

# 한국 노동시장에서의 통계적 생명가치(VSL) 추정과 위험 보상의 구조적 불균형 분석

김수린<sup>a)</sup>, 왕용웅<sup>b)</sup>, 이동준<sup>c)</sup>, 정태성<sup>d)</sup>

<sup>a)</sup>중앙대학교 경제학부. <sup>b)</sup>중앙대학교 응용통계학과. <sup>c,d)</sup>중앙대학교 경영학부

주요용어: 고용불안정성, 위험 프리미엄, 통계적 생명가치, 헤도닉 임금모형, 회귀분석

## 1. 서론

사람의 생명에 대해 가치를 매길 수 있을까?

생명은 흔히 고귀하고 대체 불가능한 것으로 간주되며, 이에 값을 매기는 것은 불가능하거나 언뜻 비윤리적인 것으로 보인다. 그러나, 생명은 그 자체로 시장에서 거래되지 못하는 ‘비시장재화’ 일뿐, 사회적으로 보았을 때는 분명 간접적으로 그 가치가 평가 및 거래되고 있다.

가령, 사망률이 높은 일자리에선 시장논리에 따라 다른 일자리에 비해 더 많은 임금이 책정된다. 생명에 위협이 되는 유해시설 주변의 부동산은 가격이 떨어지며, 안전조치가 된 상품은 비싸게 판매된다. 다른 이의 생명에 피해를 끼칠 경우 피해 보상을 지급해야 하며, 우리는 내 생명의 피해에 대비하기 위해 보험료를 기꺼이 지불한다.

생명 그 자체가 거래되지는 않더라도, 생명에 대한 위협에 관해서는 거래가 이루어지고 있다는 뜻이다. 따라서 사람들이 시장에서 “생명에 대한 위협을 감소시키기 위해 얼마나 지불 할 수 있는지”, 혹은 “얼마를 받으면 위협을 감수할 수 있는지”를 측정할 수 있다면, 우리는 통계적 생명가치(Value of Statistical Life, VSL)를 추정할 수 있다.

- 
- a) 서울특별시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 경제학부, 학사과정 재학,
  - b) 서울특별시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 응용통계학과, 학사과정 재학
  - c) 서울특별시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 경영학부, 학사과정 재학
  - d) 서울특별시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 경영학부, 학사과정 재학

※ 본 논문의 데이터 정리 및 일부 분석 지원에 이유정 학생(중앙대학교 경영학과 학사과정 재학)의 도움을 받았음을 밝힙니다.

통계적 생명가치는 흔히 사람들이 생각하는 ‘생명의 가격’이나 ‘목숨값’과는 명백히 다르다. 다른 사람의 생명을 돈을 주고 사고 팔거나, 돈을 지불하면 생명을 해쳐도 된다는 1차원적인 개념이 아니라, 한 명의 생명을 통계적으로 살리는 데 사회가 지불할 수 있는 금전적 가치를 말하기 때문이다 (Viscusi & Aldy, 2003).

이는 보험·손해배상 등에 사용되는 인적자본 접근법(생명의 가치를 생존 시 기대되는 소득으로 평가)과도 구분되는 개념이며, 보다 공공적인 관점에서 비용이나 편익으로 고려되는 생명 가치이다. 따라서 생명에 가치를 매기는 일이 다소 익숙하지 않더라도, 사회 전체의 효용 극대화를 위해서는 생명의 가치를 정확히 측정하는 일이 매우 중요하다.

하지만 한국 사회에서는 아직까지도 생명 가치 평가를 기피하는 풍조가 있어 활용이 활발하지 못한 것이 현실이다. 예를 들어 미국의 경우 환경청(EPA), 교통부(DOT) 등 주요 부처에서는 이미 1990년대부터 VSL 개념을 규제 분석에 공식적으로 도입해왔으며(U.S. Department of Transportation, 2021), 영국 또한 ‘그린북(Green Book)’이라는 재정지침을 통해 사망 회피 가치(Value of a Prevented Fatality)를 정책 평가의 핵심 지표로 활용한다. 일본 역시 환경경제학, 보건경제학 분야를 중심으로 다수의 VSL 추정 연구를 축적하고 있으며, 규제당국은 이를 바탕으로 위험도 조정과 안전 기준 설정을 수행하고 있다 (Tatano et al., 2023).

반면 한국은 정책 의사결정에서 정량적 비용 및 편익 분석이 뿌리내리지 못한 구조적 한계가 있으며, 특히 인간 생명에 가치를 매기는 작업에 대해 정무적 거부감이나 정서적 저항이 존재하는 것으로 지적된다 (김윤희, 2016; 국회예산정책처, 2016). 실제 규제영향분석서(RIA) 평가 결과에 따르면, 대부분의 정부 부처가 편익 계량화에 실패하거나 계량 시도조차 하지 않아 실질적인 정책비교가 어렵다는 문제점이 지속적으로 제기되어왔다 (OECD, 2018). 이 때문에 국내 통계적 생명가치를 측정한 연구는 외국에 비해 매우 적으며, 정책적 활용 또한 제한적이다 (Lee et al., 2015).

2025년 현재에 와서는 환경 분야와 교통 분야에 대해 VSL 개념이 도입되고 있으나, 아직 해외에 비해서는 선행연구 및 메타연구가 부족하다. 이렇게 정책 결정 과정에서 생명 가치에 대한 사회적 합의와 계량적 접근이 부재한 상황은 결국 안전에 대한 투자 결정을 왜곡시키고 한계비용 대비 과소 혹은 과잉 대응의 비효율을 초래할 수 있다.

이에 본 연구에서는 국내 노동시장 데이터인 '2023년 제7차 근로환경조사'에 대해 위험회피 접근법을 사용하여 국내 통계적 생명가치를 최신화하고자 하며, 더 나아가 위험에 대한 보상적 임금격차(위험 프리미엄)가 현실 시장에서 합리적으로 적용되고 있는지를 확인해보고자 한다. 이는 단순히 생명 가치를 측정하는 데 그치지 않고, 노동시장 내 위험 보상 체계의 형평성을 진단하고, 최종적으로는 보다 합리적이고 안전한 산업 환경 구축에 기여하는 데 목적이 있다.

## 2. 연구 배경 및 문제 의식

노동시장에서의 위험 보상 메커니즘은 오랜 시간 동안 경제학 및 산업보건 분야의 주요 쟁점으로 다루어져 온 바 있다. 특히 통계적 생명가치(VSL) 개념은 노동자가 감내하는 생명·건강상의 위험을 임금 프리미엄 형태로 화폐화 하여, 산업안전 정책이나 비용-편익 분석에 중요한 역할을 해왔다. 지금까지의 VSL에 대한 추정 방식은 대부분 산업재해나 사망률처럼 비교적 명시적이고 물리적인 위험을 중심으로 접근되어 왔다. 특히, 일정 기간 안정적으로 고용된 노동자가 마주하는 ‘죽음의 확률’이 주요 지표로 활용되었다. 이는 과거, 제조업 중심, 장기 고용, 위험의 명확성 등의 특징이 보편적이던 산업화 시기의 노동 환경에서는 충분히 유효한 접근이었다.

그러나 21세기 노동시장은 이러한 전제를 더 이상 충족하지 않는다. 현대 노동환경은 디지털화, 플랫폼 노동, 서비스 중심 경제로 급격히 전환되었고, 이에 따라 직업군의 스펙트럼은 한층 넓어졌으며, 노동자가 경험하는 위험은 더이상 '사망'이라는 최종적 사건에 국한되지 않는다. 노동자에 대한 위험은 재해, 심리적·물리적 스트레스, 감정노동, 고용 불안정, 미래 불확실성과 같이 보다 복합적이고 비가시적인 형태의 위험으로 크게 확장되었다. 실제로 유럽산업안전보건청(EU-OSHA)은 심리사회적 위험(psychosocial risks)을 ‘신종 직업병(emerging risk)’으로 규정하며, 노동자의 정신건강·감정노동·조직 내 괴롭힘 등의 문제가 산업재해의 핵심 지표가 되어가고 있음을 지적한 바 있다(EU-OSHA, 2023). 물리적 사고는 줄어든 반면, 우울과 스트레스 등 정신건강과 관련된 산업재해가 직업병의 거의 절반을 차지하게 되었기 때문이다. 또한, 산업 구조 변화에 따른 고용 형태의 유연화와 비정규·플랫폼 노동의 증가 또한 고용 지속을 발미로 위험을 수용하게끔 하는 구조를 만들어 내는 것에 일조한다.

이러한 노동 환경의 변화에도 불구하고, 기존 VSL 추정에 대한 접근은 여전히 ‘사망률에 따른 임금 프리미엄’이라는 협소한 틀 안에 머물러 있어, 노동자에 대한 다층적 위험이 임금에 적절히 반영되지 않는 불균형이 심화되고 있다. 특히 비정규직, 플랫폼 노동자처럼 노동 조건이 불안정한 계층일수록, 실제로 더 높은 위험에 노출되어 있음에도 불구하고 그에 상응하는 임금 보상을 받지 못한다.

따라서 본 연구는 기존 VSL 개념의 한계를 극복하고자,  
▲ 위험의 개념을 물리적·정서적·사회적 층위로 확장하고,  
▲ 고용 불안정성을 중심으로 노동자의 계층적 위험노출 수준을 계량화하며,  
▲ 이를 통해 노동자가 처한 구조적 조건에 따라 위험 프리미엄이 어떻게 왜곡·형성되는지 실증적으로 분석한다.

## 3. 이론적 접근

### 3.1. 통계적 생명가치(VSL)

서론에서 언급했듯, 통계적 생명가치(Value of Statistical Life, VSL)는 집단의 사망 위험을 아주 미세하게 줄일 때 사람들이 얼마까지 지불할 의사가 있는지

(Willingness to Pay, WTP)를 집계해 환산하는 금전적 가치다(Schelling, 1968; Viscusi & Aldy, 2003). 이는 ‘한 명의 생명을 살리는 데 얼마를 지불할 수 있는가’가 아니라, 불특정 다수의 미세한 사망 위험 감소로 사회 전체가 실질적으로 ‘한 생명을 구하는 것’과 동일한 효과가 발생할 때 지불되는 총 금액이라는 개념을 다루고 있다. 비시장재화(공공재 등)의 가치는 시장에서 거래되지 않아 명시적인 가격이 보이지 않지만, WTP로 접근하면 실가치를 추정할 수 있다. 이를 생명에 동일하게 적용한 것이 VSL이다.

VSL은 크게 현시선호법(위험회피법 등)과 진술선호법(조건부 가치측정법 등)으로 추정할 수 있다. 현시선호법은 사람들이 실제 시장에서 위험을 줄이기 위해 얼마를 지불하거나, 위험이 높은 직업에 대해 더 많은 임금을 요구하는 등의 실제 행동 데이터를 분석하는 방법이다. 반면, 진술선호법은 가상의 상황을 제시하고, 위험 감소에 대해 얼마를 지불할 의사가 있는지 설문조사 등을 통해 직접 질문하여 그 값을 추정한다(김윤희, 2016).

OECD (2012)의 회원국 VSL 메타 분석에 따르면 OECD 회원국의 평균 VSL은 대략 330만 달러이며, 한화로는 약 45억 원이다. 나라별 최근 추정 연구를 보면, 미국 교통부 (2021)은 약 1,150만 달러(한화 157억 원), 영국 재무부 (2022)는 약 190만 파운드(한화 35억 원)을, 일본 연구팀(Tatano et al., 2023)은 메타분석을 통해 약 6억 엔(한화 57억 원)으로 각각 추정하였다.

한국의 최근 선행 연구를 보면, 김용주 (2022, 2023a, 2023b)는 조건부 가치측정법을 사용하여 VSL을 약 20.5억(라돈 관련), 44억(코로나-19 관련), 35.5억(원자력발전소 관련)으로 추정한 바 있다. 전호철 (2020)은 웹 설문조사 기반 선택실험법을 사용하여 약 13억 원을 추정하였으며, 전호철 (2023)에서는 암 발생 확률과 관련하여 조건부 가치측정법을 사용하여 약 9.5~33.6억 원을 추정하였다.

노동시장의 위험 프리미엄을 중심으로 둔 선행연구에는, 한국 노동패널 자료를 기반으로 보상적 임금격차를 분석한 김효진 (2019)의 연구가 있으며 2016년 기준 VSL을 약 42.3억으로 추정하였다.

### 3.2. 헤도닉 임금 모형

본 연구에서는 위험회피 접근법의 관점으로 노동시장에 존재하는 위험 프리미엄을 분석하여 통계적 생명가치를 구한다. 위험 프리미엄을 구하기 위해서는 헤도닉 임금 모형의 방법론을 사용하였다.

헤도닉 가격 이론은 이질적인 재화가 존재하는 시장에서, 각 재화를 그 안에 내재된 여러 속성의 묶음으로 보고, 각각의 속성에 암묵적으로 시장가격이 형성된다는 이론이다 (Rosen, 1974). 이에 따르면 재화의 가격은 특성별 잠재가격(암묵적 가격, hedonic price)의 합이며, 시장 거래 데이터를 분석하여 특성별 잠재가격을 역으로 추정할 수 있다. 예를 들어 주택이라는 재화를 볼 때, 주택은 그 안에 잠재된 특성인 지역, 종류, 연식, 교통, 학군, 층수 등의 묶음으로 간주되며 특성 각각의 잠재가격이 전체 묶음인 주택의 가격을 형성한다. 노동시장에서는 임금 수준, 위험 등 이질적인 직무 특성 묶음인 일자리가 재화가 되어, 시장 내 기업과 노동자의 선택에 따른 각

특성별 잠재가격이 임금 수준을 형성하게 된다.

Thaler와 Rosen (1976)은 이 이론을 노동시장에 적용하여 노동자의 임금과 직업 위험(사망률) 사이의 관계를 통해 VSL을 추정하는 토대를 정립하였다. 이는 노동시장에서 위험이 큰 직무일수록 근로자가 더 높은 임금을 요구하게 되어, 시장 균형 하에서는 위험 수준에 따른 보상적 임금 격차가 형성된다는 것을 전제로 한다. 이때 근로자는 일정 수준의 임금 증가와 사망 위험 감소를 교환할 용의가 있는데, 그 한계 교환율이 VSL이다 (Viscusi, 1993). 예를 들어, 근로자가 연간 사망위험이 0.0001 증가하는 대가로 연봉의 100만원 인상을 수용(WTA, Willing To Accept) 하거나 사망위험이 0.0001 감소시키기 위해 100만원 삭감(지불)에 동의(WTP, Willing To Pay)한다면, 그 근로자의 VSL은  $\frac{100만원}{0.0001}$  이 된다.

따라서 실제 노동시장에서 관찰되는 임금-위험 간의 trade-off, 즉 노동자들의 WTP(=WTA) 를 활용하면 노동시장 데이터를 통해 VSL을 추정할 수 있다.

### 3.3. 위험 가치의 다층적 확장

VSL은 기존 경제학적 접근에서 노동자가 감수하는 생명·건강상의 위험을 임금 프리미엄 형태로 추정하는 대표적인 리스크 보상 메커니즘이다. 그러나 기존 VSL 추정 방식은 주로 산업별·직무별 사망률에 기반하여 물리적이고 객관적인 사망 위험 1단위 감소 시 노동자가 기꺼이 수용하는 임금 프리미엄(WTP)을 기준으로 산출되어 왔다.

VSL 개념은 인간 생명의 경제적 가치를 계량화하는 유용한 도구이나, 몇 가지 한계를 지닌다는 지적이 있다. 노동시장에서 VSL을 추정할 때, VSL은 노동자가 감수하는 생명·건강상의 위험에 대한 위험 프리미엄의 성격을 띤다. 기존 추정 방식은 주로 산업별·직무별 사망률에 기반하여, 물리적이고 객관적인 사망 위험 1단위 감소 시 노동자가 기꺼이 수용하는 임금 프리미엄을 기준으로 삼았다.

이러한 접근은 고용이 일정 기간 안정적으로 지속되며, 위험이 ‘사망’이라는 구체적인 결과로 수렴되던 산업화 시기의 제조업 기반 노동시장에서는 타당했으나, 현재 노동환경의 변화를 고려하면 추가적으로 논의할 지점이 있다. 현재의 노동환경은

- ▲ 직업군의 다원화 및 고용형태의 유연화
  - ▲ 고용 불안정성 증대 및 노동자의 권한 약화
  - ▲ 위험의 형태가 물리적 손상 등 명시적 위험 뿐 아니라 정신적 스트레스, 감정노동, 고객응대, 미래 불확실성 등 스스로 위험을 인지하나(Perceived Risk), 계량화가 어려운 형태로 확장
- 같은 특징적 변화를 보이고 있다.

이에 따라, 본 연구에서는 노동자에게 인지된 위험을 하나의 지표로 사용하여 기존 위험 프리미엄에 대한 접근을 확장하고 현대 노동시장의 보상 메커니즘을 보다 정교하게 해석한다. 아래 연구 방법에서 다시 설명될 RWI(perceived Risk Weighted Index)는 노동자가 실제로 경험하고 인식하는 위험 수준을 근로환경조사의 변수들에 가중치를 부여해 재구성한 지표이다. 이를 통해 현대 노동시장에서 명시적 사망률과

과리되고 있는 순수 체감 위험에 기반한 위험 프리미엄을 추정할 수 있으며, 다차원 성과 비가시성을 반영한 확장적 헤도닉 임금 모형을 구성할 수 있을 것으로 기대된다.

표 1 연구방법 비교

기반	기준 위험	설명
전통적인 사망률 기반	산업·직무별 사망률	사망 위험 1단위 감소에 대한 임금 프리미엄 추정
인지된 위험 기반	스트레스, 사고 위험 인식, 대면 갈등 등 주관적 인지 지표	개인이 체감하는 인식 기반 위험 감소에 대한 WTP 추정

## 4. 데이터 및 지표 구성

### 4.1. 데이터 설명

본 연구는 한국산업안전보건공단이 실시한 '2023년 제7차 근로환경조사' 원시자료를 분석의 기초 자료로 선정하였다. 해당 조사는 총 50,196명을 대상으로 노동력 및 임금 구조, 고용 형태, 근로시간, 작업 환경, 근로자의 정신적 스트레스 수준, 고객 응대 빈도 등 광범위한 항목을 조사하여 노동자의 작업환경과 위험 인식을 종합적으로 파악할 수 있는 자료이다. 특히 본 연구는 노동자의 임금구조와 노동환경간의 관계를 분석하고 직업적 위험에 대한 경제적 가치를 추정하는 목적을 가지고 있어, 임금과 근로환경 및 위험지표가 모두 포함된 본 조사가 연구 목적에 가장 적합하였다.

또한 산업별 위험수준의 정확한 분석을 위해서는, 한국통계정보시스템(KOSIS)에서 제공하는 '2023년 전체 산업재해 현황 및 분석-업종별(산업별 중분류)' 자료를 활용하였다.

### 4.2. 결측치 및 전처리

본 연구는 분석의 내적 타당성과 계량적 일관성을 확보하기 위하여, 일관된 기준에 따른 결측치 제거 및 이상치 필터링 절차를 적용하였다. 우선 원자료에서 확인된 다수의 결측치는 '#NULL!', '7777', '8888', '9999' 등으로 표기되어 있었으며, 이를 일괄적으로 NaN으로 변환한 후 결측치를 포함하는 관측치를 전면 제거(dropping)하는 방식으로 처리하였다. 대체값 보간이나 평균·최빈값 기반의 결측치 대체가 변수 간 실제 상관구조를 왜곡하거나 분석 결과의 해석력을 저하시킬 수 있다는 점을 고려하여 결정하였다.

연구의 주요 관심 변수인 평균 임금(earning1\_r) 및 로그 임금(log\_wage)은 헤도닉 임금 함수의 종속변수로 직접 사용되므로, 해당 변수에 결측이 존재하는 모든 사례는 분석 대상에서 제외하였다. 또한, 임금 분포의 극단값이 추정 계수에 미치는 영향력을 통제하고, 외삽 오차(extrapolation error)를 최소화하기 위해 log\_wage 변수의 분위 분포(quantile distribution)를 기준으로 하위 5% 및 상위 5%에 해당하는

관측치를 제거하였다.

이상의 전처리 과정을 통해 도출된 최종 분석 대상은 임금근로자(emp\_type = 3) 집단으로 제한하여, 총 19,605명의 관측치로 구성된다. 본 데이터셋은 노동시장 내 위험 보상 구조를 분석함에 있어 계량적 안정성과 해석 가능성을 동시에 확보할 수 있는 표본으로 기능한다.

### 4.3. 변수 정보

19,605개의 관측치에서 이후 분석에 사용하기 위해 추린 주요 변수들의 통계량은 아래와 같다. log\_wage는 로그 임금을 종속변수로 사용하기 위해 새로 생성한 변수이고, age^2은 연령에 대한 비선형성을 보정하기 위해 새로 생성한 변수이다. 나머지 변수들은 통제변수로 사용하기 위해 선정한 것인데, 기존 선행연구를 참고하여 일반적으로 임금에 유의미한 영향을 준다고 여겨지는 변수들을 고려하였다.

표 2 연속형 변수 기초통계량

연속형 변수	평균	표준편차	중앙값	최솟값	최댓값
월평균소득(earning1_r)	291.501	93.557	280.000	70.000	500.000
로그 임금(log_wage)	5.616	0.362	5.635	4.248	6.215
산재사망률(fatality_rate)	0.684	1.123	0.330	0.000	49.740
나이(age)	46.417	12.527	46.000	17.000	91.000
나이 제곱(age^2)	2311	1185	2116	289	8281
근속년수(wduration_y)	7.002	6.307	5.000	1.000	54.000
근무시간(wtime_r)	40.696	8.476	40.000	0.920	90.000

표 3 범주형 변수 기초통계량

범주형 변수	범주	빈도	비율	범주	빈도	비율
성별 (gender)	1: 남성	9371	47.80%	2: 여성	10234	52.20%
혼인여부 (marital)	1: 결혼	14767	75.32%	2: 미혼	4838	24.68%
전일제/시간제 (emp_fptime)	1: 전일제	17940	91.51%	2: 시간제	1665	8.49%
업장 종사자 수 (comp_sizeb_r)	1: 1	363	1.85%	7: 100~249	1134	5.78%
	2: 2~4	3723	18.99%	8: 250~299	231	1.18%
	3: 5~9	4074	20.78%	9: 300~499	309	1.58%
	4: 10~29	4895	24.97%	10: 500~999	275	1.40%
	5: 30~49	2044	10.43%	11: 1000~1999	294	1.50%
	6: 50~99	1776	9.06%	12: 2000~	487	2.48%
	학력 (edu)	1: 무학	24	0.12%	5: 전문대졸	4418
2: 초졸		226	1.15%	6: 대졸	7743	39.50%
3: 중졸		703	3.59%	7: 대학원이상	211	1.00%
4: 고졸		6280	32.03%			
지역 (area)	1: 서울	2950	15.05%	10: 강원	544	2.77%
	2: 부산	1593	8.13%	11: 충북	742	3.78%
	3: 대구	1087	5.54%	12: 충남	844	4.31%
	4: 인천	1457	7.43%	13: 전북	653	3.33%
	5: 광주	924	4.71%	14: 전남	672	3.43%
	6: 대전	778	3.97%	15: 경북	765	3.90%
	7: 울산	969	4.94%	16: 경남	1150	5.87%
	8: 세종	228	1.16%	17: 제주	433	2.21%
	9: 경기	3816	19.46%			
직업 대분류 (occ)	1: 관리자	97	0.49%	6: 농림어업	59	0.30%
	2: 전문가	3890	19.84%	7: 기능	1471	7.50%
	3: 사무	5762	29.39%	8: 장치기계	1702	8.68%
	4: 서비스	2317	11.82%	9: 단순노무	2018	10.29%
	5: 판매	2243	11.44%	10: 군인	46	0.23%

Num Obs: 19,605

## 5. 연구방법

### 5.1. 사망률에 기반한 기본 VSL 추정

#### 5.1.1. 기본 모형

통계적 생명가치(VSL)는 생명을 직접적으로 거래하지 않더라도, 사람들이 위험과 소득 간에 어느 정도의 교환을 받아들이는지를 의미한다. 따라서 VSL은 효용이 일정한 상태에서 위험이 증가할 때 보상받아야 할 임금 증가분, 즉 위험과 소득 간의 한계 대체율(MRS)로 정의된다. 개인의 기대 효용 함수는 다음과 같이 볼 수 있다.

$$U(w, p) = (1 - p) \cdot u(w) \quad \text{수식 1}$$

여기서  $w$ 는 임금,  $p$ 는 사망 확률,  $u(w, p)$ 는 생존 시 소득에 따른 효용이다. 사망시 효용은 0으로 가정한다. 효용이 일정하게 유지되는 조건 하에서 위험과 임금의 관계를 전미분하면 다음과 같다.

$$\frac{dU}{dP} = \frac{\partial U}{\partial w} \cdot \frac{dw}{dp} + \frac{\partial U}{\partial p} = 0 \Rightarrow \frac{dw}{dp} = - \frac{\frac{\partial U}{\partial p}}{\frac{\partial U}{\partial w}} \quad \text{수식 2}$$

각 항목을 미분하면

$$\frac{\partial U}{\partial w} = (1 - p) \cdot u'(w), \quad \frac{\partial U}{\partial p} = -u(w) \quad \text{수식 3}$$

이고, 이를 대입하면 VSL은 다음과 같다.

$$VSL = - \frac{dw}{dp} = \frac{u(w)}{(1 - p) \cdot u'(w)} \quad \text{수식 4}$$

이는 위험 증가에 대한 보상으로 요구되는 한계 임금이며, 개인의 지불의사금액(WTP)으로 해석된다.

그러나, 실증분석에서는 효용함수를 관측할 수 없기 때문에 노동시장 자료를 통해 위험 프리미엄을 추정하는 방법을 사용해야 한다. 이를 위해 사용하는 대표적 추정식이 다음의 헤도닉 임금 모형이다.

$$\log(\text{wage}_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{risk}_i + \gamma' \cdot X_i + \epsilon_i \quad \text{수식 5}$$

여기서  $\text{risk}_i$ 는 직무상 사망 확률(산업재해)이며,  $\beta_1$ 은 위험 프리미엄을 나타낸다.  $\text{wage}_i$ 는 노동자  $i$ 의 임금이며, 왜도(skew) 보정과 해석 편의, 선형 관계를 명확히 하기 위해 로그 변환한다.  $X$ 는 기타 통제변수이다. 평균 임금  $\overline{\text{wage}}$ 를 활용해 VSL은 다음과 같이 근사된다.

$$\frac{dw}{dp} \approx \frac{\Delta w}{\Delta p} \approx \hat{\beta}_1 \cdot \overline{\text{wage}} \Rightarrow VSL \approx \hat{\beta}_1 \cdot \overline{\text{wage}} \quad \text{수식 6}$$

### 5.1.2. 사망률 기반 기본 VSL 추정

사망률에 기반한 기본 VSL을 추정하기 위해 다음과 같은 회귀모형을 사용한다.

$$\log(wage_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot fatality\_rate_i + X_i \cdot \gamma + \epsilon_i \quad \text{수식 7}$$

여기서 종속변수인 wage(earning1\_r)는 월소득, 관심변수인 fatality\_rate는 노동자가 일하는 산업에서의 사망 확률(소속 산업별 산업재해율)이며, X는 연령(age), 성별(gender), 학력(edu), 근속연수(wduration\_y), 직종(occ), 지역(area), 근무시간(wtime\_r), 기업 규모(comp\_sizeb\_r) 등 통제변수이다. 연령 · 근속연수 · 근무시간 등은 연속형 변수이며, 성별 · 학력 · 직종 · 지역 등은 범주형 변수이다. 범주형 변수는 더미 변수로 변환하여 사용하였다. 연속형 변수는 크루스칼-왈리스(Kruskal-Wallis) 검정을, 범주형 변수는 카이제곱(Chi-Squared) 검정을 통해 통계적 유의성을 검토하였고 모두 유의하였다.

위험에 대한 한계임금효과는 다음과 같으며,

$$\text{위험에 대한 로그 임금 한계효과} = \frac{\partial \log(wage)}{\partial risk} = \beta_1 \quad \text{수식 8}$$

$$\text{위험 프리미엄 비율} = e^{\beta_1} - 1 \quad \text{수식 9}$$

$$\text{위험 프리미엄} = \frac{\partial wage}{\partial risk} = \beta_1 \cdot \overline{wage} \quad \text{수식 10}$$

VSL은 다음과 같이 계산된다.

$$VSL = \frac{\partial wage}{\partial risk} \cdot \frac{1}{\Delta risk} = \beta_1 \cdot \overline{wage} \cdot \frac{1}{\Delta risk} \quad \text{수식 11}$$

$\overline{wage}$ 는 표본의 평균 연간 임금이며,  $\Delta risk$ 는 사망 확률의 단위이다.

## 5.2. 인지된 위험가중지수(RWI) 지표 구축과 이를 기반으로 추정한 VSL

### 5.2.1. 지표 구축과 개념적 배경

RWI 지표는 기존의 단순 사망률이나 재해율처럼 객관적 위험만을 반영하는 방식으로는, 노동자가 실제로 체감하는 위험의 복잡성과 괴리를 보이는 한계를 보완하고자 새롭게 정의되었다. 이 지표는 7차 근로환경조사의 문항들 중 정서적 위험, 물리적 위험, 고객 응대 빈도, 건강 상태 및 인식, 사고 위험 인식으로 총 5가지 핵심 위험 영역의 평균으로 정의하였다. 각 영역과 관련된 문항들을 세부적으로 분류하여 모든 항목은 0~1 범위로 정규화하여 지표 간 가중치를 균등하게 반영할 수 있도록 하였다. 세부 변수는 다음과 같다.

- ▲ 정서적 위험 인식(asb 1~4, wsituation1~14, heal\_prob5 · 8, hazard\_psy3)
- ▲ 물리적 위험 인식(hazard\_phy1~9, hazard\_erg1~6)
- ▲ 고객 응대 빈도 및 대면 갈등 인식(emp\_comp\_ass3, hazard\_psy1~2, emp\_winflu2, ass\_cust1, wplace2)
- ▲ 건강 상태 및 인식(heal\_cond, heal\_aff, heal\_illhe, heal\_lim1,

heal\_prob1~4 · 6, sleep1~3)

▲ 사고 위험 인식(heal\_risk)

상기 변수는 모두 조사 응답자가 자기보고한 주관적 인식을 바탕으로 하므로, 객관적인 위험과는 거리가 있다. 따라서 RWI는 노동자가 스스로 인지하는 위험의 척도가 된다. RWI가 낮을수록 인지하는 위험이 낮고, 높을수록 인지하는 위험이 높음을 나타낸다.

그림 1 RWI 커널밀도추정

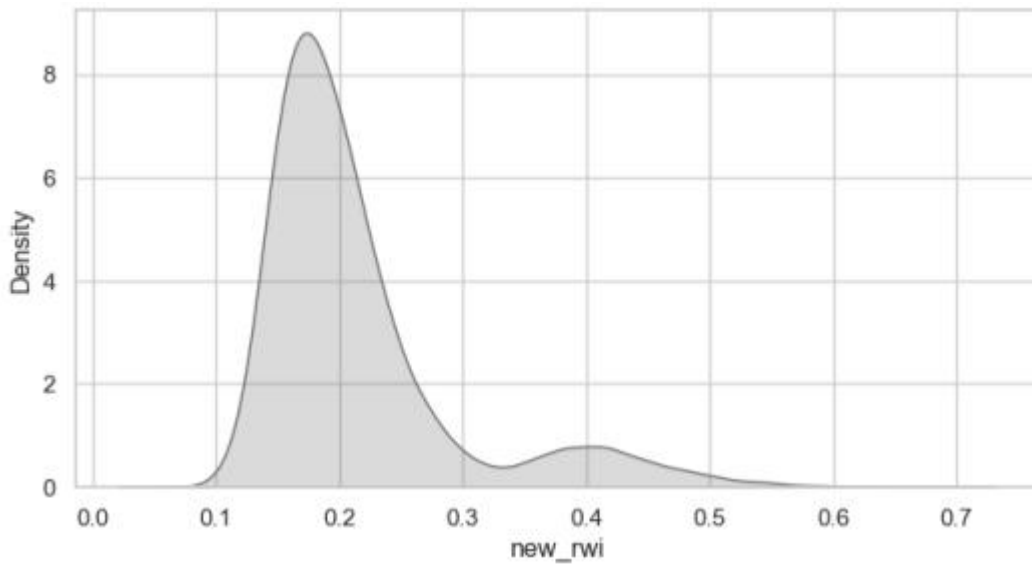


표 4 RWI 기초통계량

변수	평균	표준편차	중앙값	최솟값	최댓값
인지된 위험가중지수(RWI)	0.2157	0.0830	0.1918	0.0566	0.6970

5.2.2. 인지된 위험가중지수(RWI) 기반 위험 프리미엄 추정

기본 VSL을 추정한 것과 같은 방식으로 RWI에 대해 회귀 모형을 사용하면, 실제 사망 위험과 별개로 노동자가 체감하는 위험에 대한 위험 프리미엄을 추정할 수 있다. 이를 위해 다음과 같은 회귀모형을 사용한다.

$$\log(wage_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot RWI_i + X_i \cdot \gamma + \epsilon_i \quad \text{수식 12}$$

여기서 RWI는 개인 i의 인지된 위험가중지수이며, 기타 세부사항은 기본 VSL 모형과 같다. RWI는 단위 구간(0~1)인 정규화 지표이므로, 해당 회귀모형에서 RWI의 한 단위 증가는 0(체감 위험 최소)에서 1(체감 위험 최대)로 변화한 것을 의미한다. 따라서  $\beta_1$ 은 체감 위험 최소 상태에서 최대 상태로 변할 때의 임금 변화율이다. 예를

들어  $\beta_1$ 이 10%라면 체감 위험을 최대로 느끼고 있는 노동자는 체감 위험을 거의 느끼지 못하는 노동자에 비해 10% 높은 임금을 받고 있다는 뜻이다. 회귀 모형의 종속 변수가  $\log(\text{임금})$ 이므로 위험 프리미엄은 다음 식에 따라 계산된다.

$$\text{위험에 대한 로그 임금 한계효과} = \frac{\partial \log(\text{wage})}{\partial rwi} = \beta_1 \quad \text{수식 13}$$

$$\text{위험 프리미엄 비율} = e^{\beta_1} - 1 \quad \text{수식 14}$$

$$\text{위험 프리미엄} = \frac{\partial \text{wage}}{\partial rwi} = \beta_1 \cdot \overline{\text{wage}} \quad \text{수식 15}$$

### 5.3. 고용 불안정성 지수(PEI) 도입과 개념적 배경

#### 5.3.1. 지수 도입과 개념적 배경

노동시장에서 위험이 임금에 제대로 반영되는지 여부는 노동자의 고용 안정성 및 협상력과 밀접한 관련이 있다. 특히 노동자의 위험 보상 수준이 시장 내 협상력의 차이로 인해 충분히 반영되지 못하는 경우, 노동시장 실패로 해석될 수 있다. 본 연구에서는 고용 불안정성 문제를 구조적으로 접근하기 위해 고용 불안정성 지수(PEI)를 도입하였다. PEI는 노동자의 고용계약 형태, 임금 보장의 지속성, 실직 가능성에 대한 심리적 불안 등 다양한 요인을 종합적으로 고려하여 고용안정성을 하나의 지표로 평가할 수 있도록 구성된 지표이다. 세부 변수는 다음과 같다.

- ▲ 고용 계약 형태(emp\_stat)
- ▲ 임금 보장의 지속성(emp\_pay\_type, emp\_cont\_type, income\_pos1 · 2 · 8)
- ▲ 실직 가능성에 대한 심리적 불안(wstat6)
- ▲ 이직의 유연성(wstat7)

PEI 지수는 범주형과 서열형 응답 항목이 혼재되어 있어, 항목 간 정보량의 이질성을 고려한 점수 변환이 필요하였다. 특히 서열형 문항(wstat6, wstat7)은 응답 간 체감 강도 차이를 반영하기 위해 비선형 가중치를 부여하고, 이를 0~1 범위로 정규화하였다. PEI의 값이 낮을수록 노동자의 고용 상태가 안정적인 것을, 반대로 값이 높을수록 고용상태가 불안정한 것을 나타낸다.

그림 2 PEI 커널밀도추정

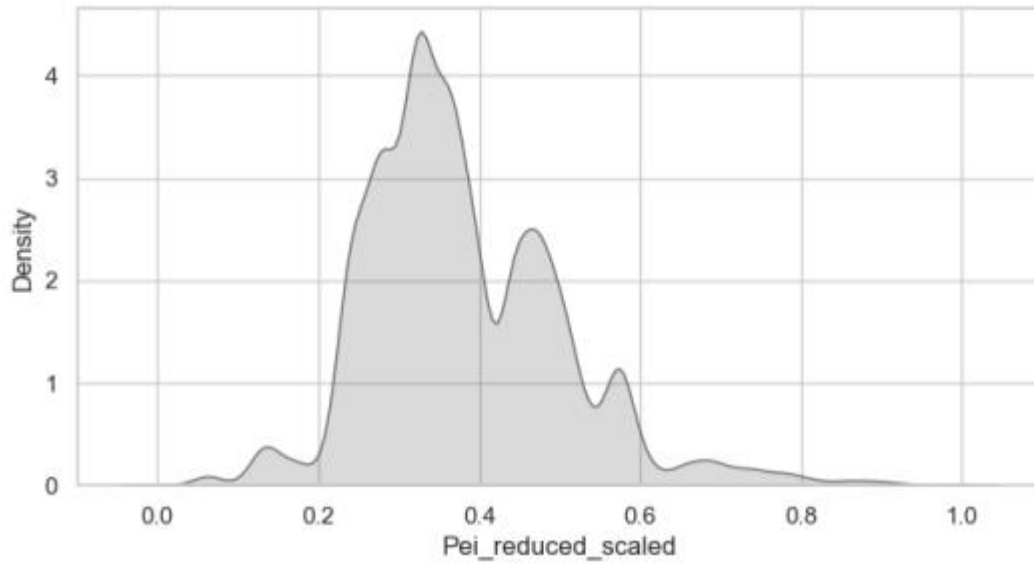


표 5 PEI 기초통계량

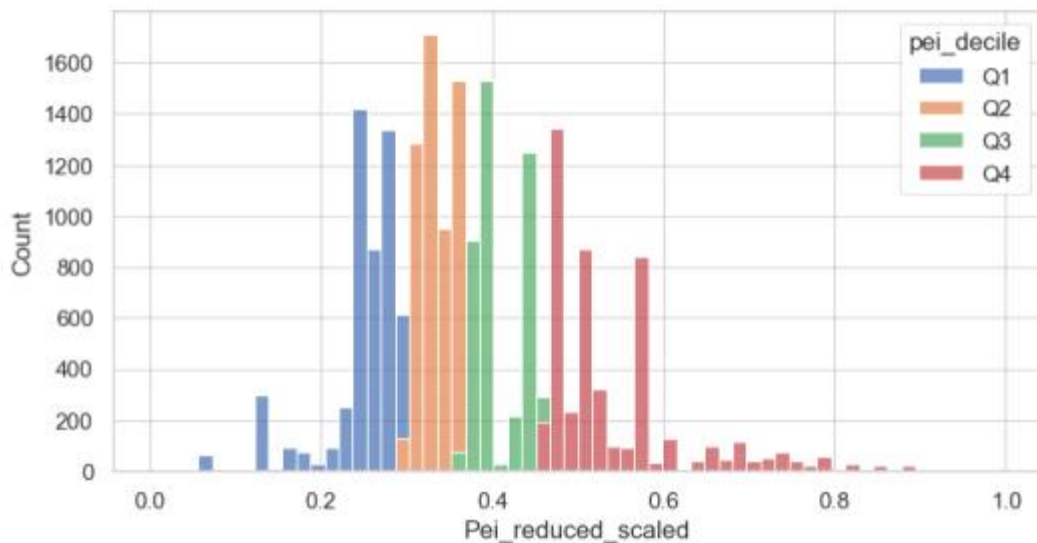
변수	평균	표준편차	중앙값	최솟값	최댓값
고용 불안정성 지수(PEI)	0.3804	0.1231	0.3625	0.0069	0.9931

### 5.3.2. PEI 기반 표본집단 세분화(Quartile)

본 연구에서는 고용 불안정성에 따른 위험 보상 및 임금 구조의 차이를 심층적으로 분석하기 위해, 고용 불안정성 지수(PEI)를 기준으로 노동자를 4개의 분위로 구분하였다.<sup>e)</sup> 이는 단순히 이산적인 집단 간 차이를 보기 위한 것이 아니라, 고용 안정성의 상대적 수준을 연속적인 지표로 정렬한 후, 그 분포상에서 일정한 비율(25%, 50%, 75%, 100%)로 나누어 분류한 것이다. 이후 각 분위에 대해, 전체 표본에서의 추정 방식과 동일한 회귀 모형을 사용하였다. 세부 분석 목적은 다음과 같다.

- ▲ PEI 분위별(Quartile) 사망률 기반 VSL 추정
- ▲ PEI 분위별(Quartile) RWI 기반 위험 프리미엄 추정

그림 3 PEI 4분위 히스토그램



각 분위별 Obs는 Q1: 5057, Q2: 5540, Q3: 4112, Q4: 4896이다. PEI가 동일한 구간이 존재하여 분위별 Obs에 불균형이 다소 나타났다.

e) PEI와 사망률 간의 상호 관계를 확인하기 위해 교호항 분석을 시행하였으나, 선형 관계가 발견되지 않아 분위별 이질성을 관찰하는 방식으로 접근하였다.

## 6. 연구결과

### 6.1. 사망률 기반 VSL 추정

앞서 5.1.2에서 설정한 모형(수식 7)을 제7차 근로환경조사 데이터와 산업재해현황 데이터에 대해 OLS로 추정했다. 추정치는 다음과 같다. 전체 결과는 부록 1에 첨부하였다.

표 6 사망률 기반 VSL 추정 OLS 결과 요약

OLS (전체 결과는 부록 참조)			
	coef	se	p-value
사망률	0.0107	0.002	0.000
R <sup>2</sup>	0.617	평균 연간 임금	3,498만
Adj. R <sup>2</sup>	0.617	추정 VSL	<b>37억 5,672만</b>
Num Obs.	19605	95% 신뢰구간	26억 9,538만
Durbin-Watson	1.710		48억 2,125만

단위: 1원

본 자료 기준 국내 VSL은 37.5억 원으로 추정되었으며, 사망확률(만인률)이 1단위 증가할 때마다 임금은 1.07% 증가하는 것으로 추정된다. 김효진 (2019)의 최신 선행연구와 비교해 볼때 본 분석의 추정치는 타당한 것으로 보인다.

사망률에 대한 회귀계수(beta>0)는 유의(p<0.05)하였으므로 국내 노동 시장에 유의미한 사망 위험에 대한 임금 프리미엄이 존재함을 나타낸다. 기타 통제 변수들의 회귀계수는 일반적인 임금 모형에서의 상관과 대부분 일치하였고, 우려할만한 다중공선성은 없었다.

### 6.2. 인지된 위험가중지수(RWI) 기반 위험 프리미엄 추정

앞서 5.2.2에서 설정한 모형(수식 12)을 제7차 근로환경조사 데이터와 산업재해현황 데이터에 대해 OLS로 추정했다. 추정치는 다음과 같다. 전체 결과는 부록 2에 첨부하였다.

표 7 RWI 기반 위험 프리미엄 추정 OLS 결과 요약

OLS (전체 결과는 부록 참조)			
	coef	se	p-value
RWI	0.1576	0.020	0.000
R <sup>2</sup>	0.622	평균 연간 임금	3,498만
Adj. R <sup>2</sup>	0.621	추정 프리미엄	597만 <b>(15.76%)</b>
Num Obs.	19605	95% 신뢰구간	439만
Durbin-Watson	1.7		762만

단위: 1원

본 자료 기준 RWI에 대한 국내 위험 프리미엄은, RWI가 0(인지 위험 최저 상태)에서 1(인지 위험 최대 상태)로 변화 할 때 임금은 15.76% 증가하는 것으로 추정된다.

RWI에 대한 회귀계수(beta>0)는 유의(p<0.05)하였으므로 국내 노동 시장에 유의미한 ‘인지된 위험’에 대한 임금 프리미엄이 존재함을 나타낸다. 기타 통제 변수들의 회귀계수는 일반적인 임금 모형에서의 상관과 대부분 일치하였고, 우려할만한 다중공선성은 없었다.

### 6.3. PEI 분위별(Quartile) 집단 분석

5.3의 개념과 동일하게 도출한 PEI를 기준으로 세분화 한 4분위(25%, 50%, 75%, 100%) 집단의 특징은 다음과 같다. PEI가 낮을수록 고용이 안정적임을 뜻하고, 높을수록 고용이 불안정적임을 뜻한다.

표 8 PEI 분위별 특성

특성	PEI 1분위	PEI 2분위	PEI 3분위	PEI 4분위
주요 산업	금융업, 보건업 중심	소매업, 교육, 일부 공공직	도매, 기계, 건축 중심	돌봄, 사회복지, 외식, 청소 등
학력 수준	대졸 이상 43% 가장 높음	고졸·전문대 중심	전문대·고졸 중심	초졸·중졸 비중 가장 높음
성별 구성	남성 비율 우위	여성 비율 우위	남성 비율 우위	여성 비율 59% 전체 최고
연령대	40~50대 중심	30~50대 중심	40~60대 비중 가장 높음	60대 이상이 40%에 육박
지역 분포	수도권 집중 (경기·서울)	수도권 및 일부 지방도시	광주·전북 등 지방도시 중심	전북·경북 등 지방권 집중

분위별 집단 특성은 통제 변수인 산업, 학력, 성별, 연령, 지역 등을 중심으로 비교하였다. 연속형 변수는 크루스칼-왈리스 검정(Kruskal-Wallis Test)을, 범주형 변수는 카이제곱 검정을 통해 통계적 유의성을 검토하였다. 특성들의 분포는 일반적으로 고용안정성에 기대하는 특징과 크게 다르지 않았으므로, PEI가 고용안정성을 유의하게 반영함을 알 수 있다.

#### 6.3.1. 사망률 기반 VSL 추정

앞서 5.1.2에서 설정한 모형(수식 7)을 6.1과 동일한 방식으로 각 분위에 대해 추정했다. 추정치는 다음과 같다.

표 9 분위별 사망률 기반 VSL 추정 OLS 결과 요약

사망률	OLS			
	Q1	Q2	Q3	Q4
coef	0.0117	0.0103	0.0155	0.0138
se	0.003	0.002	0.003	0.004
p-value	0.0001	0.0000	0.0000	0.0002
R <sup>2</sup>	0.5199	0.5479	0.5850	0.6453
Adj. R <sup>2</sup>	0.5185	0.5467	0.5835	0.6442
Num Obs.	5057	5540	4112	4896
F-stat(p)	390(0.00)	446(0.00)	384(0.00)	591(0.00)
평균 연간 임금	3,532만	3,406만	3,276만	2,977만
추정 VSL	41억 5,328만	35억 1,813만	51억 2,150만	41억 4,934만

단위: 1원

그림 4 사망률 기반 분위별 coef

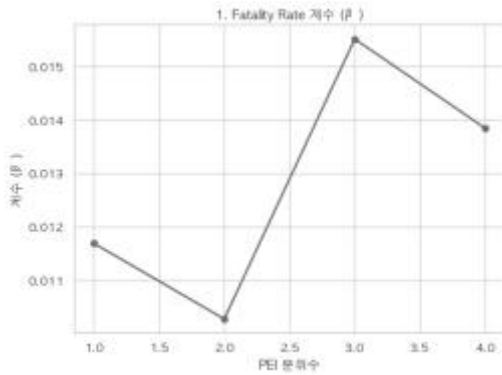


그림 5 분위별 연평균임금

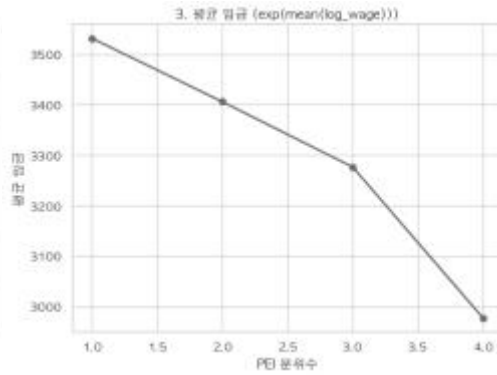
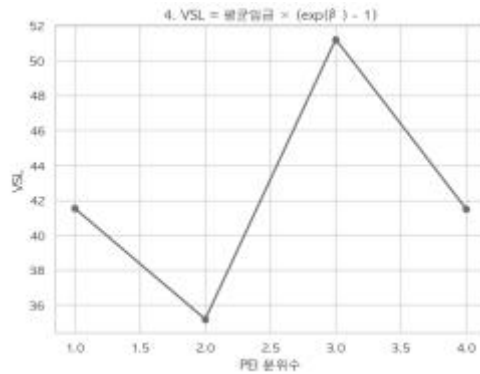


그림 6 사망률 기반 분위별 VSL



사망률에 대한 회귀계수(beta>0)는 모든 분위에 대해 유의(p<0.05)하였다. 전체 모형에 비해 통계적 안정성이 소폭 하락했지만, 표본수가 ¼로 감소한 것을 감안하면 용인 범위 내에 있다.

▲ PEI 1 분위: 사망률 계수는 0.0117로 낮은 편이나, 평균 연간 임금이 3,532만 원으로 가장 높기 때문에 VSL은 약 41억 5,328만 원으로 추정되었다.

▲ PEI 2 분위: 사망률 계수는 가장 낮은 0.0103으로 추정되었으며, 평균 임금(3,406만 원)도 비교적 낮아 VSL은 약 35억 1,813만 원으로 전체 분위 중 가장 낮았다.

▲ PEI 3 분위: 사망률 계수는 가장 높은 0.0155로 나타났고, 평균 임금은 3,276만 원이었다. 이로부터 추정된 VSL은 약 51억 2,150만 원으로, 가장 높게 추정되었다.

▲ PEI 4 분위: 사망률 계수는 0.0138이고, 평균 연간 임금이 2,977만 원으로 가장 낮아 VSL은 다시 감소한 41억 4,934만 원으로 추정되었다.

### 6.3.2. 인지된 위험가중지수(RWI) 기반 위험 프리미엄 추정

앞서 5.2.2에서 설정한 모형(수식 12)을 6.2와 동일한 방식으로 각 분위에 대해 추정했다. 추정치는 다음과 같다.

표 10 분위별 RWI 기반 위험 프리미엄 추정 OLS 결과 요약

RWI	OLS			
	Q1	Q2	Q3	Q4
coef	0.1805	0.1193	0.0910	0.1113
se	0.038	0.037	0.044	0.043
p-value	0.0000	0.0013	0.0408	0.0098
R <sup>2</sup>	0.5205	0.5473	0.5834	0.6447
Adj. R <sup>2</sup>	0.5192	0.5461	0.5818	0.6436
Num Obs.	5057	5540	4112	4896
F-stat(p)	391(0.00)	445(0.00)	382(0.00)	590(0.00)
평균 연간 임금	3,532만	3,406만	3,276만	2,977만
추정 프리미엄	<b>18.05%</b> 699만	<b>11.93%</b> 431만	<b>9.10%</b> 312만	<b>11.13%</b> 350만

단위: 1원

그림 7 RWI 기반 분위별 coef

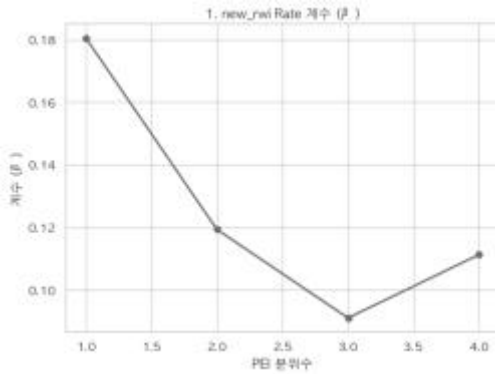


그림 8 분위별 연평균임금

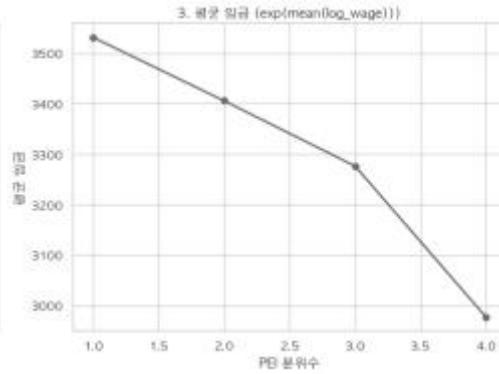
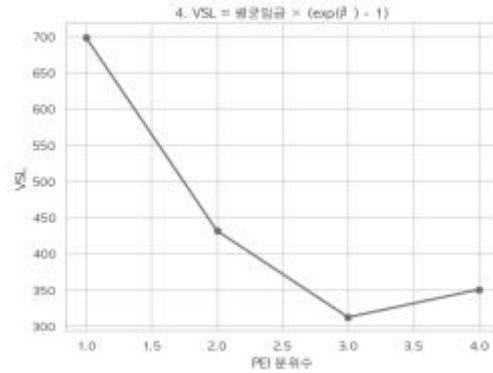


그림 9 RWI 기반 분위별 위험 프리미엄



RWI에 대한 회귀계수(beta>0)는 모든 분위에 대해 유의(p<0.05)하였다. 전체 모형에 비해 통계적 안정성이 소폭 하락했지만, 표본수가 ¼로 감소한 것을 감안하면 용인 범위 내에 있다.

▲ PEI 1 분위 : RWI 계수는 0.1805로 가장 높으며, 평균 임금은 3,532만 원이다. 인지된 위험이 0에서 1로 증가할 때 약 18.05%의 임금 상승이 추정되며, 위험 프리미엄은 약 699만 원이다.

▲ PEI 2 분위: RWI 계수는 0.1193이며, 평균 임금은 3,406만 원이다. 위험 프리미엄은 약 431만 원으로 나타났다.

▲ PEI 3 분위: RWI 계수가 가장 낮은 0.0910이며, 평균 임금 역시 낮아 프리미엄은 약 312만 원으로 전체 중 최저 수준이다.

▲ PEI 4분위: RWI 계수는 다시 증가하여 0.1113이며, 평균 임금은 가장 낮은 2,977만 원이다. 이에 따른 프리미엄은 약 350만원으로 나타났다.

## 6.4. 종합해석

본 연구는 고용 불안정성 지수(PEI)를 기반으로 노동자를 네 가지 분위로 구분하여 객관적 위험(사망률, fatality\_rate)과 주관적 위험 인식(인지된 위험가중지수, RWI)에 따른 통계적 생명가치(VSL) 및 위험 프리미엄을 추정하였다. 앞선 6.3.1과 6.3.2에서 분석된 사회 전체를 대상으로 한 모형은 위험에 대한 보상이 전반적으로 존재하지만, 실제 노동시장 내에서는 노동자의 고용 안정성에 따라 보상 실현 메커니즘의 왜곡이 존재함을 확인하였다.

먼저, 기존 사망률 기반의 VSL 추정(6.3.1)은 객관적인 위험 수치(만인율)와 평균 연임금을 곱하여 산출되는 절대적인 금액 단위의 지표이다. 이로 인해 사망 위험에 민감한 특정 산업이나 직업군에서 비교적 높은 VSL 값이 나타나며, 실제 임금 프리미엄이 매우 클 수 있다. 반면, RWI 기반의 위험 프리미엄(6.3.2)은 노동자가 주관적으로 체감하는 위험을 정규화한 0에서 1 사이의 지표를 기준으로, 위험 한 단위 증가당 임금 상승률(%)을 측정하는 상대적 지표이다. 이 차이로 인해 RWI 프리미엄은 금액적으로 낮게 산출될 수 있지만, 노동자 개인의 위험 인식에 기반한 실제 보상 요구와 밀접하게 연결된다는 데 의의가 있다.

본 연구에서 RWI를 도입한 이유는 기존 객관적 지표가 포착하지 못한 노동자의 주관적 위험 인식과 정서적·심리적 위험요인을 실질적으로 반영하기 위함이다. RWI 프리미엄은 금액적 가치보다 위험 인식의 정도와 보상의 상관성을 % 단위로 명확히 드러내, 노동자가 체감하는 위험에 대해 시장이 얼마나 민감하게 반응하는지 구체적으로 평가할 수 있다.

분위별 분석에서 3분위 집단은 객관적 위험(사망률)에 대한 민감도가 높고 VSL 값도 가장 컸으나, RWI 프리미엄이 가장 낮아 객관적 위험만 선택적으로 반영되는 구조적 비대칭성을 드러냈다. 반대로 1분위 집단은 객관적 위험 민감도는 낮지만 RWI에 대한 프리미엄이 가장 높아, 주관적 위험 인지에 대한 충분한 보상 구조를 가지고 있음을 보여주었다. 이는 임금수준과 협상력이 높은 집단에서 주관적 위험의 보상이 더 효과적으로 이루어질 수 있음을 의미한다.

2분위는 두 지표 모두 낮게 나타나 보상 체계가 전반적으로 미약했으며, 4분위는 가장 낮은 고용 안정성으로 협상력이 제한되고 임금수준이 낮아 보상 실현이 매우 저조했다. 이처럼 동일한 위험 프리미엄이라도 보상 실현 여부는 구조적 조건에 따라 크게 다르다는 점이 명확히 나타났다.

## 7. 결론

### 7.1. 연구 의의 및 한계

본 연구는 한국 사회 내 위험과 안전의 경제적 가치를 노동시장 데이터를 기반으로 계량적으로 분석함으로써 통계적 생명가치(VSL)를 추정하였다. 특히 기존 연구가 주로 객관적인 사망률만을 중심으로 한 VSL 추정에 그쳤던 반면, 본 연구에서는 인지된 위험가중지수(RWI) 및 고용 불안정성 지수(PEI)를 활용하여 노동자가 실제로 체감하는 위험과 이를 둘러싼 구조적 불균형을 함께 고려하였다.

본 연구의 학술적 및 정책적 의의는 다음과 같이 구체적으로 제시할 수 있다.

먼저 기존 VSL 추정 연구의 대부분이 객관적인 위험 지표인 사망률 또는 재해율에 국한되어 있었던 한계를 극복하여, 개인이 실제로 인지하는 다양한 위험 요소(RWI)를 포함한 다층적이고 통합적인 접근을 시도했다는 점에서 학술적 기여를 이루었다. 이로써 본 연구는 노동자의 정신적·정서적 위험과 같은 주관적 요소를 임금 프리미엄 분석에 적극적으로 반영할 수 있는 방법론적 기반을 제공하였다.

또한, 고용 불안정성 지수(PEI)의 개념을 도입함으로써, 노동시장 내 위험 보상 구조를 노동자의 고용 안정성 수준이라는 새로운 층위에서 접근하였다. PEI를 통해 노동자의 위험 인식과 경제적 보상이 단순히 개인적 선택이나 위험 선호도의 문제가 아니라, 노동시장 구조 속에서 결정되는 제도적·구조적 문제임을 규명하였다. 이는 향후 노동정책 및 사회적 안전망 설계에 있어 정책의 초점을 개인의 책임에서 제도적 구조 개선으로 전환하는 이론적 근거를 제공한다.

결론적으로, 노동시장 내에서 나타나는 위험 보상의 불평등성을 수치적으로 드러내고, 이를 계층적·분위별로 구체화하여 분석함으로써 노동시장 내 불균등한 협상력과 보상 체계의 불완전성을 정량적으로 입증하였다. 이는 사회경제적 불평등 및 안전 격차 문제를 공공적 관점에서 접근하는 데 있어 중요한 이론적 토대를 제공하며, 노동시장 내 불균형 완화를 위한 실질적 정책 개입의 필요성을 강력히 시사한다.

한편, 본 연구는 몇 가지 한계점을 내포한다. 첫째, 횡단적 단면 자료를 기반으로 하였기 때문에 고용 불안정성과 위험 프리미엄 간의 추이를 시간적으로 추적하거나 인과성을 엄밀히 검증하는 데 제약이 있다. 향후 연구에서는 종단적 분석이나 질적 접근을 통해 실제 정책 적용성과 설명력을 보완할 필요가 있다.

둘째, 인지된 위험가중지수(RWI)와 고용 불안정성 지수(PEI)는 설문 응답에 기반하여 구성되었기 때문에, 응답자의 주관적 편향이나 측정 오차가 개입되었을 가능성을 완전히 배제할 수 없다.

셋째, PEI를 기반으로 집단별 VSL을 추정하였으나, PEI 분위별 특징과 위험 프리미엄 간의 인과적 연결 구조는 실증적으로 분석하지 못하였다. 예컨대 PEI 3 분위는 도소매업, 기계 제조업, 화학 공업 등 전통 제조업 중심의 산업군 비중이 높고, 남성 종사자가 우위를 차지하는 분위 특성상 위험을 업무의 일부로 내재화하는 경향이 강한 집단으로 해석된다. 이에 따라 일상적이고 반복적으로 인지되는 위험(RWI)에 대해서는 낮은 보상 민감도를 보이지만, 사망과 같은 극단적 위험 상황에서는 상대적으로 높은 위험 프리미엄이 형성됨을 시사한다.

다만, 이는 산업 및 성별 구조, 문화적 요인을 반영한 가설적 설명에 해당하며, 이러한 요인들과 보상 구조 간의 인과적 상호작용의 검증을 향후 과제로 남겨둔다.

## 7.2. 발전 가능성 및 기대 효과

본 연구는 고용 불안정성 지수(PEI)를 기반으로 노동자를 집단화하고, 각 집단에 대해 통계적 생명가치(VSL)를 개별적으로 추정함으로써, 노동시장 내 위험 인식과

보상 체계 간의 구조적 불균형을 계량적으로 규명하였다. 이러한 분석 틀은 향후 산업안전정책의 방향성을 정교화하고, 고용 취약계층에 대한 실효성 있는 보호 전략을 수립하는 데 중요한 실증적 기반을 제공하였다는 점에서 의의가 있다. 나아가 고용 안정성의 차이에 따라 차별화된 VSL 기준을 설정해, 향후 위험수당 차등 지급, 산재 보험료 책정 기준 개선, 안전규제의 세분화 등 다양한 영역에 활용할 수 있을 것으로 생각한다.

RWI의 위험 프리미엄 추정은 기존의 고전적인 산업재해 사망률에 기반한 위험 가치 추정에서 더 나아가 현대 사회의 리스크에 걸맞는 새로운 접근법을 실증하였다는 점에서 의미가 있다. 이를 통해 기존 모델에서는 보이지 않았던 시장 불균형을 포착할 수 있을 것으로 생각하며, 향후 본 모델이 더 현실적으로 발전한다면 명시적이지 않은 숨겨진 위험에 대해서도 시장가치를 인정받고 공정한 시장거래가 가능케하는 도구로 활용될 수 있을 것이다.

## 부록

부록 1. 사망률 기반 VSL 추정 OLS 요약표

변수		OLS			
		coef	se	p-value	
Intercept		5.2300	0.059	0.000	
(fatality_rate)	산재사망률	<b>0.0107**</b>	0.002	0.000	
(age)	나이	<b>0.0290**</b>	0.001	0.000	
(age^2)	나이^2	<b>-0.0003**</b>	0.000	0.000	
(wduration_y)	근속년수	<b>0.0117**</b>	0.000	0.000	
(wtime_r)	근무시간	<b>0.0076**</b>	0.000	0.000	
(comp_sizeb_r)	종사자수	<b>0.0154**</b>	0.001	0.000	
(gender)	성별_남성	<b>-0.1906**</b>	0.004	0.000	
(marital)	결혼여부_결혼	-0.0030	0.005	0.521	
(emp_fptime)	전일제_전일제	<b>-0.3379**</b>	0.007	0.000	
(edu)	학력_무학	초졸	-0.0394	0.048	0.414
		중졸	-0.0073	0.047	0.877
		고졸	0.0872	0.047	0.061
		전문대졸	<b>0.1383**</b>	0.047	0.003
		대졸	<b>0.2038**</b>	0.047	0.000
		대학원이상	<b>0.2421**</b>	0.049	0.000
(occ)	직종_관리자	전문가	<b>-0.0805**</b>	0.023	0.001
		사무	<b>-0.0915**</b>	0.023	0.000
		서비스	<b>-0.1696**</b>	0.024	0.000
		판매	<b>-0.1153**</b>	0.023	0.000
		농림어업	<b>-0.1562**</b>	0.037	0.000
		기능	<b>-0.0807**</b>	0.024	0.001
		장치기계	<b>-0.1292**</b>	0.024	0.000
		단순노무	<b>-0.2231**</b>	0.024	0.000
		군인	<b>-0.1423**</b>	0.041	0.000
		(area)	지역_서울	부산	<b>-0.0850**</b>
대구	<b>-0.0831**</b>			0.008	0.000
인천	-0.0138			0.007	0.056
광주	<b>-0.1054**</b>			0.008	0.000
대전	<b>-0.0578**</b>			0.009	0.000
울산	<b>-0.0802**</b>			0.008	0.000
세종	<b>-0.0428**</b>			0.015	0.006
경기	<b>-0.0135*</b>			0.006	0.014
강원	<b>-0.0950**</b>			0.011	0.000
충북	<b>-0.0299**</b>			0.009	0.001
충남	<b>-0.0599**</b>			0.009	0.000
전북	<b>-0.0860**</b>			0.010	0.000
전남	<b>-0.1444**</b>			0.010	0.000
경북	<b>-0.0901**</b>			0.009	0.000
경남	<b>-0.0839**</b>	0.008	0.000		
제주	<b>-0.1779**</b>	0.012	0.000		
R <sup>2</sup>	0.617	F-statistic	789.3		
Adj. R <sup>2</sup>	0.617	Prob(F-statistic)	0.00		
Num Obs.	19605	Durbin-Watson	1.710		

\*\* p < 0.01, \* p < 0.05

부록 2. 인지된 위험가중지수(RWI) 기반 위험 프리미엄 추정 OLS 요약표

변수		OLS		
		coef	se	p-value
Intercept		5.2662	0.059	0.000
(rwi)	산재사망률	<b>0.1576**</b>	0.020	0.000
(age)	나이	<b>0.0282**</b>	0.001	0.000
(age^2)	나이^2	<b>-0.0003**</b>	0.0000	0.000
(wduration_y)	근속년수	<b>0.0114**</b>	0.000	0.000
(wtime_r)	근무시간	<b>0.0073**</b>	0.000	0.000
(comp_sizeb_r)	종사자수	<b>0.0148**</b>	0.001	0.000
(gender)	성별_남성	<b>-0.1940**</b>	0.004	0.000
(marital)	결혼여부_결혼	-0.0018	0.005	0.701
(emp_fptime)	전일제_전일제	시간제	<b>-0.3190**</b>	0.007
		초졸	-0.0555	0.048
(edu)	학력_무학	중졸	-0.0303	0.047
		고졸	0.0616	0.046
		전문대졸	<b>0.1081*</b>	0.047
		대졸	<b>0.1745**</b>	0.047
		대학원이상	<b>0.2093**</b>	0.049
		전문가	<b>-0.0850**</b>	0.023
(occ)	직종_관리자	사무	<b>-0.0893**</b>	0.023
		서비스	<b>-0.1758**</b>	0.023
		판매	<b>-0.1280**</b>	0.023
		농림어업	<b>-0.1461**</b>	0.037
		기능	<b>-0.0769**</b>	0.024
		장치기계	<b>-0.1303**</b>	0.023
		단순노무	<b>-0.2210**</b>	0.024
		군인	<b>-0.1437**</b>	0.041
(area)	지역_서울	부산	<b>-0.0856**</b>	0.007
		대구	<b>-0.0836**</b>	0.008
		인천	-0.0109	0.007
		광주	<b>-0.1054**</b>	0.008
		대전	<b>-0.0611**</b>	0.009
		울산	<b>-0.0806**</b>	0.008
		세종	<b>-0.0429**</b>	0.015
		경기	<b>-0.0156**</b>	0.005
		강원	<b>-0.1004**</b>	0.011
		충북	<b>-0.0317**</b>	0.009
		충남	<b>-0.0547**</b>	0.009
		전북	<b>-0.0859**</b>	0.010
		전남	<b>-0.1385**</b>	0.010
		경북	<b>-0.0892**</b>	0.009
		경남	<b>-0.0803**</b>	0.008
		제주	<b>-0.1762**</b>	0.012
R <sup>2</sup>	0.622	F-statistic	764.9	
Adj. R <sup>2</sup>	0.621	Prob(F-statistic)	0.00	
Num Obs.	19605	Durbin-Watson	1.710	

\*\* p < 0.01, \* p < 0.05

## 참고문헌

- 국회예산정책처 (2016). <조세특례평가 방법 연구>, 연구보고서 제20호, 국회예산정책처
- 김용주 (2022). 주택 라돈 저감의 건강 효과와 사회적 편익. <자원환경경제연구>, 31(4), 505-529.
- 김용주 (2023a). 코로나바이러스감염증-19 사망의 통계적 생명가치와 사회적 비용 추정. <사회융합연구>, 7(1), 115-130.
- 김용주 (2023b). <원자력발전소 사고 사망의 통계적 생명가치와 사회적 비용 및 에너지정책 시사점>. <한국방사선학회논문지>, 17(1), 79-90.
- 김윤희 (2016). 인간생명가치에 대한 고찰. <응용경제>, 18(3), 105-124.
- 김효진 (2010). <산업재해의 보상적 임금격차와 Value of Statistical Life(VSL) 추정>, 석사학위논문, 한양대학교.
- 김효진 (2019). <한국인의 통계적 생명가치(VSL) 추정과 일과 삶의 균형(WLB)에 대한 실증분석>, 박사학위논문, 한양대학교.
- 전호철 (2020). 선택실험법을 활용한 통계적 생명가치의 추정. <자원환경경제연구>, 29(2), 247-270.
- 전호철 (2023). 사망위험감소 및 암 발생확률감소가치의 추정. <자원환경경제연구>, 32(1), 1-26.
- EU-OSHA (2023). *Occupational safety and health in Europe: state and trends 2023*, Publications Office of the European Union.
- Fujimi, T., Kono, T., Tatano, H., & Kakimoto, R. (2023). Meta-analysis on value of statistical life in Japan. *Japanese Journal of JSCE*, 79(20), Article 23-20008.
- Lee, G., Lee, Y., Lee, H., Hong, J., & Yang, J. (2015). Value of a statistical life estimation of carcinogenic chemicals for socioeconomic analysis in Korea. *Environmental health and toxicology*, 30 Suppl.
- OECD (2012). Mortality Risk Valuation in Environment, *Health and Transport Policies*, OECD Publishing
- OECD (2018). *OECD Regulatory Policy Outlook 2018*, OECD Publishing.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55
- Schelling, T. C. (1968). The life you save may be your own. *Problems in Public Expenditure Analysis* (pp. 127-162), Brookings Institution.
- Thaler, R., & Rosen, S. (1976). The value of saving a life: Evidence from the labor market. *Household production and consumption* (pp. 265-302). National Bureau of Economic Research.

- U.S. Department of Transportation. (2021). Treatment of the value of preventing fatalities and injuries in preparing economic analyses (Guidance Memo, March 2021).
- Viscusi, W. K. (1993). The value of risks to life and health, *Journal of Economic Literature*, 31(4), 1912–1946.
- Viscusi, W. K. & Aldy, J. E. (2003). The value of a statistical Life: A critical review of market estimates throughout the world. *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1), 5–76.