00577	-29.53	0.000	-0.18182	-0.15919
_lindr_17	-0.24561	0.00567	-43.35	0.000	-0.25671	-0.23450
_lindr_18	-0.18324	0.00601	-30.47	0.000	-0.19503	-0.17145
_lindr_19	-0.11586	0.00590	-19.63	0.000	-0.12743	-0.10430
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.41148	0.00352	116.79	0.000	0.40458	0.41839
_ljobr_2	0.07240	0.00140	51.84	0.000	0.06966	0.07514
_ljobr_4	-0.08051	0.00252	-31.93	0.000	-0.08545	-0.07557
_ljobr_5	-0.09114	0.00252	-36.21	0.000	-0.09607	-0.08621
_ljobr_6	-0.13465	0.00820	-16.43	0.000	-0.15072	-0.11859
_ljobr_7	-0.09357	0.00224	-41.68	0.000	-0.09797	-0.08917
_ljobr_8	-0.18939	0.00184	-103.18	0.000	-0.19298	-0.18579

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.28551	0.00216	-132.26	0.000	-0.28974	-0.28128
_lfirmsizer_1	-0.19230	0.00223	-86.13	0.000	-0.19667	-0.18792
_lfirmsizer_2	-0.11619	0.00163	-71.43	0.000	-0.11938	-0.11300
_lfirmsizer_3	-0.07482	0.00145	-51.61	0.000	-0.07767	-0.07198
_lfirmsizer_5	0.06383	0.00178	35.77	0.000	0.06033	0.06733
_lfirmsizer_6	0.16952	0.00141	120.28	0.000	0.16675	0.17228
_ljobtyper1_2	-0.03151	0.00144	-21.84	0.000	-0.03434	-0.02868
_ljobtyper1_3	-0.28407	0.00378	-75.18	0.000	-0.29147	-0.27666
_ljobtyper1_4	0.07784	0.00331	23.49	0.000	0.07135	0.08433
_lunionr_1	0.01457	0.00135	10.76	0.000	0.01192	0.01723
_cons	1.71026	0.00821	208.34	0.000	1.69417	1.72635

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00437에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00368으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 84.4%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 85.6%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-67〉 표본 가중치 반영 OLS(2014년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	705,427
Model	167157.3	50	3343.146	F(50, 705376)	=	21750.98
Residual	108417	705,376	0.153701	Prob > F	=	0.0000
Total	275574.3	705,426	0.390649	R-squared	=	0.6066
				Adj R-squared	=	0.6066
				Root MSE	=	0.39205
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00368	0.00006	60.2	0.000	0.00356	0.00380
injrate	-0.01260	0.00016	-77.37	0.000	-0.01292	-0.01229
_lsex_1	0.20845	0.00111	187.82	0.000	0.20627	0.21062
age	0.03002	0.00029	103.87	0.000	0.02945	0.03059
age2	-0.00035	0.00000	-105.03	0.000	-0.00036	-0.00034
_ledu_1	-0.05800	0.00247	-23.5	0.000	-0.06284	-0.05317
_ledu_3	0.09202	0.00147	62.43	0.000	0.08913	0.09491
_ledu_4	0.24038	0.00137	175.38	0.000	0.23770	0.24307
_ledu_5	0.44241	0.00247	179.33	0.000	0.43757	0.44724
wpy	0.02300	0.00010	230.01	0.000	0.02281	0.02320
_lsex_2	0.06968	0.00184	37.83	0.000	0.06607	0.07329
_lsex_3	0.10471	0.00198	52.8	0.000	0.10083	0.10860
_lsex_4	0.14746	0.00208	70.92	0.000	0.14339	0.15154
_lsex_5	0.15270	0.00224	68.19	0.000	0.14831	0.15709
_lsex_6	0.20531	0.00179	114.78	0.000	0.20181	0.20882

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.27799	0.00196	141.6	0.000	0.27414	0.28184
_lindr_2	-0.08976	0.02115	-4.24	0.000	-0.13121	-0.04832
_lindr_3	-0.00776	0.01000	-0.78	0.438	-0.02735	0.01184
_lindr_4	0.00458	0.01171	0.39	0.696	-0.01837	0.02753
_lindr_5	-0.00730	0.01155	-0.63	0.528	-0.02993	0.01534
_lindr_6	-0.10054	0.01017	-9.89	0.000	-0.12046	-0.08061
_lindr_7	-0.04665	0.01015	-4.6	0.000	-0.06654	-0.02677
_lindr_8	-0.17727	0.01017	-17.43	0.000	-0.19720	-0.15734
_lindr_9	-0.23375	0.01050	-22.25	0.000	-0.25434	-0.21316
_lindr_10	-0.07035	0.01028	-6.84	0.000	-0.09051	-0.05020
_lindr_11	0.14287	0.01035	13.81	0.000	0.12259	0.16315
_lindr_12	-0.17767	0.01058	-16.79	0.000	-0.19841	-0.15693
_lindr_13	-0.08063	0.01023	-7.88	0.000	-0.10068	-0.06059
_lindr_14	-0.11439	0.01015	-11.27	0.000	-0.13429	-0.09449
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.15284	0.01029	-14.85	0.000	-0.17301	-0.13268
_lindr_17	-0.26466	0.01018	-25.99	0.000	-0.28462	-0.24469
_lindr_18	-0.19386	0.01105	-17.55	0.000	-0.21551	-0.17221
_lindr_19	-0.16625	0.01039	-16	0.000	-0.18661	-0.14588
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.39768	0.00346	115.02	0.000	0.39090	0.40445
_ljobr_2	0.02634	0.00144	18.25	0.000	0.02351	0.02917
_ljobr_4	-0.09335	0.00280	-33.39	0.000	-0.09883	-0.08787
_ljobr_5	-0.07434	0.00225	-33	0.000	-0.07876	-0.06993
_ljobr_6	-0.22775	0.01029	-22.14	0.000	-0.24792	-0.20759
_ljobr_7	-0.10652	0.00209	-50.96	0.000	-0.11062	-0.10243
_ljobr_8	-0.20737	0.00175	-118.58	0.000	-0.21080	-0.20395
_ljobr_9	-0.29008	0.00215	-134.69	0.000	-0.29430	-0.28586
_lfirmsizer_1	-0.20130	0.00172	-117.28	0.000	-0.20466	-0.19793
_lfirmsizer_2	-0.11320	0.00155	-72.91	0.000	-0.11624	-0.11015
_lfirmsizer_3	-0.06743	0.00152	-44.28	0.000	-0.07041	-0.06444
_lfirmsizer_5	0.08138	0.00246	33.11	0.000	0.07656	0.08620
_lfirmsizer_6	0.28624	0.00178	160.4	0.000	0.28274	0.28974
_ljobtyper1_2	-0.01981	0.00160	-12.36	0.000	-0.02295	-0.01667
_ljobtyper1_3	-0.26264	0.00413	-63.63	0.000	-0.27073	-0.25455
_ljobtyper1_4	0.08977	0.00331	27.08	0.000	0.08327	0.09626
_lunionr_1	-0.00109	0.00158	-0.69	0.492	-0.00419	0.00202
_cons	1.88278	0.01176	160.12	0.000	1.85973	1.90582

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-68>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-68> 표본 가중치 반영 OLS(2014년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 4791.58
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선책으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00368이고, t값은 46.58로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00368(즉, 0.368%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2014년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 343.4만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.368%인 12,649원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 151,787원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 151,787원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.01260로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 1.260%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 3.4배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-69〉 WLS(2014년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=	705,427	
		F(50, 705376)		=	12192.46	
		Prob > F		=	0.0000	
		R-squared		=	0.6066	
		Root MSE		=	0.39205	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00368	0.00008	46.58	0.000	0.00353	0.00384
injrate	-0.01260	0.00028	-45.82	0.000	-0.01314	-0.01207
_lsex_1	0.20845	0.00185	112.57	0.000	0.20482	0.21207
age	0.03002	0.00054	55.21	0.000	0.02895	0.03109
age2	-0.00035	0.00001	-53.61	0.000	-0.00036	-0.00034
_ledu_1	-0.05800	0.00371	-15.63	0.000	-0.06528	-0.05073
_ledu_3	0.09202	0.00242	38.09	0.000	0.08729	0.09676
_ledu_4	0.24038	0.00243	99.12	0.000	0.23563	0.24514
_ledu_5	0.44241	0.00424	104.31	0.000	0.43410	0.45072
wpy	0.02300	0.00017	134.45	0.000	0.02267	0.02334
_lexy_2	0.06968	0.00282	24.67	0.000	0.06415	0.07522
_lexy_3	0.10471	0.00304	34.46	0.000	0.09876	0.11067
_lexy_4	0.14746	0.00329	44.82	0.000	0.14102	0.15391
_lexy_5	0.15270	0.00348	43.9	0.000	0.14588	0.15952
_lexy_6	0.20531	0.00290	70.88	0.000	0.19963	0.21099
_lexy_7	0.27799	0.00336	82.67	0.000	0.27140	0.28458
_lindr_2	-0.08976	0.01268	-7.08	0.000	-0.11461	-0.06492
_lindr_3	-0.00776	0.00636	-1.22	0.222	-0.02022	0.00471
_lindr_4	0.00458	0.00748	0.61	0.540	-0.01008	0.01924
_lindr_5	-0.00730	0.00838	-0.87	0.384	-0.02372	0.00913
_lindr_6	-0.10054	0.00726	-13.86	0.000	-0.11476	-0.08632
_lindr_7	-0.04665	0.00726	-6.43	0.000	-0.06088	-0.03242
_lindr_8	-0.17727	0.00658	-26.92	0.000	-0.19018	-0.16437
_lindr_9	-0.23375	0.00784	-29.83	0.000	-0.24911	-0.21839
_lindr_10	-0.07035	0.00688	-10.22	0.000	-0.08384	-0.05686
_lindr_11	0.14287	0.00765	18.69	0.000	0.12788	0.15785
_lindr_12	-0.17767	0.00857	-20.73	0.000	-0.19447	-0.16088
_lindr_13	-0.08063	0.00734	-10.98	0.000	-0.09503	-0.06624
_lindr_14	-0.11439	0.00705	-16.24	0.000	-0.12820	-0.10058
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.15284	0.00720	-21.23	0.000	-0.16696	-0.13873
_lindr_17	-0.26466	0.00704	-37.58	0.000	-0.27846	-0.25085
_lindr_18	-0.19386	0.00726	-26.7	0.000	-0.20809	-0.17963
_lindr_19	-0.16625	0.00879	-18.91	0.000	-0.18348	-0.14901

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.39768	0.00721	55.14	0.000	0.38354	0.41181
_ljobr_2	0.02634	0.00232	11.35	0.000	0.02179	0.03089
_ljobr_4	-0.09335	0.00407	-22.94	0.000	-0.10133	-0.08538
_ljobr_5	-0.07434	0.00440	-16.89	0.000	-0.08297	-0.06572
_ljobr_6	-0.22775	0.01566	-14.55	0.000	-0.25844	-0.19707
_ljobr_7	-0.10652	0.00356	-29.9	0.000	-0.11350	-0.09954
_ljobr_8	-0.20737	0.00292	-71.1	0.000	-0.21309	-0.20166
_ljobr_9	-0.29008	0.00333	-87.08	0.000	-0.29661	-0.28355
_lfirmsizer_1	-0.20130	0.00296	-67.92	0.000	-0.20711	-0.19549
_lfirmsizer_2	-0.11320	0.00216	-52.38	0.000	-0.11743	-0.10896
_lfirmsizer_3	-0.06743	0.00200	-33.7	0.000	-0.07135	-0.06351
_lfirmsizer_5	0.08138	0.00227	35.79	0.000	0.07692	0.08583
_lfirmsizer_6	0.28624	0.00241	118.69	0.000	0.28151	0.29097
_ljobtyper1_2	-0.01981	0.00227	-8.74	0.000	-0.02425	-0.01536
_ljobtyper1_3	-0.26264	0.00562	-46.71	0.000	-0.27366	-0.25163
_ljobtyper1_4	0.08977	0.00712	12.61	0.000	0.07582	0.10371
_lunionr_1	-0.00109	0.00214	-0.51	0.610	-0.00528	0.00310
_cons	1.88278	0.01264	148.91	0.000	1.85800	1.90756

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2014년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2014년이 월 총급여는 323.5만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 343.4만원(=323.5만원×105.4/99.3)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00368이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.01260이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00242이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.242% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 8,321원이며, 연 기준으로는 99,848원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 9.98억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-70〉 2014년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2014년	0.00368	-0.01260	0.00242	343.4	8,321	99,848	998

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 9.56 ~ 10.41억 원으로 산정된다.

〈표 III-71〉 2014년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2014년	0.00242	0.00232	0.00253	998	956	1,041

마) 2015년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2015년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-72>와 같다. 이 2015년 원자료는 718,578명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 9,643,688명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 41.1세이며, 근속연수는 6.13년이다. 월 총급여(2015년 기준)는 326.9만원이고 월 근로시간은 184.2시간이므로, 2015년 기준 시간당 평균 임금은 1.81만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 344.5만원이며, 시간당 임금은 1.91만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.500명이며 사망만인율은 1.092명이다.¹¹⁾

<표 III-72> 2015년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.361	0.480	1	2
edur	교육수준	3.000	1.062	1	5
age	연령(세)	41.066	11.562	15	93
injrate	재해천인율	4.500	6.635	0.42	355.7644
dthrate	사망만인율	1.092	17.361	0	1104.484
tmwage	총월급여(천원)	3,268.855	2,463.290	43	150000
tnwt	월근로시간(시간)	184.232	35.235	5	466
hwage	시간당임금(천원)	18.142	14.351	0.661539	852.2727
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,445.373	2,596.307	45.322	158100
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	19.122	15.126	0.697262	898.2955
wpy	근속연수(년)	6.131	7.058	0	55.41667
indr	산업대분류	8.917	5.311	1	19
jobr	직종대분류	4.577	2.614	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.064	1.588	1	6
exyr	경력년수 수준	7.307	5.753	0.5	15

11) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.236	0.623	1	4
unionr	노조가입 여부	1.866	0.341	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 결정계수(R^2) 및 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6237이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본본수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+)의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2015년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-73〉 OLS(2015년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 718,577
Model	175088	50	3501.759	F(50, 718526)	= 23817.15
Residual	105642.6	718,526	0.147027	Prob > F	= 0.0000
Total	280730.5	718,576	0.390676	R-squared	= 0.6237
				Adj R-squared	= 0.6237
				Root MSE	= 0.38344
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00562	0.00006	88.19	0.000	0.00550 0.00575

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
inrate	-0.01732	0.00020	-88.44	0.000	-0.01771	-0.01694
_lsex_1	0.19642	0.00108	181.91	0.000	0.19430	0.19853
age	0.03801	0.00029	130.66	0.000	0.03744	0.03859
age2	-0.00043	0.00000	-128.74	0.000	-0.00044	-0.00042
_ledu_1	-0.03782	0.00244	-15.53	0.000	-0.04260	-0.03305
_ledu_3	0.10858	0.00148	73.38	0.000	0.10568	0.11148
_ledu_4	0.27049	0.00138	195.88	0.000	0.26779	0.27320
_ledu_5	0.51670	0.00219	235.72	0.000	0.51240	0.52099
wpy	0.02281	0.00009	247.17	0.000	0.02263	0.02299
_lexy_2	0.06440	0.00183	35.19	0.000	0.06081	0.06798
_lexy_3	0.12495	0.00200	62.4	0.000	0.12103	0.12888
_lexy_4	0.14292	0.00209	68.37	0.000	0.13883	0.14702
_lexy_5	0.16234	0.00218	74.51	0.000	0.15807	0.16661
_lexy_6	0.19911	0.00177	112.68	0.000	0.19564	0.20257
_lexy_7	0.25534	0.00199	128.28	0.000	0.25144	0.25924
_lindr_2	0.07371	0.01024	7.2	0.000	0.05365	0.09377
_lindr_3	0.01355	0.00538	2.52	0.012	0.00301	0.02410
_lindr_4	0.07476	0.00657	11.38	0.000	0.06189	0.08763
_lindr_5	-0.00385	0.00734	-0.53	0.600	-0.01823	0.01053
_lindr_6	-0.02583	0.00580	-4.45	0.000	-0.03720	-0.01447
_lindr_7	-0.04618	0.00567	-8.14	0.000	-0.05730	-0.03506
_lindr_8	-0.11406	0.00549	-20.78	0.000	-0.12482	-0.10330
_lindr_9	-0.15417	0.00579	-26.62	0.000	-0.16552	-0.14282
_lindr_10	-0.12008	0.00571	-21.03	0.000	-0.13128	-0.10889
_lindr_11	0.04781	0.00586	8.16	0.000	0.03633	0.05930
_lindr_12	-0.18675	0.00615	-30.34	0.000	-0.19881	-0.17468
_lindr_13	-0.11535	0.00586	-19.67	0.000	-0.12684	-0.10386
_lindr_14	-0.11060	0.00602	-18.36	0.000	-0.12240	-0.09879
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.22345	0.00576	-38.78	0.000	-0.23474	-0.21216
_lindr_17	-0.24342	0.00566	-43.01	0.000	-0.25451	-0.23233
_lindr_18	-0.14261	0.00594	-24.02	0.000	-0.15424	-0.13097
_lindr_19	-0.13375	0.00587	-22.78	0.000	-0.14526	-0.12225
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.39094	0.00342	114.34	0.000	0.38424	0.39765
_ljobr_2	0.06623	0.00136	48.82	0.000	0.06357	0.06889
_ljobr_4	-0.09070	0.00242	-37.44	0.000	-0.09545	-0.08595
_ljobr_5	-0.09309	0.00244	-38.18	0.000	-0.09787	-0.08831
_ljobr_6	-0.15467	0.00798	-19.38	0.000	-0.17031	-0.13903
_ljobr_7	-0.07947	0.00217	-36.63	0.000	-0.08373	-0.07522
_ljobr_8	-0.15195	0.00179	-84.9	0.000	-0.15546	-0.14845

Inhswage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.26880	0.00212	-126.73	0.000	-0.27296	-0.26465
_lfirmsizer_1	-0.19514	0.00218	-89.35	0.000	-0.19942	-0.19086
_lfirmsizer_2	-0.10855	0.00158	-68.65	0.000	-0.11165	-0.10545
_lfirmsizer_3	-0.06039	0.00141	-42.88	0.000	-0.06315	-0.05763
_lfirmsizer_5	0.08100	0.00177	45.77	0.000	0.07753	0.08446
_lfirmsizer_6	0.18630	0.00136	137.14	0.000	0.18363	0.18896
_ljobtyper1_2	-0.00113	0.00142	-0.8	0.425	-0.00391	0.00165
_ljobtyper1_3	-0.17266	0.00395	-43.71	0.000	-0.18040	-0.16491
_ljobtyper1_4	0.01786	0.00300	5.96	0.000	0.01198	0.02373
_lunionr_1	0.03763	0.00133	28.35	0.000	0.03503	0.04023
_cons	1.62847	0.00813	200.35	0.000	1.61254	1.64440

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00562에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00329으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 58.4%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 57.3%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-74〉 표본 가중치 반영 OLS(2015년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	718,577
Model	161992.3	50	3239.845	F(50, 718526)	=	22549.69
Residual	103234.8	718,526	0.143676	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6108
				Adj R-squared	=	0.6107
Total	265227.1	718,576	0.369101	Root MSE	=	0.37905
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00329	0.00007	49.25	0.000	0.00316	0.00342
injrate	-0.00992	0.00018	-55.46	0.000	-0.01027	-0.00957
_lsex_1	0.21418	0.00107	199.99	0.000	0.21208	0.21628
age	0.03356	0.00027	122.2	0.000	0.03303	0.03410
age2	-0.00038	0.00000	-121.93	0.000	-0.00039	-0.00038
_ledu_1	-0.04245	0.00244	-17.36	0.000	-0.04724	-0.03766
_ledu_3	0.09417	0.00143	65.89	0.000	0.09137	0.09697
_ledu_4	0.22905	0.00132	173.77	0.000	0.22647	0.23164
_ledu_5	0.46331	0.00232	199.31	0.000	0.45875	0.46787
wpy	0.02231	0.00010	233.87	0.000	0.02212	0.02249
_lexy_2	0.05336	0.00181	29.45	0.000	0.04981	0.05691
_lexy_3	0.08980	0.00192	46.72	0.000	0.08603	0.09357
_lexy_4	0.11274	0.00203	55.55	0.000	0.10877	0.11672
_lexy_5	0.13316	0.00211	63.02	0.000	0.12902	0.13730
_lexy_6	0.17087	0.00174	98.33	0.000	0.16747	0.17428

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.23299	0.00192	121.58	0.000	0.22923	0.23675
_lindr_2	0.06199	0.01923	3.22	0.001	0.02430	0.09968
_lindr_3	0.03096	0.00968	3.2	0.001	0.01199	0.04994
_lindr_4	0.13511	0.01131	11.94	0.000	0.11294	0.15729
_lindr_5	0.03786	0.01114	3.4	0.001	0.01603	0.05969
_lindr_6	-0.06772	0.00984	-6.88	0.000	-0.08701	-0.04844
_lindr_7	0.00673	0.00983	0.68	0.494	-0.01253	0.02599
_lindr_8	-0.10263	0.00984	-10.43	0.000	-0.12192	-0.08334
_lindr_9	-0.10287	0.01013	-10.16	0.000	-0.12273	-0.08302
_lindr_10	-0.04183	0.00996	-4.2	0.000	-0.06135	-0.02231
_lindr_11	0.15868	0.01003	15.83	0.000	0.13903	0.17833
_lindr_12	-0.12900	0.01024	-12.6	0.000	-0.14907	-0.10893
_lindr_13	-0.05074	0.00991	-5.12	0.000	-0.07016	-0.03133
_lindr_14	-0.07375	0.00983	-7.5	0.000	-0.09302	-0.05448
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.11923	0.00997	-11.96	0.000	-0.13878	-0.09969
_lindr_17	-0.19409	0.00987	-19.67	0.000	-0.21343	-0.17476
_lindr_18	-0.12075	0.01071	-11.27	0.000	-0.14174	-0.09975
_lindr_19	-0.14490	0.01007	-14.39	0.000	-0.16463	-0.12517
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.42024	0.00355	118.33	0.000	0.41328	0.42720
_ljobr_2	0.02752	0.00138	19.92	0.000	0.02481	0.03023
_ljobr_4	-0.11849	0.00261	-45.37	0.000	-0.12361	-0.11337
_ljobr_5	-0.07037	0.00213	-33.07	0.000	-0.07455	-0.06620
_ljobr_6	-0.21851	0.00982	-22.25	0.000	-0.23776	-0.19926
_ljobr_7	-0.12375	0.00201	-61.5	0.000	-0.12769	-0.11980
_ljobr_8	-0.17853	0.00168	-106.2	0.000	-0.18182	-0.17523
_ljobr_9	-0.27319	0.00208	-131.65	0.000	-0.27725	-0.26912
_lfirmsizer_1	-0.20566	0.00164	-125.55	0.000	-0.20887	-0.20245
_lfirmsizer_2	-0.09711	0.00150	-64.94	0.000	-0.10004	-0.09417
_lfirmsizer_3	-0.05138	0.00147	-34.94	0.000	-0.05427	-0.04850
_lfirmsizer_5	0.10380	0.00244	42.51	0.000	0.09901	0.10858
_lfirmsizer_6	0.29537	0.00173	170.87	0.000	0.29198	0.29876
_ljobtyper1_2	-0.01000	0.00157	-6.38	0.000	-0.01308	-0.00693
_ljobtyper1_3	-0.17658	0.00422	-41.85	0.000	-0.18485	-0.16831
_ljobtyper1_4	0.03929	0.00283	13.87	0.000	0.03374	0.04484
_lunionr_1	0.04279	0.00155	27.55	0.000	0.03974	0.04583
_cons	1.69091	0.01138	148.54	0.000	1.66860	1.71322

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-75>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-75> 표본 가중치 반영 OLS(2015년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 6241.54
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선택으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00329이고, t값은 38.24로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00329(즉, 0.329%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2015년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 344.5만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.329%인 11,322원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 135,866원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 135,866원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.00992로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 0.992%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 3.0배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-76〉 WLS(2015년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=	718,577	
		F(50, 718526)		=	15825.7	
		Prob > F		=	0.0000	
		R-squared		=	0.6108	
		Root MSE		=	0.37905	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00329	0.00009	38.24	0.000	0.00312	0.00345
injrate	-0.00992	0.00027	-37.25	0.000	-0.01044	-0.00940
_lsex_1	0.21418	0.00169	126.52	0.000	0.21086	0.21750
age	0.03356	0.00051	65.55	0.000	0.03256	0.03457
age2	-0.00038	0.00001	-61.97	0.000	-0.00039	-0.00037
_ledu_1	-0.04245	0.00390	-10.9	0.000	-0.05009	-0.03482
_ledu_3	0.09417	0.00222	42.4	0.000	0.08982	0.09852
_ledu_4	0.22905	0.00227	100.89	0.000	0.22460	0.23350
_ledu_5	0.46331	0.00410	112.99	0.000	0.45527	0.47135
wpy	0.02231	0.00016	140.87	0.000	0.02200	0.02262
_lexy_2	0.05336	0.00269	19.81	0.000	0.04808	0.05864
_lexy_3	0.08980	0.00289	31.11	0.000	0.08414	0.09546
_lexy_4	0.11274	0.00302	37.36	0.000	0.10683	0.11866
_lexy_5	0.13316	0.00314	42.4	0.000	0.12700	0.13932
_lexy_6	0.17087	0.00267	63.97	0.000	0.16564	0.17611
_lexy_7	0.23299	0.00321	72.68	0.000	0.22671	0.23927
_lindr_2	0.06199	0.01190	5.21	0.000	0.03867	0.08532
_lindr_3	0.03096	0.00637	4.86	0.000	0.01848	0.04345
_lindr_4	0.13511	0.00718	18.81	0.000	0.12104	0.14919
_lindr_5	0.03786	0.00856	4.43	0.000	0.02109	0.05462
_lindr_6	-0.06772	0.00734	-9.23	0.000	-0.08211	-0.05334
_lindr_7	0.00673	0.00714	0.94	0.346	-0.00727	0.02073
_lindr_8	-0.10263	0.00658	-15.59	0.000	-0.11553	-0.08973
_lindr_9	-0.10287	0.00772	-13.32	0.000	-0.11801	-0.08774
_lindr_10	-0.04183	0.00683	-6.12	0.000	-0.05523	-0.02844
_lindr_11	0.15868	0.00747	21.25	0.000	0.14404	0.17332
_lindr_12	-0.12900	0.00780	-16.54	0.000	-0.14429	-0.11371
_lindr_13	-0.05074	0.00715	-7.09	0.000	-0.06476	-0.03672
_lindr_14	-0.07375	0.00690	-10.69	0.000	-0.08727	-0.06022
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.11923	0.00713	-16.72	0.000	-0.13321	-0.10526
_lindr_17	-0.19409	0.00687	-28.24	0.000	-0.20757	-0.18062
_lindr_18	-0.12075	0.00722	-16.73	0.000	-0.13490	-0.10660
_lindr_19	-0.14490	0.00837	-17.3	0.000	-0.16131	-0.12849

Inhswage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.42024	0.00726	57.85	0.000	0.40600	0.43447
_ljobr_2	0.02752	0.00222	12.41	0.000	0.02317	0.03187
_ljobr_4	-0.11849	0.00404	-29.35	0.000	-0.12640	-0.11058
_ljobr_5	-0.07037	0.00404	-17.4	0.000	-0.07830	-0.06245
_ljobr_6	-0.21851	0.01266	-17.25	0.000	-0.24333	-0.19369
_ljobr_7	-0.12375	0.00332	-37.23	0.000	-0.13026	-0.11723
_ljobr_8	-0.17853	0.00259	-68.89	0.000	-0.18361	-0.17345
_ljobr_9	-0.27319	0.00319	-85.55	0.000	-0.27945	-0.26693
_lfirmsizer_1	-0.20566	0.00296	-69.51	0.000	-0.21145	-0.19986
_lfirmsizer_2	-0.09711	0.00208	-46.76	0.000	-0.10117	-0.09304
_lfirmsizer_3	-0.05138	0.00184	-27.88	0.000	-0.05500	-0.04777
_lfirmsizer_5	0.10380	0.00238	43.7	0.000	0.09914	0.10845
_lfirmsizer_6	0.29537	0.00188	156.86	0.000	0.29168	0.29906
_ljobtyper1_2	-0.01000	0.00191	-5.23	0.000	-0.01375	-0.00625
_ljobtyper1_3	-0.17658	0.00582	-30.34	0.000	-0.18799	-0.16517
_ljobtyper1_4	0.03929	0.00616	6.37	0.000	0.02721	0.05137
_lunionr_1	0.04279	0.00185	23.13	0.000	0.03916	0.04641
_cons	1.69091	0.01197	141.22	0.000	1.66745	1.71438

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2015년이 월 총급여는 326.9만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 344.5만원(=326.9만원×105.4/100.0)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00329이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.00992이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00229이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.229% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 7,904원이며, 연 기준으로는 94,845원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 9.48억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-77〉 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2015년	0.00329	-0.00992	0.00229	344.5	7,904	94,845	948

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 9.00 ~ 9.97억원으로 산정된다.

〈표 III-78〉 2015년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2015년	0.00229	0.00218	0.00241	948	900	997

바) 2016년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2016년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-79>와 같다. 이 2016년 원자료는 727,821명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 10,221,341명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 41.5세이며, 근속연수는 6.30년이다. 월 총급여(2016년 기준)는 335.1만원이고 월 근로시간은 182.0시간이므로, 2016년 기준 시간당 평균 임금은 1.88만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 349.7만원이며, 시간당 임금은 1.96만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.418명이며 사망만인율은 1.027명이다.¹²⁾

<표 III-79> 2016년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.365	0.481	1	2
edur	교육수준	3.016	1.051	1	5
age	연령(세)	41.484	11.718	15	94
injrate	재해천인율	4.418	6.961	0.37	396.5929
dthrate	사망만인율	1.027	15.066	0	1009.732
tmwage	총월급여(천원)	3,351.415	2,524.643	45	494800
tnwt	월근로시간(시간)	181.989	35.987	5	459
hwage	시간당임금(천원)	18.786	14.772	0.857143	2945.238
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,497.417	2,634.627	46.9604	516355.7
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	19.605	15.415	0.894484	3073.546
wpy	근속연수(년)	6.296	7.134	0	56.41667
indr	산업대분류	9.019	5.276	1	19
jobr	직종대분류	4.554	2.608	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.086	1.582	1	6
exyr	경력년수 수준	7.439	5.773	0.5	15

12) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.237	0.631	1	4
unionr	노조가입 여부	1.863	0.344	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 결정계수(R^2) 및 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6287이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본변수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+)의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2016년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-80〉 OLS(2016년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 727,818
				F(50, 727767)	= 24649.82
Model	171826.1	50	3436.523	Prob > F	= 0.0000
Residual	101460.7	727,767	0.139414	R-squared	= 0.6287
				Adj R-squared	= 0.6287
Total	273286.8	727,817	0.375488	Root MSE	= 0.37338
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00688	0.00007	94.19	0.000	0.00674 0.00702

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
injrate	-0.01782	0.00019	-95.07	0.000	-0.01819	-0.01745
_lsex_1	0.19603	0.00104	188.07	0.000	0.19399	0.19807
age	0.03702	0.00028	133.7	0.000	0.03648	0.03757
age2	-0.00041	0.00000	-130.47	0.000	-0.00042	-0.00041
_ledu_1	-0.02290	0.00243	-9.41	0.000	-0.02767	-0.01813
_ledu_3	0.10352	0.00144	72.1	0.000	0.10071	0.10634
_ledu_4	0.25574	0.00133	191.65	0.000	0.25312	0.25835
_ledu_5	0.47793	0.00213	223.94	0.000	0.47375	0.48211
wpy	0.02013	0.00009	230.08	0.000	0.01996	0.02031
_lexy_2	0.05492	0.00180	30.48	0.000	0.05139	0.05846
_lexy_3	0.10950	0.00198	55.42	0.000	0.10563	0.11337
_lexy_4	0.13531	0.00206	65.66	0.000	0.13127	0.13934
_lexy_5	0.14270	0.00211	67.5	0.000	0.13856	0.14684
_lexy_6	0.18914	0.00170	111.06	0.000	0.18580	0.19248
_lexy_7	0.26507	0.00192	138.16	0.000	0.26131	0.26884
_lindr_2	0.19861	0.00996	19.95	0.000	0.17910	0.21812
_lindr_3	0.03074	0.00507	6.07	0.000	0.02081	0.04066
_lindr_4	0.08061	0.00622	12.95	0.000	0.06841	0.09281
_lindr_5	-0.02789	0.00702	-3.98	0.000	-0.04164	-0.01414
_lindr_6	0.00458	0.00545	0.84	0.401	-0.00611	0.01526
_lindr_7	-0.04637	0.00534	-8.69	0.000	-0.05682	-0.03591
_lindr_8	-0.09085	0.00516	-17.61	0.000	-0.10096	-0.08074
_lindr_9	-0.16139	0.00547	-29.52	0.000	-0.17211	-0.15068
_lindr_10	-0.08695	0.00536	-16.21	0.000	-0.09746	-0.07644
_lindr_11	0.10585	0.00550	19.25	0.000	0.09507	0.11663
_lindr_12	-0.15018	0.00582	-25.8	0.000	-0.16159	-0.13877
_lindr_13	-0.06754	0.00549	-12.29	0.000	-0.07831	-0.05678
_lindr_14	-0.10147	0.00569	-17.82	0.000	-0.11262	-0.09031
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.19627	0.00542	-36.19	0.000	-0.20690	-0.18564
_lindr_17	-0.24817	0.00531	-46.72	0.000	-0.25858	-0.23776
_lindr_18	-0.15778	0.00564	-27.95	0.000	-0.16885	-0.14672
_lindr_19	-0.11875	0.00553	-21.46	0.000	-0.12960	-0.10791
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.45502	0.00354	128.43	0.000	0.44808	0.46197
_ljobr_2	0.07425	0.00130	57.17	0.000	0.07171	0.07680
_ljobr_4	-0.11319	0.00233	-48.54	0.000	-0.11776	-0.10862
_ljobr_5	-0.07980	0.00235	-33.92	0.000	-0.08441	-0.07519
_ljobr_6	-0.18186	0.00794	-22.91	0.000	-0.19742	-0.16630
_ljobr_7	-0.08417	0.00215	-39.06	0.000	-0.08839	-0.07995
_ljobr_8	-0.15725	0.00173	-90.82	0.000	-0.16064	-0.15386

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.27144	0.00202	-134.15	0.000	-0.27541	-0.26748
_lfirmsizer_1	-0.17709	0.00213	-83.31	0.000	-0.18126	-0.17292
_lfirmsizer_2	-0.10067	0.00153	-65.67	0.000	-0.10367	-0.09766
_lfirmsizer_3	-0.05780	0.00136	-42.45	0.000	-0.06046	-0.05513
_lfirmsizer_5	0.06771	0.00171	39.52	0.000	0.06435	0.07107
_lfirmsizer_6	0.17107	0.00132	129.85	0.000	0.16848	0.17365
_ljobtyper1_2	-0.01416	0.00138	-10.23	0.000	-0.01687	-0.01144
_ljobtyper1_3	-0.19496	0.00378	-51.63	0.000	-0.20236	-0.18756
_ljobtyper1_4	0.00260	0.00277	0.94	0.348	-0.00283	0.00804
_lunionr_1	0.04641	0.00128	36.27	0.000	0.04390	0.04892
_cons	1.67612	0.00769	218	0.000	1.66105	1.69119

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00688에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00515으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 74.8%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 75.1%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-81〉 표본 가중치 반영 OLS(2016년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	727,818
Model	155257.1	50	3105.142	F(50, 727767)	=	22508.25
Residual	100399.6	727,767	0.137956	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6073
				Adj R-squared	=	0.6073
Total	255656.8	727,817	0.351265	Root MSE	=	0.37142
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00515	0.00008	64.86	0.000	0.00499	0.00530
injrate	-0.01338	0.000182	-73.68	0.000	-0.01373	-0.01302
_lsex_1	0.21274	0.001041	204.31	0.000	0.21070	0.21478
age	0.03335	0.000264	126.59	0.000	0.03284	0.03387
age2	-0.00037	2.99E-06	-124.85	0.000	-0.00038	-0.00037
_ledu_1	-0.03452	0.00251	-13.75	0.000	-0.03944	-0.02960
_ledu_3	0.09336	0.001397	66.85	0.000	0.09062	0.09609
_ledu_4	0.22481	0.001278	175.97	0.000	0.22230	0.22731
_ledu_5	0.43733	0.00228	191.6	0.000	0.43286	0.44181
wpy	0.02038	0.00009	222.46	0.000	0.02020	0.02056
_lexy_2	0.04458	0.00179	24.96	0.000	0.04108	0.04808
_lexy_3	0.08329	0.00190	43.73	0.000	0.07956	0.08702
_lexy_4	0.10021	0.00199	50.47	0.000	0.09632	0.10410
_lexy_5	0.11393	0.00205	55.56	0.000	0.10991	0.11795
_lexy_6	0.15391	0.00168	91.8	0.000	0.15063	0.15720

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.23248	0.00185	125.4	0.000	0.22884	0.23611
_lindr_2	0.17071	0.01878	9.09	0.000	0.13390	0.20753
_lindr_3	0.02871	0.00923	3.11	0.002	0.01062	0.04681
_lindr_4	0.09981	0.01086	9.19	0.000	0.07851	0.12110
_lindr_5	0.01226	0.01072	1.14	0.253	-0.00876	0.03328
_lindr_6	-0.04341	0.00938	-4.63	0.000	-0.06179	-0.02503
_lindr_7	-0.02495	0.00937	-2.66	0.008	-0.04330	-0.00659
_lindr_8	-0.11098	0.00937	-11.85	0.000	-0.12934	-0.09262
_lindr_9	-0.14016	0.00964	-14.54	0.000	-0.15906	-0.12127
_lindr_10	-0.03598	0.00950	-3.79	0.000	-0.05460	-0.01737
_lindr_11	0.17567	0.00956	18.37	0.000	0.15693	0.19441
_lindr_12	-0.11455	0.00977	-11.72	0.000	-0.13371	-0.09539
_lindr_13	-0.03714	0.00943	-3.94	0.000	-0.05562	-0.01866
_lindr_14	-0.09133	0.00937	-9.75	0.000	-0.10970	-0.07297
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.14402	0.00950	-15.15	0.000	-0.16265	-0.12539
_lindr_17	-0.22291	0.00940	-23.72	0.000	-0.24133	-0.20449
_lindr_18	-0.14782	0.01028	-14.38	0.000	-0.16796	-0.12767
_lindr_19	-0.15916	0.00962	-16.55	0.000	-0.17801	-0.14031
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.44744	0.00370	120.98	0.000	0.44019	0.45469
_ljobr_2	0.03343	0.00133	25.18	0.000	0.03082	0.03603
_ljobr_4	-0.12367	0.00253	-48.98	0.000	-0.12862	-0.11872
_ljobr_5	-0.06711	0.00206	-32.58	0.000	-0.07114	-0.06307
_ljobr_6	-0.24778	0.01014	-24.44	0.000	-0.26765	-0.22791
_ljobr_7	-0.11808	0.00200	-59.14	0.000	-0.12200	-0.11417
_ljobr_8	-0.19134	0.00164	-116.59	0.000	-0.19456	-0.18812
_ljobr_9	-0.27053	0.00200	-135.37	0.000	-0.27444	-0.26661
_lfirmsizer_1	-0.18656	0.00160	-116.82	0.000	-0.18969	-0.18343
_lfirmsizer_2	-0.09928	0.00145	-68.64	0.000	-0.10211	-0.09644
_lfirmsizer_3	-0.05713	0.00142	-40.32	0.000	-0.05991	-0.05435
_lfirmsizer_5	0.07475	0.00237	31.48	0.000	0.07010	0.07941
_lfirmsizer_6	0.24391	0.00166	146.79	0.000	0.24066	0.24717
_ljobtyper1_2	-0.01500	0.00154	-9.73	0.000	-0.01803	-0.01198
_ljobtyper1_3	-0.21442	0.00413	-51.86	0.000	-0.22253	-0.20632
_ljobtyper1_4	0.01758	0.00268	6.56	0.000	0.01232	0.02283
_lunionr_1	0.04997	0.00149	33.46	0.000	0.04705	0.05290
_cons	1.76525	0.01085	162.72	0.000	1.74399	1.78651

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. 아래 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

〈표 III-82〉 표본 가중치 반영 OLS(2016년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnwage_real	
chi2(1)	= 9017.44
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선택으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립 변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00210이고, t값은 37.35로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00515(즉, 0.515%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2016년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 349.7만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.515%인 18,006원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 216,069원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 216,069원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.01338로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 1.338%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 2.6배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-83〉 WLS(2016년 자료)의 추정 결과

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00515	0.00010	53.43	0.000	0.00496	0.00534
injrate	-0.01338	0.00025	-53.61	0.000	-0.01387	-0.01289
_lsex_1	0.21274	0.00163	130.26	0.000	0.20954	0.21594
age	0.03335	0.00047	70.75	0.000	0.03243	0.03428
age2	-0.00037	0.00001	-66.59	0.000	-0.00038	-0.00036
_ledu_1	-0.03452	0.00352	-9.82	0.000	-0.04142	-0.02763
_ledu_3	0.09336	0.00212	43.96	0.000	0.08919	0.09752
_ledu_4	0.22481	0.00215	104.33	0.000	0.22059	0.22903
_ledu_5	0.43733	0.00400	109.25	0.000	0.42949	0.44518
wpy	0.02038	0.00015	135.94	0.000	0.02008	0.02067
_lexy_2	0.04458	0.00264	16.85	0.000	0.03939	0.04976
_lexy_3	0.08329	0.00279	29.81	0.000	0.07781	0.08877
_lexy_4	0.10021	0.00292	34.37	0.000	0.09450	0.10593
_lexy_5	0.11393	0.00306	37.25	0.000	0.10793	0.11992
_lexy_6	0.15391	0.00256	60.09	0.000	0.14889	0.15893
_lexy_7	0.23248	0.00310	75.1	0.000	0.22641	0.23854
_lindr_2	0.17071	0.01198	14.25	0.000	0.14723	0.19419
_lindr_3	0.02871	0.00609	4.71	0.000	0.01677	0.04066
_lindr_4	0.09981	0.00701	14.23	0.000	0.08606	0.11355
_lindr_5	0.01226	0.00815	1.5	0.133	-0.00371	0.02824
_lindr_6	-0.04341	0.00699	-6.21	0.000	-0.05711	-0.02972
_lindr_7	-0.02495	0.00675	-3.69	0.000	-0.03818	-0.01171
_lindr_8	-0.11098	0.00629	-17.64	0.000	-0.12331	-0.09865
_lindr_9	-0.14016	0.00709	-19.77	0.000	-0.15405	-0.12627
_lindr_10	-0.03598	0.00653	-5.51	0.000	-0.04877	-0.02319
_lindr_11	0.17567	0.00710	24.73	0.000	0.16175	0.18959
_lindr_12	-0.11455	0.00773	-14.82	0.000	-0.12970	-0.09940
_lindr_13	-0.03714	0.00676	-5.49	0.000	-0.05039	-0.02389
_lindr_14	-0.09133	0.00656	-13.92	0.000	-0.10420	-0.07847
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.14402	0.00675	-21.35	0.000	-0.15725	-0.13080
_lindr_17	-0.22291	0.00653	-34.13	0.000	-0.23571	-0.21011
_lindr_18	-0.14782	0.00679	-21.76	0.000	-0.16113	-0.13451
_lindr_19	-0.15916	0.00820	-19.4	0.000	-0.17524	-0.14308

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.44744	0.00806	55.54	0.000	0.43165	0.46323
_ljobr_2	0.03343	0.00213	15.72	0.000	0.02926	0.03759
_ljobr_4	-0.12367	0.00372	-33.28	0.000	-0.13095	-0.11639
_ljobr_5	-0.06711	0.00392	-17.12	0.000	-0.07479	-0.05942
_ljobr_6	-0.24778	0.01565	-15.83	0.000	-0.27845	-0.21711
_ljobr_7	-0.11808	0.00312	-37.85	0.000	-0.12420	-0.11197
_ljobr_8	-0.19134	0.00249	-76.9	0.000	-0.19622	-0.18646
_ljobr_9	-0.27053	0.00295	-91.66	0.000	-0.27631	-0.26474
_lfirmsizer_1	-0.18656	0.00284	-65.7	0.000	-0.19212	-0.18099
_lfirmsizer_2	-0.09928	0.00204	-48.7	0.000	-0.10327	-0.09528
_lfirmsizer_3	-0.05713	0.00175	-32.6	0.000	-0.06057	-0.05370
_lfirmsizer_5	0.07475	0.00245	30.56	0.000	0.06996	0.07955
_lfirmsizer_6	0.24391	0.00176	138.23	0.000	0.24046	0.24737
_ljobtyper1_2	-0.01500	0.00182	-8.24	0.000	-0.01857	-0.01144
_ljobtyper1_3	-0.21442	0.00509	-42.15	0.000	-0.22439	-0.20445
_ljobtyper1_4	0.01758	0.00532	3.31	0.001	0.00715	0.02800
_lunionr_1	0.04997	0.00185	26.98	0.000	0.04634	0.05360
_cons	1.76525	0.01115	158.37	0.000	1.74340	1.78709

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2016년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2016년이 월 총급여는 335.1만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 349.7만원(=335.1만원×105.4/101.0)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00515이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.01338이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00381이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.381% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 13,327원이며, 연 기준으로는 159,919원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 15.99 억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-84〉 2016년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2016년	0.00515	-0.01338	0.00381	349.7	13,327	159,919	1,599

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 15.40 ~ 16.58 억원으로 산정된다.

〈표 III-85〉 2016년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2016년	0.00381	0.00367	0.00395	1,599	1,540	1,658

사) 2017년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2017년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-86>과 같다. 이 2017년 원자료는 831,609명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 10,353,783명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 41.6세이며, 근속연수는 6.19년이다. 월 총급여(2017년 기준)는 344.6만원이고 월 근로시간은 180.8시간이므로, 2017년 기준 시간당 평균 임금은 1.95만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 353.0만원이며, 시간당 임금은 2.00만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.216명이며 사망만인율은 1.088명이다.¹³⁾

<표 III-86> 2017년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.372	0.483	1	2
edur	교육수준	3.028	1.055	1	5
age	연령(세)	41.622	11.851	14	95
injrate	재해천인율	4.216	8.671	0.41	492.4
dthrate	사망만인율	1.088	20.288	0	1242.18
tmwage	총월급여(천원)	3,446.483	2,513.214	62	160000
tnwt	월근로시간(시간)	180.795	36.733	5	508
hwage	시간당임금(천원)	19.512	15.369	1.06383	959.5
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,530.217	2,574.274	63.50632	163887.3
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	19.986	15.742	1.089676	982.8114
wpy	근속연수(년)	6.190	7.282	0	51.66667
indr	산업대분류	9.090	5.312	1	19
jobr	직종대분류	4.564	2.610	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.089	1.609	1	6
exyr	경력년수 수준	7.528	5.789	0.5	15

13) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.246	0.652	1	4
unionr	노조가입 여부	1.857	0.350	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6283이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본본수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2017년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-87〉 OLS(2017년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	831,609
				F(50, 831558)	=	28118.66
Model	199098.5	50	3981.97	Prob > F	=	0.0000
Residual	117759.5	831,558	0.141613	R-squared	=	0.6284
				Adj R-squared	=	0.6283
Total	316858	831,608	0.381018	Root MSE	=	0.37632
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00574	0.00009	67.22	0.000	0.00557	0.00591

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
inrate	-0.01481	0.000218	-67.87	0.000	-0.01523	-0.01438
_lsex_1	0.18969	0.00098	193.48	0.000	0.18777	0.19161
age	0.03600	0.000262	137.65	0.000	0.03549	0.03652
age2	-0.00040	2.98E-06	-135.31	0.000	-0.00041	-0.00040
_ledu_1	-0.04065	0.002404	-16.91	0.000	-0.04537	-0.03594
_ledu_3	0.09328	0.001375	67.85	0.000	0.09059	0.09598
_ledu_4	0.25232	0.001253	201.37	0.000	0.24987	0.25478
_ledu_5	0.50710	0.00195	260.07	0.000	0.50327	0.51092
wpy	0.02153	0.00008	268.58	0.000	0.02138	0.02169
_lexy_2	0.05983	0.00170	35.3	0.000	0.05650	0.06315
_lexy_3	0.11369	0.00187	60.73	0.000	0.11002	0.11736
_lexy_4	0.13232	0.00198	66.81	0.000	0.12844	0.13621
_lexy_5	0.15213	0.00202	75.24	0.000	0.14817	0.15609
_lexy_6	0.17256	0.00160	107.83	0.000	0.16943	0.17570
_lexy_7	0.23656	0.00181	131.03	0.000	0.23302	0.24010
_lindr_2	0.26573	0.00914	29.07	0.000	0.24782	0.28365
_lindr_3	0.08730	0.00489	17.87	0.000	0.07772	0.09687
_lindr_4	0.11657	0.00601	19.4	0.000	0.10479	0.12835
_lindr_5	0.11537	0.00683	16.9	0.000	0.10199	0.12875
_lindr_6	0.07514	0.00520	14.44	0.000	0.06494	0.08534
_lindr_7	0.03814	0.00520	7.33	0.000	0.02794	0.04834
_lindr_8	-0.05405	0.00510	-10.61	0.000	-0.06404	-0.04406
_lindr_9	-0.08582	0.00530	-16.19	0.000	-0.09620	-0.07543
_lindr_10	0.00052	0.00527	0.1	0.922	-0.00981	0.01085
_lindr_11	0.16688	0.00538	31.01	0.000	0.15633	0.17743
_lindr_12	-0.07021	0.00558	-12.59	0.000	-0.08114	-0.05928
_lindr_13	0.03680	0.00532	6.92	0.000	0.02638	0.04722
_lindr_14	-0.06314	0.00536	-11.78	0.000	-0.07365	-0.05263
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.11044	0.00531	-20.81	0.000	-0.12085	-0.10004
_lindr_17	-0.16730	0.00513	-32.63	0.000	-0.17734	-0.15725
_lindr_18	-0.06356	0.00558	-11.38	0.000	-0.07451	-0.05262
_lindr_19	-0.03903	0.00516	-7.57	0.000	-0.04913	-0.02893
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.45418	0.00333	136.27	0.000	0.44765	0.46071
_ljobr_2	0.07949	0.00123	64.87	0.000	0.07709	0.08189
_ljobr_4	-0.11469	0.00212	-54.17	0.000	-0.11884	-0.11054
_ljobr_5	-0.09742	0.00230	-42.33	0.000	-0.10193	-0.09291
_ljobr_6	-0.13057	0.00779	-16.77	0.000	-0.14583	-0.11531
_ljobr_7	-0.06860	0.00202	-33.89	0.000	-0.07257	-0.06463
_ljobr_8	-0.14165	0.00166	-85.18	0.000	-0.14491	-0.13839

Inhwwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_9	-0.25241	0.00190	-132.65	0.000	-0.25614	-0.24868
_lfirmsizer_1	-0.15515	0.00210	-73.72	0.000	-0.15927	-0.15102
_lfirmsizer_2	-0.09401	0.00152	-61.87	0.000	-0.09699	-0.09104
_lfirmsizer_3	-0.05605	0.00134	-41.76	0.000	-0.05868	-0.05342
_lfirmsizer_5	0.06883	0.00166	41.39	0.000	0.06557	0.07209
_lfirmsizer_6	0.18160	0.00123	147.85	0.000	0.17919	0.18400
_ljobtyper1_2	-0.00882	0.00130	-6.77	0.000	-0.01137	-0.00627
_ljobtyper1_3	-0.17505	0.00353	-49.57	0.000	-0.18198	-0.16813
_ljobtyper1_4	0.01061	0.00234	4.53	0.000	0.00602	0.01521
_lunionr_1	0.05070	0.00119	42.77	0.000	0.04837	0.05302
_cons	1.64080	0.00740	221.79	0.000	1.62630	1.65530

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00574에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00293으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 51.0%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 51.5%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-88〉 표본 가중치 반영 OLS(2017년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	831,609
Model	168077.4	50	3361.548	F(50, 831558)	=	24226.44
Residual	115383.1	831,558	0.138755	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5929
				Adj R-squared	=	0.5929
Total	283460.5	831,608	0.340858	Root MSE	=	0.3725
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00293	0.00008	37.32	0.000	0.00277	0.00308
injrate	-0.00763	0.000191	-39.9	0.000	-0.00800	-0.00725
_lsex_1	0.20710	0.000971	213.31	0.000	0.20519	0.20900
age	0.03307	0.000245	135.22	0.000	0.03259	0.03355
age2	-0.00037	2.77E-06	-133.24	0.000	-0.00037	-0.00036
_ledu_1	-0.04613	0.002415	-19.1	0.000	-0.05086	-0.04139
_ledu_3	0.09016	0.001318	68.43	0.000	0.08758	0.09275
_ledu_4	0.22418	0.001179	190.1	0.000	0.22187	0.22649
_ledu_5	0.45292	0.00212	213.87	0.000	0.44877	0.45707
wpy	0.02124	0.00008	257.16	0.000	0.02107	0.02140
_lexy_2	0.04626	0.00168	27.57	0.000	0.04297	0.04954
_lexy_3	0.08283	0.00180	46	0.000	0.07930	0.08636
_lexy_4	0.10390	0.00190	54.77	0.000	0.10018	0.10762
_lexy_5	0.11705	0.00195	60.12	0.000	0.11324	0.12087
_lexy_6	0.14289	0.00158	90.28	0.000	0.13979	0.14599

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.21834	0.00172	126.79	0.000	0.21496	0.22171
_lindr_2	0.23589	0.01679	14.05	0.000	0.20297	0.26880
_lindr_3	0.08570	0.00881	9.73	0.000	0.06843	0.10296
_lindr_4	0.16728	0.01029	16.25	0.000	0.14711	0.18746
_lindr_5	0.10394	0.01018	10.21	0.000	0.08398	0.12390
_lindr_6	0.05036	0.00894	5.63	0.000	0.03284	0.06789
_lindr_7	0.08110	0.00893	9.08	0.000	0.06360	0.09861
_lindr_8	-0.04691	0.00899	-5.22	0.000	-0.06452	-0.02929
_lindr_9	-0.04467	0.00920	-4.86	0.000	-0.06270	-0.02665
_lindr_10	0.06447	0.00907	7.11	0.000	0.04669	0.08226
_lindr_11	0.23587	0.00914	25.8	0.000	0.21795	0.25378
_lindr_12	-0.03435	0.00927	-3.7	0.000	-0.05253	-0.01618
_lindr_13	0.08538	0.00902	9.47	0.000	0.06771	0.10305
_lindr_14	-0.04117	0.00893	-4.61	0.000	-0.05868	-0.02365
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.03079	0.00909	-3.39	0.001	-0.04861	-0.01296
_lindr_17	-0.12130	0.00896	-13.53	0.000	-0.13887	-0.10373
_lindr_18	-0.04300	0.00974	-4.41	0.000	-0.06209	-0.02391
_lindr_19	-0.05380	0.00915	-5.88	0.000	-0.07174	-0.03587
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.44767	0.00346	129.32	0.000	0.44089	0.45446
_ljobr_2	0.04025	0.00125	32.14	0.000	0.03780	0.04271
_ljobr_4	-0.09859	0.00233	-42.35	0.000	-0.10316	-0.09403
_ljobr_5	-0.08672	0.00193	-44.94	0.000	-0.09050	-0.08294
_ljobr_6	-0.17449	0.01068	-16.33	0.000	-0.19543	-0.15354
_ljobr_7	-0.11124	0.00187	-59.58	0.000	-0.11490	-0.10758
_ljobr_8	-0.17112	0.00154	-111	0.000	-0.17414	-0.16810
_ljobr_9	-0.22462	0.00184	-122.17	0.000	-0.22822	-0.22102
_lfirmsizer_1	-0.16253	0.00151	-107.72	0.000	-0.16549	-0.15958
_lfirmsizer_2	-0.08717	0.00138	-63.09	0.000	-0.08988	-0.08446
_lfirmsizer_3	-0.05105	0.00136	-37.4	0.000	-0.05372	-0.04837
_lfirmsizer_5	0.07747	0.00214	36.14	0.000	0.07327	0.08167
_lfirmsizer_6	0.23911	0.00154	154.9	0.000	0.23609	0.24214
_ljobtyper1_2	-0.00630	0.00145	-4.33	0.000	-0.00915	-0.00345
_ljobtyper1_3	-0.17888	0.00368	-48.65	0.000	-0.18609	-0.17167
_ljobtyper1_4	-0.00831	0.00238	-3.49	0.000	-0.01297	-0.00364
_lunionr_1	0.06658	0.00137	48.53	0.000	0.06389	0.06927
_cons	1.67189	0.01029	162.53	0.000	1.65173	1.69205

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-89>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-89> 표본 가중치 반영 OLS(2017년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 14411.78
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선택으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00210이고, t값은 37.35로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00293(즉, 0.293%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2017년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 353.0만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.293%인 10,333원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 123,991원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 123,991원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.00829로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 0.829%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 2.6배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-90〉 WLS(2017년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=		831,609	
		F(50, 831558)		=		16025.12	
		Prob > F		=		0	
		R-squared		=		0.5929	
		Root MSE		=		0.3725	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]	
dthrate	0.00293	0.00012	24.73	0.000	0.00269	0.00316	
injrate	-0.00763	0.00030	-25.12	0.000	-0.00822	-0.00703	
_lsex_1	0.20710	0.00170	121.77	0.000	0.20376	0.21043	
age	0.03307	0.00050	66.04	0.000	0.03209	0.03405	
age2	-0.00037	0.00001	-62.03	0.000	-0.00038	-0.00036	
_ledu_1	-0.04613	0.00378	-12.21	0.000	-0.05353	-0.03872	
_ledu_3	0.09016	0.00220	40.96	0.000	0.08585	0.09448	
_ledu_4	0.22418	0.00221	101.42	0.000	0.21985	0.22851	
_ledu_5	0.45292	0.00392	115.45	0.000	0.44523	0.46061	
wpy	0.02124	0.00015	138.31	0.000	0.02094	0.02154	
_lexy_2	0.04626	0.00267	17.31	0.000	0.04102	0.05149	
_lexy_3	0.08283	0.00297	27.91	0.000	0.07701	0.08865	
_lexy_4	0.10390	0.00312	33.33	0.000	0.09779	0.11001	
_lexy_5	0.11705	0.00323	36.24	0.000	0.11072	0.12338	
_lexy_6	0.14289	0.00261	54.71	0.000	0.13777	0.14801	
_lexy_7	0.21834	0.00316	69.19	0.000	0.21216	0.22452	
_lindr_2	0.23589	0.01026	22.99	0.000	0.21578	0.25600	
_lindr_3	0.08570	0.00582	14.73	0.000	0.07430	0.09710	
_lindr_4	0.16728	0.00662	25.29	0.000	0.15432	0.18025	
_lindr_5	0.10394	0.00793	13.11	0.000	0.08840	0.11949	
_lindr_6	0.05036	0.00659	7.64	0.000	0.03745	0.06328	
_lindr_7	0.08110	0.00673	12.05	0.000	0.06792	0.09429	
_lindr_8	-0.04691	0.00621	-7.55	0.000	-0.05908	-0.03473	
_lindr_9	-0.04467	0.00704	-6.35	0.000	-0.05846	-0.03088	
_lindr_10	0.06447	0.00631	10.22	0.000	0.05211	0.07684	
_lindr_11	0.23587	0.00707	33.35	0.000	0.22200	0.24973	
_lindr_12	-0.03435	0.00714	-4.81	0.000	-0.04835	-0.02035	
_lindr_13	0.08538	0.00680	12.56	0.000	0.07206	0.09870	
_lindr_14	-0.04117	0.00625	-6.59	0.000	-0.05342	-0.02891	
_lindr_15	0.00000	(omitted)					
_lindr_16	-0.03079	0.00668	-4.61	0.000	-0.04388	-0.01770	
_lindr_17	-0.12130	0.00632	-19.2	0.000	-0.13369	-0.10892	
_lindr_18	-0.04300	0.00679	-6.33	0.000	-0.05631	-0.02968	
_lindr_19	-0.05380	0.00785	-6.86	0.000	-0.06918	-0.03842	

Inhswage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.44767	0.00751	59.61	0.000	0.43296	0.46239
_ljobr_2	0.04025	0.00222	18.13	0.000	0.03590	0.04461
_ljobr_4	-0.09859	0.00344	-28.64	0.000	-0.10534	-0.09185
_ljobr_5	-0.08672	0.00414	-20.93	0.000	-0.09484	-0.07860
_ljobr_6	-0.17449	0.01155	-15.11	0.000	-0.19712	-0.15185
_ljobr_7	-0.11124	0.00329	-33.85	0.000	-0.11768	-0.10480
_ljobr_8	-0.17112	0.00262	-65.34	0.000	-0.17625	-0.16599
_ljobr_9	-0.22462	0.00301	-74.73	0.000	-0.23051	-0.21873
_lfirmsizer_1	-0.16253	0.00297	-54.7	0.000	-0.16836	-0.15671
_lfirmsizer_2	-0.08717	0.00204	-42.8	0.000	-0.09116	-0.08318
_lfirmsizer_3	-0.05105	0.00179	-28.59	0.000	-0.05455	-0.04755
_lfirmsizer_5	0.07747	0.00244	31.69	0.000	0.07268	0.08226
_lfirmsizer_6	0.23911	0.00174	137.17	0.000	0.23570	0.24253
_ljobtyper1_2	-0.00630	0.00190	-3.32	0.001	-0.01002	-0.00258
_ljobtyper1_3	-0.17888	0.00539	-33.16	0.000	-0.18945	-0.16831
_ljobtyper1_4	-0.00831	0.00530	-1.57	0.117	-0.01870	0.00209
_lunionr_1	0.06658	0.00183	36.3	0.000	0.06299	0.07018
_cons	1.67189	0.01145	145.97	0.000	1.64944	1.69434

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2017년이 월 총급여는 344.6만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 353.0만원(=344.6만원×105.4/102.9)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00293이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.00763이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00216이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.216% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 7,639원이며, 연 기준으로는 91,671원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 9.17억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-91〉 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2017년	0.00293	-0.00763	0.00216	353.0	7,639	91,671	917

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 8.43 ~ 9.90억원으로 산정된다.

〈표 III-92〉 2017년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2017년	0.00216	0.00199	0.00234	917	843	990

아) 2018년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2018년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-93>과 같다. 이 2018년 원자료는 834,466명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 10,510,220명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 42.1세이며, 근속연수는 6.38년이다. 월 총급여(2018년 기준)는 359.3만원이고 월 근로시간은 167.5시간이므로, 2018년 기준 시간당 평균 임금은 2.19만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 362.4만원이며, 시간당 임금은 2.21만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.249명이며 사망만인율은 1.139명이다.¹⁴⁾

<표 III-93> 2018년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.382	0.486	1	2
edur	교육수준	3.053	1.046	1	5
age	연령(세)	42.047	11.984	15	96
injrate	재해천인율	4.249	10.872	0.46	638.59
dthrate	사망만인율	1.139	23.428	0	1429.05
tmwage	총월급여(천원)	3,593.043	2,557.762	60	200000
tnwt	월근로시간(시간)	167.483	36.292	5	480
hwage	시간당임금(천원)	21.922	16.333	1.043478	1315.789
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,623.987	2,579.791	60.51675	201722.5
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	22.110	16.474	1.052465	1327.122
wpy	근속연수(년)	6.380	7.359	0	58.41667
indr	산업대분류	9.205	5.338	1	19
jobr	직종대분류	4.517	2.592	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.115	1.631	1	6
exyr	경력년수 수준	7.790	5.788	0.5	15

14) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.253	0.667	1	4
unionr	노조가입 여부	1.858	0.350	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 결정계수(R^2) 및 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6376이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본본수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속년수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2018년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-94〉 OLS(2018년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 834,465
				F(50, 834414)	= 29363.55
Model	185461.4	50	3709.228	Prob > F	= 0.0000
Residual	105403.9	834,414	0.126321	R-squared	= 0.6376
				Adj R-squared	= 0.6376
Total	290865.3	834,464	0.348565	Root MSE	= 0.35542
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00781	0.00010	79.99	0.000	0.00762	0.00800
inrate	-0.01781	0.000221	-80.58	0.000	-0.01824	-0.01737
_lsex_1	0.17564	0.000922	190.5	0.000	0.17383	0.17745
age	0.03545	0.000247	143.75	0.000	0.03497	0.03594
age2	-0.00039	2.78E-06	-139.56	0.000	-0.00039	-0.00038
_ledu_1	-0.03202	0.002337	-13.7	0.000	-0.03660	-0.02744
_ledu_3	0.09084	0.0013	69.9	0.000	0.08829	0.09339
_ledu_4	0.24827	0.00119	208.7	0.000	0.24594	0.25061
_ledu_5	0.47367	0.00184	257.49	0.000	0.47006	0.47727
wpy	0.02076	0.00007	277.31	0.000	0.02062	0.02091
_lexy_2	0.05214	0.00166	31.44	0.000	0.04889	0.05539
_lexy_3	0.08811	0.00181	48.62	0.000	0.08456	0.09166
_lexy_4	0.10640	0.00192	55.37	0.000	0.10263	0.11016
_lexy_5	0.11819	0.00198	59.61	0.000	0.11431	0.12208
_lexy_6	0.14688	0.00155	94.73	0.000	0.14384	0.14992
_lexy_7	0.20407	0.00175	116.4	0.000	0.20063	0.20750
_lindr_2	0.18533	0.00892	20.77	0.000	0.16785	0.20282
_lindr_3	0.01392	0.00490	2.84	0.004	0.00432	0.02352
_lindr_4	0.04569	0.00589	7.76	0.000	0.03414	0.05723
_lindr_5	0.12537	0.00653	19.19	0.000	0.11256	0.13817
_lindr_6	0.01301	0.00516	2.52	0.012	0.00290	0.02312
_lindr_7	-0.01750	0.00515	-3.4	0.001	-0.02760	-0.00740
_lindr_8	-0.09868	0.00503	-19.61	0.000	-0.10854	-0.08881
_lindr_9	-0.13693	0.00524	-26.14	0.000	-0.14719	-0.12666
_lindr_10	-0.06428	0.00521	-12.33	0.000	-0.07450	-0.05406
_lindr_11	0.11377	0.00536	21.23	0.000	0.10326	0.12427
_lindr_12	-0.10407	0.00549	-18.97	0.000	-0.11483	-0.09332
_lindr_13	-0.03449	0.00530	-6.51	0.000	-0.04487	-0.02411
_lindr_14	-0.12835	0.00536	-23.95	0.000	-0.13885	-0.11784
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.18559	0.00528	-35.18	0.000	-0.19593	-0.17525
_lindr_17	-0.22425	0.00510	-43.99	0.000	-0.23425	-0.21426
_lindr_18	-0.13223	0.00547	-24.16	0.000	-0.14295	-0.12150
_lindr_19	-0.06973	0.00507	-13.77	0.000	-0.07966	-0.05980
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.44297	0.00340	130.21	0.000	0.43630	0.44963
_ljobr_2	0.06856	0.00114	60.01	0.000	0.06632	0.07080
_ljobr_4	-0.11397	0.00199	-57.17	0.000	-0.11788	-0.11006
_ljobr_5	-0.08269	0.00218	-37.95	0.000	-0.08696	-0.07842
_ljobr_6	-0.18949	0.00738	-25.69	0.000	-0.20394	-0.17503
_ljobr_7	-0.05905	0.00195	-30.31	0.000	-0.06287	-0.05523

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_ljobr_8	-0.14390	0.00158	-91.16	0.000	-0.14699	-0.14081
_ljobr_9	-0.24941	0.00180	-138.47	0.000	-0.25294	-0.24588
_lfirmsizer_1	-0.13401	0.00198	-67.6	0.000	-0.13789	-0.13012
_lfirmsizer_2	-0.07488	0.00144	-51.93	0.000	-0.07771	-0.07206
_lfirmsizer_3	-0.04997	0.00128	-38.96	0.000	-0.05249	-0.04746
_lfirmsizer_5	0.07759	0.00159	48.84	0.000	0.07447	0.08070
_lfirmsizer_6	0.20347	0.00115	176.76	0.000	0.20121	0.20572
_ljobtyper1_2	-0.01741	0.00123	-14.14	0.000	-0.01982	-0.01499
_ljobtyper1_3	-0.18902	0.00364	-51.98	0.000	-0.19615	-0.18190
_ljobtyper1_4	-0.01758	0.00214	-8.2	0.000	-0.02178	-0.01338
_lunionr_1	0.03909	0.00111	35.37	0.000	0.03692	0.04126
_cons	1.84922	0.00722	256.19	0.000	1.83507	1.86337

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00781에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00600으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 76.8%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 77.0%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결

과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은 OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

〈표 III-95〉 표본 가중치 반영 OLS(2018년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	834,465
				F(50, 834414)	=	25332.77
Model	155950.3	50	3119.005	Prob > F	=	0.0000
Residual	102734.2	834,414	0.123121	R-squared	=	0.6029
				Adj R-squared	=	0.6028
Total	258684.4	834,464	0.310001	Root MSE	=	0.35089
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00600	0.00009	68.01	0.000	0.00583	0.00618
injrate	-0.01372	0.000195	-70.28	0.000	-0.01410	-0.01334
_lsex_1	0.19253	0.00091	211.69	0.000	0.19075	0.19432
age	0.03063	0.000229	133.94	0.000	0.03018	0.03108
age2	-0.00033	2.57E-06	-129.06	0.000	-0.00034	-0.00033
_ledu_1	-0.04327	0.002393	-18.08	0.000	-0.04796	-0.03858
_ledu_3	0.08440	0.001231	68.56	0.000	0.08198	0.08681
_ledu_4	0.21671	0.001118	193.76	0.000	0.21452	0.21890
_ledu_5	0.43282	0.00199	217.57	0.000	0.42892	0.43672
wpy	0.02049	0.00008	265.32	0.000	0.02034	0.02065
_lexy_2	0.03320	0.00163	20.37	0.000	0.03001	0.03639
_lexy_3	0.06064	0.00173	35.04	0.000	0.05725	0.06404
_lexy_4	0.07860	0.00184	42.75	0.000	0.07499	0.08220

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_5	0.09088	0.00190	47.81	0.000	0.08715	0.09460
_lexy_6	0.11785	0.00152	77.59	0.000	0.11487	0.12082
_lexy_7	0.18570	0.00167	111.44	0.000	0.18244	0.18897
_lindr_2	0.18192	0.01603	11.35	0.000	0.15050	0.21334
_lindr_3	0.02900	0.00816	3.55	0.000	0.01300	0.04501
_lindr_4	0.09922	0.00956	10.38	0.000	0.08049	0.11795
_lindr_5	0.10549	0.00941	11.2	0.000	0.08704	0.12394
_lindr_6	0.01421	0.00827	1.72	0.086	-0.00201	0.03043
_lindr_7	0.02591	0.00827	3.13	0.002	0.00970	0.04211
_lindr_8	-0.09934	0.00831	-11.95	0.000	-0.11564	-0.08305
_lindr_9	-0.11869	0.00852	-13.94	0.000	-0.13538	-0.10200
_lindr_10	0.01270	0.00840	1.51	0.131	-0.00377	0.02916
_lindr_11	0.18789	0.00849	22.12	0.000	0.17124	0.20454
_lindr_12	-0.09763	0.00861	-11.35	0.000	-0.11449	-0.08076
_lindr_13	0.01763	0.00836	2.11	0.035	0.00123	0.03402
_lindr_14	-0.12315	0.00829	-14.85	0.000	-0.13941	-0.10690
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.11311	0.00843	-13.42	0.000	-0.12963	-0.09658
_lindr_17	-0.18375	0.00830	-22.14	0.000	-0.20002	-0.16749
_lindr_18	-0.11562	0.00898	-12.87	0.000	-0.13323	-0.09801
_lindr_19	-0.10708	0.00845	-12.67	0.000	-0.12365	-0.09052
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.45260	0.00353	128.2	0.000	0.44568	0.45952
_ljobr_2	0.02480	0.00117	21.23	0.000	0.02251	0.02709
_ljobr_4	-0.10593	0.00219	-48.29	0.000	-0.11023	-0.10163
_ljobr_5	-0.09169	0.00179	-51.25	0.000	-0.09520	-0.08818
_ljobr_6	-0.21549	0.01035	-20.83	0.000	-0.23577	-0.19522
_ljobr_7	-0.11266	0.00180	-62.6	0.000	-0.11619	-0.10914
_ljobr_8	-0.18242	0.00146	-125.2	0.000	-0.18528	-0.17956
_ljobr_9	-0.22685	0.00174	-130.44	0.000	-0.23026	-0.22344
_lfirmsizer_1	-0.14231	0.00143	-99.79	0.000	-0.14511	-0.13952
_lfirmsizer_2	-0.07444	0.00130	-57.19	0.000	-0.07699	-0.07189
_lfirmsizer_3	-0.04617	0.00130	-35.64	0.000	-0.04871	-0.04363
_lfirmsizer_5	0.07131	0.00200	35.62	0.000	0.06739	0.07523
_lfirmsizer_6	0.23176	0.00142	162.7	0.000	0.22897	0.23455
_ljobtyper1_2	-0.01200	0.00138	-8.69	0.000	-0.01471	-0.00929
_ljobtyper1_3	-0.18082	0.00378	-47.88	0.000	-0.18822	-0.17342
_ljobtyper1_4	-0.01304	0.00213	-6.12	0.000	-0.01723	-0.00886
_lunionr_1	0.06708	0.00129	51.9	0.000	0.06454	0.06961
_cons	1.93461	0.00960	201.59	0.000	1.91580	1.95342

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS) 회귀모형의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-96>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-96> 표본 가중치 반영 OLS(2018년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 23592.03
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선책으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00600이고, t값은 42.89로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00600(즉, 0.600%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2018년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 373.8만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.600%인 21,752원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 261,018원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 261,018원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.01372로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 0.829%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 2.3배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-97〉 WLS(2018년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=	834,465	
		F(50, 834414)		=	16598.83	
		Prob > F		=	0.0000	
		R-squared		=	0.6029	
		Root MSE		=	0.35089	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00600	0.00014	42.89	0.000	0.00573	0.00628
injrate	-0.01372	0.00032	-43.24	0.000	-0.01434	-0.01310
_lsex_1	0.19253	0.00163	118.25	0.000	0.18934	0.19572
age	0.03063	0.00047	65.64	0.000	0.02971	0.03154
age2	-0.00033	0.00001	-60.05	0.000	-0.00034	-0.00032
_ledu_1	-0.04327	0.00372	-11.64	0.000	-0.05055	-0.03599
_ledu_3	0.08440	0.00209	40.38	0.000	0.08030	0.08849
_ledu_4	0.21671	0.00211	102.51	0.000	0.21257	0.22085
_ledu_5	0.43282	0.00398	108.7	0.000	0.42502	0.44062
wpy	0.02049	0.00015	135.75	0.000	0.02020	0.02079
_lexy_2	0.03320	0.00260	12.76	0.000	0.02810	0.03830
_lexy_3	0.06064	0.00283	21.4	0.000	0.05509	0.06620
_lexy_4	0.07860	0.00306	25.69	0.000	0.07260	0.08459
_lexy_5	0.09088	0.00314	28.97	0.000	0.08473	0.09703
_lexy_6	0.11785	0.00255	46.14	0.000	0.11284	0.12285
_lexy_7	0.18570	0.00312	59.55	0.000	0.17959	0.19181
_lindr_2	0.18192	0.01009	18.04	0.000	0.16215	0.20169
_lindr_3	0.02900	0.00553	5.24	0.000	0.01816	0.03984
_lindr_4	0.09922	0.00633	15.66	0.000	0.08681	0.11164
_lindr_5	0.10549	0.00731	14.43	0.000	0.09116	0.11981
_lindr_6	0.01421	0.00625	2.27	0.023	0.00196	0.02646
_lindr_7	0.02591	0.00646	4.01	0.000	0.01325	0.03856
_lindr_8	-0.09934	0.00570	-17.43	0.000	-0.11051	-0.08817
_lindr_9	-0.11869	0.00698	-17.01	0.000	-0.13237	-0.10501
_lindr_10	0.01270	0.00597	2.13	0.033	0.00100	0.02440
_lindr_11	0.18789	0.00687	27.34	0.000	0.17442	0.20136
_lindr_12	-0.09763	0.00676	-14.44	0.000	-0.11088	-0.08438
_lindr_13	0.01763	0.00641	2.75	0.006	0.00507	0.03019
_lindr_14	-0.12315	0.00601	-20.49	0.000	-0.13494	-0.11137
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.11311	0.00633	-17.87	0.000	-0.12552	-0.10070
_lindr_17	-0.18375	0.00598	-30.71	0.000	-0.19548	-0.17203
_lindr_18	-0.11562	0.00633	-18.26	0.000	-0.12803	-0.10321
_lindr_19	-0.10708	0.00734	-14.6	0.000	-0.12146	-0.09271

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.45260	0.00779	58.08	0.000	0.43733	0.46787
_ljobr_2	0.02480	0.00218	11.37	0.000	0.02052	0.02907
_ljobr_4	-0.10593	0.00333	-31.77	0.000	-0.11247	-0.09940
_ljobr_5	-0.09169	0.00391	-23.47	0.000	-0.09935	-0.08403
_ljobr_6	-0.21549	0.00995	-21.65	0.000	-0.23500	-0.19598
_ljobr_7	-0.11266	0.00313	-36.02	0.000	-0.11880	-0.10653
_ljobr_8	-0.18242	0.00261	-69.96	0.000	-0.18753	-0.17731
_ljobr_9	-0.22685	0.00283	-80.27	0.000	-0.23239	-0.22131
_lfirmsizer_1	-0.14231	0.00282	-50.46	0.000	-0.14784	-0.13678
_lfirmsizer_2	-0.07444	0.00194	-38.36	0.000	-0.07825	-0.07064
_lfirmsizer_3	-0.04617	0.00172	-26.85	0.000	-0.04954	-0.04280
_lfirmsizer_5	0.07131	0.00217	32.86	0.000	0.06705	0.07556
_lfirmsizer_6	0.23176	0.00171	135.25	0.000	0.22840	0.23512
_ljobtyper1_2	-0.01200	0.00167	-7.2	0.000	-0.01527	-0.00874
_ljobtyper1_3	-0.18082	0.00564	-32.08	0.000	-0.19187	-0.16978
_ljobtyper1_4	-0.01304	0.00486	-2.68	0.007	-0.02257	-0.00352
_lunionr_1	0.06708	0.00173	38.81	0.000	0.06369	0.07046
_cons	1.93461	0.01084	178.41	0.000	1.91336	1.95587

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2018년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2018년이 월 총급여는 359.3만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 362.4만원(=359.3만원×105.4/104.5)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00600이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.01372이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00463이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.463% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 16,779원이며, 연 기준으로는 201,353원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 20.14 억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-98〉 2018년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2018년	0.00600	-0.01372	0.00463	362.4	16,779	201,353	2,014

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 19.21 ~ 21.06 억원으로 산정된다.

〈표 III-99〉 2018년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2018년	0.00463	0.00442	0.00484	2,014	1,921	2,106

자) 2019년 임금함수 및 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정

2019년 「고용형태별근로실태조사」의 임금구조기본통계조사 원자료를 이용한 임금 함수 추정에 이용되는 주요 변수들의 기초 통계량은 다음 <표 III-100>과 같다. 이 2019년 원자료는 841,971명의 임금근로자의 자료가 포함되어 있으며, 표본 가중치를 이용할 경우 임금근로자 10,846,459명으로 환산된다.

원자료에 가중치를 적용한 자료에 따르면, 임금근로자의 평균 연령은 42.6세이며, 근속연수는 6.59년이다. 월 총급여(2019년 기준)는 372.0만원이고 월 근로시간은 163.6시간이므로, 2019년 기준 시간당 평균 임금은 2.31만원 수준이다. 2020년 기준 월 총급여는 373.8만원이며, 시간당 임금은 2.32만원 수준이다. 산업재해통계 자료를 결합하여 산출한 재해천인율은 4.522명이며 사망만인율은 1.063명이다.¹⁵⁾

<표 III-100> 2019년 「고용형태별근로실태조사」의 기초 통계

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sex	성별	1.384	0.486	1	2
edur	교육수준	3.067	1.045	1	5
age	연령(세)	42.601	12.130	16	97
injrate	재해천인율	4.522	13.196	0.51	810.33
dthrate	사망만인율	1.063	21.136	0.07	1335.79
tmwage	총월급여(천원)	3,720.069	2,628.177	62	173333.3
tnwt	월근로시간(시간)	163.604	33.871	5	459
hwage	시간당임금(천원)	23.069	16.732	1.315789	1191.667
tmwage_real	월 총급여 (2020년 기준, 천원)	3,737.801	2,640.704	62.29552	174159.5
hwage_real	시간당 임금 (2020년 기준, 천원)	23.179	16.812	1.322061	1197.347
wpy	근속연수(년)	6.586	7.485	0	59.41667
indr	산업대분류	9.286	5.332	1	19
jobr	직종대분류	4.489	2.582	1	9
firmsizer	기업규모(명)	3.088	1.625	1	6
exyr	경력년수 수준	7.902	5.764	0.5	15

15) 이 재해천인율 및 사망만인율은 「고용형태별근로실태조사」 자료와의 산업부문 연계를 통해 산정된 결과이므로, 「산업재해현황분석」의 발표 자료와 다소 차이가 있을 수 있다.

Variable	변수내용	Mean	Std. Dev.	Min	Max
jobtyper1	근무형태	1.252	0.673	1	4
unionr	노조가입 여부	1.858	0.349	1	2

최소자승 회귀모형에 의한 임금 함수의 추정 결과에 따르면, 모형의 조정 결정계수(adj R^2)는 0.6359이다. 시간당 임금 함수의 독립변수인 인적특성변수(성별, 연령), 인적자본본수(교육수준, 근속연수, 경력년수 수준), 직업특성변수(산업대분류, 직종대분류, 기업규모, 근무형태) 및 위험요인(사망만인율, 재해천인율) 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

본 연구의 주요 관심 변수인 사망만인율(dthrate)은 양(+의 값으로 사망 위험에 대한 보상적 한계 급여를 보여주고 있다. 한편, 재해천인율(injrate)은 음(-)의 값이므로 재해율이 높은 산업의 임금 수준은 다른 조건이 동일할 때 낮아짐을 의미한다.

그 외의 변수들은 일반적인 예상과 마찬가지로 남성인 경우, 연령, 교육수준, 근속연수 및 경력년수 수준이 증가할수록, 노조 가입한 경우 임금이 증가함을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 근무형태가 교대하지 않는 상근직인 경우 임금이 증가한다.

하지만 이 최소자승 회귀모형(OLS)는 표본 가중치를 반영하지 않은 모형이므로, 2019년 근로자를 대표하는 임금함수라고 보기는 어렵다. 근로자를 대표하는 임금함수 추정을 위해서는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)로 추정해야 한다.

〈표 III-101〉 OLS(2019년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 841,971
				F(50, 841920)	= 29417.08
Model	170635.1	50	3412.701	Prob > F	= 0.0000
Residual	97671.9	841,920	0.116011	R-squared	= 0.636
				Adj R-squared	= 0.6359
Total	268307	841,970	0.318666	Root MSE	= 0.3406
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dthrate	0.00998	0.00012	86.71	0.000	0.00975 0.01021

Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
inrate	-0.01668	0.000191	-87.24	0.000	-0.01705	-0.01630
_lsex_1	0.16756	0.000879	190.56	0.000	0.16583	0.16928
age	0.03244	0.000233	139.2	0.000	0.03199	0.03290
age2	-0.00035	2.61E-06	-135.6	0.000	-0.00036	-0.00035
_ledu_1	-0.02458	0.002358	-10.42	0.000	-0.02920	-0.01996
_ledu_3	0.07604	0.001244	61.14	0.000	0.07360	0.07848
_ledu_4	0.22428	0.001138	197	0.000	0.22205	0.22651
_ledu_5	0.45861	0.00176	261.09	0.000	0.45517	0.46206
wpy	0.01880	0.00007	266.55	0.000	0.01866	0.01894
_lexy_2	0.05760	0.00158	36.5	0.000	0.05451	0.06070
_lexy_3	0.08937	0.00175	51.15	0.000	0.08595	0.09280
_lexy_4	0.10801	0.00185	58.51	0.000	0.10439	0.11163
_lexy_5	0.10847	0.00193	56.24	0.000	0.10469	0.11225
_lexy_6	0.14336	0.00148	96.91	0.000	0.14046	0.14626
_lexy_7	0.20748	0.00167	123.9	0.000	0.20420	0.21076
_lindr_2	0.16436	0.00872	18.85	0.000	0.14727	0.18145
_lindr_3	0.03364	0.00462	7.28	0.000	0.02459	0.04270
_lindr_4	0.08694	0.00550	15.81	0.000	0.07616	0.09772
_lindr_5	0.09956	0.00623	15.98	0.000	0.08735	0.11177
_lindr_6	0.05317	0.00489	10.87	0.000	0.04358	0.06275
_lindr_7	0.03634	0.00483	7.53	0.000	0.02688	0.04581
_lindr_8	-0.04002	0.00470	-8.51	0.000	-0.04924	-0.03081
_lindr_9	-0.10492	0.00490	-21.43	0.000	-0.11452	-0.09532
_lindr_10	-0.00370	0.00488	-0.76	0.448	-0.01326	0.00586
_lindr_11	0.15639	0.00498	31.39	0.000	0.14663	0.16616
_lindr_12	-0.05861	0.00516	-11.37	0.000	-0.06872	-0.04850
_lindr_13	0.00104	0.00494	0.21	0.833	-0.00864	0.01072
_lindr_14	-0.06660	0.00500	-13.32	0.000	-0.07640	-0.05680
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.10574	0.00492	-21.48	0.000	-0.11539	-0.09609
_lindr_17	-0.15675	0.00476	-32.95	0.000	-0.16608	-0.14743
_lindr_18	-0.08531	0.00516	-16.54	0.000	-0.09542	-0.07520
_lindr_19	-0.03130	0.00476	-6.57	0.000	-0.04063	-0.02197
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.50953	0.00337	151.29	0.000	0.50292	0.51613
_ljobr_2	0.06708	0.00109	61.77	0.000	0.06495	0.06920
_ljobr_4	-0.11194	0.00191	-58.74	0.000	-0.11568	-0.10821
_ljobr_5	-0.09943	0.00210	-47.44	0.000	-0.10353	-0.09532
_ljobr_6	-0.19033	0.00716	-26.6	0.000	-0.20435	-0.17630
_ljobr_7	-0.04941	0.00187	-26.45	0.000	-0.05308	-0.04575
_ljobr_8	-0.14454	0.00151	-95.89	0.000	-0.14749	-0.14158

Inhwwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
_ljobr_9	-0.24705	0.00173	-142.69	0.000	-0.25044 -0.24366
_lfirmsizer_1	-0.12193	0.00190	-64.1	0.000	-0.12566 -0.11820
_lfirmsizer_2	-0.07302	0.00138	-53.07	0.000	-0.07572 -0.07032
_lfirmsizer_3	-0.05136	0.00122	-42.14	0.000	-0.05375 -0.04897
_lfirmsizer_5	0.07329	0.00151	48.67	0.000	0.07034 0.07624
_lfirmsizer_6	0.18822	0.00111	169.98	0.000	0.18605 0.19039
_ljobtyper1_2	-0.00449	0.00118	-3.79	0.000	-0.00680 -0.00217
_ljobtyper1_3	-0.19802	0.00351	-56.39	0.000	-0.20491 -0.19114
_ljobtyper1_4	0.03319	0.00201	16.48	0.000	0.02924 0.03714
_lunionr_1	0.05170	0.00106	48.71	0.000	0.04962 0.05378
_cons	1.94330	0.00681	285.37	0.000	1.92996 1.95665

「고용형태별근로실태조사」의 표본설계는 전체 근로자(정규직 및 비정규직 근로자)의 임금, 근로시간 등 근로실태에 대한 통계 생산을 목적으로 하기에, 부차모집단 및 층화 등으로 표본 가중치(즉, 표본 추출 확률의 역수)가 표본별로 다른 자료이다. 따라서 모집단에 대한 정확한 분석을 위해서는 반드시 표본 가중치를 고려한 분석을 진행하여야 한다.

표본 가중치를 적용하는 경우 변수들의 평균 및 표준편차 등도 상당히 크게 변화할 뿐만 아니라, 앞서 최소자승 회귀모형(OLS)와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과는 상당한 차이를 보여준다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 재해율 변수의 추정 계수를 비교해 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정 계수가 OLS에서는 0.00998에서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서는 0.00731으로 감소하고 있다. 이 크기는 백분율로 보면 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치의 73.3%로 감소하는 것이다. 이와 같은 추세는 재해천인율(injrate)의 추정계수도 마찬가지로 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정치가 OLS의 추정치에 비해 73.4%의 크기로 감소하고 있다.

재해율을 제외한 추정 계수의 경우도 OLS와 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)에서 변수별로 일정한 경향성을 가지지는 않지만, 상당한 차이를 보여주고 있다. 이는 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 결과가 OLS의 추정 결과와는 상당히 다르기에, 표본 가중치를 고려하지 않은

OLS의 추정 결과를 이용할 경우 상당한 편의가 발생할 수 있음을 의미한다.

이 최소자승 추정량이 최우선형불편추정량(BLUE)가 되기 위해서는 제반 가정 중에서 동분산성(homoskedasticity) 가정은 효율적 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 이 가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르게 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 된다.

표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 오차항의 이분산성이 존재하는지를 확인할 필요가 있으며, 이분산성이 확인되면 이분산성 문제를 해결할 수 있는 강건한 표준오차(robust standard error)를 추정하는 모형이 분석에 적합하다.

<표 III-102> 표본 가중치 반영 OLS(2019년 자료)의 추정 결과

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	841,971
Model	142535.6	50	2850.711	F(50, 841920)	=	25067.85
Residual	95743.01	841,920	0.11372	Prob > F	=	0.0000
Total	238278.6	841,970	0.283001	R-squared	=	0.5982
				Adj R-squared	=	0.5982
				Root MSE	=	0.33722
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
dthrate	0.00731	0.00011	67.48	0.000	0.00710	0.00753
injrate	-0.01224	0.000177	-69.15	0.000	-0.01258	-0.01189
_lsex_1	0.18096	0.000872	207.44	0.000	0.17925	0.18267
age	0.02859	0.000219	130.85	0.000	0.02817	0.02902
age2	-0.00031	2.43E-06	-127.3	0.000	-0.00031	-0.00030
_ledu_1	-0.03792	0.002397	-15.82	0.000	-0.04262	-0.03322
_ledu_3	0.06632	0.001184	56.02	0.000	0.06400	0.06864
_ledu_4	0.19069	0.001074	177.56	0.000	0.18858	0.19279
_ledu_5	0.39569	0.00189	209.69	0.000	0.39199	0.39939
wpy	0.01868	0.00007	257.18	0.000	0.01854	0.01883
_lexy_2	0.04655	0.00159	29.3	0.000	0.04344	0.04967
_lexy_3	0.06577	0.00169	38.85	0.000	0.06245	0.06909
_lexy_4	0.08227	0.00178	46.15	0.000	0.07878	0.08576
_lexy_5	0.08458	0.00185	45.6	0.000	0.08094	0.08821
_lexy_6	0.11889	0.00148	80.45	0.000	0.11600	0.12179

Inhwege_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lexy_7	0.19056	0.00162	117.75	0.000	0.18739	0.19374
_lindr_2	0.17371	0.01572	11.05	0.000	0.14290	0.20453
_lindr_3	0.05739	0.00769	7.46	0.000	0.04232	0.07247
_lindr_4	0.14123	0.00900	15.7	0.000	0.12360	0.15886
_lindr_5	0.10824	0.00889	12.17	0.000	0.09081	0.12567
_lindr_6	0.06096	0.00781	7.8	0.000	0.04565	0.07628
_lindr_7	0.07436	0.00777	9.57	0.000	0.05913	0.08958
_lindr_8	-0.03267	0.00782	-4.18	0.000	-0.04799	-0.01735
_lindr_9	-0.07758	0.00800	-9.7	0.000	-0.09325	-0.06191
_lindr_10	0.06143	0.00790	7.78	0.000	0.04595	0.07691
_lindr_11	0.24149	0.00798	30.26	0.000	0.22585	0.25713
_lindr_12	-0.04816	0.00810	-5.95	0.000	-0.06404	-0.03228
_lindr_13	0.05695	0.00786	7.25	0.000	0.04155	0.07235
_lindr_14	-0.04881	0.00779	-6.26	0.000	-0.06408	-0.03354
_lindr_15	0.00000	(omitted)				
_lindr_16	-0.03376	0.00793	-4.25	0.000	-0.04931	-0.01821
_lindr_17	-0.11452	0.00780	-14.69	0.000	-0.12980	-0.09924
_lindr_18	-0.07866	0.00842	-9.35	0.000	-0.09515	-0.06217
_lindr_19	-0.05608	0.00796	-7.04	0.000	-0.07168	-0.04047
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.51443	0.00360	143.09	0.000	0.50739	0.52148
_ljobr_2	0.02223	0.00111	20.06	0.000	0.02006	0.02440
_ljobr_4	-0.10662	0.00206	-51.69	0.000	-0.11066	-0.10258
_ljobr_5	-0.09570	0.00172	-55.7	0.000	-0.09907	-0.09233
_ljobr_6	-0.19347	0.00933	-20.73	0.000	-0.21177	-0.17518
_ljobr_7	-0.10859	0.00176	-61.73	0.000	-0.11204	-0.10515
_ljobr_8	-0.18461	0.00140	-131.85	0.000	-0.18735	-0.18187
_ljobr_9	-0.22571	0.00168	-134.63	0.000	-0.22899	-0.22242
_lfirmsizer_1	-0.13233	0.00136	-96.99	0.000	-0.13501	-0.12966
_lfirmsizer_2	-0.07001	0.00125	-55.8	0.000	-0.07247	-0.06755
_lfirmsizer_3	-0.04859	0.00125	-39.01	0.000	-0.05103	-0.04615
_lfirmsizer_5	0.08491	0.00191	44.35	0.000	0.08115	0.08866
_lfirmsizer_6	0.23019	0.00138	166.45	0.000	0.22748	0.23290
_ljobtyper1_2	-0.00430	0.00135	-3.2	0.001	-0.00694	-0.00167
_ljobtyper1_3	-0.18861	0.00357	-52.77	0.000	-0.19561	-0.18160
_ljobtyper1_4	0.01434	0.00200	7.18	0.000	0.01043	0.01825
_lunionr_1	0.06575	0.00124	53.22	0.000	0.06333	0.06817
_cons	2.00893	0.00908	221.3	0.000	1.99114	2.02672

앞서 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 이분산성(heteroskedasticity)를 검토하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 수행한다. Breusch-Pagan 검정의 귀무가설은 등분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 검정 통계량은 카이제곱 분포를 따른다. <표 III-103>의 Breusch-Pagan 검정 결과를 보면, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉, 이분산성이 존재한다고 볼 수 있다.

<표 III-103> 표본 가중치 반영 OLS(2019년 자료)의 이분산성 검정 결과

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of lnhwage_real	
chi2(1)	= 29338.55
Prob > chi2	= 0.0000

이분산성이 있을 경우, 가장 좋은 해결책은 이분산성을 제대로 포착하는 모형이나 추정방법을 사용하는 것이다. 하지만 이분산성의 형태를 제대로 파악하는 일은 현실적으로 쉽지 않다. 이 경우 차선책으로 그냥 최소자승 방법으로 추정하고, 왜곡이 발생하는 추정계수 표준오차에 수정을 가해 보다 적절한 값을 갖도록 한다. 이를 위해 Huber와 White가 제안한 강건한(robust) 분산을 이용한다.

이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀분석(WLS)의 추정 결과를 보면, 독립변수의 추정 계수값은 앞의 이분산성을 가진 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정계수와 동일하다. 단지, 앞의 표본 가중치 반영 최소자승 회귀모형(OLS)의 추정 계수의 표준오차(standard error)에서 차이가 있다. 이분산성을 해결한 가중최소자승 회귀모형에서 추정계수의 표준오차는 앞서 이분산성을 가진 모형에서의 추정계수의 표준오차보다 작은 값을 가진다. 그 결과 95% 신뢰구간의 범위가 줄어들 뿐만 아니라 추정계수의 통계적 유의성을 의미하는 t값이 커진다.

이분산성을 해결한 강건한 표준오차를 갖는 가중최소자승 회귀모형의 추정 결과를 보면, 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00731이고, t값은 44.32로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

현재 분석 모형에서 종속변수는 시간당 임금(2020년 기준)의 대수값이므로, 독립변수의 추정 계수는 종속변수의 특정 값을 곱하면 그 수준에서의 한계 변화를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 사망만인율(dthrate)의 한 단위(즉, 1/10,000)로 임금소득액의 0.00731(즉, 0.731%)만큼이 변화한다고 해석할 수 있다. 2019년 임금근로자의 상여금 등을 합친 월 총급여액(2020년 기준)이 373.8만원이라면, 사망만인율(dthrate)이 한 단위(즉, 1/10,000) 증가하면 이 월급여액의 0.731%인 27,334원이 추가 지급되고 있다. 이를 연단위로 환산하면 연간 328,005원이다. 따라서 사망만인율이 한 단위(즉, 1/10,000) 높은 임금근로자는 연간 328,005원을 보상 급여로 받고 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 추정 결과에서 재해천인율(injrate)의 추정 계수는 -0.01224로 재해천인율 한 단위(즉, 1/1,000)이 더 큰 근로자는 임금이 1.224%만큼 작다는 것을 의미한다. 이 계수값은 앞서 사망만인율에 비해 절대값으로 볼 때 약 1.7배 정도 큰 값을 갖지만, 재해천인율은 1,000명당 1명을 의미하기 때문에 이는 만인율의 10배 정도의 발생 빈도(즉, 10,000명당 10명)를 의미한다.

이상의 재해율 관련 추정 계수를 기준으로 보면, 재해천인율이 증가하면 근로자의 임금은 감소한다. 하지만 사망만인율이 증가하면 근로자의 임금은 증가하고 있다. 이는 재해율이 높은 근로자는 다른 조건이 동일하면 다른 근로자보다 낮은 임금을 받고 있으며, 재해율을 포함한 다른 조건이 동일한 상황에서 사망률이 높다면 보상 임금을 더 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 전반적 재해율이 보상 임금으로 연결되지 않고 임금을 낮추는 요인이지만, 치명적인 사망의 발생률이 높아지면 보상 임금을 주고 있는 상황을 의미한다고 해석된다.

〈표 III-104〉 WLS(2019년 자료)의 추정 결과

Linear regression		Number of obs		=		841,971	
		F(50, 841920)		=		16006.69	
		Prob > F		=		0.0000	
		R-squared		=		0.5982	
		Root MSE		=		0.33722	
Inhwage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]	
dthrate	0.00731	0.00017	44.32	0.000	0.00699	0.00764	
injrate	-0.01224	0.00027	-44.64	0.000	-0.01277	-0.01170	
_lsex_1	0.18096	0.00157	114.91	0.000	0.17787	0.18404	
age	0.02859	0.00043	66.28	0.000	0.02775	0.02944	
age2	-0.00031	0.00001	-60.83	0.000	-0.00032	-0.00030	
_ledu_1	-0.03792	0.00381	-9.96	0.000	-0.04538	-0.03046	
_ledu_3	0.06632	0.00198	33.57	0.000	0.06245	0.07019	
_ledu_4	0.19069	0.00207	92.01	0.000	0.18662	0.19475	
_ledu_5	0.39569	0.00402	98.35	0.000	0.38781	0.40358	
wpy	0.01868	0.00014	130.09	0.000	0.01840	0.01897	
_lexy_2	0.04655	0.00241	19.35	0.000	0.04184	0.05127	
_lexy_3	0.06577	0.00270	24.38	0.000	0.06048	0.07106	
_lexy_4	0.08227	0.00286	28.72	0.000	0.07666	0.08789	
_lexy_5	0.08458	0.00313	27.06	0.000	0.07845	0.09070	
_lexy_6	0.11889	0.00234	50.72	0.000	0.11430	0.12349	
_lexy_7	0.19056	0.00295	64.61	0.000	0.18478	0.19634	
_lindr_2	0.17371	0.00994	17.48	0.000	0.15423	0.19320	
_lindr_3	0.05739	0.00571	10.05	0.000	0.04620	0.06859	
_lindr_4	0.14123	0.00639	22.09	0.000	0.12870	0.15376	
_lindr_5	0.10824	0.00731	14.8	0.000	0.09391	0.12257	
_lindr_6	0.06096	0.00654	9.32	0.000	0.04814	0.07379	
_lindr_7	0.07436	0.00641	11.6	0.000	0.06179	0.08692	
_lindr_8	-0.03267	0.00576	-5.67	0.000	-0.04395	-0.02138	
_lindr_9	-0.07758	0.00687	-11.3	0.000	-0.09104	-0.06412	
_lindr_10	0.06143	0.00603	10.18	0.000	0.04961	0.07325	
_lindr_11	0.24149	0.00682	35.43	0.000	0.22813	0.25485	
_lindr_12	-0.04816	0.00676	-7.12	0.000	-0.06142	-0.03491	
_lindr_13	0.05695	0.00647	8.8	0.000	0.04426	0.06963	
_lindr_14	-0.04881	0.00604	-8.08	0.000	-0.06065	-0.03697	
_lindr_15	0.00000	(omitted)					
_lindr_16	-0.03376	0.00634	-5.33	0.000	-0.04618	-0.02133	
_lindr_17	-0.11452	0.00603	-18.99	0.000	-0.12634	-0.10270	
_lindr_18	-0.07866	0.00643	-12.23	0.000	-0.09126	-0.06606	
_lindr_19	-0.05608	0.00775	-7.23	0.000	-0.07127	-0.04088	

Inhswage_real	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
_lindr_20	0.00000	(omitted)				
_lindr_21	0.00000	(omitted)				
_ljobr_1	0.51443	0.00833	61.77	0.000	0.49811	0.53075
_ljobr_2	0.02223	0.00207	10.72	0.000	0.01816	0.02629
_ljobr_4	-0.10662	0.00338	-31.5	0.000	-0.11325	-0.09999
_ljobr_5	-0.09570	0.00366	-26.16	0.000	-0.10287	-0.08853
_ljobr_6	-0.19347	0.01025	-18.88	0.000	-0.21355	-0.17339
_ljobr_7	-0.10859	0.00316	-34.39	0.000	-0.11478	-0.10240
_ljobr_8	-0.18461	0.00246	-75.13	0.000	-0.18943	-0.17979
_ljobr_9	-0.22571	0.00277	-81.42	0.000	-0.23114	-0.22027
_lfirmsizer_1	-0.13233	0.00269	-49.21	0.000	-0.13760	-0.12706
_lfirmsizer_2	-0.07001	0.00184	-37.96	0.000	-0.07362	-0.06639
_lfirmsizer_3	-0.04859	0.00162	-29.96	0.000	-0.05177	-0.04541
_lfirmsizer_5	0.08491	0.00211	40.21	0.000	0.08077	0.08905
_lfirmsizer_6	0.23019	0.00159	144.75	0.000	0.22707	0.23330
_ljobtyper1_2	-0.00430	0.00164	-2.63	0.009	-0.00751	-0.00109
_ljobtyper1_3	-0.18861	0.00481	-39.24	0.000	-0.19803	-0.17918
_ljobtyper1_4	0.01434	0.00461	3.11	0.002	0.00530	0.02338
_lunionr_1	0.06575	0.00161	40.75	0.000	0.06259	0.06891
_cons	2.00893	0.01045	192.25	0.000	1.98845	2.02941

임금함수의 추정 결과를 이용하여 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하기 위해서는 사망만인율(dthrate)와 재해천인율(injrate)의 추정계수와 월 총급여(특별급여 포함)가 필요하다. 이때 월 총급여는 정액급여(기본급+통상적수당+기타수당) 및 초과급여 이외에도 연간 받는 특별급여를 매월로 나눈 값을 더하여 산정한다. 2019년이 월 총급여는 372.0만원으로 산정되는데, 이를 소비자물가지수로 보정하여 2020년 물가 수준으로 산정하면 373.8만원(=372.0만원×105.4/104.9)이다.

따라서 사망만인율의 한 단위(즉, 1/10,000) 증가는 동시에 재해천인율의 0.1단위를 증가시킨다. 따라서 사망만인율 한 단위의 임금 변화 효과는 다음 식에 의해서 산정된다.

사망만인율 한 단위의 월 임금 변화 효과

$$= (\text{사망만인율의 추정계수} + 0.1 \times \text{재해천인율의 추정계수}) \times \text{월 총급여액}$$

강건한 표준오차의 가중최소자승 회귀모형(WLS)의 추정 결과에서 사망만인율(dthrate)의 추정계수는 0.00731이고, 재해천인율(injrate)의 추정계수는 -0.01224이다. 따라서 사망만인율의 한 단위 변화에 따른 임금 변화를 산정하기 위해 월 총급여액에 곱해지는 값은 0.00609이다. 이는 사망만인율이 한 단위 증가하는 경우 월 급여 총액이 0.609% 증가함을 의미한다.

이와 같은 방식으로 사망만인율 한 단위 증가를 의미하는 한계 보상 급여액은 월 기준 22,761원이며, 연 기준으로는 273,127원이다. 이로부터 근로자의 통계적생명가치는 연간 보상 급여를 사망위험률의 변화 즉, 1/10,000을 나누어서 환산한다. 그 결과 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 27.31 억원(2020년 기준)이다.

〈표 III-105〉 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 산정

연도	추정 계수			월급여 (2020년 기준)	한계 보상급여 산정		VSL (백만원, 2020년 기준)
	dthrate	injrate	통합 효과		월 기준 (원/월)	연 기준 (원/년)	
2019년	0.00731	-0.01224	0.00609	373.8	22,761	273,127	2,731

두 추정계수의 결합에 의한 통합효과이므로 이 경우의 표준오차를 산정하여 통합효과의 95% 신뢰구간을 구할 수 있다. 그 결과를 활용하여 2012년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간을 구하면, 26.10 ~ 28.52 억원으로 산정된다.

〈표 III-106〉 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	추정 계수			VSL(백만원, 2020년 기준)		
	통합효과	95%하한	95%상한	추정값	95%하한	95%상한
2019년	0.00609	0.00582	0.00636	2,731	2,610	2,852

6) 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정 결과 종합

최근 8년(2012 ~ 2019년) 동안 매년 임금함수에서 추정된 통계적생명가치(VSL)의 추이를 보면, 매년 근로자의 통계적생명가치(VSL)가 상당한 정도로 변동하고 있다. 매년 상당한 변동성이 있긴 하지만, 2012년 4.96억원에서 2019년에는 27.31억원으로 약 5.5배 수준으로 크게 증가하였다. 2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 95% 신뢰구간은 26.10억원 ~ 28.52억원이다.

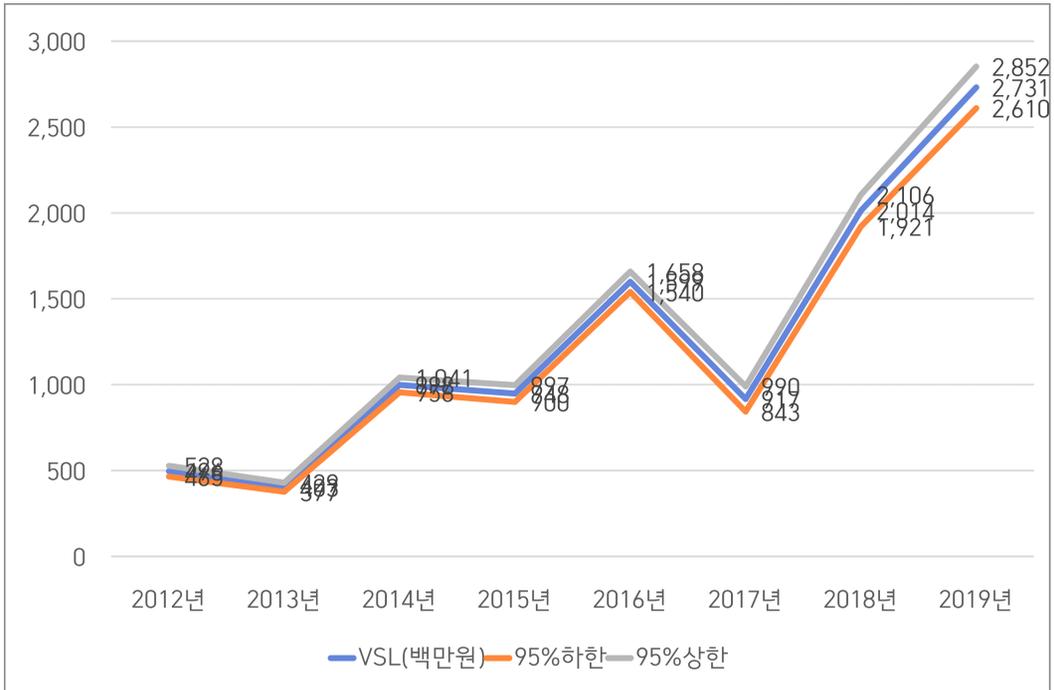
이상과 같은 통계적생명가치(VSL)의 매년 변동성은 현재 통계적생명가치(VSL) 즉, 사망만인율 변화에 대한 보상 임금 수준 변화에 영향을 주는 모든 변수들에 의해 영향을 받을 것이다. 기본적으로는 매년 산업별 사망률, 산업별 임금, 임금에 영향을 미치는 다양한 변수들 및 사망률 집계 방식의 변화로부터 그와 같은 변동성이 생긴다고 볼 수 있다. 2018년에 재해율을 집계하는 기준이 바뀌긴 했지만, 이는 사망률 집계 기준의 변화는 아니다.¹⁶⁾ 또한 2018년 이전 시기인 2012~2017년에도 통계적생명가치(VSL)의 변동성이 나타나고 있기에, 2018년의 재해율 집계 방식 변화가 변동성의 원인은 아니라고 볼 수 있다. 이와 관련해서 통계적생명가치(VSL)의 변동성 원인을 분석하는 향후 연구가 필요하다고 생각한다.

이제 산업안전보건법 규제영향분석에서 어떤 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 대푯값으로 이용하는 것이 좋을지 검토하고자 한다.

우선, 가장 최근 연도인 2019년의 통계적생명가치(VSL)를 규제영향분석이나 관련 정책의 분석에 이용할 대푯값으로 고려할 수도 있다. 그런데 그 동안의 통계적생명가치의 추이를 보면, 어떤 해는 전년도에 비해 약 2배 정도 증가하기도 하지만 다른 해는 전년도에 비해 크게 감소하기도 한다. 이와 같은

16) 『산업재해현황분석』에 따르면, 2018년 1월 1일부터 확대 적용된 「산업재해보상보험법」 상의 통상 출퇴근 재해는 재해자수에서 제외하는 변경이 있었다. 한편 2012년 이후 사망자수에는 사업장의 교통사고, 체육행사, 폭력행위, 사고발생일로부터 1년 경과 사고사망자는 제외(다만, 운수업, 음식·숙박업의 사업장의 교통사고 사망자는 포함)하는 방식으로 변경되었다.

매년의 작지 않은 변동성을 고려한다면, 특정 연도의 추정치를 통계적생명가치(VSL)의 대푯값으로 이용하는 것은 적절하지 않은 측면이 있다.



[그림 Ⅲ-3] 2012~2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

<표 Ⅲ-107> 2012~2019년 근로자의 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

연도	VSL (백만원, 2020년 기준)	95% 신뢰구간	
		95% 하한	95% 상한
2012년	496	465	528
2013년	403	377	429
2014년	998	956	1,041
2015년	948	900	997
2016년	1,599	1,540	1,658
2017년	917	843	990
2018년	2,014	1,921	2,106
2019년	2,731	2,610	2,852

한편 분석 기간인 8년 동안의 평균값을 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 12.63억원이며, 95% 신뢰구간은 12.02억원 ~ 13.25억원이다. 이 통계적생명가치(VSL)는 매년의 변동성을 회피할 수 있으며, 분석 기간 전체를 대표하는 의미를 가질 수 있다. 하지만 근로자의 통계적생명가치(VSL) 매년 변동성이 크긴 하지만, 몇 년 단위로 묶어서 평균을 내는 이동평균 방식으로 보면 계속적으로 증가하고 있다. 8년 동안의 전체 평균 통계적생명가치(VSL)는 시간의 흐름에 따른 증가를 제대로 반영하지 못할 가능성이 있다.

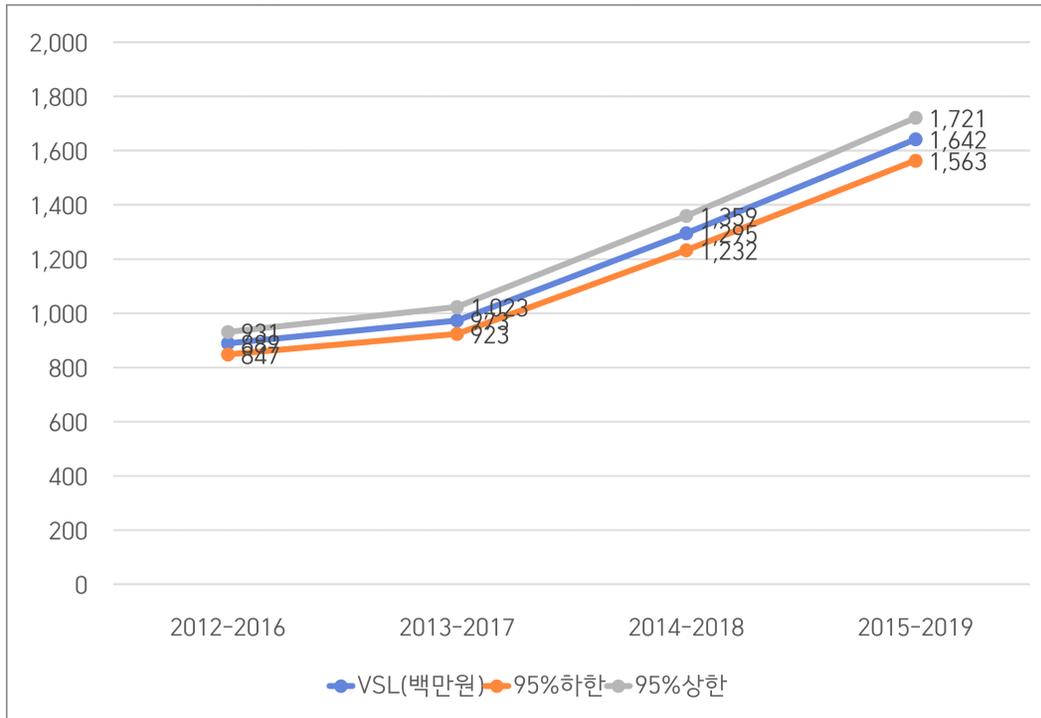
<표 III-108> 2012~2019년 근로자의 평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

구분	VSL (백만원, 2020년 기준)	95% 신뢰구간	
		95% 하한	95% 상한
2012년 ~2019년 (8년 평균)	1,263	1,202	1,325

따라서 본 연구에서는 5년씩 묶어서 평균을 산정하는 방식 즉, 이동평균으로 통계적생명가치(VSL)의 추이를 산정한다. 그 결과 8년 동안의 분석기간은 2012~2016년, 2013~2017년, 2014~2018년, 2015~2019년의 4가지 이동평균값을 산정할 수 있다. 이와 같은 방식에 따르면, 근로자의 통계적생명가치(VSL)은 2012~2016년에는 8.89억원, 2013~2017년에는 9.73억원, 2014~2018년에는 12.95억원, 2015~2019년에는 16.42억원이다. 8년 동안을 5년 이동평균으로 산정한 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 증가폭에서 다소 차이가 있긴 하지만, 안정적인 증가 추세를 보여주고 있다.

가장 최근의 5년(2015 ~ 2019년) 동안 근로자의 평균 통계적생명가치(VSL)인 16.42억원은 최근의 수준을 반영할 뿐만 아니라, 매년 증가하는 추세도 반영한 값이다. 이 통계적생명가치(VSL)는 가장 최근 연도의 통계적생명가치(VSL)를 사용할 때 또는 8년 동안의 전체 평균 통계적생명가치(VSL)를 사용하는 방식보다는 규제영향분석 및 관련 정책의 분석에서 통계적생명가치(VSL)의 대푯값으로 이용되기에 장점이 있다고 판단한다. 왜냐하면 단일 연도의 값에서 오는 변동성을 회피할 수 있으면서, 최근 일정 기간의 평균값이

면서 안정적으로 변화하는 추세도 반영하고 있기 때문이다.



[그림 Ⅲ-4] 근로자의 5년(2012~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

<표 Ⅲ-109> 근로자의 5년(2012~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL) 및 95% 신뢰구간

구분	VSL (백만원, 2020년 기준)	95% 신뢰구간	
		95% 하한	95% 상한
2012년 ~ 2016년	889	847	931
2013년 ~ 2017년	973	923	1,023
2014년 ~ 2018년	1,295	1,232	1,359
2015년 ~ 2019년	1,642	1,563	1,721

따라서 본 연구에서는 근로자의 통계적생명가치(VSL)에 관한 추가적인 연구를 통해서 보다 안정적인 값을 산정하기 전까지는, 최근 5년(2015 ~ 2019년) 동안 근로자의 통계적생명가치의 평균값인 16.42억원(95% 신뢰구간 15.63억원 ~ 17.21억원)을 규제영향분석 또는 관련 정책의 분석에서 근로자의 통계적생명가치(VSL) 대푯값으로 이용하기를 제안한다.

한편 2017년까지 국내의 통계적생명가치(VSL)를 조사 및 메타회귀분석한 국립환경과학원(2017a) 연구에 따르면, 통계적생명가치(VSL)의 대푯값으로 13.33억원을 도출하고 있다. 국립환경과학원(2017b)에서는 일반 국민들을 대상으로 화학물질로 인한 사망 위험률 감소에 대한 지불의사금액을 선택실험법(CE)으로 조사 및 분석한 결과에 따르면, 화학물질의 만성 영향에 의한 통계적생명가치(VSL)은 25.33억원, 화학물질의 급성 영향에 의한 통계적생명가치(VSL)는 37.40억원으로 추정되었다. 이와 같은 국내 통계적생명가치(VSL)의 연구 결과를 고려할 때, 본 연구에서 제안한 근로자의 통계적생명가치(VSL) 16.42억원은 과도한 수준은 아니라고 판단된다.

또한 국외에서 화학물질의 규제와 관련된 건강 편익 평가에 활용되는 통계적생명가치(VSL)도 국립환경과학원(2017a)에 따르면, 2015년 기준 미국 환경청의 통계적생명가치(VSL)는 970만 달러이고 유럽연합 화학물질관리청(ECHA)에서는 380 ~ 540만 유로를 이용하고 있다. 이 금액을 환율 및 소득 수준 보정을 해서 우리나라로 편익이전(benefit transfer)하면, 2015년 기준으로 51.45억원 수준이다. 근로자의 임금 함수로부터 분석된 통계적생명가치는 Viscussi(2004)에서는 470 ~ 850만 달러, Viscussi and Aldy(20007)에서는 640~900만 달러, Kniesner et al.(2014)에서는 770 ~ 830만 달러로 추계되었다. 따라서 국외의 통계적생명가치(VSL) 추정 연구 및 근로자의 임금 함수에서 도출된 통계적생명가치(VSL)를 고려하더라도, 본 연구에서 제안한 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 과도한 수준은 아니라고 판단된다.

3. 화학물질 관련 건강 편익 분석 방법 제안

1) 건강편익 산정 방법 개선안

산업안전보건법 규제영향분석, 특히 화학물질 관련 규제의 건강 편익을 평가하는 기존의 방식은 산업재해 비용을 기초로 하고 있다. 여기에 1920년대 하인리히(Heinrich)에 의한 하인리히 법칙을 적용하고 있다. 즉, 산업재해 1건당 산재보상금과 그 금액의 4배를 간접 손상액으로 간주하여 산업재해 1건의 경제적 손실 추정액으로 사용하고 있다. 만약 화학물질 관련 규제로 인하여 산업재해를 일정 정도 줄일 수 있다면, 그 정량화된 산업재해 발생 감소건수에 산업재해 1건당 산재보상금의 5배(= 산재 1건의 산재보상금 + 산재 1건 산재보상금의 4배인 간접손상액)로 편익을 평가한다.

이상과 같은 기존의 화학물질 관련 규제로 인한 건강 편익 평가 방식은 국내외의 최근 동향을 고려할 때, 개선을 적극적으로 검토할 시점이다. 왜냐하면 국내외 화학물질 관련 규제로 인한 건강 편익의 평가 방식은 사망률(mortality) 및 질환율(morbidity)로 구분하여, 해당 편익을 평가하는 방식이 주류로 정착되고 있기 때문이다. 이 방식에서 사망률과 질환율 변화의 편익은 매우 큰 차이를 보이고 있다. 따라서 화학물질 관련 규제로 인한 건강 편익은 사망률 또는 질환율 중 어떤 건강 영향이 어느 정도 나타나는지도 매우 중요하게 작용한다. 결국 화학물질 관련 건강 편익 분석 방법은 사망률 및 질환율의 변화를 분리해서 평가하는 방향으로 개선되어야 한다.

다음으로 화학물질 관련 건강 편익 중에서 사망률의 변화로 인한 편익은 산재보상금을 최소의 기준으로 고려할 수 있지만, 통계적생명가치(VSL)를 이용하는 방식으로 개선할 필요가 있다. 일반적인 규제 또는 정책은 미래에 사망률(사망위험)을 감소시키는 효과를 나타낸다. 이와 같은 사전적(ex-ante) 사망률(사망위험) 감소의 후생적 편익은 사후적 산재보상금이 아니라, 사망률

(사망위험) 감소에 대한 지불의사금액(WTP)으로 평가되어야 한다. 통계적생명가치(VSL)는 사망률(사망위험) 감소에 대한 지불의사금액을 사망률(사망위험)의 변화분으로 나누어서 계산된다. 화학물질로 인한 건강 영향 중 사망률(사망위험)과 관련된 편익을 통계적생명가치(VSL)를 이용해 평가하는 방식은 이론적으로도 적정할 뿐만 아니라 이미 국내외에서도 주요 평가 방식으로 정착되어 있다.

산업안전보건법 규제영향분석에서 이용할 통계적생명가치(VSL)는 근로자의 통계적생명가치(VSL)이어야 한다. 통계적생명가치(VSL)는 사망위험의 특성뿐만 아니라 대상자에 따라서도 차이가 있기 때문에, 산업안전보건법의 주요 대상자인 근로자로부터 산정된 통계적생명가치(VSL)를 이용하는 것이 바람직하다. 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 다양한 비시장재 가치측정법을 이용할 수 있겠지만, 헤도닉(특성) 임금함수를 이용하는 방식이 보편적이다. 이 방식은 자료 구축 과정이 쉽지 않거나 계량경제 모형 분석도 쉽지 않은 경우가 많기 때문에, 신뢰성있고 타당성있는 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 도출하기 위한 단계적인 연구를 진행할 필요가 있다.

만약 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 규제에 의하여 불특정 근로자 1명의 사전적 사망을 줄일 수 있다면, 기존 산재 보상금에 근거하면 2019년 기준으로 2.53억원(= 2019년 산재 1인당 보상금 5,062만원×5)으로 평가한다. 하지만 본 연구에서 추정된 통계적생명가치(VSL)로 평가한다면, 2.53억원 대신에 16.42억원을 적용해서 평가해야 한다. 이는 기존 평가에 비해 약 6.5배 큰 금액으로, 근로자의 사망 위험 감소 규제 또는 정책에 대한 평가 방식의 변경을 시급히 검토해야 한다는 의미이기도 하다. 그러나 본 연구는 근로자의 통계적생명가치(VSL)에 대한 일차적인 연구 결과이므로, 이 분야의 심화 연구 또는 3~5년의 다년도 연구를 통하여 기존 연구의 추정치보다 적정한 대푯값을 도출하는 연구가 이루어질 필요가 있다.

한편 화학물질 관련 건강 편익 중 질환율의 변화 관련해서는 의료비용법(COI)을 기초로 하여, 질환의 사회후생적 비용을 산정하는 방향을 고려할 수

있다. 또는 질환을 회피하기 위한 지불의사금액을 조사하는 방식으로도 평가를 할 수 있다. 근로자의 헤도닉(특성) 임금 함수의 독립변수로 질환 발생 재해율을 포함하여, 근로자의 질환률(질환 위험) 감소의 편익을 산정하는 방식도 개선 방향으로 고려할 수 있다.

일반적으로 화학물질로 인한 건강 편익에서 사망률(사망위험)의 변화로 인한 편익이 질환률(질환위험)의 변화로 인한 편익보다 월등히 크게 나타나는 경우가 대부분이다. 따라서 산업안전보건법 규제영향분석, 특히 화학물질 관련 규제의 건강 편익 산정 방식의 개선하기 위해서는 우선, 사망률(사망위험) 변화의 편익 즉, 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정치의 신뢰성 및 타당성을 높여야 한다.

2) 개선안을 위한 향후 연구 방향

이번 연구를 통해 산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강편익 산정 방식 개선 방향을 제시하였고, 화학물질 관련 규제 또는 정책의 건강 편익 산정에서 주요한 역할을 하는 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 추정치를 산정하였다. 하지만 이번 연구는 다음의 몇 가지 한계점 또는 개선 방향을 생각할 수 있다.

우선, 이번 연구 결과에 따르면, 본 연구의 자료 및 추정 방식으로 도출한 통계적생명가치(VSL)가 매년 크게 변동하고 있다. 이는 산업안전보건법 규제영향분석 화학물질 관련 규제에서 사망 위험 감소에 대한 건강 편익 평가에 대푯값으로 이용하기에는 한계점이 될 수 있다. 물론 본 연구에서는 이와 같은 변동성의 문제를 회피하기 위해, 5년 이동평균 통계적생명가치(VSL)의 이용을 제안하였다. 하지만 본 연구에서 파악된 매년 통계적생명가치(VSL)의 변동성의 원인에 대한 검토 및 분석이 필요하다. 이와 같은 검토 및 분석을 통해 본 연구에서 도출한 추정 결과가 통계적생명가치(VSL)와 관련성이 약한 요인에 의해 민감하지 않다는 근거를 보완할 필요가 있다.

또한 근로자의 임금 특성 자료와 산업별 산업재해 자료를 연계하는 방식은

공개되는 정보의 한계로, 두 자료를 연계할 때 연구자의 자의성이 포함될 수 밖에 없다. 이는 산업별 재해율이 본 연구의 핵심 변수인 만큼 분석 결과에 상당한 영향을 미치게 될 것이다. 현재 공개된 자료 수준에서는 이러한 한계가 불가피하다고 판단되지만, 연령별 또는 사업체규모별로 발표되는 재해율을 결합할 수 있는 방법도 고려할 필요가 있다. 더 나아가서는 산업재해 원자료를 분석에 이용할 수 있다면, 이와 관련된 한계점을 크게 개선할 수 있을 것이다.

산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 관련 규제의 건강 편익 분석에서 사망 위험을 기존 산업재해 보상금에 기초한 방식에서 통계적생명가치(VSL)를 적용하는 방식으로 변경하는 경우, 해당 편익이 기존 방식보다는 크게 증가한다. 기존 산업재해 보상금 방식의 경우는 건강 편익을 일종의 자원비용법과 유사한 방식으로 산정하고 있기에, 이와 유사한 방식으로도 사망 위험 감소의 편익을 산정하는 개선 방식에 대해서도 검토해 볼 수 있다. 이러한 검토 및 분석을 통해 본 연구에서 제시된 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 타당성을 검토 및 분석해 볼 수도 있다.

한편 이번에 제시된 개선안이 과학적이고 안정적인 기반으로 역할하기 위해서는 향후 다음과 같은 연구가 추진될 필요가 있다.

우선, 산업안전보건법의 화학물질 규제 관련 건강 편익 분석에서 사망률의 변화의 편익을 평가할 수 있는 근로자의 통계적생명가치(VSL)에 대한 추가적인 심화 연구 또는 3~5년의 다년도 연구가 필요하다. 이러한 연구를 통하여 산업안전보건법의 화학물질 규제 관련 건강 편익 분석에서 이용할 수 있는 신뢰성 및 타당성을 갖춘 근로자의 통계적생명가치(VSL) 대푯값을 확보할 수 있을 것이다.

재해 사망은 사고 사망 및 질병 사망으로 구분될 수 있기에, 사망 재해의 특성에 따른 분석으로부터도 다른 통계적생명가치(VSL)가 추정될 수도 있다. 사망 재해 특성별 통계적생명가치(VSL)는 해당 사망 재해 위험 감소 관련된 화학물질 규제 또는 정책 평가에 적합한 단위 편익으로 이용할 수 있다.

또는 기존의 임금-위험 회귀모형에서 분위수회귀모형(quantile regression model) 등을 이용하면, 상하위 극단치의 영향을 회피할 수 있는 중위수회귀분석을 할 수도 있다. 이 모형에서 도출된 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 임금 기준으로 중위에 해당하는 임금 근로자와 관련된 추정치로 이용할 수도 있다.

이외에도 특정 산업군으로 구분하여 해당 산업군의 통계적생명가치(VSL) 또는 특정 산업에서의 통계적생명가치(VSL) 연구 등도 중요한 연구 주제이다. 이렇게 되면 현재 산출된 통계적생명가치(VSL)보다 화학물질과 관련성이 높은 업종을 중심으로 통계적생명가치(VSL)를 추정할 수도 있을 것이다.

둘째, 재해 유형을 사망, 부상, 질병과 같이 구분하여 재해 유형별 위험 감소의 편익을 산정하는 연구도 필요하다. 일반적으로 건강 영향은 사망률과 질병률로 구분하지만, 재해의 유형에는 사망 및 질병 이외에 부상도 구분할 수 있다. 따라서 재해 유형별 관련 규제 또는 정책을 평가할 수 있는 건강 편익을 추정하는 연구도 필요하다.

셋째, 산업재해 원자료를 직접 분석하는 연구도 필요하다. 산업재해 원자료를 직접 분석하면, 해당 자료를 한국표준산업분류로 재분류할 수 있다. 이렇게 재분류한 자료를 「고용형태별근로실태조사」 자료와 연계하면 보다 정확한 추정 결과를 도출할 수 있다. 또한 산업재해 원자료에는 산업재해 발생에 영향을 주는 다양한 요인들을 직접 분석할 수 있기에, 산업재해 예방 정책 등에 필요한 정보를 도출할 수도 있다.

넷째, 화학물질에 의한 건강편익 중 질병률(morbidity) 변화에 따른 건강 편익 산정 방식 관련 연구도 필요하다. 산업재해 중 질병의 경우도 산업재해 보상에 기반한 방식이 아닌 질병의 사회경제적 비용에 기반해서 규제 또는 정책을 평가할 필요가 있다. 이와 관련해서 화학물질에 의한 건강영향을 장애보정생존년수(disability-adjusted life year, DALY) 또는 질보정생존년수(quality-adjusted life year, QALY) 등으로 산정하는 방식 연구도 검토될 수 있다.

마지막으로 국내외의 최근 동향을 반영한 화학물질 관련 건강 편익의 산정 방식의 기반이 구축된 이후에는 산업안전보건법 규제영향분석에서 화학물질 유형(특별관리물질, 관리대상 유해물질 등)별로 특정 규제안에 따른 건강편익 산정 연구 및 특정 화학물질 관련 규제안의 건강 편익 평가 연구도 추진될 필요가 있다. 이 같은 실제 평가 연구 사례를 통해 본 연구에서 제안된 건강 편익 평가 방식을 적용할 수 있을 뿐만 아니라, 실제 적용 과정에서 제안된 평가 방식을 지속해서 개선해 나갈 수 있을 것이다.

IV. 결 론



IV. 결 론

산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강 편익 산정 방식은 산업재해비용에 기초한 손실비용을 근거로 산정하는 방식이 활용되고 있다. 이는 1920년대 하인리히(Heinrich)에 의해 발견된, 산업재해 보상금의 4배 수준이 간접 손상액에 해당한다는 하인리히 법칙을 적용하고 있다. 최근 국내외 화학물질 관련 건강 편익 산정 방식은 후생적 측면에서 사망률(사망위험) 변화의 편익은 근로자의 통계적생명가치(VSL)로 평가하는 추세이다. 따라서 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강 편익 산정에서도 이와 같은 방식의 도입을 검토할 단계이다.

따라서 본 연구에서는 화학물질 관련 건강 편익 평가와 관련된 국내외의 동향을 검토하였고, 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강 편익 산정에 이용할 수 있는 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 추정하였다. 이를 통해 화학물질 관련 건강 편익 산정의 기존 방식에서 사망률(사망위험) 변화의 효과를 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 이용하는 방식으로 개선 방향을 제안하였다.

본 연구의 주요 결과인 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 사전적(ex-ante) 불특정인의 조기 사망 위험 감소의 편익 추정에 이용되는 값이다. 이 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 이용하여 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강 편익 산정에 적용할 수 있다.

본 연구에서는 근로자의 통계적생명가치(VSL) 추정을 위해 헤도닉(특성) 임금함수 모형을 이용하였다. 이 모형을 구축하기 위해 국내 기존 연구들을 검토하여 시사점을 도출하여, 본 연구의 모형 구축에 활용하였다. 이렇게 구축된 모형을 위해 본 연구에서는 「고용형태별근로실태조사」의 최근 8년(2012년~2019년) 동안 근로자 특성 자료에 「산업재해현황분석」의 산업별 사망률 및 재해율 자료를 한국표준산업분류 9차 중분류 76개로 연계하여 자료를 구

축하였다. 「고용형태별근로실태조사」의 8년 자료는 전체 임금근로자의 근로 실태를 파악하기 위하여 매년 약 70~84만명이 조사된 방대한 자료이다.

추정을 위한 이론적 모형은 헤도닉(특성) 임금모형으로, 임금을 설명하는 특성(변수)으로 나이, 성별, 교육수준, 기업규모, 업종, 직종, 종사상지위 등과 함께 사망률 및 재해율을 포함하여 일반최소자승 회귀모형(OLS), 표본가중치 반영 일반최소자승 회귀모형(OLS) 및 가중최소자승 회귀모형(WLS)으로 추정하였다. 이 모형에서 추정된 보상급여를 사망률의 변화분으로 나누는 방식으로 근로자의 통계적생명가치(VSL)를 산정하였다.

8년 동안의 매년 임금함수를 추정한 결과에 따르면, 사망률(사망만인율)의 추정 계수는 0.00176 ~ 0.00731으로 양(+)의 값이며 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 한편 재해률(재해천인율)의 추정 계수는 -0.01372 ~ -0.00761으로 음(-)의 값을 가지며, 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 사망만인율이 1단위(즉, $\frac{1}{10,000}$) 증가하면, 사망도 재해에 포함되기 때문에 재해천인율도 0.1단위 증가한다. 따라서 사망만인율 한 단위 증가로 인한 보상 임금은 사망률 및 재해율의 통합효과를 고려하였다. 이 통합효과는 0.00100 ~ 0.00609이기에, 사망만인율 1단위 증가하는 경우 급여는 0.100 ~ 0.609% 증가한다. 이를 적용하면 사망만인율 1단위 증가하면 연간 급여는 40,301 ~ 273,127원 증가함을 알 수 있다. 이로부터 산정된 근로자의 통계적생명가치(VSL)는 4.03 ~ 27.31억원에 해당한다.

추정된 근로자의 통계적생명가치(VSL)의 매년 변동성이 상당히 크기 때문에, 5년(2015~2019년) 이동평균 통계적생명가치(VSL)인 16.42억원(95% 신뢰구간 15.63 ~ 17.21억원)을 규제영향분석에 이용하도록 제안하였다. 이 통계적생명가치(VSL)는 국내 기존 통계적생명가치(VSL) 연구 결과 및 국외 통계적생명가치(VSL) 연구 결과를 고려할 때, 과도한 수준은 아니라고 판단된다.

이상의 검토 및 추정을 근거로 산업안전보건법 규제영향분석의 화학물질 관련 건강 편익 산정에서의 개선 방향을 제시하였다. 또한 제안한 개선안과

더불어서 화학물질 관련 건강 편익 산정을 위한 향후 연구 방향에 대해서도 정리를 하였다. 특히, 근로자의 통계적생명가치 및 재해율 감소의 편익 등에 대해서는 단계적이고 심층적인 연구가 지속되어야만, 산업안전보건법 규제영향 분석에서 신뢰성있고 타당성있는 건강 편익의 대푯값을 확보할 수 있는 기반을 구축할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고용노동부 (2013-2020) 『고용형태별근로실태조사 보고서』, 각년도
- 고용노동부 (2013-2020) 『산업재해현황분석』, 각년도
- 국립환경과학원 (2017a) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축 (I)』
- 국립환경과학원 (2017b) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축 (II)』
- 국립환경과학원 (2018) 『화학물질 관리를 위한 사회경제성 분석 기반 구축 (III)』
- 국립환경과학원 (2019) 『화학물질의 지정 및 관리를 위한 사회경제성 분석』
- 김태운 외 (2014) 『특별관리물질 및 관리대상 유해물질 선정을 위한 사회성·경제성 평가 연구』, 안전보건공단 산업안전보건연구원
- 김효진 (2019) 한국인의 통계적 생명가치(VSL) 추정과 일과 삶의 균형(WLB)에 대한 실증분석, 한양대학교 박사학위논문
- 송기호 (1994) “산업재해의 보상적 임금격차에 대한 계량분석”, 『노동경제논집』, 제17권, 289-318
- 신영철·조승헌 (2003) “미래의 사망가능성 감소에 대한 지불의사금액과 통계적 인간생명의 가치 측정: 환경적 피해와 환경정책의 평가를 위한 통계적 인간생명의 가치”, 『자원·환경경제연구』, 12(1), 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 49-74
- 신영철 (2007) “Estimating Values of Statistical Lives using Choice Experiment Method”, 『자원·환경경제연구』, 16(3), 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 683-699
- 신영철 (2008) “질병예방행위분석을 통한 확률적 인간생명가치 추정: 암검진 행위 분석을 중심으로”, 『자원·환경경제연구』, 17(4), 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 845-873

- 엄영숙 (1996) “확률효용접근법을 통한 소비자들의 건강위험정보에 대한 반응분석”, 『경제학연구』, 44(4), 한국경제학회, 3-26
- 이승렬 (2005) “산업재해와 보상적 임금,” 『노동정책연구』, 제5권 제1호, pp.105-130
- 이용진·김예신·신동천·신영철 (2004) “울산 지역에서 대기중 벤젠으로 인한 암 사망 손실비용 추정 모형에 관한 연구”, 『자원·환경경제연구』, 13(1), 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 49-82
- 임영욱 외 (2012) 『고위험물질의 관리수준 상세검토 연구』, 안전보건공단 산업안전보건연구원
- 조윤기 (2004) “한일 노동시장에서의 보상적 임금격차와 통계적 생명의 가치 추정”, 『동북아경제연구』 16(3), 139-157
- 통계청 (2008, 2017) 『한국표준산업분류』
- 환경부·한국환경산업기술원(2016) 『녹색화학 관리기술 개발』

Alberni, A., and Scasny, M. (2014) *Stated-preference study to examine the economic value of benefits of avoiding selected adverse human health outcomes due to exposure to chemicals in the European Union: Carcinogens*, Report for ECHA.

Colmer, J., (2020) "What is the meaning of (statistical) life? Benefit-cost analysis in the time of COVID-19," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 36 No. S1, pp. S56-S63.

European Chemicals Agency, (2011) *Guidance on the preparation of socio-economic analysis as part of an application for authorisation*.

European Chemicals Agency, (2008) *Guidance on socio-economic analysis - Restrictions*.

European Chemicals Agency, (2016) *Valuing selected health*

- impacts of chemicals.*
- EPA, Environmental Protection Agency, (2000, 2010) *Guidelines for Preparing Economic Analysis*
- Freeman III, A. M., J.A. Herriges, and C.L. Kling, (2014) *The Measurement of Environmental and Resource Values*, RFF Press, New York.
- Kenkel, D., (2000) "Using Estimates of the Value of a Statistical Life in Evaluating Regulatory Effects," Valuing the Health Benefits of Food Safety: A Proceedings, (<https://www.ers.usda.gov/publications/pub-details/?pubid=79685>), USDA
- Kniesner, T.J., and J.D. Leeth, , (2010) "Hedonic wage equilibrium: theory, evidence and policy," Foundations and Trends in Microeconomics, Vol. 5, pp. 229-299.
- Kniesner, T.J., Viscusi, W.K. and J.P. Ziliak, (2014) "Willingness to accept equals willingness to pay for labor market estimates of the value of a statistical life," Journal of Risk and Uncertainty, Vol. 48 No. 3, pp. 187-205.
- Lvovsky K. et al., (2000) Environmental Costs of Fossil Fuels, Washington D.C.:The World Bank.
- Schaffner, Sandra, and Hannes Spengler, (2010) "Using Job Changes to Evaluate the Bias of Value of a Statistical Life Estimates," Resource and Energy Economics, 32, pp. 15-27.
- Skoog, Gary R., (2016) "Hedonic Valuation Issues," Chapter 14 in Forensic Economics: Assessing Personal Damages in Civil Litigation, pp.221-44. Tinari, Frank D.
- Thaler, Richard and Sherwin Rosen, (1976) "The Value of Saving a

- Life: Evidence from the Labor Market,” Chapter 5 in Household Production and Consumption, Nestor E. Terleckyj, National Bureau of Economic Research, pp.265-302.
- Viscusi, W. Kip, (2004) “The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry,” *Economic Inquiry*, 42, pp. 29-48.
- Viscusi, W. Kip, (2013) “Using data from the Census of Fatal Occupational Injuries to estimate the ‘value of a statistical life’”, *Monthly Labor Review*.
- Viscusi, W. Kip, and Joseph E. Aldy, (2003) “The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates throughout the World,” *The Journal of Risk and Uncertainty*, 27, pp. 5-76.
- Viscusi, W.K., and J.E. Aldy, (2007) "Labor market estimates of the senior discount for the value of statistical life," *Journal of Environmental Economics and Management* Vol. 53, pp. 377-392.

Abstracts

A Study on an Alternative Method of Assessing Health Benefits for Regulatory Impact Analysis following the Occupational Safety & Health Act

Objectives :

The purpose of this study is to examine the compatability of using the validity of the value of a statistical life (VSL) for Regulatory Impact Analysis (RIA) on OSHA. In this study, we limit the scope to regulations on chemical materials to evaluate the validity of VSL.

Methods :

We employ the hedonic wage model to derive the relationship between wage and mortality rates. WTP or WTA represents the monetary value of life for reducing mortality rates.

We obtain estimates of WTP or VSL by estimating the hedonic wage function using the Ministry of Employment and Labor's "labor conditions by employment type" data set. The data set consists of 700,000 ~ 840,000 observations between 2012 to 2019. We apply OLS (ordinary least squares) and WLS (weighted least squares) to estimate the wage function.

Results :

The coefficient estimates for mortality rates range from 0.00176 to 0.00731 and are statistically significant at the 0.01 level, while those for injury rates are between -0.01372 and -0.00761 and are also statistically significant at the 0.01 level.

Mortality rates are fatality risk measures of deaths per 10,000 workers, and injury rates are injury risk measures per 1,000 workers. Since mortality rates are part of injury rates, a one unit increase in the mortality rates increases injury rates by 0.1 units. Our empirical results show that a one unit increase in the mortality rates increases wages by 0.100% ~ 0.609%. This yields VSL estimates ranging from 403 million Won to 2,731 million Won.

Since VSL estimates vary significantly, we recommend using a 5-year-moving-average of VSL estimates, 1,642 million Won, for reference in RIA on OSHA.

Conclusions :

In this study, we examined the validity of using VSL to measure the health benefits of workers in the chemical industry. For the purposes of RIA, we recommend replacing the current metric, economic costs of workplace injury and illness, with VSL.

Key words :

Value of a Statistical Life (VSL), Health Benefits, Mortality rates, Regulatory Impact Analysis (RIA)

연구진

연구기관 : 대진대학교 산학협력단

연구책임자 : 신영철 (교수, 대진대학교)

연구원 : 이상직 (교수, 한국외국어대학교)

연구원 : 김정수 (소장, 환경안전건강연구소)

연구원 : 이규명 (회원, 한국환경경제학회)

연구보조원 : 이형윤 (석사과정, 한국외국어대학교)

연구기간

2021. 05. 06. ~ 2021. 10. 31.

본 연구는 산업안전보건연구원의 2021년도 위탁연구 용역사업에 의한 것임

본 연구보고서의 내용은 연구책임자의 개인적 견해이며,
우리 연구원의 공식견해와 다를 수도 있음을 알려드립니다.

산업안전보건연구원장

산업안전보건법 규제영향분석을 위한 건강편의 산정방식 개선 연구
(2021-산업안전보건연구원-628)

발 행 일 : 2021년 10월 31일

발 행 인 : 산업안전보건연구원 원장 김은아

연구책임자 : 대진대학교 교수 신영철

발 행 처 : 안전보건공단 산업안전보건연구원

주 소 : (44429) 울산광역시 중구 종가로 400

전 화 : 042-869-0358

팩 스 : 042-863-9001

Homepage : <http://oshri.kosha.or.kr>

I S B N : 978-89-93948-92-9