

産業關係研究

第 27 卷 第 3 號

2017년 9월

목 차

연구논문

- 노사관계 분위기의 시간과 노사 관점 차이에 따른 변화 분석 - 박 경 원 1
- 자발적 이직과 조직성과 간의 관계: 인적자원관리 시스템의 조절효과
..... 이 지 윤 · 박 오 원 · 김 윤 호 17
- 정리해고자에 대한 사용자의 재고용의무 오 세 응 39
- 근로계약서의 평균처리효과(ATE) 실증분석: 비정규직 시간제 노동자를 중심으로
..... 강 금 봉 61
- 공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령의 불일치에 따른 퇴직가구의 빈곤화 연구:
가용자산을 중심으로 이 진 경 85
-

産 業 關 係 研 究
第27卷 第3號, 2017. 9. pp.1~16
© 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

노사관계 분위기의 시간과 노사 관점 차이에 따른 변화 분석*

박 경 원**

본 논문은 한국노동연구원의 사업체패널 조사를 이용하여 2005년부터 2013년까지 9년 동안 사업체의 노사관계 분위기가 얼마나 안정적인가(또는 일관되었는가)를 분석하였다. 이를 위해 일반화가능도이론을 응용하여 측정 시점 5회와 노사 양측 대표 1인으로 구성된 측정상황 하에서 노사관계 분위기의 평가에서 발생하는 체계적 오차 요인인 측정시점과 노사 관점 차이의 상대적 비중과 일반화가능도 계수를 추정하였다. 분석결과 노사관계 분위기의 총분산에서 사업체 차이에 의한 분산이 가장 크게 나타났으며, 이는 같은 기간 사업체의 노사관계 분위기가 상당히 안정적이었음을 보여준다. 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과에 의한 분산이 두 번째로 크게 나타났으며, 이는 특정 시기 사업체 수준의 전략적·정책적 변화가 노사관계 분위기 변화에 영향을 미쳤음을 보여준다. 반면 측정시점과 노사 관점 차이의 주 효과와 사업체와 노사 관점 차이 간 상호작용 효과에 의한 분산은 크지 않은 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구결과가 제시하는 사업체 노사관계 분위기의 변화 가능성에 대한 함의를 논의한다.

▶주제어: 노사관계 분위기, 일반화가능도이론, 안정성, 측정시점, 평가자

논문접수일: 2017년 3월 29일, 심사의뢰일: 2017년 4월 10일, 심사완료일: 2017년 7월 15일

* 이 논문은 2013년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었음(HY-2013-G). 또한, 이 논문은 2015년 한국고용노사관계학회 동계학술대회에서 발표한 내용을 추가·보완한 것임을 밝힘.

** 한양대학교 에리카캠퍼스 경영학부 조교수, kwp@hanyang.ac.kr

1. 서론

노사관계 분위기는 얼마나 안정적인가 또는 일관되는가? 일반적으로 ‘협조적 또는 대립적’인 것으로 표현되는 노사관계 분위기는 노동조합과 사용자 간 상호작용뿐만 아니라 이들의 상호작용에 영향을 미치는 “작업장 내 규범들과 관행들, 그리고 노동조합-경영진 간 분위기(atmosphere)에 대한 인식(Blyton et al., 1987: 207)”을 반영한다. 사업체 수준의 선행연구들은 ‘협조적·대립적’ 노사관계에 영향을 미치는 선행요인들로 사업체의 시장 및 조직 특성, HR 등 사업체의 노사관계 정책, 노동조합의 노사관계 정책 등을 분석하였으며, 노동생산성과 다양한 효과성 지표들을 성과변수로 연구해왔다(가장 포괄적인 최근의 문헌으로는 Dastmalchian, Blyton, & Adamson(2014)를 참조). 이렇듯 선행연구들은 노사관계 분위기를 노사관계의 중요한 변수로서 다양하게 분석해 왔지만, 사업체의 노사관계 분위기 자체가 얼마나 변화해 왔는가에 관한 연구는 전무하다. 우리나라의 역대 정권들과 언론, 그리고 기업들이 대립적인 노사관계를 협조적인 노사관계로 변화시켜야 한다고 강조해 왔다는 점에서 노사관계 분위기가 얼마나 안정적인가 또는 변화해 왔는가를 실증할 필요가 있다.

2005년 사측 대표가 평가한 노사관계 분위기와 2013년 노측 대표가 평가한 노사관계 분위기는 큰 차이가 있는가? 2008-2009년 금융위기와 최근의 경기침체에 대한 사업체와 노동조합의 반응은 노사관계 분위기에 변화를 가져왔는가? 측정된 노사관계 분위기는 사업체 효과 (즉, 사업체 고유 특성에 의한 노사관계 분위기의 차이), 또는 상황 효과 (즉, 평가자나 시간 경과에 의한 노사관계 분위기의 차이), 또는 이 둘 모두에 영향을 받을 수 있다. 본 논문은 상황요인들로 측정시점과 노사관계 분위기에 대한 노사 관점 차이에 초점을 맞춘다. 측정시점 차이에 주목하는 이유는 주 효과로서 측정시점에 따른 노사관계 분위기에 체계적 차이가 존재할 뿐만 아니라 사업체와 노동조합의 전략적·정책적 변화가 노사관계 분위기에 미치는 영향이 사업체와 측정시점 간 이원(two-way) 상호작용 효과로 나타나기 때문이다. 또한, 노사 관점 차이에 주목하는 이유는 노사관계 분위기 측정이 ‘정성적’ 또는 ‘주관적’ 평가를 반영하기 때문에 주 효과로서 노사 입장 차이로 인한 체계적 차이가 존재하기 때문이다. 또한, 개별 사업체의 전략적·정책적 변화에 대한 노사 관점 차이는 사업체와의 이원(two-way) 상호작용에 의한 분산으로 나타나기 때문이다.

본 논문의 공헌은 노사관계 분위기의 안정성 또는 일관성을 신뢰도 유형으로 개념화하고 일반화가능도 계수를 추정함으로써 우리나라 사업체들의 노사관계 분위기 자체가 얼마나 변화해 왔는가를 분석하는 데 있다. 일반화가능도이론과 방법(Cronbach, Gleser, Nanda, & Rajaratnam, 1972; Shavelson & Webb, 1991; Brennan, 2001)을 분석틀로 하여

노사관계 분위기의 관찰 값들을 사업체, 노사관점, 측정시점, 그리고 이들의 상호작용에 의한 분산들을 분산성분(variance component) 분석을 이용하여 추정한다. 그 결과 노사관계 분위기가 노사 관점 차이와 측정시점들을 넘어서 일반화할 수 있는 정도를 일반화가능도 계수를 통하여 추정한다. 이를 위해 본 논문은 한국노동연구원의 사업체패널 조사를 이용하여 노사양측이 2005년부터 2013년까지 2년 간격으로 측정된 노사관계 분위기 관찰 값들을 분석한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 일반화가능도이론과 고전측정이론의 차이를 검토한 후 일반화가능도이론의 분석틀을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 이용된 데이터를 간략히 소개하며, 제Ⅳ장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 연구결과의 함의를 논의한 후 본 연구의 한계점을 제시한다.

II. 이론적 배경

1. 일반화가능도이론(Generalizability Theory)

사업체의 노사관계 분위기가 얼마나 안정적인가 또는 일관되는가를 계량화하는 방법들 중 하나는 심리학 측정이론의 신뢰도(reliability)를 사용하는 것이다. 고전측정이론에서 신뢰도는 검사-재검사(test-retest) 또는 내적일관성(internal consistency)과 같이 다양하게 계산될 수 있으나, 이 방법들은 “측정대상에 대하여 하나의 측정도구가 여러 측정항목들을 통해서 또는 측정시점들에 따라서 얼마나 일관된(또는 유사한) 관찰 값들을 제시하는가”라는 점에서 공통된다. 이러한 신뢰도 개념을 적용하여 동일한 설문항목들로 반복하여 측정된 노사관계 분위기 관찰 값들이 변화한 정도를 계산할 수 있으며, 노사관계 분위기의 안정성(또는 일관성)을 반영하는 지수로 사용할 수 있다. 이렇게 노사관계 분위기의 안정성을 신뢰도로 개념화하는 데 있어서 중요한 이슈들 중의 하나는 “어떠한 요인들이 측정오차를 구성하는가”를 결정하는 것이며, 측정오차에 대한 가정의 차이가 고전측정이론과 일반화가능도이론의 핵심적 차이로 할 수 있다(Cronbach et al., 1972; Shavelson & Webb, 1991; Brennan, 2001). 다음 섹션에서는 일반화가능도이론과 실증분석 방법을 간략히 제시한다.

2. 일반화가능도이론과 고전측정이론

일반화가능도이론과 고전측정이론의 중요한 차이점을 [그림 1]과 같이 노사 양측의 대표 2인이 2년 간격으로 총 5회에 걸쳐서 노사관계 분위기를 평가하는 측정조건을 통해 살

[그림 1] 사업체 × 측정시점 × 평가자 연구 설계

	측정시점 1		측정시점 2		...	측정시점 5	
	평가자 1	평가자 2	평가자 1	평가자 2		평가자 1	평가자 2
사업체 1							
사업체 2							
...							
사업체 n							

펴본다

위 측정조건은 사업체는 측정대상(object of measurement), 각 연도들은 측정시점(occasions), 그리고 노사 대표들은 평가자(Raters)인, 즉 측정시점과 평가자 두 측면(facet)으로 구성된 연구 설계이다. 본 연구는 이와 같이 연구 설계를 단순화하여 분산성분(variance components) 분석과 해석이 쉽도록 두 가지 사항을 가정하였다. 우선 노사관계 분위기의 다양한 양상을 측정하기 위한 각 설문항목들의 난이도가 동일하여 각 항목들에 대한 관찰 값의 차이가 임의오차에 의해 발생한다고 가정한다. 즉 노사관계 분위기를 측정하는 설문항목들에는 체계적인 난이도 차이가 없으며, 이 설문항목들의 평균값은 임의오차가 상쇄된 참값(true value)으로 본다. 이를 기반으로 각 측정시점에서 노사 양측 평가자들이 각 설문항목들에 응답한 관찰 값들의 평균값만을 이용한다.

둘째, 사업체·측정시점별로 노사 양측의 대표로 설문에 응답한 평가자들은 다르지만, 노측과 사측 각각을 대표하는 동일한 기준으로, 즉 노사 간 평가기준에는 체계적 차이가 있을 수 있지만 노측과 사측 평가자들의 개인별 평가기준에는 차이가 없다고 가정한다. 이는 노사 각각의 영역(universe)에서 한 명씩을 임의로 추출하여 사업체의 노사관계 분위기를 평가하는 측정조건과 동일하다.

노사관계 분위기를 신뢰도로 개념화하고 추정하는 데 일반화가능도이론이 고전측정이론에 비해 어떠한 장점이 가지는가? 고전측정이론에서 노사관계 분위기의 측정오차를 유발하는 요인으로 노사 관점에 따른 체계적 차이나 측정시점으로 모델링할 수 있으나, 이 두 요인들을 동시에 모델링할 수 없다. 노사 관점의 차이를 체계적 측정오차의 요인으로 간주한다면, 측정시점별 관찰 값들의 변화를 임의오차라 간주하고 노사 각각의 측정시점에 따른 관찰 값들의 평균값을 구한 후 노사 평균값들의 상관계수를 계산할 수 있다. 또는 측정시점을 체계적 측정오차의 요인으로 간주한다면, 평가자별 관찰 값들의 차이를 임의오차라 간주하고 측정시점별 노사 양측 관찰 값들의 평균값을 구한 후 측정시점들 간 상관계수를 계산할 수 있다. 이는 고전측정이론의 ‘평행 측정도구(parallel measurement)’의 가정, 즉 평가자 영역 또는 측정시점 영역으로부터 무한히 많은 동등한 평가자들과 측정시점들을 임의로 대치함으로써 신뢰도를 측정할 수 있다는 가정에서 비롯된다(DeShon,

2002). 이렇듯 고전측정이론을 기반으로 한 신뢰도 계수는 측정과정에서 노사관점 차이와 측정시점이 노사관계 분위기의 관찰된 분산들에 미치는 영향을 동시에 반영할 수 없다.

반면 일반화가능도이론은 측정과정에서 관찰된 분산들을 유발한 복수의 요인들을 동시에 파악하는 데 유용하다. 즉 노사관점 차이와 측정시점을 노사관계 분위기의 관찰 값들에 영향을 미치는 독립적인 요인으로 다룰 수 있으며 그 상대적 크기를 추정할 수 있다. 일반화가능도이론은 분석과정의 최종결과물로 일반화가능도 계수를 산출하는데, 이 일반화가능도 계수는 본 연구의 맥락에서 노사관계 분위기가 평가자와 측정시점 영역에 걸쳐서 (across) 일반화할 수 있는 정도를 가리킨다. 보다 기술적으로 말하면, 일반화가능도 계수는 2명의 서로 다른 평가자가 5회의 측정시점에서 측정한 노사관계 분위기의 평균값과 잠재적으로 동등한 평가자들과 측정시점들로부터 측정된 노사관계 분위기의 평균값 간의 상관관계를 가리킨다.¹⁾ 이를 기반으로 노사관계 분위기의 관찰 값들이 잠재적인 평가자들과 측정시점들에 걸쳐서 일반화되는 정도로 추론할 수 있다.

3. 일반화가능도 연구(Generalizability study)와 의사결정 연구(Decision study)

일반화가능도이론은 G study와 D study로 구분된다. 이 구분은 측정도구 개발과정에서 보다 높은 신뢰도를 구축하기 위한 연구 설계라는 ‘Spearman-Brown prophecy formula’의 핵심적 아이디어를 반영한다. 우선 G study에서는 측정값들에 대한 분산성분(variance components) 분석을 통해서 분산성분들의 상대적 크기를 추정한다. 다음으로 D study에서는 G study를 통해 추정된 분산성분들을 이용하여 측정오차를 최소화하고 일반화를 최대화할 수 있는 연구 설계를 계획한다. 예를 들어 G study를 통해 추정한 평가자에 의한 분산보다 측정시점에 의한 분산이 클 경우 D study 평가자의 수를 증가시킬 때 예상되는 신뢰도를 추정할 수 있다. 이는 각 측면의 수준을 결정짓는 방법으로, 또는 측면들 간 교차(crossed) 또는 내재(nested) 설계방법을 포함한 평가자와 측정시점의 적정 수를 결정짓는 의사결정과 관련된다. 이렇듯 일반화가능도이론의 2단계 분석과정은 G study 결과를 기반으로 각 측면들의 수준을 변화시킴으로써 발생하는 분산성분들의 평균적인 변화들을 예측하는 것과 동일하며, 데이터 분석의 맥락에서 평가자들 또는 측정시점들을 증가시킬수록 연구자가 연구결과에 대한 일반화 정도를 더 확신하게 되는 것과 같은 맥락이다. 이 2단계 분석과정의 최종 결과로서 일반화가능도 계수를 추정하기 위해서는 어떠한 요소들이 측정

1) 일반화가능도 계수는 고전측정이론의 내적일관성 신뢰도와 마찬가지로 등급 내 상관관계(intraclass correlation)의 하나이며, 참값의 분산과 오차의 분산 합에서 참값의 분산이 차지하는 비율(true variance/(true variance+error variance))로 계산할 수 있으며, 동일한 방식으로 해석할 수 있다. 그러나 이들은 임의오차 분산을 유발하는 요인을 하나 또는 복수로 고려한다는 점에서 중요한 차이가 있으며, 그 결과 일반화 정도에 대한 추론 또한 다르게 된다.

오차를 구성하는지를 결정해야 한다. 이는 다음 섹션에서 다룬다.

4. 상대적 의사결정과 절대적 의사결정

일반화가능도이론은 상대적 의사결정과 절대적 의사결정을 구분한다. 이는 평가방법에서 상대평가와 절대평가의 구분과 일치한다. 우리나라의 운전면허시험을 예로 들어보자. 연구자가 면허시험 점수를 기준으로 시험응시자들의 상대적 위치에 (즉 응시자 A가 응시자 B보다 점수가 높은지 낮은지) 관심이 있다면 상대적 의사결정을, 또는 시험응시자들의 절대적 위치에 (즉 응시자 A가 시험통과를 위한 최저점보다 높고 응시자 B는 낮은지) 관심이 있다면 절대적 의사결정을 내릴 필요가 있다. 본 논문의 맥락에서 노사관계 분위기에 대하여 사업체 A의 사업체 B에 대한 상대적 위치에 관심이 있다면 상대적 의사결정이 필요하며, 절대적 위치에 관심이 있다면 절대적 의사결정이 필요하다. 이러한 구분은 일반화가능도이론에서 일반화가능도 계수와 의존도 계수와 상응한다. 일반화가능도 계수는 측정대상인 사업체와 평가자 간, 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과들에 의한 분산을 오차분산으로 감안하는 상대적 의사결정을 기반으로 한다. 반면 의존도 계수는 측정대상, 즉 사업체에 의한 분산들을 제외한 모든 분산들을 오차 분산으로 간주하는 절대적 의사결정을 기반으로 한다. 따라서 정의상 일반화가능도 계수는 의존도 계수보다 같거나 크며, 결국 개별 사업체들의 상대적 위치가 아닌 절대적 위치에 공헌을 하는 분산들인 평가자와 측정시점에 의한 분산과 이들 간 상호작용에 의한 분산들을 고려할지 여부에 의해서 발생한다.

본 논문의 실증분석에서는 이 일반화가능도 계수와 의존도 계수를 제시하지만 일반화가능도 계수에 초점을 맞춘다. 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 노사관계 분위기의 측정값에서 개별 사업체들의 상대적 위치가 얼마나 일관되는지에 관심이 있기 때문이다. 다르게 표현하자면, 일반화가능도 계수는 사업체의 상대적 위치에 영향을 미치지 않는 요인들, 즉 평가자와 측정시점의 주 효과와 평가자와 측정시점 간 상호작용 효과를 제외한 측정오차들만을 반영하기 때문이다. 둘째, 일반화가능도 계수는 내적일관성 신뢰도의 해석과 동일하다는 점에서 상대적으로 용이하게 해석할 수 있기 때문이다.

III. 데이터

1. 데이터

본 연구는 2005년부터 2013년까지 2년마다 조사된 한국노동연구원의 사업체패널 조사

를 이용하여 노사관계 분위기의 분산성분을 분석한다. 5회에 걸쳐 노사 양측의 대표 2인이 동시에 설문에 응답한 사업체 313개, 총 1,565개의 유노조 사업체들을 분석에 이용하였다. G study 분석을 위하여 사업체×시점×평가자 연구모형을 사용하였다.

2. 변수 측정

사업체패널 조사는 노사관계 분위기를 크게 세 가지 방식으로 측정한다. 우선 노사관계 분위기를 총 6개의 설문항목들로 구성하여 사측 대표인 인사노사 담당자와 노측 대표인 노동조합 대표자를 대상으로 각각 조사하며, 단일항목으로 전반적인 노사관계 분위기를 사측 대표, 주로 인사 담당자를 대상으로 조사한다. 본 논문에서는 노사 양측에 의해 조사된 복수(composite) 항목들을 분석에 이용하였다. 구체적으로 6개 설문항목들은 “노사는 서로 약속을 잘 지킨다.”, “협상은 노사가 상호 신뢰하는 분위기에서 이루어진다.”, “노사 간 정보교환이 잘 이루어진다.”, “근로조건을 중요한 변화는 대부분 노사가 공동으로 협의한다.”, 그리고 “노사는 사소한 일로도 자주 다툰다.”, 그리고 “노사는 서로 적대적이다.”이다. 분석에는 측정시점별·평가자별 6개 항목들의 평균값을 이용하였다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계

<표 1>은 노사관계 분위기의 노사 양측과 측정시점에 의한 평균, 표준편차, 상관관계, 그리고 내적일관성 신뢰도 값을 보여준다. <표 1>은 다음과 같은 특성을 보여준다. 첫째, 노사관계 분위기에 대한 사측 응답의 평균값이 노측 응답의 평균값보다 높은 반면 사측 응답의 표준편차는 노측 응답의 표준편차보다 작은 것으로 나타났다. 둘째, 연도별 사측 응답의 평균값들 간 상관관계가 노측 응답의 평균값들 간 상관관계보다 낮게 나타났다. 셋째, 연도별 사측 평균값들과 노측 평균값들 간 상관관계가 높은 것으로 나타났다. 마지막으로, 2009년도의 사측 응답의 평균값과 노측 응답의 평균값이 다른 연도들과 비교해서 상관관계가 낮은 것으로 나타났다. 특히 2005년과 2009년의 상관관계가 시간적으로 더 먼 2005년과 2011년 상관관계보다 낮은 것이 눈에 띈다. 이 경우를 제외하면 상관관계가 시간이 흐를수록 낮아지는 패턴을 보여준다.

<표 1> 연도별·응답자별 노사관계 분위기의 평균, 표준편차, 그리고 상관관계

	평균	표준 편차	사측 응답					노측 응답				
			2005	2007	2009	2011	2013	2005	2007	2009	2011	2013
사측 응답												
2005	3.99	0.50	(0.854)									
2007	3.86	0.52	0.303***	(0.877)								
2009	3.67	0.53	0.080	0.131*	(0.842)							
2011	3.85	0.61	0.135*	0.139*	0.152**	(0.883)						
2013	3.85	0.56	0.098+	0.191***	0.167**	0.270***	(0.854)					
노측 응답												
2005	3.70	0.62	0.502***	0.276***	0.087	0.155**	0.171**	(0.834)				
2007	3.67	0.62	0.312***	0.512***	0.117*	0.124*	0.144*	0.419***	(0.889)			
2009	3.58	0.54	0.109+	0.079	0.534***	0.063	0.174**	0.143*	0.133*	(0.900)		
2011	3.76	0.66	0.216***	0.134*	0.116*	0.458***	0.169**	0.201***	0.205***	0.205***	(0.875)	
2013	3.73	0.61	0.080	0.081	0.219***	0.194***	0.502***	0.151**	0.162**	0.239***	0.292***	(0.883)

주: + p<0.10; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널 조사」 2005-2013, n=313.

2. G Study: 분산성분 추정

<표 2>는 G study를 통해 추정된 분산성분과 분산비를 제시한다. 분산비는 각 요인들의 총분산에 대한 상대적 공헌도를 가리킨다. 우선 사업체 효과는 사업체의 노사관계 분위기 차이에 의한 분산을 의미하며 총분산 중 14.2%에 해당하였다. 측정시점과 평가자의 주효과와는 각각 측정시점과 노사관점 차이에 의한 분산을 의미하며, 측정시점은 총분산의 1.4%, 평가자는 3.2%를 설명하였다. 주효과만으로 평가한다면 노사관계 분위기의 총분산은 주로 사업체 효과에 의한 것이었으며, 특히 측정시점에 의한 분산은 매우 작은 것으로 나타났다.

<표 2> G-study 결과: 사업체 × 측정시점 × 평가자 연구 설계

분산 요인	d.f.	Sums of Squares(SS)	Means of SS	Estimated variance component	Portion of Variance(%)
사업체(E)	312	300.846	0.964	0.050	14.15
측정시점(O)	4	18.217	4.554	0.005	1.42
평가자(R)	1	19.040	19.040	0.011	3.20
E×O	1,248	482.582	0.387	0.116	32.55
E×R	312	71.558	0.229	0.015	4.17
O×R	4	4.619	1.155	0.003	0.90
E×O×R, 임의오차	1,248	193.576	0.155	0.155	43.61
총합	3,129	1,090.436		0.356	100.00

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」 2005-2013, n=313.

다음으로 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과($E \times O$)는 사업체의 노사관계 분위기가 특정한 측정시점에 의존하는 정도를 의미하며, 이는 총분산의 32.6%에 해당하였다. 반면 사업체와 평가자 간 상호작용 효과($E \times R$)는 사업체의 노사관계 분위기가 노사 관점의 차이에 의존하는 정도를 의미하며, 이는 총분산의 약 4.2%에 해당하였다. 그리고 측정시점과 평가자 간 상호작용 효과($O \times R$)는 특정 측정시점에서 노사 관점의 차이에 의존하는 정도를 의미하여 0.9%에 해당하였다. 마지막으로 노사관계 분위기에서 가장 큰 분산은 사업체, 측정시점, 평가자 간 상호작용 효과($E \times O \times R$)와 측정되지 않은 체계적 오차와 임의오차에 의한 것으로, 총분산에서 43.6%에 해당하였다. 종합적으로 살펴보면 G study 결과는 노사관계 분위기가 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과에 의해 가장 크게 설명된다는 점을 보여준다. 반면 노사 관점의 차이가 주효과와 상호작용 효과를 합쳐서 총분산 중 10%를 설명하였다. 이는 노사관계 분위기에서 노사관점의 차이가 평균값의 수준에서 보이는 차이보다 그리 크지 않음을 보여준다.

일반화가능도 계수의 산출을 위해서는 일반화의 범위와 측정오차를 구성하는 요인들에 대한 의사결정이 필요하다. <표 2>의 결과를 이용하여 일반화가능도 계수를 추정하면 $0.15(=0.050/(0.050+0.1116+0.015+0.155))$ 이다. 이 수치는 하나의 측정시점에서 노사 중에서 한 측만의 응답을 이용하여 계산한 일반화 정도로서 매우 제한된 일반화 정도를 가리키는 것으로 볼 수 있다. 다음 섹션에서는 측정시점과 평가자 수를 증가시킬 경우 예상되는 일반화가능도 계수 결과를 제시한다.

3. D study: 일반화가능도 계수 추정

여러 평가자와 측정시점에 따른 노사관계 분위기의 일반화 정도를 살펴보기 위하여 <표 3>과 같이 D study의 시뮬레이션을 수행하였다. 상대적 의사결정을 기반으로 한 일반화가능도 계수의 변화를 살펴보면 평가자 수와 측정시점을 증가시킬수록 높아짐을 알 수 있다. 예를 들어, 본 표본과 같은 5회에 걸쳐 노사 양측이 응답한 연구 설계를 상정한 경우 ($N_Y=5, N_R=2$), 일반화가능도 계수는 $0.522(=0.050 / (0.050 + 0.1116 / 5 + 0.015 / 2 + 0.155 / (5 \times 2)))$ 로 나타났다. 만약 측정시점 수를 고정시키고 노사 양측으로부터 각 1명씩 평가자를 증가시킬 경우($N_Y=5, N_R=4$), 일반화가능도 계수는 $0.592(=0.050 / (0.050 + 0.1116 / 5 + 0.015 / 4 + 0.155 / (5 \times 4)))$ 로 증가한다. 반대로 측정시점만을 2회 증가시킬 경우 ($N_R=2, N_Y=7$), 일반화가능도 계수는 $0.590(=0.050 / (0.050 + 0.1116 / 7 + 0.015 / 2 + 0.155 / (7 \times 2)))$ 로 증가한다. 측정시점보다 평가자를 증가시킬 경우 일반화가능도 계수의 크기가 상대적으로 크게 증가하였는데 이는 G study 결과와 마찬가지로 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과에 의한 오차분산이 사업체와 평가자 간 상호작용 효과에 의한 오차

<표 3> D-study 결과: 사업체 × 측정시점 × 평가자 연구 설계

분산 요인	Estimated variance component	N _R	2	2	2	4	4	4
		N _O	5	6	7	5	6	7
사업체(E)	0.050		0.050	0.050	0.050	0.050	0.050	0.050
측정시점(O)	0.005		0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
평가자(R)	0.011		0.006	0.006	0.006	0.003	0.003	0.003
E×O	0.116		0.023	0.019	0.017	0.023	0.019	0.017
E×R	0.015		0.007	0.007	0.007	0.004	0.004	0.004
O×R	0.003		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
E×O×R, 임의오차	0.155		0.016	0.013	0.011	0.008	0.006	0.006
총합	0.356		0.103	0.097	0.092	0.089	0.084	0.080
(1) Absolute error			0.053	0.046	0.042	0.039	0.033	0.029
(2) Relative error			0.046	0.040	0.035	0.035	0.029	0.026
(3) E[var(X)]			0.096	0.090	0.085	0.085	0.080	0.076
(4) Generalizability coefficient			0.522	0.559	0.590	0.592	0.631	0.661
(5) Index of Dependability			0.487	0.520	0.547	0.566	0.602	0.631

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널 조사」 2005-2013, n=313.

분산보다 더 크기 때문이다.)

절대적 의사결정을 기반으로 한 의존도 계수 또한 같은 패턴을 보여준다. 위와 같이 측정조건을 변화시킬 때 의존도 계수는 각각 0.487, 0.566, 그리고 0.547로 나타났다. 의존도 계수가 일반화가능도 계수보다 더 낮은 이유는 앞서 언급하였듯이 계산 시 분모에 평가자와 측정시점의 주효과와 평가자와 측정시점 간 상호작용 효과를 포함하기 때문이다.

V. 토론

본 논문은 노사 양측의 대표가 5회에 걸쳐 노사관계 분위기를 평가한 한국노동연구원의 사업체패널 조사를 이용하여 우리나라 사업체의 노사관계 분위기가 얼마나 안정적인가(또는 일관되는가)를 분석하였다. 이를 위해 일반화가능도이론을 이용하여 노사관계 분위기에 대한 사업체, 측정시점, 그리고 평가자의 주효과와 이들의 상호작용효과에 의한 분산들의 상대적 크기를 추정하였다.

- 2) 보다 현실적으로 사업체별로 노사 담당자들을 1명씩 추출할 경우, 평가자들이 사업체에 내재된(nested) 측정조건, 즉 (평가자: 사업체)×측정시점 하에서 일반화가능도 계수를 추정하면 된다. 본 논문에서는 표로 제시하지 않았지만, 측정시점 5회와 평가자 2인의 경우 0.491, 측정시점 5회와 평가자 4인의 경우 0.572, 측정시점 7회와 평가자 2인의 경우 0.547로 나타났다.

본 논문의 주된 결과는 다음과 같다. 첫째, G study를 통해서 사업체의 주효과와 사업체와 측정시점들 간 상호작용 효과에 의한 분산이 평가자와 측정시점의 주효과에 의한 분산보다 상대적으로 더 크다는 결과를 보고하였다. 이 결과는 사측 평가자가 노측 평가자보다 노사관계 분위기를 체계적으로 더 높게 평가하였으나 이러한 체계적 차이가 총분산에 미치는 영향은 그리 크지 않음을 의미한다. 또한, 노사관계 분위기에 있어서 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과에 의한 분산이 상대적으로 크게 나타났는데, 이는 사업체의 노사관계 분위기가 측정시점별로 상대적으로 크게 변화하였음을 보여준다.

둘째, 노사 양측의 평가자 2명과 측정시점 5회로 구성된 교차연구 설계를 기반으로 한 D-study 결과는 일반화가능도 계수를 0.522로 보고하였다. 이 계수는 사업체 차이에 의한 분산을 분자로, 상대적 오차분산(체계적 측정오차의 요인인 측정시점과 평가자와 사업체 간 이원·삼원 상호작용 효과에 의한 분산)과 사업체 차이에 의한 분산 합을 분모로 하여 계산된 것이다. 따라서 사업체 차이에 의한 분산이 노사관계 분위기 총분산의 52.2%를 설명하는 것으로 해석할 수 있다.

만약 이 연구 설계를 기반으로 고전측정이론을 응용하여 신뢰도를 측정하면 다음과 같다. 측정시점만을 체계적 측정오차의 요인으로 간주할 경우, 측정시점별로 5개의 노사 응답의 평균값을 구한 후 5개 평균값들 간 상관관계들(inter-item correlations)의 평균인 0.230을 신뢰도로 사용할 수 있다. 또는 노사 관점 차이만을 체계적 측정오차의 요인으로 간주할 경우, 노사별로 5회 응답들의 평균값을 구하고 이 두 평균값들 간 상관관계수인 0.625를 신뢰도로 사용할 수 있다. 이와 같이 고전측정이론을 근거로 한 신뢰도 추정은 체계적 측정오차에 대한 가정으로 인해 편차가 크게 나타나는 한계가 있지만 일반화가능도이론은 체계적 측정오차의 두 요인들을 동시에 고려함으로써 정확하게 신뢰도를 추정할 수 있었다.

그렇다면 우리나라 사업체의 노사관계 분위기는 얼마나 안정적인가? 또는 일관되는가? 본 연구자는 일반화가능도 계수 0.522는 2005년부터 2013년까지의 기간 동안 사업체의 노사관계 분위기가 상당히 안정적이었음을 의미한다고 해석한다. 사업체의 구조조정이나 참여적 작업관행과 사업체와 노동조합의 전략들은 특정 시점의 노사관계 분위기에 영향을 미친다(이병훈, 2004; 노용진, 2006; 이영면·이주형, 2014; 김승호·김동원·정홍준, 2015; 박선영, 2015). 예를 들어, 2009년 금융위기에 따른 구조조정과 그 일환으로 새롭게 실시된 인사고과 제도의 노사관계 분위기에 대한 영향은 사업체와 특정 측정시점 간 상호작용 효과에 의한 분산으로 포착되며, 본 연구의 D study 결과는 이 분산이 상대적으로 크다는 점을 보여주었다. 이렇듯 노사관계 분위기에 영향을 미칠 것으로 생각되는 많은 요인들이 총체적으로 사업체와 특정 시점 간 상호작용 효과로 포착되었음에도 불구하고 노사관계 분위기의 총 분산 중에서 약 24%를 설명하였다. 특히 본 연구가 분석한 사업체패널 조사

가 2008-2009년 금융위기를 포함한 2005년부터 2013년까지의 기간을 반영한다는 점에서 동적으로 변화하였다고 보기 어렵다.

한편, 본 연구가 해당 기간 노사관계 분위기의 안정성 또는 변화한 정도를 분석하는 데 초점을 맞추었기 때문에 개별 사업장들을 노사관계 분위기의 변화 유형들을 파악하지 않았음을 강조할 필요가 있다. 즉 많은 사업체들의 노사관계 분위기가 대립적(협력적)으로부터 협력적(대립적)으로 변화하였다면 일반화가능도 계수는 매우 낮게 추정되었을 것이다. 반면 사업체가 계속해서 협력적 또는 대립적이었다면 일반화가능도 계수는 매우 높게 추정되었을 것이다. 이는 후속 연구들이 잠재적 성장모형(latent growth models) 등 다수준 분석을 활용하여 유형별 결정요인들의 파악을 포함한 다양한 이론적 모델(보다 상세한 논의는 Bliese & Ployhart(2002)를 참조할 것)을 발전시킬 필요가 있다.

이상의 논의를 정리하면, 본 연구는 2005년부터 2013년까지 9년 동안 사업체의 노사관계 분위기가 상대적으로 안정적이었음을 보여주었다. 또한, 후속 연구들은 전체 표본을 대상으로 노사관계 분위기의 결정요인들을 파악하기보다 사업체패널 조사의 장점을 활용하여 노사관계 분위기의 변화 유형별로 접근할 필요성을 제기하였다.

본 연구는 1987년 이후 ‘대립적’이었던 노사관계가 2017년 현재에도 지속되고 있는가에 관한 문제를 제기한다. 역대 정부나 언론은 우리나라의 대립적 노사관계라 규정해왔으며, 이를 협력적 노사관계로 전환시켜야 한다고 주장해왔다. 이러한 주장을 지지하듯이 World Economic Forum(WER)(2015)는 2015-2016년 국제경쟁력 지수의 노사관계 항목에서 우리나라가 140개 국가 중 132위, International Institute for Management Development (IMD)(기획재정부, 2017)는 2017년 세계 경쟁력 지수의 노사관계 항목에서 63개국 중 62위로 발표하였다. 반면 본 연구는 노측 응답의 평균이 3.58~3.76점과 사측 응답의 평균은 3.67~3.99점으로 사측이 노측보다 더 호의적으로 노사관계 분위기를 평가하는 것으로 보고하였다. 또한, 이러한 노사관점 차이에 의한 분산은 총분산의 7.3%(0.007/0.096)로 노사관계 분위기에 대한 평가에서 노사관점 차이가 크지 않음을 보였다. 이 상충되는 정보들은 우리나라 노사관계 분위기의 현재 상황에 대한 체계적이고 종합적인 연구가 필요함을 보여준다. 이는 사업체패널 조사에서 조사된 노사관계 분위기가 실제 노사의 협력적 관계를 반영하는지에 대한 검토부터 노동조합의 교섭력 약화 여부, 임금상승(노용진, 2011), 2000년대 파업의 수는 감소하였으나 장기화되는 경향(송민수·김정우, 2014), 언론보도 방식 등을 포함해야 할 것이다.

마지막으로 본 연구는 1명의 정보원(single informant)을 통해 획득한 데이터의 측정오차 관련 논쟁에 실천적 함의를 제시한다. Personnel Psychology의 2000년 겨울호에서 Gerhart et al.(2000)은 조직을 대표하는 1명의 정보원에만 의존하지 말고 여러 근로자들을 통해 조직수준의 변수들을 측정할 것을 제안한 반면 Huselid and Becker(2000)는 측정과정에서

응답의 정확성을 높일 수 있도록 과정을 통제하는 것이 측정오차를 감소시키는 데 보다 중요하다고 주장하였다. 조직수준의 연구에서 여러 응답자들을 구성하고 데이터를 수집하는 것은 시간적 또는 비용적 제약이 존재한다. 특히 Gerhart et al.(2000)의 D study 결과는 응답자 1명을 증가시킬 때 상응하는 일반화가능도 계수의 증가 정도는 응답자를 늘리기 위한 시간과 비용 대비 효과성이 크지 않을 수 있음을 보여준다. 본 연구의 결과는 단순히 Gerhart et al.(2000)과 Wright et al.(2001)과 같이 노동자 수를 증가시키기보다는 조직을 대표하는 노사 양측의 응답자로부터 데이터를 수집하는 것이 측정오차를 효과적으로 감소시키고 신뢰도를 향상시킬 수 있는 대안임을 보여준다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 한계점들과 함께 고려되어야 한다. 첫째, 2009년 사업체 패널 조사에서 측정된 노사관계 분위기의 관찰 값들의 측정오차 문제다. 이러한 측정오차는 측정시점 주효과보다는 사업체와 측정시점 간 상호작용 효과로 포착된 것으로 나타났다. 이는 본 논문이 제시한 일반화가능도 계수의 크기가 실제보다 낮게 추정되었음을 시사한다.

둘째, 환경요인으로 평가자와 측정시점만을 고려한 한계가 있다. 선행연구들이 제시한 바와 같이 인적자원관리 관행 또는 작업장참여 관행 등 노사관계 분위기에 영향을 미치는 주요 요인들을 포함시킬 수 있다. 그러나 예를 들어, 5개 요인들에 대한 분산성분 분석은 총 31개의 분산을 추정하여야 하는데 그만큼 결과 해석이 어려워진다. 이에 후속 연구는 요인 수를 증가시키기보다는 어떠한 요인들이 일반화가능도 계수의 차이를 유발하는가와 같은 조절효과 검증에 초점을 맞추는 것이 효과적일 것으로 판단된다.

마지막으로, 본 논문의 분석모형은 평가자들을 임의효과로 가정하였으나 노사관계 분위기가 평가자의 인적 특성, 특히 나이, 직급, 근속연한에 의해 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 사업체패널 조사의 데이터 한계로 인해 이들을 감안할 수 없었는데, 후속 연구는 이와 같은 평가자들의 인적 특성들이 측정값에 미치는 영향을 함께 고려할 필요가 있다.

참고문헌

1. 기획재정부(2017), “2017년 IMD 국가경쟁력 평가 순위 29위”, 2017년 6월 1일 보도참고자료.
2. 김승호·김동원·정홍준(2015), “금속산업에서의 노조민주주의가 노사관계 성과에 미치는 효과”, 『산업관계연구』, 제25권 제1호, pp.47-76.
3. 노용진(2006), “노사관계와 혁신적 인사제도의 도입”, 『산업관계연구』, 제16권 제1호, pp.69-93.
4. 노용진(2011), “2000년대 중반 노동조합의 임금교섭 성과 분석”, 『노동정책연구』, 제11권 제1호, pp.103-130.
5. 박선영(2015), “신자유주의 구조조정과 정리해고자 복직을 전후로 한 작업장 동학: 한국지엠(구 대우자동차) 사례를 중심으로”, 『산업노동연구』, 제21권 제1호, pp.43-86.
6. 송민수·김정우(2014), “장기 분규 사업장 특성 연구”, 한국노동연구원.
7. 이병훈(2004), “구조조정기 노사분쟁의 사례 비교 연구: 현대자동차와 발전회사의 분규를 중심으로”, 『노동경제논집』, 제27권 제1호, pp.27-53.
8. 이영면·이주형(2014), “참여적 작업관행의 도입이 노사관계 분위기에 미치는 영향” 『산업관계연구』, 제24권 제2호, pp.51-74.
9. Bliese, P. D., and R. E. Ployhart(2002), “Growth modeling using random coefficient models: Model building, testing, and illustrations”, *Organizational Research Methods*, Vol.5, No.4, pp.362-387.
10. Blyton, Paul, A. Dastmalchian, and R. Adamson(1987), “Developing the concept of industrial relations climate”, *Journal of Industrial Relations*, Vol.29, No.2, pp.207-216.
11. Brennan Robert L. (2001), *Generalizability Theory*, New York: Springer-Verlag.
12. Cronbach L. J., G. C. Gleser, H. Nand, and N. Rajaratnam(1972), *The Dependability of Behavioral Measurements: Theory of generalizability of scores and profiles*, New York: Wiley
13. Dastmalchian, A., P. Blyton, and R. Adamson(2014), *The Climate of Workplace Relations* (Routledge Revivals), New York, NY: Routledge.
14. DeShon, Richard P. (2002), “Generalizability theory”, In Fritz and Schmitt(Eds), *Measuring and Analyzing Behavior in Organizations: Advances in measurement and data analysis*, pp.189-220. San Francisco, CA, US: Jossey-Bass.
15. Gerhart, Barry, Patrick M. Wright, and Gary C. McMahan(2000), “Measurement error

- in research on the human resources and firm performance relationship: Further evidence and analysis”, *Personnel Psychology*, Vol.53, No.4, pp.855-872.
16. Huselid, M. A., and B. E. Becker(2000), “Comment on measurement error in research on human resources and firm performance: How much error is there and how does it influence effect size estimates?” by Gerhart, Wright, Mc Mahan, and Snell, *Personnel Psychology*, Vol.53, No.4, pp.835-854.
 17. Katz, H. C., T. A. Kochan and K. R. Gobeille.(1983), “Industrial relations performance, economic performance, and QWL programs: An interplant analysis”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.37, No.1, pp.3-17.
 18. Shavelson R. J., and N. M. Webb(1991), *Generalizability Theory: A primer*. Newbury Park, CA: Sage.
 19. Wright, P. M., T. M. Gardner, L. M. Moynihan, H. J. Park., B. Gerhart, and J. E. Delery(2001), “Measurement error in research on human resources and firm performance: Additional data and suggestions for future research”, *Personnel Psychology*, Vol.54, No.4, pp.875-901.
 20. World Economic Forum(2015), “The Global Competitiveness Report”, 2015-2016, World Economic Forum: Geneva.

abstract**An Analysis of the Change in Industrial Relations Climate across Time
and the Perspective of Labor and Management****Kyoung Won Park**

This paper analyzes how industrial relations climate was stable (or consistent), using the 2005-2013 workplace panel survey. Applying the analytical procedures of the generalizability theory to the measurement condition in which industrial relations climate was repetitively evaluated by two raters (one from a labor union and the other from management) in five occasions, this paper estimates the ratio of variances due to time and difference in the perspective of labor and management and due to their interaction with establishments to the total variance in industrial relations climate and the generalizability coefficients. The main results are two-fold. First, the variance due to establishments explained the largest portion of the total variance in industrial relations climate. Second, the variances due to the occasions and the raters and due to their interactions with establishments explained the relatively small portion of the total variance. These results suggest that industrial relations climate during the past 9 years was of considerable stability. And this paper discusses the implications of these results to the changeability of industrial relations climate of establishments in Korea.

Keywords : industrial relations climate, generalizability theory, stability, occasions, raters

産 業 關 係 研 究
 第27卷 第3號, 2017. 9. pp.17~37
 © 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

자발적 이직과 조직성과 간의 관계: 인적자원관리 시스템의 조절효과

이 지 운* · 박 오 원** · 김 윤 호***

자발적 이직과 조직성과 간의 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석한 기존 연구들은 인적자원관리 시스템의 다양한 유형을 포함시키지 못한 한계점이 있다. 본 연구에서는 기존 연구와는 다르게 인적자원관리 시스템을 내부지향 시스템과 시장지향 시스템으로 구분한 후 어떠한 인적자원관리 시스템 하에서 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 효과를 더욱 강화시키는지를 파악하였다. 이러한 연구목적을 달성하기 위하여 2009년과 2011년 한국노동연구원 사업체패널 조사로부터 502개 기업을 분석에 활용하였다. 주효과 및 인적자원관리 시스템의 조절효과를 실증분석한 결과 자발적 이직이 조직성과에 미치는 직접 효과는 완화된 부정적 관계로 나타났다. 또한, 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석한 결과 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 효과는 시장지향 시스템보다 내부지향 시스템에서 더욱 강화되는 것을 확인할 수 있었다. 추가적으로 본 연구의 학문적 및 실무적 시사점을 논의하였다.

▶주제어: 인적자원관리 시스템, 자발적 이직, 조직성과, 내부지향 시스템, 시장지향 시스템

논문접수일: 2017년 5월 9일, 심사의뢰일: 2017년 5월 16일, 심사완료일: 2017년 8월 23일

* (주 저 자) 서강대학교 경영전문대학원 박사수료, jwnlee@sogang.ac.kr

** (교신저자) 가톨릭대학교 경영학부 부교수, owpark@catholic.ac.kr

*** (공동저자) 한국기술교육대학교 테크노인력개발전문대학원 대우교수, youno@koreatech.ac.kr

1. 서론

자발적 이직은 조직의 경계를 벗어나 다른 조직으로 옮기려는 본인의 자발적인 의사결정으로 정의된다(Iverson, 2000; Price, 1977; Shaw, Delery, Jenkins, & Gupta, 1998). 기존 연구들을 살펴보면 자발적 이직은 대체비용(replacement cost)의 증대, 남아있는 종업원들의 조직에 대한 충성심(loyalty) 및 몰입 저하 그리고 질 낮은 서비스 제공 등을 유발하여 (Hausknecht, Trevor & Howard, 2009), 다양한 측면의 조직성과(예; 생산성, 매출액)에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Batt, 2002; Kacmar, Andrews, Van Rooy, Steilberg, & Cerrone, 2006; Shaw, Duffy, Johnson, & Lockhart, 2005; Shaw, Gupta, & Delery, 2005).

자발적 이직은 조직성과에 부정적인 방향으로 작용한다는 기존연구들의 일관된 결과에도 불구하고 부정적 관계에 대한 구체적인 형태는 다양한 연구결과가 존재한다. 즉, 기존 연구들은 선형적 부정적 관계(linear negative relationship) (예; Batt, 2002; Morrow & McElroy, 2007), 완화된 부정적 관계(attenuated negative relationship) (예; Alexander, Bloom, & Nuchols, 1994; Shaw et al., 2005; Ton & Huckman, 2008; Shaw, Park, & Kim, 2013), 그리고 역U자형 관계(inverted U type relationship) (예; Glebbeek & Bax, 2004; Hausknecht & Trevor, 2011; Meier & Hicklin, 2008; Shaw, 2011) 등 세 가지 정도로 정리될 수 있다.

자발적 이직이 조직성과에 미치는 효과는 조직의 상황적 특성에 따라 상이할 수 있으며, 이를 반영하듯이 기존 연구에서도 자발적 이직의 효과를 이해하는 데 상황적 요인을 고려하는 것이 매우 중요하다는 점을 강조하고 있다(Shaw, 2011; Trevor, 2001). 예를 들어, Shaw(2011)는 자발적 이직과 조직성과 간의 조절요인을 인적자원관리 시스템, 이직 손실의 특성, 조직과 직무환경 요인 등 크게 세 가지 요인으로 구분한 후 이 중에서도 인적자원관리 시스템을 가장 중요한 경계조건(boundary condition)으로 언급하였다. 인적자원관리 시스템은 종업원들의 능력을 높이고 동기부여를 시키기 위한 조직의 투자이며, 종업원들의 태도와 행동 등 종업원 특성에 중요한 영향을 미치는 요인이다. 따라서 인적자원관리 시스템의 특성은 종업원들의 자발적 이직에 직접적으로 관계되는 동시에 자발적 이직과 조직성과 간의 관계에 중요한 영향을 미친다. 이것은 인적자본 및 사회적 자본 등의 종업원 특성은 인적자원관리 시스템에 따라 다르게 형성이 되며, 이러한 특성에 따라 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 영향 정도가 다르기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 자발적 이직과 조직성과 간의 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과를 검증하는 것을 중요한 연구의 목적으로 가져가고자 한다. 구체적으로 Delery

and Doty(1996) 연구에서 제시된 두 가지 유형의 인적자원관리 시스템인 내부지향 시스템(internal system)과 시장지향 시스템(market system)을 활용하여 자발적 이직의 부정적 효과가 어떤 유형의 인적자원관리 시스템 하에서 더욱 강화되는지를 분석하고자 한다.

두 가지 유형의 인적자원관리 시스템을 선택한 이유는 크게 두 가지로 정리될 수 있다. 첫째, 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석하는 연구는 기존에도 수행된 연구 분야이지만, 대부분의 기존 연구들은 인적자원관리시스템을 헌신형 인적자원관리 시스템(high-commitment HRM system)의 단일차원(즉, 헌신형 인적자원관리 시스템의 수준)으로만 파악하였기 때문에 실제 존재하는 다른 유형의 인적자원관리 시스템을 포함하지 못한다는 한계점을 가지고 있다. 예를 들면 Shaw, Dineen, Fang and Vellella(2009)는 Tsui, Pearce, Porter, and Tripoli(1997)의 연구를 기반으로 1) 단기계약(spot contract), 2) 과소투자(underinvestment), 3) 과잉투자(overinvestment), 4) 상호투자(mutual investment) 등 네 가지 유형의 인적자원관리 시스템을 제시하였는데, 기존 대부분의 연구들은 네 가지 유형 중에서 두 가지 유형만을 포함하고 있다. Shaw(2011)는 인적자원관리 시스템의 조절효과에 대해 분석한 대부분 연구(예; Guthrie, 2001; Shaw, Kim, & Park, 2009)들에서는 헌신형 인적자원관리의 수준만을 측정하였기 때문에 Shaw et al.(2009)의 네 가지 유형 중 단기계약과 상호투자만을 포함하고, 과소투자와 과잉투자 등 실제 존재하는 다양한 유형의 인적자원관리 특성을 반영하지 못하는 한계가 있다고 지적하였다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구들과는 차별화되게 인적자원관리 시스템 유형을 내부지향 시스템과 시장지향 시스템으로 구분한 후 자발적 이직과 성과 간의 부정적 관계에 대한 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석함으로써 기존 연구결과 이외에 추가적으로 유용한 학문적· 실무적 시사점을 제공하고자 한다.

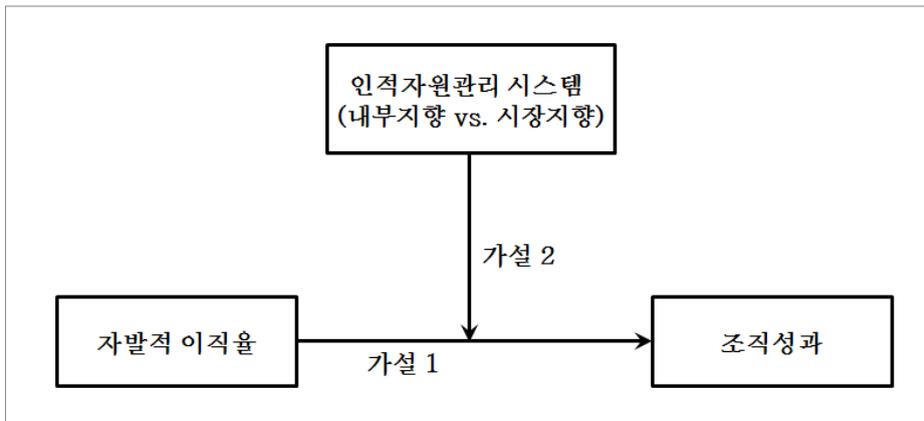
둘째, Delery and Doty(1996) 연구에서 활용된 두 가지 유형은 기존 연구들에서 언급되고 있는 다양한 인적자원관리 시스템과 관련성이 매우 높다. 예를 들면 시장형과 위계형(Adler, 2001), Type A와 Type B(Miles & Snow, 1984), 위계형기반 시스템(hierarchy-based system)과 성과기반 시스템(performance-based system) (Kerr & Slocum, 1987) 등의 분류는 본 연구의 내부지향 시스템 및 시장지향 시스템과 관련성이 높다. 내부지향 시스템과 시장지향 시스템의 조절효과를 비교분석함으로써 기존 헌신형 인적자원관리 시스템에서 설명하지 못했던 다양한 논의를 시도하고자 한다.

이와 함께 본 연구에서는 두 가지 관점에서 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석하고자 한다. 그것은 첫째, 이직하는 종업원들로 인한 인적자본 손실 관점, 둘째, 자발적 이직에 따른 기존 종업원들의 조직에 대한 부정적 인식 강화 관점이다. 자발적 이직의 부정적 효과에 대한 기존 대부분의 연구들에서는 자발적 이직에 따른 인적자본 손실 관점에서만 논의를 전개해 왔다. 구체적으로는 인적자본 이론에 기반하여 종업원의 자발적 이직은

조직이 보유하고 있는 인적자본의 손실로 이어지기 때문에 조직성과에 부정적이라는 것이다. 그런데 자발적 이직은 직접적으로 인적자본의 손실을 가져오는 것뿐만 아니라 남아있는 종업원들의 조직에 대한 부정적 인식의 증가라는 잠재적 비용도 발생시킨다. 때문에 기업의 인적자원관리 시스템의 유형에 따라 자발적 이직으로 인한 인적자본 손실이라는 직접비용과 부정적 인식이라는 잠재적 비용의 크기가 달라질 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 자발적 이직과 조직성과 간의 관계에 대한 인적자원관리 시스템의 조절효과를 논의할 때 인적자본 손실 관점과 자발적 이직에 따른 종업원들의 부정적 인식 강화 관점을 모두 논의에 활용하고자 한다.

요약하면 본 연구의 공헌점은 다음의 두 가지로 정리될 수 있다. 첫째, 기존 문헌에서 논의되어 왔던 인적자원관리 시스템 단일차원의 한계를 극복하고 현실적 특성에 부합하는 인적자원관리 시스템을 두 가지로 유형화한 후 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 관계에 있어서의 조절효과를 분석하였다. 둘째, 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 측면을 분석함에 있어서 인적자본의 손실 이외에도 종업원들의 조직에 대한 부정적 인식이 강화된다는 측면을 추가적으로 제시함으로써 두 가지 관점을 모두 논의에 활용하였다. 궁극적으로 본 연구에서는 이러한 부정적 효과가 두 가지 유형의 인적자원관리 시스템 중 어떠한 인적자원관리 시스템 하에서 더욱 강화되는지를 파악하였다. 본 연구에서 검증하고자 하는 주요가설들과 변수들 간의 관계를 그림으로 정리한 연구모형은 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 본 연구의 연구 모형



II. 이론적 고찰 및 연구 가설

1. 자발적 이직과 조직성과 간의 직접 효과

이전 연구들은 자발적 이직과 조직성과 간의 관계를 이해하는 데 있어서 세 가지의 이론적 논의를 전개하고 있다. 그것은 1) 부정적 선형관계, 2) 역 U자형 관계, 3) 완화된 부정적 관계이다(Hausknecht & Trevor, 2011; Shaw, 2011; Shaw et al., 2005; Park & Shaw, 2013). 본 소절에서는 세 가지 관점에 대해 간략하게 논의하고자 한다.

첫째, 부정적 선형관계는 자발적 이직의 증가가 선형적으로 조직성과의 저하를 가져온다고 주장한다. 인적자본과 사회적 자본 이론은 이러한 관계에 대한 이론적인 토대를 제공해 준다(Park & Shaw, 2013). 인적자본 이론은 자발적 이직이 기업 특유적 지식, 스킬 및 능력 등의 기업 특유적(firm-specific) 인적자본의 손실을 초래하여 조직성과 및 경쟁력 저하를 가져온다고 주장한다(Osterman, 1987; Shaw et al., 2005). 이와 유사하게 사회적 자본 이론에서도 자발적 이직에 따른 종업원 이탈은 자발적 이직 후 남아있는 종업원들 간의 사회적 관계를 약화시키고 이는 자원의 공유, 교환 및 결합 등을 저하시켜 조직성과 및 경쟁력 강화에 부정적인 영향을 미치게 된다(Dess & Shaw, 2001; Shaw et al., 2005). 이전 연구들 중 자발적 이직은 매출성장률(sales growth) (Batt, 2002), 고객 만족 및 수익 (Morrow & McElroy, 2007), 노동생산성(Guthrie, 2001)과 부정적 선형관계를 가지는 것으로 나타났다.

둘째, 역 U자형 관계는 조직성과를 극대화시키는 자발적 이직률의 최적수준(optimal level)이 존재한다는 관점이다(Hausknecht & Trevor, 2011). 즉, 이직률이 최적수준일 때 조직성과가 가장 높고 이 수준보다 낮아지거나 높아지면 조직성과가 떨어진다는 주장이다. 역 U자형 관계에서는 적정 수준까지의 자발적 이직이 다음의 두 가지 측면에서 조직에 긍정적일 수 있음을 강조한다(Dalton & Todor, 1979; Staw, 1980; Park & Shaw, 2013). 첫째, 적정 수준의 종업원 이직은 저성과자와 조직과의 비적합자(misfit)를 떠나보내고 신규인원을 확보함으로써 인력의 재활성화(revitalization of workforce)를 유도할 수 있다. 신규입사자들은 새로운 아이디어나 지식을 제공하기 때문에 조직 전체의 혁신을 촉진시키는 역할을 할 수 있다. 둘째, 적정 수준의 이직은 보상이나 복리후생들의 노동비용을 절감할 수 있기 때문에 조직에 도움이 될 수 있다. 그러나 자발적 이직이 적정수준을 넘어갈 경우 자발적 이직으로 인한 부정적 효과가 위에 기술한 두 가지 긍정적 효과보다 크기 때문에 조직성과에 부정적일 수 있다(Shaw, 2011). 따라서 조직성과에 가장 긍정적인 최적점이 존재하게 된다. 역 U자형 관계를 지지하는 선행연구는 이전의 부정적 선형관계 관점보다

상대적으로 적은 편이다. 예를 들어 Glebbeek and Bax(2004)는 이직률과 순매출액 간 역U자형 관계를 규명하였으며, Meier and Hicklin(2008)도 학교 교사의 이직률과 학교성과 간 역 U자형 관계가 있음을 확인하였다. 한편, 역 U자형 관계는 특히 비정규직 조직구성원을 대상으로 발견되기 쉬우며, 정규직과 비정규직의 상호작용이 있을 때 정규직에서도 나타날 가능성이 있는 현상이라는 점이 언급된 바 있다(Shaw, 2011).

셋째, 완화된 부정적 관계(attenuated negative relationship)는 자발적 이직이 낮은 수준부터 중간 수준 정도까지는 조직성과에 부정적이지만 이 수준을 넘어서면서는 부정적인 효과가 점차 완화된다는 입장이다(Park & Shaw, 2013; Shaw et al., 2005; Shaw et al., 2013). 부정적 선형관계 관점에서는 자발적 이직률이 증가하면 자발적 이직의 부정적 효과가 비례적으로 증가한다는 입장이지만, 완화된 부정적 관계에서는 자발적 이직이 낮은 수준에서 중간 수준 정도까지는 자발적 이직자들의 인적자본 수준이 높기 때문에 이로 인한 손실이 크지만 자발적 이직이 중간 수준 이상을 넘어서면서는 자발적 이직자들의 인적자본 수준이 점차 낮아지기 때문에 이로 인한 손실도 감소할 것이라고 주장한다(Shaw, 2011). 이전의 많은 연구들이 이러한 완화된 부정적 관계를 지지하고 있다(예; Alexander et al., 1994; Shaw et al., 2005; Ton & Huckman, 2008; Shaw et al., 2013). Ton and Huckman(2008)의 연구에서는 자발적 이직이 낮은 수준에서 중간 수준까지는 조직성과가 비례적으로 감소하였지만, 중간 수준 이상에서는 조직성과의 감소폭이 줄어들었다. 마찬가지로 Shaw et al.(2013)은 한국과 미국 기업을 대상으로 한 연구에서 자발적 이직률이 중간 수준을 넘어서면서는 조직성과의 감소가 완화되는 것을 확인하였다.

자발적 이직과 조직성과 간의 관계에 대한 이상의 세 가지 관점 중에서 최근의 연구결과들이 완화된 부정적 관계를 지지하는 연구들이 가장 많기 때문에 본 연구에서도 자발적 이직과 조직성과 간의 관계를 완화된 부정적 관계에 초점을 두어 가설을 설정하였다.

가설 1. 자발적 이직과 조직성과는 완화된 부정적 관계를 가질 것이다.

2. 자발적 이직과 조직성과 간의 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과

본 연구에서는 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석하기 위하여 Delery and Doty(1996)의 연구에서 제시한 내부지향 시스템과 시장지향 시스템을 분석에 활용하고자 한다. Delery and Doty(1996) 연구에서 설명된 바와 같이 두 가지 인적자원관리 시스템은 기존의 다양한 인적자원관리 시스템 분류방식과 높은 관련성을 가진다. 예를 들어 내부지향 시스템은 위계기반 시스템(hierarchy-based system) (Kerr & Slocum, 1987), A유형 시스템(type A) (Miles & Snow, 1984), 그리고 위계(Adler, 2001)와 유사한 측면이 많다. 시

장지향 시스템은 성과기반 시스템(performance-based system) (Kerr & Slocum, 1987), B 유형 시스템(type B system) (Miles & Snow, 1984), 그리고 시장형 시스템(Adler, 2001; Ouchi, 1980; Williamson, 1991)과 관련성이 높다.

내부지향 시스템과 시장지향 시스템의 구분은 기업에서 인사관련 의사결정을 할 때 주로 내부노동시장(Internal Labor Market: ILM)에 의존하는지 아니면 외부노동시장(External Labor Market: ELM)에 의존하는지를 기준으로 한다(Dreher & Dougherty, 2001; 배종석, 2012). 내부지향 시스템을 활용하는 기업에서는 인력의 내부 수요·공급을 우선적으로 고려하기 때문에 현재 종업원들의 지식·기술·능력에 지속적인 투자를 통해 부족한 부분을 보충하고 미래에 필요한 인력공급도 준비하는 특징을 가진다. 따라서 종업원들과 안정적인 고용관계를 구축하고 공식적인 경력경로를 구축하고 있어, 일반적으로 근로자들은 규정화된 승진사다리를 통해 단계적으로 보상과 신분의 상승을 기대할 수 있다. 기업은 이렇게 안정적인 내부 위계구조 하에서 이직률과 근로자의 은퇴수준을 분석하여 미래의 인력공급을 예측할 수 있다. 이와 같은 내부지향 시스템은 대다수 종업원들이 조직에 대해 높은 충성심을 형성하도록 하는 데 유리하고, 직원들 간에도 강한 유대관계를 구축하도록 돕는다(Leana & Van Buren, 1999).

반면, 시장지향 시스템을 활용하는 기업에서는 외부노동시장의 규모, 품질 및 안정성을 분석하여 외부에서 존재하는 인력공급 기회를 최대한 활용하고자 한다. 따라서 단기적인 고용관계를 통해 외부로부터 조직이 필요한 역량을 획득하며, 보상도 시장가치가 반영될 수 있도록 한다. (Dreher & Dougherty, 2001; 배종석, 2012). 또한, 빈번한 고용조정이 일어나므로 종업원들은 기업특유적 인적자본에 대한 투자보다는 외부노동시장에서 가치가 보장되는 기술과 지식에 더욱 많은 투자를 하게 된다.

내부지향 시스템의 보다 구체적인 하부 기능들은 다음과 같은데 1) 장기계약을 통한 고용안정성, 2) 내부승진, 3) 연공기반의 보상, 4) 육성목적의 평가, 5) 광범위한 사회화 및 교육훈련 등이다(Delery & Doty, 1996; Juma & Lee, 2012; Miles & Snow, 1984). 시장지향 시스템의 특징으로는 1) 단기고용계약, 2) 외부로부터의 채용, 3) 성과기반의 보상, 4) 비용절감 목적의 평가, 5) 최소한의 사회화 및 교육훈련 등이다(Delery & Doty, 1996; Miles & Snow, 1984).

(1) 자발적 이직자로 인한 인적자본 손실 관점

본 소절에서는 상이한 두 가지 인적자원관리 시스템 하에서 자발적 이직자들로 인한 인적자본 손실의 크기를 비교하고자 한다. 기본적으로 본 연구에서는 상대적으로 시장지향 시스템보다 내부지향 시스템에서 고성과자(good performer)가 자발적으로 이직할 가능성

이 높다고 예상한다. 내부지향 시스템은 장기적 고용관계를 강조하는데, 이것은 종업원들이 자신의 성과수준에 관계없이 높은 고용보장성을 가짐을 의미한다(Ouchi, 1980). 따라서 조직에 남고자 하는 동기는 저성과자일수록 더 높을 것이다. 또한 교육훈련 내용도 기업특유적 인적자본을 개발하고 조직에 대한 배태성(embeddedness)을 강화시키는 특성을 보인다(Delery & Doty, 1996; Juma & Lee, 2012). 이것은 궁극적으로 다른 기업으로의 직무이동성(job mobility)을 떨어뜨리는 효과를 가진다. 이러한 상황이므로 내부지향 시스템 하에서 자발적 이직자들은 높은 역량을 보유한 고성과자일 가능성이 높다고 예측된다. 또한 내부지향 시스템에서 활용하는 연공기반 급여 시스템은 고성과자들을 유지하는 데 효과적이지 않다(Freeman & Medoff, 1984). 내부지향 시스템에서는 성과의 차이에 따른 급여의 격차가 매우 약하기 때문에 고성과자들은 이에 대해 불공정하다고 인식할 가능성이 높으며, 성과에 상응하는 더 높은 보상을 제공하는 기업을 찾으려는 노력을 할 것이다(Shaw & Gupta, 2007).

시장지향 시스템을 운영하고 있는 조직에서는 종업원들에게 높은 성과를 기대하고 종업원들의 보상도 성과에 따라 차별적으로 제공된다(Delery & Doty, 1996). 다양한 평가방식과 성과에 따른 강력한 급여 격차(pay dispersion)는 저성과자들이 장기적인 고용관계의 유지를 어렵게 만든다(Williamson, 1991; Adler, 2001). 이와 유사하게 개인성과급의 강조는 고성과자들이 아닌 저성과자들의 이직률을 높이게 된다(Park, Ofori-Dankwa, & Bishop, 1994; Powell, Montgomery, & Cosgrove, 1994). 고성과자들의 경우에는 높은 성과를 내어서 인센티브를 받을 가능성이 높지만, 저성과자들의 경우에는 그러할 가능성이 낮기 때문에 오히려 다른 기업으로 이직할 가능성이 높다는 것이다(Shaw & Gupta, 2007). 이러한 논의를 종합할 때 자발적 이직으로 인한 인적자본의 손실은 시장지향적 시스템보다 내부지향적 시스템에서 더욱 커질 것으로 예상되며, 이에 따라 자발적 이직이 조직성과에 미치는 부정적 효과가 시장지향적보다는 내부지향적 시스템에서 더욱 강화될 것으로 예측된다.

(2) 남아 있는 종업원들의 이직에 대한 부정적 인식

내부지향 시스템은 장기계약 관계 및 기업특유적 인적자본의 축적 등을 기반으로 조직과 종업원들 간의 높은 신뢰와 몰입의 특성을 가진다(Juma & Lee, 2012; Ouchi, 1980; Williamson, 1975). 또한 종업원들 간에도 긴밀한 협력 관계 및 높은 상호의존성의 특성을 가진다. 따라서 높은 고용보장성을 가지는 내부지향 시스템 하에서 종업원들이 자발적으로 조직을 떠나게 되면 남아 있는 종업원들은 일반적인 수준 이상으로 자발적 이직을 심각하게 인식하고 이를 부정적으로 해석할 가능성이 높다. 따라서 동료들의 자발적 이직

증가로 인한 종업원들의 사기, 동기 및 조직에 대한 몰입 감소와 같은 부정적인 현상은 동료들에게 쉽게 전염될 것이다. 이것은 조직원들의 응집성 및 협력 저하를 유발하게 되어 궁극적으로 조직성과에 부정적인 영향을 끼칠 것이다.

반면에 시장지향 시스템의 경우에는 장기고용계약을 보장하지 않기 때문에 종업원들은 자신의 경력을 개발할 다른 기회를 적극적으로 찾으려 노력한다. 그렇기 때문에 시장지향 시스템 하에서의 자발적 이직 증가는 종업원들에게 큰 충격으로 해석되지 않으며, 자발적 이직으로 인한 부정적인 인식도 제한적일 것이다.

앞에서 논의한 자발적 이직으로 인한 인적자본 손실 관점과 남아 있는 종업원들의 이직에 대한 부정적 인식 관점을 종합하면 자발적 이직으로 인한 부정적 측면은 시장지향 시스템보다는 내부지향 시스템을 운영하는 조직에서 더욱 크게 나타날 것으로 예상된다. 이러한 논의를 바탕으로 다음의 가설 2를 도출할 수 있다.

- 가설 2. 인적자원관리 시스템은 자발적 이직과 조직성과 간의 관계를 조절할 것이다.
보다 구체적으로 자발적 이직과 조직성과 간의 완화된 부정적 관계는 시장지향 시스템보다 내부지향 시스템에서 더욱 강화될 것이다.

III. 연구방법

1. 표본의 선정 및 자료 수집

분석을 위하여 한국노동연구원에서 수집한 사업체패널 조사(WPS) 자료를 활용하였다. 변수들 간의 인과관계를 명확하게 분석하기 위해 독립변수인 자발적 이직률과 조절변수인 인적자원관리 시스템은 2009년 자료를 활용하였고, 종속변수인 노동생산성(labor productivity)은 2011년 자료를 활용하였다. 2009년과 2011년에 모두 설문에 응답한 총 1,488개 사업장 중 본 연구에서는 아래의 조건을 충족하는 502개 사업장 자료를 분석에 포함시켰다. 첫째, 기존 전략적 인적자원관리 연구결과에서 제안하는 사항을 고려하여 종업원 수가 50명 이상인 사업체만을 분석에 포함시켰다(Bae & Lawler, 2000). 둘째, 종속변수인 노동생산성이 기업수준이기 때문에 하나의 사업장을 가진 기업만을 포함시키고 복수개의 사업장을 가진 기업은 제외하였다. 전체 분석 대상 기업 중 100명 미만의 사업체는 168개(33.5%), 100명 이상에서 300명 미만까지의 사업체는 179개(35.7%), 300명 이상의 사업체는 155개(30.8%)였다. 316개(63.0%)의 비제조업을 제외한 제조업 분류에 따르면 전기, 전자, 컴퓨터 54개(10.8%), 금속, 기계, 철강, 자동차 65개(12.9%), 기타 제조업이 67

개(13.3%)였다. 또한, 유노조기업은 210개(41.8%), 무노조기업은 292개(58.2%)였다. 표본 기업들의 평균 기업연령은 23년, 그리고 평균 종업원 수는 369명이었다.

2. 변수의 측정

(1) 자발적 이직률

사업체패널 자료에서 인사관리자가 제공하는 2009년 전체 종업원 수와 자발적 이직자 수를 활용하여 자발적 이직률을 측정하였다. 즉, 자발적 이직률은 전체 종업원 수 중에서 자발적 이직자의 비율로 계산하였다(Shaw et al., 2013).

(2) 인적자원관리 시스템

두 가지 유형의 인적자원관리 시스템을 측정하기 위하여 총 4개 문항을 활용하였다. 이들 문항은 의미분별척도(semantic differential scales)로 구성되어 있다. 구체적인 문항은 인사관리 목표(고정적 인건비 절감 - 근로자의 충성심과 애착심), 인력충원 방법(외부충원/불필요 시 해고 - 장기고용/내부육성), 고용형태 의존성(가능한 비정규직 활용 - 가능한 정규직 활용), 인사관리 지향성(단기적 성과/업적 - 장기적인 육성 개발)이다. 이들 문항은 5점 척도로 이루어져 있는데 1에 가까울수록 시장지향 인적자원관리 시스템으로, 5에 가까울수록 내부지향 인적자원관리 시스템으로 파악하였다.

(3) 노동생산성

자발적 이직과 조직성과 간의 관계에 대한 기존 연구들에서는 총매출액을 종업원 수로 나눈 노동생산성(labor productivity)을 조직성과의 대표적인 변수로 활용하고 있다 (Glebbeek & Bax, 2004; Guthrie, 2001; Shaw et al., 2005; Shaw et al., 2013; Siebert & Zubanov, 2009). 노동생산성은 2011년 총매출액을 당해 연도 전체 종업원 수로 나눈 값으로 계산하였다.

(4) 통제변수

종속변수에 영향을 미칠 수 있는 주요변수들을 통제하였다. 통제변수는 2009년 자료를 활용하였다. 우선 조직규모는 2009년 기준 전체 종업원 수로 측정하였고, 조직연령은 현재

시점에서 설립연도를 뺀 값으로 측정하였다. 노조유무, 산업과 구조조정은 더미변수를 활용하였는데, 노동조합이 있을 경우 1, 없을 경우 0을 부여하였으며, 산업은 제조업을 1, 비제조업을 0으로 처리하였다. 또한, 구조조정을 실시한 경험이 있으면 1, 없으면 0의 값을 부여하였다.

3. 분석 전략

가설 검증을 위한 분석을 위해서는 각 사업체의 인적자원관리 시스템 유형이 내부지향 시스템인지 아니면 시장지향 시스템인지를 파악해야 한다. 이를 위해 인적자원관리 시스템의 4개 문항을 이용하여 군집분석을 실시하였으며 군집분석 결과는 <표 1>과 같다. 분석결과 189개 사업체가 시장지향 시스템으로 분류되었고, 313개 사업체가 내부지향 시스템으로 분류되었다. 분석을 위해 인적자원관리 시스템을 더미변수로 처리하였는데, 내부지향 시스템은 1, 시장지향 시스템은 0을 각각 부여하였다. 가설검증을 위한 분석에서는 위계적 회귀분석이 사용되었다⁴⁾(Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003).

<표 1> 인적자원관리 시스템 군집분석 결과

항목	내부지향 시스템		시장지향 시스템		t-value
	Mean	SD	Mean	SD	
항목 1	3.75	.73	3.06	.65	10.73**
항목 2	4.10	.54	3.08	.70	18.24**
항목 3	4.31	.57	3.04	.76	21.17**
항목4	3.90	.58	2.93	.66	17.26**

주: N = 502, ** p < .01

항목 1 : 인사관리 목표(고정적 인건비 절감 - 근로자의 충성심과 애착심)

항목 2 : 인력충원 방법(외부충원/불필요 시 해고 - 장기고용/내부육성)

항목 3 : 고용형태 의존성(가능한 비정규직 활용 - 가능한 정규직 활용)

항목 4 : 인사관리 지향성(단기적 성과/업적 - 장기적인 육성 개발)

4) HRM 시스템을 유형화한 후 더미변수를 활용하여 분석하는 방식은 기존 연구(예; Kang, Snell, & Swart, 2012)를 참고하였다. Kang et al.(2012) 연구에서도 본 연구와 유사한 방식으로 HRM 시스템을 옵션기반 HRM과 프로젝트기반 HRM으로 유형화한 더미변수를 활용하여 분석을 하였다.

IV. 실증분석 결과

<표 2>에는 주요변수들의 평균, 표준편차 및 상관관계 등의 기초통계량이 정리되어 있다. <표 2>에서 볼 수 있듯이 자발적 이직률과 노동생산성 간에는 부(負)의 상관관계를 보이며($r = -.23, p < .01$), 인적자원관리 시스템과 자발적 이직률 간에는 유의한 관계를 보이지 않는다.

<표 3>은 회귀분석 결과를 보여주는데, 모델 2와 모델 3의 결과에서 알 수 있듯이, 자발적 이직률의 일차항은 회귀계수가 음(-)의 값으로 유의하였으나($\beta = -.24, p < .01$), 이차항은 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다($\beta = .16, p < .01$). 따라서 자발적 이직률이 노동생산성에 미치는 부정적 효과가 처음에는 증가하다가 일정 수준을 지나면서 부정적 효과가 완화됨을 알 수 있으며, 이를 통해 가설 1은 지지되었다고 할 수 있다. 이것은 [그림 2]를 통해서도 확인할 수 있다. 다음으로 인적자원관리 시스템의 조절효과는 <표 3>의 모델 4에서 볼 수 있듯이 독립변수와 조절변수 간 두 개의 상호작용항 회귀계수 값이 모두 통계적으로 유의하다($\beta = -.17, p < .05, \beta = .12, p < .10$).

<표 2> 기초통계량 및 상관계수

	변수	M	SD	1	2	3	4	5	6	7
1	노동생산성	5.31	1.39							
2	조직규모	368.31	780.20	.01						
3	조직연령	23.26	15.29	-.06	.24**					
4	노동조합	.42	.49	-.02	.29**	.29**				
5	구조조정	.01	.08	-.01	-.01	-.02	.04			
6	제조업	.39	.49	.33**	-.19**	-.03	-.20**	.04		
7	자발적 이직률	15.22	16.61	-.23**	-.05	-.17**	-.24**	-.03	-.00	
8	내부지향시스템	.62	.49	.08+	-.03	-.05	-.01	.06	.04	-.03

주: $N = 502$.

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

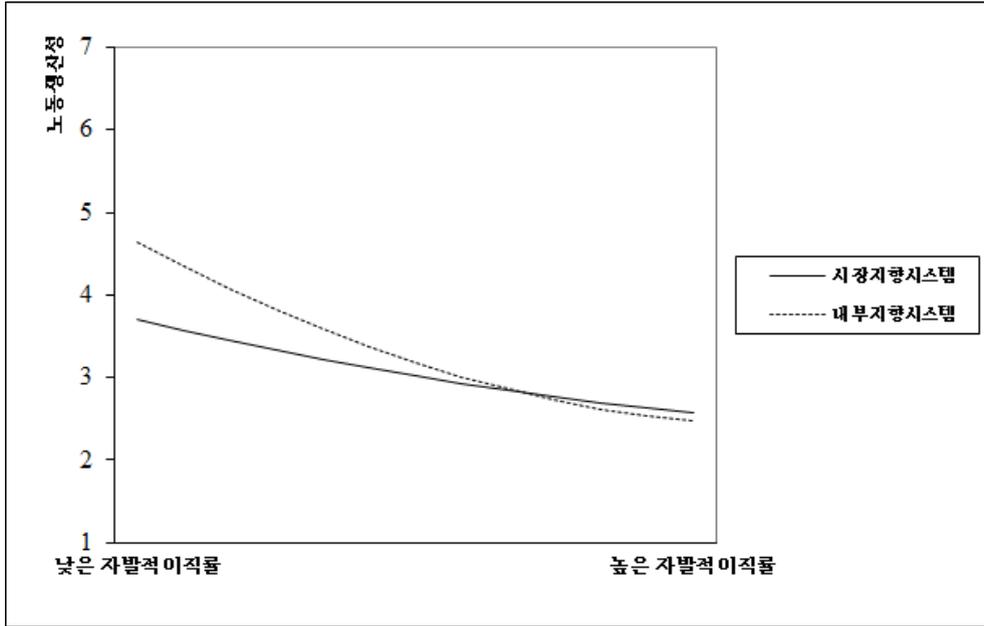
<표 3> 자발적 이직률과 노동생산성의 관계에 대한 위계적 회귀분석 결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
조직규모	.08 ⁺ (1.76)	.09 [*] (2.00)	.07 (1.64)	.07 ⁺ (1.67)
조직연령	-.08 ⁺ (-1.75)	-.11 [*] (-2.43)	-.10 [*] (-2.36)	-.09 [*] (-2.12)
노동조합	.05 (1.02)	-.01 (-.15)	-.01 (-.31)	-.02 (-.41)
구조조정	-.03 (-.72)	-.04 (-.87)	-.04 (-.90)	-.05 (-1.12)
제조업	.35 ^{**} (8.01)	.34 ^{**} (7.99)	.33 ^{**} (7.89)	.34 ^{**} (8.07)
자발적 이직률		-.24 ^{**} (-5.71)	-.36 ^{**} (-5.84)	-.24 ^{**} (-2.62)
자발적 이직률×자발적 이직률			.16 ^{**} (2.60)	.08 (1.11)
내부지향시스템				.06 (1.25)
자발적 이직률×내부지향시스템				-.17 [*] (-2.09)
자발적 이직률×자발적 이직률× 내부지향시스템				.12 ⁺ (1.80)
Adjusted R ²	.11	.16	.17	.18
F	13.26 ^{**}	17.19 ^{**}	15.88 ^{**}	12.29 ^{**}
df	5,496	6,495	7,494	10,491
ΔR ²	-	.06	.01	.02
F for ΔR ²	-	32.64 ^{**}	6.75 ^{**}	3.38 [*]

주: N = 502. + $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

인적자원관리 시스템의 조절효과는 [그림 2]에서 더욱 명확하게 확인할 수 있다. [그림 2]에서 점선은 내부지향 시스템 하에서의 자발적 이직률과 노동생산성 간의 관계를 표현하고 있으며, 실선은 시장지향 시스템 하에서의 관계이다. 그림에서 볼 수 있듯이 내부지향 시스템은 시장지향 시스템에 비해 자발적 이직률이 증가할수록 노동생산성이 더욱 가파르게 감소하고 있으며, 일정 수준이 지나면서 감소폭이 다소 완화되는 모습을 보인다. 반면에 시장지향 시스템 하에서는 자발적 이직률이 증가하면서 노동생산성이 감소하기는 하지만 감소되는 정도는 내부지향 시스템보다는 미비한 것으로 보인다. 종합하면 가설 2에서 주장한 바와 같이 자발적 이직의 증가로 인해 노동생산성에 미치는 부정적 효과는 시장지향 시스템보다는 내부지향 시스템에서 더욱 강하게 나타나기 때문에 가설 2는 지지되었다고 주장할 수 있다.

[그림 2] 자발적 이직률과 노동생산성간 완화된 부정적 관계에 대한 인적자원관리시스템의 조절효과



V. 결론

본 연구에서는 자발적 이직과 조직성과 간의 직접효과 및 이들 간 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과를 분석하였다. 대부분의 기존 연구들이 대표적으로 헌신형 인적자원관리 시스템의 단일차원으로 인적자원관리 시스템 특성을 파악한 후 조절효과를 검증하였다는 한계를 가지지만(Shaw, 2011), 본 연구에서는 기존연구와는 차별적으로 내부지향 시스템과 시장지향 시스템으로 인적자원관리 시스템을 설정한 후 조절효과를 검증하였다. 실증분석 결과 자발적 이직은 노동생산성과 완화된 부정적 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 시장지향 시스템에 비해 내부지향 시스템에서 자발적 이직률이 가지는 부정적 효과가 더욱 강하게 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 이론적 및 실무적 시사점을 제공함으로써 자발적 이직 연구에 기여할 것으로 기대된다. 이론적 시사점과 관련하여 첫째, 인적자원관리 시스템 유형을 다양화하여 조절효과를 분석함으로써 자발적 이직률과 조직성과 간의 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과에 대한 연구 영역을 확장시켰다. 특히, 기존연구들이 헌신형과 통제형 인적자원관리 시스템의 효과를 검증한 반면에 본 연구는 내부지향 시스템과 시장지향 시스템의 활용하여 조절효과를 분석하였다.

둘째, 자발적 이직률의 부정적 효과를 논의함에 있어서 자발적 이직자의 특성인 인적자본 손실 측면과 남아 있는 종업원들의 자발적 이직에 대한 부정적 인식 측면으로 구분하여 보다 자발적 이직의 부정적 효과를 통합적인 관점에서 파악하고자 하였다. 기존의 많은 연구들은 자발적 이직자가 많아짐으로써 자발적 이직자로 인한 인적자본 및 사회적 자본의 손실이 발생하고 이것은 조직성과에 부정적으로 작용한다고 주장한다(Dess & Shaw, 2001; Osterman, 1987; Shaw et al., 2005). 본 연구에서는 이러한 인적자본 손실 관점뿐만 아니라 남아 있는 조직원들의 부정적 인식 측면도 포함시킴으로써 자발적 이직의 부정적 효과를 보다 명확하게 파악하고자 하였다.

실무적 시사점으로 본 연구결과는 시장지향형보다 내부지향형 인적자원관리 시스템을 운영하는 기업일수록 종업원들의 유지(retain)에 더욱 많은 노력을 기울여야 함을 알려준다. 내부지향 시스템은 기업특유적 인적자본의 육성과 개발에 노력하고 종업원들의 조직에 대한 충성도가 높다(Delery & Doty, 1996; Juma & Lee, 2012). 따라서 종업원들의 이탈은 조직성과에 매우 부정적인 영향을 미치게 된다. 그러므로 내부지향형 인적자원관리 시스템을 운영하는 조직에서는 자발적 이직을 낮추기 위한 추가적인 노력이 필요하다. 내부지향 인적자원관리에서는 내부승진, 고용보장 그리고 육성목적의 평가 등을 통해 종업원들의 조직에 대한 애착을 높이고 이는 궁극적으로 자발적 이직을 낮추는 효과가 있다. 그러나 내부지향 인적자원관리에서는 직무수행과 관련하여 적극적인 자율성이나 주도성을 장려하지는 않는다 (Baron & Kreps, 1999). 종업원들이 직무에 대한 동기부여가 높을수록 자발적 이직이 감소하는 측면을 고려해 본다면 직무를 통한 동기부여를 높이는 방안이 필요할 것이다. 예를 들어 희망 직무를 선택할 수 있는 기회를 더욱 제공하고 직무수행에 있어서 주도성을 발휘할 수 있도록 해 주게 되면 직무에 대한 동기부여와 만족이 더욱 높아질 것이다. 이는 궁극적으로 자발적 이직의 감소로 연결될 수 있다.

다음으로 본 연구의 한계점 및 향후 연구방향은 다음과 같다. 첫째, 조절효과 가설에 대한 논리 중 시장지향 시스템보다 내부지향 시스템 하에서 고성과자의 자발적 이직이 더욱 높을 것이라고 주장하였지만 실제 그러한지를 구체적으로 검증하지 못한 한계가 있다. 자발적 이직의 이전 연구들에서는 자발적 이직이 조직성과에 미치는 효과는 자발적 이직의 질(quality)인 자발적 이직자들의 성과수준(performance level)에 따라 상이하다고 주장한다(Kwon & Rupp, 2012; Nyberg & Ployhart, 2013; Shaw, 2011). 따라서 향후 연구에서는 실제 내부지향 시스템에서 고성과자가 더욱 많이 이직을 하는지를 파악하여 분석할 필요가 있다.

둘째, 첫 번째 한계와 유사하게 자발적 이직으로 인한 조직 몰입도 및 충성도 감소 등의 부정적인 태도가 시장지향 시스템보다 내부지향 시스템에서 더욱 강하게 나타난다고 주장하였지만 본 연구에서는 자료 등의 한계로 인하여 실제 가설에서 주장하는 논리가 타당한

지를 측정하고 분석하지 못한 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 자발적 이직과 조직성과 간의 관계를 보다 논리적으로 명확하게 규명하기 위해서는 본 연구에서 제기한 자발적 이직으로 인한 인적자본 손실 관점이나 종업원들의 자발적 이직에 대한 부정적 인식 관점 등이 논의가 중요한 역할을 할 것으로 판단된다.

따라서 향후 연구에서는 조직수준의 자발적 이직률과 본 연구에서 개념적으로만 논의하고 있는 인적자본 손실 관점, 그리고 자발적 이직에 대한 종업원들의 부정적 인식 관점을 포함하는 다수준 분석 등을 고려해 볼 필요가 있다. 이와 함께 조절효과 및 매개효과를 모두 포함하는 보다 통합적인 분석을 통해 자발적 이직률과 조직성과간의 관계에서 인적자원관리 시스템의 조절효과를 보다 명확하게 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 두 가지 유형의 인적자원관리 시스템에 대해서도 보다 정교한 측정 도구 및 방식이 개발될 필요가 있다. 본 연구에서는 기본적으로 Delery and Doty(1996)의 연구를 참고하여 측정하였다. 예를 들어 Delery and Doty(1996)의 7개 제도 중에서 내부경력개발 기회, 교육훈련, 결과지향적 평가, 고용보장 등은 본 연구의 설문 문항과 직/간접적으로 관련성을 가진다. 그럼에도 불구하고 설문 문항이 다양한 인적자원관리의 하부 기능을 반영하지 못하고 지나치게 단순하다는 한계를 가진다. 향후 연구에서는 인적자원관리 시스템의 하부 구성요소를 본 연구에서 사용한 것보다 더욱 세분화하여 두 가지 유형의 인적자원관리 시스템을 측정할 필요가 있다.

넷째, 자발적 이직의 부정적 영향으로 본 연구가 제시한 잔존 직원들의 이직에 대한 부정적 인식이 초래하는 조직성과의 저해를 보다 다양한 고용형태의 조직구성원을 대상으로 조사할 필요가 있다. Siebert and Zubanov(2009)는 시간제 인력 등 비정규직의 경우 자발적 이직의 최적점이 존재하여 적당한 자발적 이직률은 조직성과에 오히려 긍정적이라는 역 U자형 관점이 존재하지만, 한편으로 비정규직의 자발적 이직률이 일정 수준 이상 높을 때 정규직의 자발적 이직이 조직성과에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 지적하였다. 비정규직의 비율이 늘어가고 있는 국내 현실을 고려할 때, 추후 연구에서는 정규직과 비정규직 간의 자발적 이직에 대한 상호작용이 조직성과에 어떠한 영향을 미치는지 보다 세밀하게 살펴볼 필요가 있다.

마지막으로 향후 연구에서는 자발적 이직률과 조직성과 간의 역인과 관계에 대해 실증 분석을 수행할 필요가 있다. 예를 들어 조직성과가 낮을수록 자발적 이직률은 증가할 가능성이 있다. 따라서 종단면 자료를 활용하여 조직성과와 자발적 이직률 간의 인과관계를 규명하는 것이 향후에 진행되어야 할 중요한 연구주제로 고려될 수 있다.

참고문헌

1. 배종석(2012), 『인적자원론』, 서울: 홍문사.
2. Adler, P.(2001), “Market, hierarchy, and trust: The knowledge economy and the future of capitalism”, *Organization Science*, Vol.12, No.2 pp.215-234.
3. Alexander, J. A., J. R. Bloom, and B. A. Nuchols(1994), “Nursing turnover and hospital efficiency: An organizational level analysis”, *Industrial Relations*, Vol.33, pp.505-520.
4. Bae, J., and J. J. Lawler(2000), “Organizational and HRM strategies in Korea: Impact on firm performance in an emerging economy”, *Academy of Management Journal*, Vol.43, No.3, pp.502-517.
5. Baron, J. N., and D. M. Kreps(1999), *Strategic Human Resources: Frameworks for general managers*, New York, NY: John Wiley & Sons.
6. Batt, R.(2002), “Managing customer services: Human resource practices, quit rates, and sales growth”, *Academy of Management Journal*, Vol.45, No.3, pp.587-597.
7. Cohen, J., P. Cohen, S. G. West, and L. S. Aiken(2003), *Applied Multiple Regression/correlation Analysis for the Behavioral Sciences* (3rd ed.), Mahwah, NJ: Erlbaum.
8. Dalton, D. R., and W. D. Todor(1979), “Turnover turned over: An expanded and positive perspective”, *Academy of Management Review*, Vol.4, No.2, pp.225-235.
9. Delery, J. E., and D. H. Doty(1996), “Modes of theorizing in strategic human resource management: Tests of universalistic, contingency, and configurational performance predictions”, *Academy of Management Journal*, Vol.39, No.4, pp.802-835.
10. Dess, G. G., and J. D. Shaw(2001), “Voluntary turnover, social capital, and organizational performance”, *Academy of Management Review*, Vol.26, pp.446 - 456.
11. Dreher, G.F., and T. W. Dougherty(2001), *Human Resource Strategy: A behavioral perspective for the general manager*, New York, NY: McGraw-Hill.
12. Freeman, R. B., and J. L. Medoff(1984), *What do Unions do?* New York: Basic Books.
13. Glebbeek, A. C., and E. H. Bax(2004), “Is high employee turnover really harmful? An empirical test using company records”, *Academy of Management Journal*, Vol.47, pp.277-286.
14. Guthrie, J. P.(2001), “High-involvement work practices, turnover, and productivity:

- Evidence from New Zealand”, *Academy of Management Journal*, Vol.44, No.1, pp.180-190.
15. Hausknecht, J. P., and C. O. Trevor(2011), “Collective turnover at the group, unit, and organizational levels: Evidence, issues, and implications”, *Journal of Management*, Vol.37, No.1, pp.352-388.
 16. Hausknecht, J. P., C. O. Trevor, and M. J. Howard(2009), “Unit-level voluntary turnover rates and customer service quality: Implications of group cohesiveness, new comer concentration, and size”, *Journal of Applied Psychology*, Vol.94, No.4, pp.1068-1075.
 17. Iverson, R. D.(2000), “An event history analysis of employee turnover: The case of hospital employees in Australia”, *Human Resource Management Review*, Vol.9, No.4, pp.397-418.
 18. Juma, N., and J. Lee(2012), “The moderating effects of traditionality-modernity on the effects of internal labor market beliefs on employee affective commitment and their turnover intention”, *International Journal of Human Resource Management*, Vol.23, No.11, pp.315-332.
 19. Kacmar, K. M., M. C. Andrews, D. L. Van Rooy, R. C. Steilberg, and S. Cerrone, (2006), “Sure everyone can be replaced... but at what cost? Turnover as a predictor of unit-level performance”, *Academy of Management Journal*, Vol.49, No.1, pp.133-144.
 20. Kang, S. C., S. A. Snell, and J. Swart(2012). “Options based HRM, intellectual capital, and exploratory and exploitative learning in law firms' practice groups”, *Human Resource Management*, Vol.51, No.4, pp.461-485.
 21. Kerr, J., and J. W., Jr. Slocum(1987), “Managing corporate culture through reward systems”, *Academy of Management Executive*, Vol.1, No.2, pp.99-108.
 22. Kwon, K., and D. E. Rupp(2012), “High-performer turnover and firm performance: The moderating role of human capital investment and firm reputation”, *Journal of Organizational Behavior*, Vol.34, No.1, pp.129-150.
 23. Leana, C. R., and H. J. Van Buren III(1999), “Organizational social capital and employment practices”, *Academy of Management Review*, Vol.24, No.3, pp.538-555.
 24. Meier, K. A., and A. Hicklin(2008), “Employee turnover and organizational performance: Testing a hypothesis from classical public administration”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, Vol.18, pp.573-590.
 25. Miles, R. E., and C. C. Snow(1984), “Designing strategic human resources systems”,

- Organizational Dynamics*, Vol.13, No.1, pp.36-52.
26. Morrow, P. C., and J. C. McElroy(2007), "Efficiency as a mediator in turnover-organizational performance relations", *Human Relations*, Vol.60, pp.827-849.
 27. Nyberg, A. J., and R. E. Ployhart(2013), "Context-emergent turnover (CET) theory: A theory of collective turnover", *Academy of Management Review*, Vol.38, No.1, pp.109-131.
 28. Osterman, P.(1987), "Choice of employment systems in internal labor markets", *Industrial Relations*, Vol.26, pp.46 - 67.
 29. Ouchi, W.(1980), "Markets, bureaucracies and clans", *Administrative Science Quarterly*, Vol.25, pp.125-141.
 30. Park, H., J. Ofori-Dankwa, and D. Bishop(1994), "Organizational and environmental determinants of functional and dysfunctional turnover: Practical and research implications", *Human Relations*, Vol.47, pp.353-366.
 31. Park, T., and J. D. Shaw(2013), "Turnover rates and organizational performance: A meta-analysis", *Journal of Applied Psychology*, Vol.98, No.2, pp.268-309.
 32. Powell, I., M. Montgomery, and J. Cosgrove(1994), "Compensation Structure and Establishment Quit and Fire Rates", *Industrial Relations*, Vol.33, No.2, pp.229-248.
 33. Price, J. L.(1977), *The Study of Turnover*, Ames, IA: Iowa State University Press.
 34. Shaw, J. D.(2011), "Turnover rates and organizational performance: Review, critique, and research agenda", *Organizational Psychology Review*, Vol.1, No.3, pp.187-213.
 35. Shaw, J. D., J. E. Delery, G. D. Jenkins, Jr., and N. Gupta(1998), "An organization-level analysis of voluntary and involuntary turnover", *Academy of Management Journal*, Vol.41, No.5, pp.511-525.
 36. Shaw, J. D., B. R. Dineen, R. Fang, and R. F. Vellella(2009), "Employee-organization exchange relationships, HRM practices, and quit rates of good and poor performers", *Academy of Management Journal*, Vol.52, No.5, pp.1016-1033.
 37. Shaw, J. D., M. K. Duffy, J. L. Johnson, and D. E. Lockhart(2005), "Turnover, social capital losses, and performance", *Academy of Management Journal*, Vol.48, No.4, pp.594-606.
 38. Shaw, J. D., and N. Gupta(2007), "Pay system characteristics and quit patterns of good, average, and poor performers", *Personnel Psychology*, Vol.60, pp.903-928.
 39. Shaw, J. D., N. Gupta, and J. E. Delery(2005), "Alternative conceptualizations of the relationship between voluntary turnover and organizational performance", *Academy of*

- Management Journal*, Vol.48, No.1, pp.50-68.
40. Shaw, J. D., E. Kim, and T. Y. Park(2009), *Voluntary Turnover, HRM Strategy, and Organizational Performance: Theoretical extensions, tests, and constructive replication*. Working paper, University of Minnesota.
 41. Shaw, J. D., T. Park, and E. Kim(2013), “A resource-based perspective on human capital losses, HRM investments, and organizational performance”, *Strategic Management Journal*, Vol.34, pp.572-589.
 42. Siebert, W. S., and N. Zubanov(2009), “Searching for the optimal level of employee turnover: A study of a large UK retail organization”, *Academy of Management Journal*, Vol.52, pp.294 - 313.
 43. Staw, B. M.(1980), “The consequences of turnover”, *Journal of Occupational Behaviour*, Vol.1, pp.253-273.
 44. Ton, Z., and R. S. Huckman(2008), “Managing the impact of employee turnover on performance: The role of process conformance”, *Organization Science*, Vol.19, pp.56-68.
 45. Trevor, C. O.(2001), “Interactions among actual ease-of-movement determinants and job satisfaction in the prediction of voluntary turnover”, *Academy of Management Journal*, Vol.44, pp.621-638.
 46. Tsui, A. S., J. L. Pearce, L. W. Porter, and A. M. Tripoli(1997), “Alternative approaches to the employee-organization relationship: does investment in employees pay off?”, *Academy of Management Journal*, Vol.40, No.5, pp.1089-1121.
 47. Williamson, O. E.(1975), *Markets and hierarchies: Analysis and antitrust implications, a study in the economics of internal organization*. New York: Free Press.
 48. Williamson, O. E.(1991), “Economic institutions: Spontaneous and intentional governance”, *Journal of Law, Economic Organization*, Vol.7, pp.159-187.

abstract**Relationship between Voluntary Turnover and Firm Performance:
Moderating Role of the HRM System**

Ji-Woon Lee · Owwon Park · Yoon-Ho Kim

Previous studies on the moderating role of human resource management (HRM) system on voluntary turnover-firm performance relationship have failed to consider various types of HRM system. To overcome this limitation, the present study examined the moderating effect of HRM system on the relationship between voluntary turnover and firm performance by utilizing two types of distinct HRM systems—“internal” and “market” systems. The WPS data utilization of 502 Korean companies from 2009 and 2011 revealed that the relationship between voluntary turnover and labor productivity is negative and decelerates as voluntary turnover increases. Furthermore, HRM system significantly moderated the voluntary turnover and performance relationship; the negative effect of voluntary turnover on labor productivity was stronger under the internal system than within the market system as voluntary turnover increases. We further discussed the theoretical and practical implications of this research.

Keywords : HRM system, voluntary turnover, organizational performance, internal system, market system

産 業 關 係 研 究
 第27卷 第3號, 2017. 9. pp.39~59
 © 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

정리해고자에 대한 사용자의 재고용의무*

오 세 웅**

정리해고는 사용자의 긴박한 경영상 필요에 의해 실시되에도 불구하고 그로 인한 불이익은 근로자의 몫이라는 점에서 근로자 입장에서는 불합리하다고 할 수 있다. 때문에 우리 법은 정리해고로 인해 일자리를 잃은 근로자를 위해 사용자에게 우선재고용의무를 정리해고 이후 3년간 부여하고 있다. 이에 따라 근로자는 해고된 이후, 경영의 호전으로 인해 인력 수요가 발생하는 경우 다른 구직자보다 우선하여 해당 사업에 재고용될 수 있게 된다.

하지만 현행 근로기준법상 우선재고용의무 규정은 그 중요성에도 불구하고 일정한 한계와 문제점을 내포하고 있다. 경영상황과 관련하여 재고용이 가능한 상황만큼 호전되었는지 근로자가 알 방법이 없고, 설사 경영상황이 호전되었다고 하여도 사용자가 채용의사가 없으면 재고용은 이루어지지 않는다는 점이다. 이러한 한계와 문제점을 개선하기 위해 정리해고에 있어 우선 재고용에 관한 집단적 권리로서의 인식과 그에 걸맞은 법규의 개정이 필요하다 하겠다.

정리해고 시 사용자와 근로자 대표 간에 우선 재고용과 관련한 협정을 체결토록 하고, 협정 내에 정리해고 실시 이후 경영상황 및 인력수요에 대한 정보 제공 및 우선 재고용 절차 등을 정하도록 하는 방안이 강구될 수 있다. 그리고 우선재고용의무 기간 동안 우선 재고용이 실시되었음에도 사용자의 사유로 인하여 재고용되지 못한 근로자들에 대해서는 일정한 보상이 이루어지도록 하는 방안도 논의되어야 할 것이다.

▶주제어: 정리해고, 우선재고용의무, 우선재고용권

논문접수일: 2017년 7월 26일, 심사의뢰일: 2017년 7월 26일, 심사완료일: 2017년 8월 15일

* 이 논문은 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임.

(NRF-2015S1A5B5A01012789)

** 강원대학교 비교법학연구소 전임연구원(법학박사), ablelabor@naver.com

1. 머리말

우리 근로기준법은 정당한 이유가 있는 경우에 한해서만 해고가 가능하도록 해고를 제한하면서, 경영상 이유에 의한 해고(이하 ‘정리해고’¹⁾)에 대해서는 법에서 정하고 있는 요건을 갖춘 경우 정당한 이유가 있는 해고를 한 것으로 보고 있다. 그리고 정리해고된 근로자의 보호방안으로 해고근로자에 대한 사용자의 우선재고용의무와 정부의 생계안정·재취업·직업훈련 등 필요 조치 의무를 규정하고 있다. 정리해고된 근로자의 보호방안인 사용자의 우선재고용의무는 법 개정 이전에는 우선고용노력의무로 규정하고 있었는데, 이는 사용자가 정리해고 이후 신규채용의 기회가 생기기만 하면 반드시 정리해고자를 우선고용하여야 한다는 법적인 의무를 부과한 것이 아니라, 사용자가 신규채용하고자 하는 직책에 맞는 정리해고자가 있으면 그를 우선적으로 고용하도록 노력을 하라는 취지에 불과한 것이어서 실질적인 해고근로자 보호 방안으로 활용되지는 못하였다. 이에 따라 법 개정을 통해 정리해고된 근로자의 보호 방안 강화 차원에서 도입된 것인 사용자의 우선재고용의무 규정이다.

사용자에게 우선재고용 노력을 부여하던 규정이 의무규정으로 개정되면서 정리해고된 사용자는 이후 근로자 채용에 있어 법에서 정하는 요건에 해당하는 경우 해고근로자에 대한 재고용의무를 부담하게 되었고, 반대로 해고근로자는 법적 권리를 취득하게 되었다. 이렇게 사용자와 해고근로자 간의 법적 권리·의무관계가 형성되면서 노력 규정일 때는 발생하지 않았던 해석상 쟁점 역시 발생하게 되었다. 첫 번째 쟁점으로는 근로기준법에서 규정하고 있는 우선재고용의무 규정에 따라 발생하게 되는 해고근로자의 권리에 대한 법적 성격으로, 과연 이를 사법상의 청구권으로 인정할 수 있는가의 문제이다. 사법상 청구권으로 인정할 수 있는지 여부는 근로자가 이를 근거로 사용자에게 고용의무를 사법적으로 청구할 수 있는가를 결정하는 문제이기 때문에 해고근로자의 구제 차원에서 매우 중요한 문제라고 할 수 있다. 그리고 두 번째로 재고용의무의 대상이 되는 ‘해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무’에 관한 해석의 문제이다. 이 부분을 어떻게 해석하느냐에 따라 사용자가 고용의무를 부담하는 범위와 해고근로자가 사용자에게 우선재고용을 요구할 수 있는 범위가 결정된다고 할 수 있다. 세 번째로는 사용자의 우선재고용의

1) 근로기준법에서 ‘경영상 이유에 의한 해고’라는 용어를 사용하고 있음에도 본 논문에서 ‘정리해고’로 표현하는 것은 이미 사회적으로 정리해고가 경영상 이유에 의한 해고를 가리키는 대표적인 용어로 인식되고 있으며, 판례에서도 정리해고라는 용어를 널리 사용되고 있기 때문이다. 다만, 일각에서 제기하는 근로자에 대한 해고를 ‘정리’라는 용어로 사용하는 것이 주는 불편함에 대해서는 어느 정도 공감하는 바이다.

무 이행방법에 관한 사항이다. 법에서는 “해고된 근로자가 원하면 그 근로자를 우선적으로 고용하여야 한다.”라고만 규정하고 있어 의무를 부담하는 사용자가 이를 어떤 방식으로 이행하여야 하며, 어떤 경우에 이를 이행한 것으로 평가할 수 있는지에 대한 해석론이 필요하다. 그리고 재고용 권리를 갖는 근로자들에 비해 사용자가 채용하고자 하는 인원의 수가 적은 경우 어떠한 근로자가 우선재고용 대상이 되는 근로자로 선정되며, 사용자는 어떠한 근로자를 채용하여야 자신의 의무를 다하는지에 대한 판단은 근로자의 권리 실현에 있어 매우 중요한 문제가 된다.

아래에서는 근로기준법에서 사용자에게 부여하고 있는 우선재고용의무가 어떤 의미를 갖는지 살펴보고, 그에 따라 사용자의 우선재고용의무 이행방안과 근로자의 우선재고용권의 성격 및 효과에 대해 검토하도록 한다. 그리고 재고용의무 관련 규정의 쟁점에 대한 해석론과 개선방안을 도출하도록 한다.

II. 재고용의무의 의의

1. 정리해고와 재고용

(1) 정리해고제도의 보완

우리 근로기준법 제24조에서는 경영상 이유에 의한 해고의 제한을 규율하고 있는데, 긴박한 경영상의 필요가 있는 경우 정리해고를 단행할 수 있도록 하면서, 법에서 정하고 있는 요건을 충족하는 경우 귀책사유가 없는 근로자에 대한 사용자의 해고를 정당한 것으로 규정하고 있다. 그리고 동법 제25조에서 정리해고를 단행한 사용자로 하여금 근로자를 해고한 날부터 3년 이내에 해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무를 할 근로자를 채용하려고 할 경우 정리해고된 근로자가 원하면 그 근로자를 우선적으로 고용하도록 하는 우선재고용의무를 규정하고 있다.

사용자의 우선재고용의무가 근로기준법에 정리해고 제도가 도입된 시점부터 규율된 것은 아니다. 정리해고제도 도입 당시에는 정리해고자에 대해 우선재고용노력의무로 규정되어 있던 것이 법 개정을 통해 재고용의무로 강화되었다. 비록 재고용이 의무로서 강제된 것은 개정 이후이지만 우선재고용이라는 형태의 해고근로자 보호방안은 정리해고제도 도입 당시부터 존재하던 것으로 정리해고제도에 있어 중요한 한 축을 담당한다고 할 수 있다. 따라서 정리해고자에 대한 사용자의 우선재고용의무의 의의를 검토하기 위해서는 정리해고와 재고용 간의 상호관계에 대해 살펴보고, 이후 재고용이 채용강제의 형태로 법적

의무로까지 규정된 것에 대한 정당성과 의의를 단계별로 살펴볼 필요가 있다.

근로기준법 제25조에서 규율하고 있는 사용자의 정리해고자에 대한 우선재고용의무를 이해하기 위해서는 이 규정의 도입경과에 대해 살펴볼 필요가 있다. 현행 규정과 같이 정리해고가 별도의 규정으로 입법화되기 전에 해고는 ‘해고 등의 제한’이라는 일반 규정에 따라 포괄적으로 규율되어 있었으며, 다만 학설과 판례에 의해 해고에는 통상해고, 징계해고 외에 정리해고도 포함되는 것으로 해석되고 있을 뿐이었다. 정리해고에 대한 별도의 법 규정은 없었으나 이미 해고의 유형으로 정리해고는 인정되고 있었고, 정리해고가 정당하기 위한 요건 역시 판례를 통해 확립되어 오고 있었다. 하지만 경직된 해고제도 하에서 외부 경제 환경 변화에 대응하기 위해서는 기업 내부에서 인력 조정이 유연하게 이루어질 수 있어야 했고, 이는 정리해고제도의 법제화 요구로 이어지게 되었다.

정리해고의 법제화 필요성에도 불구하고 여전히 정리해고가 가지는 특성, 즉 근로자 측의 귀책사유가 부존재함에도 불구하고 일방적인 근로계약 해지에 따른 고용 상실이라는 불이익을 전적으로 근로자가 떠안아야 하는 특성을 고려하였을 때 일정한 요건에 따라 정리해고가 가능하다는 법 규정과 함께 이로 인해 불이익을 당하게 될 근로자에 대한 보상도 입법을 통해 규율될 필요가 있었다. 일찍이 우리 근로기준법은 근로관계 종료로서 해고의 문제에 대해 엄격한 정당화 요건을 요구하는 방법을 통해 적극적으로 개입하여 왔는데, 이는 근로자의 직장보장원리를 구현하는 핵심이었다.²⁾ 이에 따라 우리 근로기준법은 정리해고제도 역시 도입하는 과정에서 제도의 한 부분으로 근로자의 직장보장원리의 한 방안으로 해고근로자에 대한 우선 재고용을 규율하게 되었다. 정리해고 입법 당시 “근로자를 해고한 날부터 2년 이내에 근로자를 채용하고자 할 때에는 해고된 근로자가 원하는 경우 해고 전의 직책 등을 감안하여 그 근로자를 우선적으로 고용하도록 노력하여야 한다.”고 규정함으로써 정리해고를 인정하면서도 그에 따른 근로자의 불이익에 대한 보상에도 소홀하지 않은 것이다. 다만, 우선재고용에 대해 법에서 사용자에게 법적 의무로서 이를 강제하지 않고 단순 노력의무로만 규정한 것은 사용자의 채용 자유에 대한 본질적 침해에 대한 우려와 강력한 우선재고용의무로 인해 정리해고 도입 취지가 반감할 수 있어 오히려 이러한 우려를 불식시키면서도 노사 신뢰의 기초를 바탕으로 한 재고용이 유도될 수 있도록 하는 것이 적절한 제도 설정이라고 입법권자가 판단했기 때문이라고 추정할 수 있을 것이다. 구 근로기준법에서 사용자에게 정리해고된 근로자에 대한 우선고용 노력의무를 부과한 것은 해고된 근로자의 우선적 고용이라는 관행을 통해 경영상 해고에 대한 노사의 협조 및 신뢰의 기초를 마련하기 위함이라는 해석³⁾ 역시 같은 의미이다. 즉, 우리 근로기

2) 권혁, “현행근로기준법상 우선재고용의무제도의 법이론적 문제점”, 『노동법학』, 제25호, 한국노동법학회, 2007, p.115.

3) 김형배, 『새로 쓴 노동법』, 박영사, 2016, p.718.

준법은 사용자의 정리해고 필요성을 인정하면서도 그에 따른 보완책으로 정리해고 근로자에 대한 우선재고용을 설정함으로써 사용자의 필요로 인한 불가피한 해고에 대해 근로자 보호 방안을 강구함으로써 균형을 이루게 하고 있는 것으로 이해할 수 있다.

(2) 법적 의무로 강화

정리해고는 사용자가 긴박한 경영상의 필요에 따라 기업의 인력규모를 감축하기 위하여 근로자를 해고하는 것으로 이러한 정리해고는 근로자에게 책임이 있는 사유에 따라 행해지는 여타의 해고와는 달리 경제구조 속 발생한 사용자 측의 경영상 사유로 인한 것이라는 특수성을 가지고 있다. 경영자의 잘못된 판단으로 인해 사업이 어려워지는 경우도 있지만, 자본주의 경제체제 내에서 기업 외적인 요인으로 인해 경영상 어려움을 직면하는 경우도 발생할 수 있으며, 기업의 존속이 전제되어야만 근로자의 고용도 보장된다는 점에서 정리해고의 법적 허용은 불가피한 측면이 있다. 그럼에도 불구하고 여전히 정리해고는 그로 인해 고용상실이라는 불이익을 받는 주체가 경영상 어려움에 대해 아무런 귀책사유도 갖지 않은 근로자라는 점에서 엄격한 정당성 판단이 요구된다고 할 것이다.

구 근로기준법에서 정리해고제도는 엄격한 경영상 사유에 의한 해고만을 허용하되, 해고근로자에 재고용에 대해서는 사용자에게 노력의무만 부과함으로써 긴박한 경영상 필요성을 극복하는 과정에 있는 사용자에게 재고용에 대한 다소간의 재량을 부여함과 동시에 재고용 문제를 법적으로 강제하기보다 노사 간 자율의 영역에 맡기는 것으로 구조화되어 있었다.

하지만 이러한 법적 요구에도 불구하고 정리해고 도입 요건인 ‘긴박한 경영상의 필요’에 대해 사법상 엄격하게 정당성을 판단한다는 것 자체가 곤란하다는 점에서 일정한 한계를 가질 수밖에 없었다. 게다가 우리 대법원은 ‘긴박한 경영상의 필요’의 범주를 점차 확대하는 해석을 내놓음으로써 오히려 정리해고의 가능성은 더욱 높아지고 있는 실정이다. 대법원은 초기에 긴박한 경영상의 필요에 대해 “해고를 하지 않으면 기업경영이 위태로울 정도의 긴박한 경영상의 필요성이 존재”⁴⁾하거나 “기업이 일정수의 근로자를 정리해고하지 않으면 경영악화로 사업을 계속할 수 없거나 적어도 기업재정상 심히 곤란한 처지에 놓일 개연성이 있을 긴박한 경영상의 필요성이 있어야 하는 것”⁵⁾으로 보아 현실적 필요로 이해하는 입장이었다. 하지만 이후 “기업의 인원삭감 조치가 영업성적의 악화라는 기업의 경제적인 이유뿐만 아니라 생산성의 향상, 경쟁력의 회복 내지 증강에 대처하기 위한 작업 형태의 변경, 신기술의 도입이라는 기술적인 이유와 그러한 기술혁신에 따라 생기는 산업

4) 대법원 1989.5.23. 선고 87다카2132 판결.

5) 대법원 1990.1.12. 선고 88다카34094 판결.

의 구조적 변화도 이유로 하여 실제 이루어지고 있고 또한 그럴 필요성이 충분히 있다는 점에 비추어 보면 반드시 기업의 도산을 회피하기 위한 것에 한정할 필요는 없고, 인원삭감이 객관적으로 보아 합리성이 있다고 인정될 때⁶⁾에도 정리해고가 가능하다고 해석하여 반드시 현실적인 필요뿐만 아니라 객관적 합리성이 있는 경우에도 인정하기 시작하였으며, 더 나아가 “기업의 도산을 회피하기 위한 경우에 한정되지 아니하고, 장래에 올 수도 있는 위기에 미리 대처하기 위하여 인원삭감이 객관적으로 보아 합리성이 있다고 인정되는 경우도 포함되는 것으로 보아야 할 것”⁷⁾이라고 하여 장래에 대한 합리적 대비 목적의 정리해고도 가능한 것으로 이해하고 있다. 뿐만 아니라 이러한 장래의 경영위기에 대한 합리적 대비 필요성 여부를 사용자가 판단함에 있어서도 “미래에 대한 추정은 불확실성이 존재할 수밖에 없는 점을 고려할 때 사용자의 예상 매출수량 추정이 합리적이고 객관적인 가정을 기초로 한 것이라면 그 추정이 다소 보수적으로 이루어졌다고 하더라도 그 합리성을 인정하여야 할 것”⁸⁾이라고 판단하고 정리해고 인원의 추정과 판단에 있어서도 “기업의 잉여인력 중 적정한 인원이 몇 명인지는 상당한 합리성이 인정되는 한 경영판단의 문제에 속하는 것이므로 특별한 사정이 없는 한 경영자의 판단을 존중하여야 할 것”⁹⁾이라고 보아 사실상 사용자의 예측과 판단에 자의적이거나 결정적인 결함이 없는 이상 사용자의 경영상 결단을 존중하고 있는 흐름이다.

이와 같이 정리해고의 허용 범위가 판례 등 해석을 통해 점차 확대되어가면서, 이는 근로자의 고용상실 증대로 이어지게 되었는데 반해 근로자의 보상책으로서의 재고용은 입법권자의 기대와는 달리 노력의무라는 이유로 실효성 없는 보상책에 머무르고 있었다. 실제 법원은 “근로기준법 제31조의2는 정리해고를 한 사용자는 정리해고일로부터 2년 이내에 근로자를 채용하고자 할 때에는 정리해고된 근로자가 원하는 경우 해고 전의 직책 등을 감안하여 그 근로자를 우선적으로 고용하도록 노력하여야 한다고 규정하고 있는바, 이는 사용자가 신규채용의 기회가 생기기만 하면 반드시 정리해고자를 우선재고용하여야 한다는 법적인 의무를 부과한 것이 아니라, 사용자가 신규채용하고자 하는 직책에 맞는 정리해고자가 있으면 그를 우선적으로 고용하도록 노력을 하라는 취지에 불과하다 할 것이므로, 정리해고자가 사용자가 신규채용하려는 직책에 맞는 사람이라고 볼 만한 사정이 인정되지 아니한다면 사용자가 그의 합리적인 경영판단에 의하여 다른 근로자를 채용하였다고 하더라도 근로기준법이 정한 위 우선재고용 노력의무를 위반하였다고 평가할 수는 없다고 할 것”¹⁰⁾이라고 판시하여 구법상의 우선재고용 노력의무에 대해 강제성이 없음을 확인한 바

6) 대법원 1991.12.10. 선고 91다8647 판결.

7) 대법원 2002.7.9. 선고 2001다29452 판결.

8) 대법원 2014.11.13. 선고 2014다20875 판결.

9) 대법원 2013.6.13. 선고 2011다60193 판결.

10) 대법원 2006. 1. 26. 선고 2003다69393 판결.

있다.

입법권자가 설정해 놓은 정리해고제도는 그 취지와는 달리 정리해고 가능성과 범위는 확대되는 반면, 그 보상으로써 해고근로자에 대한 재고용은 유명무실해짐으로써 정리해고 제도의 균형은 무너지게 되었다. 이에 따라 입법권자는 2007년 법 개정을 통해 기존의 재고용 노력의무를 재고용의무로 강화하고 그 기간도 기존 2년에서 3년으로 확장하는 법 개정을 단행하게 된 것이라고 이해할 수 있다. 이러한 개정 배경을 고려하여 법 개정을 통해 입법권자가 사용자에게 해고근로자에 대한 법적인 고용의무를 부과한 것으로 해석하기도 한다.¹¹⁾

(3) 재고용의무의 법이론적 근거

정리해고 가능성이 확대되어감에 따라 그에 따른 사용자의 책임 역시 강화한다는 차원에서 재고용에 관한 사용자의 의무를 강화하는 것은 타당하다고 할 수 있지만, 근로기준법 제25조에서 사용자에게 정리해고한 근로자를 우선 재고용하도록 규정하고 있는 것은 일종의 채용 강제로서 계약 성립 및 형성자유에 터잡은 사용자의 채용 자유에 대한 제한으로 이해할 수 있는데, 이는 지극히 엄격한 전제조건 하에서 예외적으로 인정되어야 한다는 사실 역시 무시할 수 없다. 그렇다면 우리 근로기준법이 정리해고제도를 설정함에 있어 해고근로자에 대한 보상책으로 사용자의 채용 자유를 제한하면서까지 우선재고용의무를 부여하고 있는 법이론적 근거는 무엇이라고 할 수 있을까?

아무래도 그 근거는 정리해고가 가지는 특성과 사용자·근로자 간의 근로관계 본질에서 찾을 수밖에 없다고 할 것이다. 즉, 정리해고의 특성상 근로자들은 아무런 귀책사유가 없음에도 불구하고 기업의 존속을 위해 고용상실의 불이익을 당해야 하는 반면, 실제 경영위기에 따른 위험을 감수하여야 할 사용자는 오히려 법적으로 제한되어 있는 해고권을 사용할 수 있게 된다는 점을 감안하여 정리해고 이후 경영상황이 회복되었을 때, 사후적 보상 차원에서 해고근로자에게 재고용의 이익을 향유할 수 있도록 하기 위함이라고 이해할 수 있다.¹²⁾

정리해고를 통해 귀책사유가 없는 근로자가 직장 상실이라는 불이익을 받는다는 이유만으로 사용자에게 재고용의무를 부담케 하는 것은 계약강제로 설득력이 없다는 견해가 있다.¹³⁾ 이 견해는 정리해고가 사용자의 경영영역에서 존재하는 것이라고는 하지만 이것이

11) 노동법실무연구회, 『근로기준법 주해 II』, 박영사, 2013, p.262.

12) 조용만, “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』, 제22호, 서울대노동법연구회, 2007, p.129.

13) 권혁, “현행근로기준법상 우선재고용의무제도의 법이론적 문제점”, 『노동법학』, 제25호, 한국노동법

곧 사용자에게 대한 비난 가능성을 의미하는 것은 아니기 때문이라고 그 이유를 설명한다. 하지만 사용자는 스스로 사업 운영에 따라 발생하는 다양한 위험을 스스로 부담하여야 하는 자이지만, 근로자는 업무에 따른 수익·손실의 위험을 스스로 지는 자가 아니므로 단순히 비난 가능성만을 가지고 의무를 부여하여야 할 것은 아니며, 정리해고 실시 여부도 사용자의 고유 결단 사항으로 근로자는 이에 대해 단체교섭조차도 요구할 수 없다는 점¹⁴⁾ 등을 고려하면, 근로자가 정리해고로 인해 받게 되는 고용 상실이라는 불이익에 비해 사용자의 재고용의무 강제가 지나친 권리 제한이라고 판단하기는 어렵다고 생각한다.

2. 외국 입법례

(1) ILO

정리해고와 관련하여 ILO는 1963년 총회에서 채택한 「고용종료에 관한 권고(제119호)」에서 정리해고의 일반적 기준을 처음으로 제시한 이후 계속하여 정리해고와 관련한 권고들을 보완해 오고 있다. ILO 권고 내용을 살펴보면, 제3장에서는 경영상 해고에 대한 요건 및 절차에 관한 규정으로서 해고회피를 위한 적극적 조치(제12조), 근로자대표와의 사전협의(제13조), 행정관청에의 통지(제14조), 해고대상자의 선발기준의 확정(제15조), 해고근로자의 우선재고용권 보장(제16조), 해고근로자의 재취업을 위한 국가기관의 충분한 조치(제17조) 등을 두고 있는 것을 알 수 있다. 그리고 이 내용들은 이후 1982년 제158호 협약 「사용자 주도에 의한 고용종료에 관한 협약」 및 제166호 권고 「사용자 주도에 의한 고용종료의 권고」로 이어져 왔다.

이중 사용자 주도에 의한 고용종료에 관한 협약(Recommendation concerning Termination of Employment at the Initiative of the Employer)에서 규정하고 있는 우선재고용권(Priority Of Rehiring)과 관련 내용을 살펴보면, “(1) 경제적, 기술적, 구조적 또는 그와 유사한 성격의 이유로 해고된 근로자들에게는 고용종료의 시점부터 일정한 기간 내에 재고용 희망의 의사표시를 하였다면 사용자가 유사한 자격을 갖춘 근로자를 다시 고용하고자 하는 경우 재고용권이 주어져야 한다. (2) 우선재고용권은 특정 기간 내로 제한될 수 있다. (3) 우선재고용권에 대한 기준, 재고용을 함에 있어 권리보유의 문제, 재고용 근로자의 임금 관할 조건은 권고 제1항에서 언급한 방법(국내법령, 단체협약, 취업규칙, 중재재정이나

학회, 2007, pp.120~121.

14) 대법원 2003. 7. 22. 선고 2002도7225 판결(기업의 구조조정의 실시 여부는 경영주체에 의한 고도의 경영상 결단에 속하는 사항으로서 이는 원칙적으로 단체교섭의 대상이 될 수 없고, 그것이 긴박한 경영상의 필요나 합리적인 이유 없이 불순한 의도로 추진되는 등의 특별한 사정이 없는 한 노동조합이 그 실시를 반대하기 위하여 벌이는 쟁의행위는 목적의 정당성을 인정할 수 없다.)

법원결정 및 국내 사정에 적합한 기타의 방법)에 의해 결정되어야 한다.”고 규정하고 있다.

(2) 독일

독일의 경우 정리해고자에 대한 사용자의 우선재고용의무에 관한 명시적인 규정은 없다. 독일은 정리해고에 있어 해고근로자에게 재고용이 아닌 보상청구권을 부여하고 있다. 독일 해고제한법 제1a조에서는 사용자가 긴박한 경영상 필요에 의하여 근로자를 해고하고, 근로자가 근로관계가 해고에 의하여 종료되지 않았음을 확인하는 소송을 제기하지 아니하면 근로자는 해고기간이 경과함과 동시에 보상청구권을 갖는다고 규정하고 있다. 보상청구권은 사용자가 근로자를 해고함에 있어 해고가 긴박한 경영상 필요에 의한 것이고 근로자가 제소기간이 경과하면 보상청구권을 갖는다는 내용을 명시하였을 것을 요건으로 하며, 보상금은 매 근속연수에 대한 0.5개월분 임금에 상당하는 금액이다. 즉, 독일은 정리해고에 대한 근로자 보상방법으로 사용자의 보상금 지급을 규정하고 있는 것이다.

비록 독일 실정법에서 사용자의 재고용의무를 규율하고 있지는 않지만 판례를 통해 정리해고된 근로자의 재고용 청구권을 인정하고 있다. 독일연방노동법원은 사후적인 경영환경의 변화에 따라 근로자의 직장보장원리가 형해화될 위험에 처하였다고 판단되는 경우에 해고근로자에게 종전 사용자와 다시금 근로계약관계를 재형성할 것으로 요구할 수 있는 법적 청구권을 인정함으로써 법관법 형태로 인정하고 있다.

(3) 프랑스

프랑스에서는 정리해고 이후 해고근로자에 대한 재취업활동 및 소득보장 등을 위한 다양한 제도가 마련되어 있는데 그 중 하나로 우선재고용권을 보장하고 있다. 프랑스 노동법전에서는 사용자로 하여금 정리해고 시 근로자에게 해고사유와 함께 우선재고용권 및 그 시행방식에 대해 명시하도록 규정하고 있다.¹⁵⁾ 해고된 근로자에게는 근로계약 종료일부터 1년 이내에 우선재고용을 신청할 수 있는 권리가 보장되며 근로자는 해당 기간 내에 권리행사의 의사를 표시하여야 한다. 해고된 근로자의 신청에 따라 사용자는 공석이고 신청 근로자의 직업자격에 상응하는 모든 일자리에 대한 정보를 신청 근로자에게 통지하여야 한다. 또한, 사용자는 공석이 발생한 일자리를 근로자 대표에게 통지하고 그 목록을 게시하여야 할 의무도 부담한다. 해고된 근로자가 해고 이후 새로운 직업자격을 취득하고 이를 사용자에게 통지한 경우에는 그 직업자격에 따른 우선재고용권을 갖게 된다.¹⁶⁾

15) 노동법전 L.1233-42조.

16) 노동법전 L.1233-45조 제1항~제3항.

사용자가 해고된 근로자에 대한 우선재고용권 관련 법 규정을 위반하는 경우에 있어 배상책임의 범위는 해당 기업이 근로자 11인 이상 사용 기업이거나 해당 근로자의 재직기간이 2년 이상일 경우에는 사용자는 최저 2개월의 임금에 상당하는 배상책임을 부담하며, 근로자 11인 미만 사용 기업이거나 해당 근로자의 재직기간이 2년 미만일 경우에는 사용자는 우선재고용 불이행에 따른 실손해에 대한 배상책임을 부담한다.¹⁷⁾

3. 재고용의무(권리)의 한계

재고용의무의 도입과정이나 외국의 입법례를 통해 보았을 때 재고용의무는 정리해고된 근로자들을 보호하기 위해 사용자에게 부여한 법적 강제 의무로 이해하는 것이 적절할 것이나, 현행 법 규정은 이러한 의미를 모두 담아내지 못하고 있다. 현행 근로기준법상 우선재고용의무는 정리해고를 하였다든 사실만으로 사용자에게 부여되는 것이 아니라 정리해고 당시 근로자가 담당하였던 업무에 인력 수요가 있는 경우라는 조건이 충족되는 경우에 한하여 발생하는 의무라는 점에서 한계를 갖는다. 우선재고용의무가 사용자에게 부과되기 위해서는 정리해고 이후 기존 업무에 대한 새로운 인력 수요가 발생하여야만 하는데, 이는 정리해고 실시 이후 경영상 어려움에서의 회복이 전제되어야 하는 것으로 모든 정리해고 실시 사용자가 이에 해당하지는 않는다. 물론 정리해고 당시의 경영상태가 호전되지 않은 상황에서 사용자에게 근로자를 위한 어떠한 조치를 요구하는 것은 무리일 수 있다. 하지만 정리해고 이후 경영상태 호전에도 불구하고, 사용자가 근로자를 고용하고자 하지 않으면 해고된 근로자는 어떠한 것도 사용자에게 요구할 수 없다. 즉, 정리해고된 근로자의 재고용은 해고와 마찬가지로 전적으로 사업의 경영상황과 그에 따른 사용자의 결단에 달려 있게 된다. 의무 부담자가 스스로 의무를 부담하기 위한 요건을 설정한다는 점에서 권리자인 해고자에게 있어 재고용권은 비확정적인 권리로서 존재할 수밖에 없는 한계를 가지고 있다.

또한, 실제 사용자가 정리해고 실시 이후, 경영상태가 호전되어 재고용을 하고자 하여도 이때의 재고용이 정리해고 당시 해고된 근로자 전체를 대상으로 하지 않을 수도 있다는 점에서 한계가 발생하게 된다. 해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무분야에 인력 수요가 있어야 비로소 의무가 발생하며, 게다가 그 인력 수요가 실제 해고당한 전체 근로자의 수에 못 미치는 경우에는 일부의 근로자에 대해서만 의무가 발생하게 된다는 것이다. 옳이 정리해고된 근로자의 보편적인 권리라고 인식하기에는 이상과 같은 한계가 내재되어 있다.

17) 노동법전 L.1235-13조, L.1235-14조.

III. 우선재고용의무의 법적 효과

1. 사용자의 우선재고용의무

사용자는 근로기준법 제25조에서 규율하는 대로 정리해고를 실시한 이후 경영상황의 개선 및 사업의 호전 등을 이유로 추가적인 인력 수급이 요청되는 경우 우선적으로 정리해고 하였던 근로자들에 대한 재고용을 실시하여야 한다. 현행법에서 사용자의 우선재고용의무 이행 방식이나 절차에 대해 특별히 규정하고 있지는 않으나, 법문을 통해 다음과 같은 순서로 진행될 것이라는 것을 미루어 짐작할 수는 있다. 우선 사용자는 정리해고 실시 이후 사업을 운영하는 과정에서 신규 채용의 필요성을 갖게 된다. 이때 신규 채용이 필요한 업무가 정리해고했던 근로자가 담당하였던 업무인지를 검토하고, 맞다고 한다면 해당 업무를 담당하였던 정리해고자에게 개별적 통지 방식 등을 통해 재고용을 제안하게 된다. 법에서 사용자의 우선재고용의무 발생 요건으로 ‘해고된 근로자가 원하면’이라고 규율하고 있으므로 사용자는 일방적으로 해고근로자를 고용할 수 없고, 해당 근로자에게 재입사 의사가 있는지 확인하는 절차를 거쳐야 한다. 이때 사용자의 제안에 대해 재고용을 원하는 근로자들은 이를 수락하면 되고, 그렇지 않은 근로자들은 이를 거부하면 된다. 이로써 사용자와 해고근로자 간에 재고용은 성립하게 되고, 새로운 근로관계가 형성된다. 결국 사용자가 근로기준법 제25조에 따라 이행하여야 할 우선재고용의무는 ① 해고근로자가 담당하였던 업무에 대한 채용 시 해고근로자에게 재고용의사를 확인할 의무, ② 재고용을 원하는 근로자를 재고용할 의무로 구성된다고 할 수 있다.

사용자의 우선재고용의무 이행에 있어 정리해고 이후 고용하고자 하는 근로자의 수가 해고근로자 중 재고용을 원하는 근로자의 수보다 많은 경우 사용자는 재고용 희망자를 모두 고용함으로써 근로기준법상 우선재고용의무를 이행하게 되므로 문제가 되지 않는다. 하지만 사용자가 고용하고자 하는 근로자의 수가 해고근로자 중 재고용을 원하는 근로자의 수보다 적은 경우에는 사용자의 우선재고용의무 이행에 문제가 발생한다. 이에 따라 사용자가 충원하고자 하는 대상 근로자 수가 정리해고된 자 중 우선재고용을 원하는 자의 수보다 적은 경우 어떻게 채용하는 것이 사용자의 우선재고용의무를 이행한 것으로 볼 수 있는지에 대한 판단이 필요한데, 법은 이에 대해 명시하고 있지 않다. 따라서 예를 들어, 사용자가 정리해고된 자 중 사전 선별하여 일부 정리해고된 자에 대해서만 우선재고용 희망 여부를 확인하고, 그에 따라 확인된 자를 채용한 경우, 정리해고된 자 중 충원하고자 하는 업무의 수행이 가능한 자 전원에 대해 충원 의사를 통지하고 그 중 재고용 희망을 사용자에게 통보한 자들 중 사용자가 설정한 채용기준에 따라 일부를 고용한 경우¹⁸⁾ 등에

대해 재고용의무를 이행했는지 여부를 결정하는 것이 곤란할 수밖에 없다.

이에 대해서는 외국 입법례도 명시적인 기준을 제시하고 있지 않다. 다만, ILO권고에서 재고용의 기준에 대해 국내 법령이나 단체협약 등 국내 사정에 적합한 방법으로 정하도록 하고 있는데, 법령에서 정하고 있지 않은 만큼 단체협약 등 자치규범을 통해 이를 해결할 수밖에 없는 상황이다.

2. 해고근로자의 고용의무 이행 청구권

근로기준법 제25조제1항에 따라 사용자의 우선고용 의무는 당연히 인정되나, 근로자의 우선고용 청구권도 발생케 하는지에 대해서는 법문으로 명확하게 규율되지 않는다. 다만, 입법 당시 회의록¹⁹⁾에서 입법안을 제출한 정부 측 담당자는 이 규정에 따라 근로자의 민사상 청구권이 부여된다고 설명하고 있다. 그리고 이에 대해 사용자의 우선고용 의무 발생 요건으로 법문이 ‘근로자가 원하면’을 규정하고 있으므로 이를 근거로 근로자의 고용청구권까지도 인정될 수 있는 것으로 해석되어야 한다는 견해²⁰⁾도 제시되고 있다. 청구권이 인정되면 근로자는 사용자를 상대로 고용의무 확인 또는 이행의 소를 제기할 수 있으며, 사용자의 의무 불이행에 대해 손해배상책임을 물을 수도 있다.

하급심 판례이지만 정리해고된 근로자가 자신을 재고용하지 않은 사용자에 대해 재고용 의무 이행을 청구한 사안에서 우선재고용과 관련한 규정이 기존에는 노력규정에 불과하였던 것을 근로자 보호 및 고용안정성의 도모를 위해 의무규정으로 전환한 것인 점, 개정된 입법자의 의도는 정리해고를 한 사용자에게 재고용 노력의무를 넘어 법적인 재고용 의무를 부과한 것으로 볼 수 있는 점, 정리해고 된 근로자는 자신에게 귀책사유가 없음에도 사용자의 경영상 판단에 따라 고용상실의 불이익을 감수하였고 이러한 근로자의 과거의 희생에 대한 사후적 보상의 필요성이 인정되는 점, 정리해고의 대상이 되는 근로자에 대한 사회적 보호 장치가 충분히 마련되지 않은 상태에서 경영상의 이유에 의한 해고만을 강화한다는 것은 사회적 시장경제 체제를 근간으로 하는 헌법 원리에 부합하지 않는다 할 것인 점 등을 이유로 정리해고 된 근로자가 근로기준법 제25조를 근거로 사용자에게 재고용 의무의 이행을 구할 수 있는 사법상의 청구권으로서의 성격을 가진다고 봄이 타당하다고 판단하였다. 21)

18) 볼 수 있다는 견해 강선희, “경영상 이유로 해고된 자의 우선재고용의무”, 『노동리뷰』, 2014년 12월 호, 한국노동연구원, 2014, p.88.

19) 제17대 제262회 제13차 환경노동위원회 국회회의록.

20) 김형배, 『새로 쓴 노동법』, 박영사, 2016, p.718.

21) 인천지법 2014. 9. 25. 선고 2013가합17168 판결(이 사건은 서울고등법원 2016. 2. 5. 선고 2014나 50038 판결에서 원고 일부 승소로 결과가 유지되었고, 현재는 대법원(2016다13437)에 계류 중이다.)

3. 위반의 효과

정리해고된 근로자에 대한 우선재고용의무를 규정하고 있는 근로기준법 제25조를 위반한 것에 대한 처벌 규정은 없다. 따라서 사용자가 정당한 이유 없이 이 규정을 위반하여 정리해고한 근로자를 재고용하지 않고 다른 근로자를 고용하면 그에 따른 손해배상 문제만이 발생하게 된다.²²⁾ 법원도 해고근로자와 근로계약을 체결하였는지 여부로 의무 이행 여부를 판단한 후 이를 이행하지 않았다면 해고근로자를 고용할 의무가 있는 사용자는 해고근로자에게 고용의무의 불이행으로 인한 손해를 배상할 의무가 있다고 판단하였으며, 이때 재고용의무 불이행으로 인하여 해고근로자가 입은 손해는 사용자가 법에 따라 재고용의무를 이행하였더라면 근로자가 받았을 임금 상당액으로 판단하고 있다.²³⁾ 사용자의 우선재고용의무 미준수로 정리해고된 근로자의 우선재고용권을 침해하였으므로 그로 인해 발생한 근로자의 손해에 대해 배상하는 것은 당연하다고 할 수 있다. 그리고 그 손해액도 사용자가 재고용의무를 이행하였더라면 근로자가 받았을 임금 상당액으로 산정하는 것 역시 우선재고용권 침해에 대한 배상액으로 상당하다고 할 것이다.²⁴⁾

이러한 손해배상에 대해서는 고용의무의 이행을 강제하는 간접강제적 성격을 가진다고 보는 견해²⁵⁾도 있다. 재고용의무 미준수에 따른 손해배상에도 불구하고 여전히 정리해고된 근로자에 대한 우선재고용의무는 잔존하므로 우선재고용 시점까지 손해배상액은 계속 증가할 수밖에 없기 때문에 사실상 손해배상으로 인해 사용자가 정리해고된 근로자를 고용할 수밖에 없게 되기 때문이다. 이와 같이 법원의 손해배상 인정으로 사실상의 간접강제적 성격을 인정할 여지가 있다고 하여도 손해배상은 사용자의 우선재고용의무 미준수로 인해 발생한 정리해고된 근로자의 실손해에 대한 배상이 본질이라는 점에서 간접강제적 성격이 당연히 내재되는 것으로 보기는 어렵다고 생각된다.

프랑스의 경우, 법에서 사용자가 우선재고용의무를 준수하지 않은 경우 2개월분 이상의 임금 상당액에 해당하는 금전보상을 규정하고 있다. 재고용의무의 실효성 확보를 위해 프랑스와 같이 우선재고용의무 위반에 대해 근로계약기간의 장단에 따라 손해배상책임범위를 명문화하는 입법이 주장되기도 한다.²⁶⁾

22) 노동법실무연구회, 『근로기준법 주해 II』, 박영사, 2013, p.263

23) 인천지법 2014. 9. 25. 선고 2013가합17168 판결.

24) 손해배상과 관련하여 명문의 규정을 두어야 한다는 개정안이 제출되기도 하였다.(이인영의원 등 15인 근로기준법 일부개정법률안 2016. 6. 7.) 이에 따르면 사용자가 우선 재고용 의무를 위반하는 경우 사용자가 고용노동부령으로 정하는 범위 혹은 실손해액의 범위에서 손해배상금을 지급하도록 규정하고 있다.

25) 강선희, “경영상 이유로 해고된 자의 우선재고용의무”, 『노동리뷰』, 2014년 12월호, 한국노동연구원, 2014, p.89.

IV. 우선재고용의무 관련 쟁점의 해석

1. 우선재고용 대상 근로자

현행법에서는 우선재고용 대상으로 ‘해고된 근로자’로 명시하고 있다. 해고된 근로자란 해고 당시 사용자와 근로관계를 형성하고 있는 자 중 정리해고 절차에 의해 적법하게 해고된 자를 의미하는 것으로 해고 당시의 고용형태(정규직, 비정규직)나 근속연수 등은 전혀 고려되지 않는다. 해고된 이후 재취업한 자도 대상에 해당한다고 할 것이다. 우선재고용권은 해고된 사실에 따라 부여되는 것이지 재고용 당시 취업상태는 고려대상이 아니기 때문이며, 법문에서 ‘근로자가 원하면’이라고 규정하고 있어 해당 근로자가 재취업한 일자리와 재고용 일자리 중 선택하면 되는 문제이기 때문에 굳이 제외하여야 할 이유가 없다고 할 것이다.²⁷⁾

이에 대해 우선재고용 대상 근로자의 범위를 ‘해고된 근로자’로 국한하지 않고 정리해고 과정에서 자발적으로 퇴직한 자에게까지 확대하는 것이 타당하다는 견해가 있다. 사용자의 입장에서도 재고용에 있어 대상자의 범위가 확대되기 때문에 적격자 선택이 더 용이하다고 주장한다. 프랑스 판례도 ‘해고된 근로자’라는 명시적인 법 문언에도 불구하고 다른 조항에 근거하여 정리해고 과정에서 자발적 퇴직을 선택한 근로자도 해고된 근로자와 마찬가지로 우선재고용권을 갖는다는 입장을 취하고 있다고 한다.²⁸⁾

자발적 퇴직자에 대해 해고자와 동일하게 취급하는 해석은 형평의 관념에 반할 수 있고, 우선재고용권의 청구권적 성격을 희박하게 할 우려가 있다는 점에서 원칙적으로 우선재고용 대상자에서 제외하는 것으로 해석하는 것이 바람직하다고 하면서 예외적으로 자발적 퇴직의 형태를 취하고 있으나 실질적으로는 근로자의 의사에 반하는 퇴직으로서 해고에 해당하는 경우에는 포함할 수 있으며, 자발적 퇴직자에 대해 일반 채용지원자와의 관계에서 우선재고용 대상자로 해석이 가능하다는 입장²⁹⁾이 있다.

그러나 자발적 퇴직의 형태를 취하면서 실질적으로는 근로자의 의사에 반하는 퇴직인지

26) 김남근, “쌍용자동차 정리해고 사건을 계기로 본 정리해고 제도의 개선방향”, 『노동법연구』, 제33호, 서울대노동법연구회, 2012, p.284.

27) 조용만, “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』, 제22호, 서울대노동법연구회, 2007, p.138.

28) Cass. soc. 10 mai 1999, RJS 6/99, n°806.(조용만 “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』 제22호, 서울대노동법연구회, 2007, p.138에서 재인용)

29) 조용만, “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』, 제22호, 서울대노동법연구회, 2007, p.139.

여부에 대한 판단이 용이하지 않고, 실제 그렇다고 한다면 퇴직자 본인이 우선재고용권 행사 과정에서 자신의 근로관계 종료의 형식에도 불구하고 실제 해고에 해당한다는 사실을 증명하면 그에 따라 권리를 부여하면 될 문제이지 사용자 입장에서 굳이 자발적 퇴직자를 구분하여 의무 이행 여부를 판단할 문제는 아니라고 할 것이다. 그리고 자발적 퇴직자는 해고자가 아니므로 우선재고용과 관련한 어떠한 법적 권리도 향유할 수 없다고 할 것이므로 채용과정에서 사용자가 자유롭게 자발적 퇴직자에 대한 경력 등을 이유로 고용 여부를 검토할 수는 있겠으나, 근로기준법 제25조를 근거로 일반 채용지원자와의 관계에서 우선재고용 대상자로 해석하는 것은 법의 해석 범위를 넘어서는 것이라고 생각한다.

2. 해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무의 범위

현행법에서는 사용자가 우선재고용 의무를 부담하는 요건을 ‘해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무’를 할 근로자를 채용하려고 할 경우로 규정하고 있다. 법문을 엄격히 해석하면 해고된 근로자는 해고 당시 자신이 담당하였던 업무가 아닌 업무에 대해서는 자신이 과거 담당하였거나 담당할 수 있는 업무임에도 불구하고 사용자에게 우선고용을 요구할 수 없게 된다. 이에 대해서는 업무 내용에 관해 근로계약 당사자 사이에 특약이 있는 경우, 또는 특별한 기술·자격이 요구되는 업무인 경우를 제외하고, 업무 내용의 변경은 원칙적으로 사용자의 권한에 속하는 것으로 업무상 필요한 범위 안에서는 상당한 재량이 사용자에게 인정된다는 판례의 입장³⁰⁾을 들어 사용자의 인사명령에 따라 업무내용이 변경되어 왔음에도 해고 당시에 우연히 담당하였던 업무와 다르다는 이유만으로 우선재고용권을 부정하는 것은 불합리하다고 비판하며, ‘해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무’라는 요건에 대해 합리적인 해석이 필요하다는 주장이 있다.³¹⁾

앞서 우선재고용권을 인정하고 있는 ILO권고와 프랑스 노동법에서는 그 대상을 직업자격으로 규율함으로써 근로자의 우선재고용권 주장 범위를 넓게 인정하고 있다. 특히 프랑스는 해고된 근로자가 해고 이후 해고 당시 가지고 있던 새로운 직업자격을 취득하고 이를 사용자에게 알린 경우, 그 자격에 상응하는 업무에 대한 우선재고용권이 인정된다.

하급심 판례에서 “이 사건 규정이 정리해고 된 근로자에게 우선재고용될 권리를 인정하는 근로기준법의 취지, 업무 내용의 변경은 원칙적으로 사용자의 권한에 속하는 것으로 업무상 필요한 범위 안에서는 상당한 재량이 사용자에게 인정되는 점, 업무의 동일성과 관련하여 재고용 의무가 인정되는 근로자의 범위가 넓게 인정하는 경우 사용자로서도 재

30) 대법원 1991. 2. 22. 선고 90다카27389 판결.

31) 조용만, “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』, 제22호, 서울대노동법연구회, 2007, p.136.

고용 적격자를 선택할 수 있는 가능성이 더 많게 되므로 이러한 해석이 사용자에게 일반적으로 불이익하다고는 보이지 아니하는 점 등에 비추어 보면 이 사건 규정상의 채용대상 업무와 해고 당시 근로자의 업무가 그 주된 내용에는 차이가 있다고 하더라도 동일한 수준의 직업능력 및 자격을 요하는 경우 동일한 업무라고 해석함이 상당³²⁾하다고 판시하여 법문에서 ‘해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무’라고 규정하고 있음에도 불구하고 그 범위를 업무에 국한하지 않고 근로자의 능력 및 자격을 바탕으로 판단하고 있다.

다만, 재고용의무를 부담하는 범위를 업무가 아닌 근로자의 능력 및 자격으로 삼는 경우 능력 및 자격을 더 많이 가지고 있는 해고근로자가 더 많은 재고용 기회를 갖게 되어 재고용 기회의 불균형이 발생하게 된다. 일반적으로 능력 및 자격을 더 많이 가진 해고자가 그렇지 않은 해고자보다 재취업의 기회 내지 가능성이 높는데 해고근로자에 대한 보상책으로 마련된 재고용에 있어 재취업의 기회가 더 많은 해고근로자에게 재고용 기회를 더 부여하는 것이 적절한 것인가 의문이다. 실제 채용에 있어서도 사용자는 활용도가 높은 인력을 채용하게 되므로 사실상 재고용에 있어 상대적 불이익이 발생할 수 있다.

이 때문에 ‘해고된 근로자가 해고 당시 담당하였던 업무와 같은 업무’를 해고 시 담당하였던 업무와 사용자가 정리해고 당시 해고회피노력의 일환으로 시행한 배치전환 시 재배치될 수 있었던 업무까지를 포함하는 견해³³⁾가 일응 타당하다고 생각된다.

V. 한계와 개선방안

1. 재고용의무 규정의 한계와 법적 흠결

앞서 살펴본 바와 같이 정리해고된 근로자에 대한 사용자의 우선재고용의무는 특정 근로자 개인과 관계되어 형성되는 것이 아니라 정리해고근로자 전체와 사용자 간의 관계에서 잠정적으로 형성되었다가 법에서 정한 요건의 충족이라는 상황 변화에 따라 특정 개별 정리해고근로자와 사용자 간에 있어 구체적인 권리로 발현된다는 점에서 불확실성과 사용자가 고용하고자 하는 인력규모가 정리해고된 근로자 규모보다 작은 경우 정리해고된 근로자 전체 중 일부에 대해서만 이행될 수밖에 없다는 점에서 근로자 간 비균등성의 한계가 내재되어 있다고 할 수 있다.

32) 인천지법 2014. 9. 25. 선고 2013가합17168 판결.

33) 김남근, “쌍용자동차 정리해고 사건을 계기로 본 정리해고 제도의 개선방향”, 『노동법연구』, 제33호, 서울대노동법연구회, 2012, p.283.

그리고 재고용 권리자인 해고근로자는 해고로 인해 회사와 단절될 수밖에 없어 재고용과 관련된 정보로부터 배제될 수밖에 없고 이는 해고근로자의 권리 보장에 큰 장애요소로 작용할 수 있음에도 이에 대한 방안을 법에서는 마련하고 있지 않다는 점 역시 한계로 지적될 수 있다. 뿐만 아니라 사용자의 우선재고용의무에 대해 규정하고 있으면서 그에 따른 이행절차 및 방식, 이행 기준, 위반에 따른 제재 등에 대해서 규율하고 있지 않으며, 해고근로자의 재고용 시 지위와 처우 등에 대해서도 전혀 규정되어 있지 않아 정리해고된 근로자의 우선재고용 권리의 보장 및 실현에 미흡한 것이 사실이다.

2. 집단적 권리로서의 접근

현행 우선재고용의무와 권리는 해고근로자 개인에 대해 사용자가 채용하고자 하는 업무와의 연결이 확정적으로 인정되는 상황만을 전제로 한 것으로, 특정 해고근로자의 개별권리로서만 인정된다는 점에서 정리해고에 대한 근로자 보호방안으로 미흡하다고 할 수 있다. 왜냐하면 근로기준법 제25조의 사용자의 우선재고용의무 규정에 따라 정리해고된 근로자 가지는 권리는 여전히 정리해고의 특성상 집단성을 떨 수밖에 없다고 생각하기 때문이다. 물론 앞서 살펴본 바와 같이 사용자가 채용하고자 하는 인력 규모가 재고용을 원하는 근로자보다 많거나 사용자가 채용하고자 하는 업무를 해고 당시 담당하였던 자가 특정 근로자 외에는 없는 등과 같이 사용자의 우선재고용의무가 정리해고된 근로자 개인에게 구체적이고 확정적으로 발생하는 경우라고 한다면 해당 근로자 개인의 우선 재고용권리를 당연히 인정할 수 있을 것이다. 하지만 정리해고는 대부분 대규모 인력조정의 형태로 나타나는 반면, 정리해고 이후 사용자의 신규 채용 규모는 그리 크지 않은 점을 고려하면 사용자에게 우선재고용의무가 부여되었다고 하여 정리해고된 모든 근로자에게 구체적이고 확정적인 권리가 주어진다고는 볼 수 없다. 이는 정리해고의 특성에서도 도출할 수 있는데, 정리해고는 근로자 개인의 근로관계 종료인 해고의 형태로 나타나지만, 그 본질은 사용자의 사업 내 전체 인력규모에 대한 조정이라는 점이 그것이다. 즉, 정리해고의 포커스는 얼마만큼의 근로자를 해고하여 인력규모를 축소할 것인가에 있는 것이지 어떤 근로자를 해고할 것인가에 있는 것이 아니라는 점이다. 이와 같이 정리해고를 이해한다면 사용자의 정리해고 실시에 대하여 기본적으로 권리를 주장하여야 하는 주체는 개별근로자가 아니라 사업장 내 전체 근로자라고 할 것이며, 단지 정리해고 이후 상황 변화 등에 따라 그 안에서 실제 해고를 당한 자와 그렇지 않은 자, 해고를 당한 자 중에서도 재고용을 원하는 자와 원하지 않는 자에 따라 그 권리의 내용과 효력이 달라지는 것으로 이해하는 것이 적절하다.

이렇게 이해하여야만 정리해고에 대해 해고된 근로자만이 아닌 해고되지 않은 근로자의

권리 주장도 가능해지며, 근로자 대표를 통한 재고용 협정 체결도 가능하게 된다. 또한, 개별 근로자에 대한 사용자의 우선재고용의무 실효성 확보와 관련하여 해고된 근로자가 접근 불가능하여 실질적인 권리 행사의 장애가 되는 사용자의 경영상황 및 재고용 정보에 대해서도 내부 근로자들의 접근과 해고근로자에 대한 정보 제공이 가능해진다는 점에서 유의미하다고 할 것이다.

이와 같이 우선재고용과 관련한 입법적 한계와 흠결을 보완하기 위해서 가장 효과적인 방법이 정리해고 시점에서의 사용자와 근로자 대표가 재고용에 대한 협정을 체결하는 것이라고 할 수 있는데, 그 방식은 법에서 재고용에 대한 협정의 체결을 정리해고 정당성의 한 요건으로 규율하여 사용자와 근로자 대표 간의 협정 체결을 의무화하는 방식이 적절할 것으로 생각된다. 앞서 살펴보았듯이 정리해고에 대한 재고용권리를 집단적 차원에서 이해하게 되면 법으로 협정 체결을 강제하는 것에 대한 이론적 근거가 될 수 있다. 사용자와 근로자 대표 간의 협정을 통해 해고된 근로자의 재고용권리를 보다 구체화·실질화할 수 있을 것이다. 나아가 보다 효과적인 협정 체결을 유도하기 위해 법에서 재고용 협정에 경영상황 및 인력현황에 대한 정보 제공, 해고근로자별 재고용 대상 업무, 재고용의사 통보 방식 및 채용 절차, 재고용 후 근로조건 등에 관한 사항 등을 포함하도록 규정하는 방안도 고려할 만하다.

3. 기타 세부 규정 정비

사용자와 근로자 대표 간의 협정을 통해 재고용과 관련한 사항을 자율적으로 형성하도록 하는 것이 바람직하다고 하더라도 여전히 추가적인 세부 규정 정비의 필요는 존재한다. 해고된 근로자는 근로관계의 종료로 인하여 사업 내 경영상황의 변화나 인력수급 계획 등에 대한 정보에 접근하는 것이 곤란함은 이미 설명한 바 있다. 근로기준법 제25조에 따라 사용자로부터 우선재고용권이 보장되는 자임에도 자신의 권리 행사에 필요한 정보로부터 철저히 배제되어 있는 것이며, 이는 해고근로자의 우선재고용권을 유명무실하게 할 수 있다는 점에서 불합리하다. 프랑스의 경우 법에서 재고용 권리의 실질적 보장을 위해 재고용과 관련하여 이를 희망하는 해고근로자와 근로자 대표에게 공적인 일자리에 대한 정보를 제공하도록 하는 정보제공의무를 사용자에게 부여하고 있다고 한다.

그리고 해고근로자의 우선재고용권이 실질적인 권리로서 모든 정리해고 근로자에게 균등하게 보장되기 위해서는 동일한 상황의 근로자의 고용으로 재고용 기회를 잃은 해고근로자에 대한 보상책이 함께 마련되어야 할 것으로 생각된다. 현행법에 따르면, 우선재고용의무가 인정되는 3년 동안 해고근로자 중 일부 근로자만이 재고용되면 나머지 근로자들은 더 이상 어떠한 보상도 받지 못하게 된다. 이는 동일하게 정리해고로 인해 일자리를 상실

한 근로자 간의 형평성에서 문제가 될 수 있다. 또한 이 때문에 근로기준법상 정리해고된 근로자에게 인정되는 우선재고용권을 해고된 모든 근로자 개인의 구체적 권리로 파악할 수 없게 된다. 따라서 사용자가 일부 인원에 대해서만 재고용을 이행한 경우 나머지 재고용되지 않은 해고근로자에 대한 보상책으로서 일정 금액의 보상금을 규정하는 것도 검토할 필요가 있다 할 것이다. 우선재고용이 일부 이행되었다는 것은 사업의 경영상황이 어느 정도 호전된 것으로 판단할 수 있으므로 합리적인 수준에서 보상금을 책정한다고 한다면 사용자에게 부담이 되지 않는 것으로 생각된다. 다만, 어느 정도가 합리적인 수준인지에 대해서는 다소 의견 차가 있을 수 있다고 생각된다.

VI. 결 론

경영상 긴박한 필요에 의해 실시되는 정리해고는 사용자의 경영상 필요임에도 불구하고 그 불이익이 온전히 근로자에게 돌아간다는 점에서 다른 해고와 달리 매우 불합리한 해고이다. 이에 따라 우리 법은 그 필요에 의해 정리해고를 허용하면서도 해고된 근로자들에 대한 사용자와 정부의 후속 조치에 대해 규율하고 있다. 사용자는 이에 따라 정리해고 이후 해고된 근로자가 담당하였던 업무에 근로자를 채용하고자 할 때 정리해고된 근로자를 우선적으로 재고용하여야 한다. 사용자의 정리해고자들에 대한 우선재고용의무는 단순히 정리해고된 근로자의 구제책으로서만 기능하는 것이 아니라 정리해고제도라는 큰 틀에서 보면 정리해고제도의 정당성과 합리성을 보장하는 보완책으로서의 역할을 하게 된다. 즉, 정리해고라는 비정상적인 방법으로 고용을 상실한 근로자에 대해 근로관계 종료 이후에도 다시 업무에 복귀할 수 있는 방안을 마련함으로써 정리해고의 비정상성을 상쇄하고 있는 것이다.

이러한 점에서 정리해고에 따른 사용자의 재고용의무와 그에 따라 발생하는 해고근로자의 재고용권은 단순히 근로자와 사용자 간의 개인적 권리·의무로서만 인식할 것이 아니라 사업장 내 근로자들의 사용자에 대한 집단적인 권리로서 인식할 필요가 있다. 궁극적인 재고용이 가능하기 위해서는 무엇보다 사용자의 적극적인 경영 정상화 의지와 재고용 의사가 필요한데, 이는 직장으로부터 배제된 해고근로자의 요구만으로는 불가능하다고 할 것이다. 정리해고제도의 보완이자 균형 유지 방안으로서 우선재고용이 실질적으로 이루어지기 위해서는 근로자 전체의 요구가 필요하다고 할 것이다.

그 방안으로 우선재고용의무 규정과 함께 사용자로 하여금 근로자대표와 우선재고용에 관한 협정을 정리해고 시 체결토록 의무화하는 방안이 고려될 수 있다. 협정 체결을 정리해고 정당성 판단 요건화하고 협정에서 재고용에 관한 기준 등을 상세히 자율적으로 체결

하도록 함으로써 재고용에 대한 실질적인 보장을 가능케 할 수 있을 것이다.

참고문헌

<단행본>

1. 김형배(2016), 『새로 쓴 노동법』, 박영사.
2. 노동법실무연구회(2013), 『근로기준법 주해 II』, 박영사.
3. 임종률(2013), 『노동법』 (제11판), 박영사.

<소논문>

4. 강선희(2014), “경영상 이유로 해고된 자의 우선재고용의무”, 『노동리뷰』, 2014년 12월호, 한국노동연구원.
5. 권 혁(2007), “현행근로기준법상 우선재고용의무제도의 법 이론적 문제점”, 『노동법학』, 제25호, 한국노동법학회.
6. 김남근(2012), “쌍용자동차 정리해고 사건을 계기로 본 정리해고제도의 개선방향”, 『노동법연구』, 제33호, 서울대노동법연구회.
7. 김봉수(2012), “독일 해고제한법상 경영상 이유에 기한 해고시 보상청구권”, 『강원법학』, 제35권, 강원대학교 비교법학연구소.
8. 김희성(2013), “과건법상 고용간주규정과 고용의무조항의 법적 효과에 대한 재검토”, 『노동법포럼』, 제18호, 노동법이론실무학회.
9. 조용만(2007), “개정 근로기준법상 우선고용제의 법적 평가 및 쟁점 검토”, 『노동법연구』, 제22호, 서울대노동법연구회.
10. 조임영(2013), “프랑스 경영해고 규율의 현황과 과제”, 『노동법연구』, 제34호, 서울대노동법연구회.

abstract**Employer's Obligation of Hiring Again Redundancy Workers****Se-woong Oh**

Dismissals for managerial reasons are unreasonable for workers. Because workers are dismissed due to deteriorating management. So it needs a way to protect dismissed workers. The law defines the hiring again obligations of the employer. However, there is a limit to the law.

Workers can not know recruit information because they can not access the information of their employer. And employment of workers is a matter for the employer. If the user decides not to make a decision, the worker can not be employed again. Therefore, it is not the full right of workers to hire again.

The right is not Individual rights of workers but right of worker's group to be protected by a dismissed worker, Because layoffs are about the entire workforce. And workers can engage in employment. At the time of the layoffs, the representatives of the workers and the employer have to sign up for the hiring again redundancy workers. This allows workers to strengthen their rights.

Keywords : Dismissals for managerial reasons, The hiring again obligations of the employer, The rights of dismissed workers

産 業 關 係 研 究
 第27卷 第3號, 2017. 9. pp.61~84
 © 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

근로계약서의 평균처치효과(ATE) 실증분석: 비정규직 시간제 노동자를 중심으로*

강 금 봉**

본 논문은 근로계약서의 평균처치효과(average treatment effect)를 반사실적 실험(counterfactuals experiment) 모델로 실증분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 2016년 8월 경제활동인구 근로형태별 부가조사 자료를 활용하여 비정규직 시간제 노동자를 중심으로 분석하였다.

노동자의 근로계약서 작성 여부에는 통제변수 외에 관찰되지 않는 이질성(unobservable heterogeneity)이 영향을 미칠 가능성이 커 내생성(endogeneity)을 가지게 되고, 자기선택(self-selection)으로 선택 편의(selection bias)가 발생할 가능성이 있다. 그러므로 본 연구의 주요 분석방법론은 내생성을 고려한 도구변수 방법(IV methods)인 직접 2단계 최소제곱법(Direct-2SLS), 프로빗-최소제곱법(Probit-OLS), 프로빗-2단계 최소제곱법(Probit-2SLS)과 선택 편의를 고려한 헤크만의 2단계 분석방법(Heckman two-step selection model)을 활용하였다. 또한, 근로계약서의 효과가 동일할 수도 있지만, 이질적일 수도 있으므로 본 연구에서는 내생성, 선택편의, 이질성을 고려한 Cerulli(2014)의 분석방법을 활용하여 분석하였다.

분석결과 근로계약서의 평균처치효과는 인적특성에 따라 이질적이라고 가정한 모형에서 Probit-OLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 28.7만 원, Probit-2SLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 22.8만 원으로 추정되었다.

▶주제어: 근로계약서, 내생성, 도구변수 방법, 선택편의, 이질적 효과

논문접수일: 2017년 6월 12일, 심사의뢰일: 2017년 7월 9일, 심사완료일: 2017년 8월 24일

* 본 논문에 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사자 두 분께 깊이 감사드립니다.

** 경제사회발전노사정위원회 전문위원, goldbong1@naver.com

1. 서론

노동자 중에서 임금이 체불되거나) 최저임금 이하의 임금을 받거나, 연장 및 야근 수당을 지급 받지 못하는 등 근로조건 보호의 사각지대에 있는 열악한 노동자들이 증가하고 있어 사회적인 문제가 되고 있다. 기본적으로 노동자를 위한 근로조건 보호는 근로기준법이라는 법적 토대에서 고용노동청에 신고제도, 근로감독관에 의한 감시와 감독 등의 다양한 수단 등이 있지만, 우선으로는 사용자와 노동자 간에 명확한 근로조건 사항을 문서로 만든 근로계약서 작성을 통해 자율적으로 서로 준수하는 것이 중요하다.

근로기준법에는 임금, 소정근로시간, 주휴일, 연차유급휴가를 서면으로 명시해 근로계약을 체결해야 한다(근로기준법 제17조)고 적시하고 있다. 특히 임금의 경우에는 임금의 구성항목, 계산방법, 지급방법도 명시하도록 하고 있다. 사업주는 노동자를 고용할 때 회사규모와 상관없이 무조건으로 근로계약서를 작성해야 하고, 정규직뿐만 아니라 시간제, 일용직 등의 고용형태에 상관없이 반드시 작성·교부해야 한다. 비록 노동자가 근로계약서를 요구하지 않아도 사업주는 의무적으로 근로계약서를 작성하고 사용자와 노동자가 1부씩 가지게 된다. 만약에 노동자가 근로계약서를 작성하지 않게 되면 연장·야간·휴일근로 등 초과근로를 하더라도 가산수당이나 임금지급, 유급휴가, 퇴직금 등의 혜택을 제대로 받지 못할 수도 있다. 또한, 노동자가 사업주와 임금 미지급, 고용계약 기간 사정에 따른 정규직 전환, 부당해고, 산재 발생 등의 문제로 소송 과정에서 근로계약서는 노동자 보호의 중요한 판단 근거가 된다. 그러므로 근로계약서 작성은 노동자와 사용자 간에 불필요한 갈등과 혼란을 최소화할 수 있는 중요한 방편이다.

근로계약서의 작성을 의무화하기 위해 2007년도에는 근로기준법 개정으로 통해 근로조건 서면 명시 의무를 위반하거나 근로계약서의 교부 의무를 위반한 사용자에게 대해 형사처분으로 500만 원 이하의 벌금을 부과하도록 하였다. 또한, 2014년 8월 1일부터는 사용자가 기간제 또는 단시간 노동자와 근로계약을 서면으로 체결하지 않으면 시정지시 없이 '즉시' 과태료가 부과되도록 개정하였다.

고용주 입장에서는 근로계약서의 작성하지 않게 되면 근로기준법 위반으로 금전적 손해 발생, 형사처벌의 위협성에 노출되고, 노동자 입장에서도 근로계약서의 작성하지 않으면 자신의 권리를 구체적으로 보장받지 못할 수도 있다.

1) 2015년 체납금액은 1조 2,993억 원으로 전년 13,195억 원 대비 1.5%(202억 원) 감소하였고, 체불노동자 수는 295,677명으로 전년 대비 1.1%(3천 명)로 다소 증가하였으나 1인당 체불액은 439만 원이다. 최근 10년간(2006년 이후) 임금체불이 가장 많이 발생한 때는 2009년으로 체불액은 1조 3,438억 원, 체불 노동자 수는 300,651명이었다(고용노동부, 2017b).

그러나 임금노동자 중 근로계약서의 작성 현황을 2016년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 자료를 분석한 <표 1>을 살펴보면 여전히 전체 비정규직 노동자 중 59.77% 정도만이 근로계약서를 작성하고 있고 나머지 40.24%인 259만 2천 명은 작성하지 않고 있다.

2016년도 고용노동부 하반기 기초고용질서 일제점검(2016. 9.22~12.15)에서도 점검 대상 총 3,108개소 중 2,717개소에서 근로조건 서면 명시 의무 위반으로 적발되었다(고용노동부, 2016a). 특히 대상별 2016년 고용노동부 근로감독 실태에서도 택배·물류 업종의 사업장에서는 52.8%, 건설근로 사업장에서는 32.2%, 파견 사업체 및 사용 사업체에서는 21.3%가 근로계약 미작성 및 미교부로 적발되었다(고용노동부, 2016b). 청년 등 취약노동자 보호를 위한 2016년 상반기 기초고용질서 일제점검 결과에서도 위반업체 2,920곳 중 48.3%에서 서면 근로계약 미작성으로 적발되었다(고용노동부, 2016c; 고용노동부, 2017a). 이러한 근로계약서의 미작성은 임금체불, 최저임금 위반, 주휴수당 위반 등과 함께 적발되는 경우가 많다. 또한, 근로계약서의 작성 여부에 따라라도 사회보험 가입률이 크게 달라져 근로계약서를 작성하였을 때 사회보험 가입률이 높은 것으로도 분석되었다(금재호, 2012).

<표 1> 고용형태별 근로계약서 작성 여부 현황: 2016년 8월

(단위: 명, %)

		근로계약서 작성	근로계약서 미작성
정규직		819만 9천(62.20)	498만 2천(37.80)
비정규직		385만 1천(59.76)	259만 2천(40.24)
한시적	기간제	249만 9천(85.31)	43만 3천(14.69)
	비기간제	39만 5천(54.42)	33만 1천(45.58)
시간제		115만 명(46.34)	133만 2천(53.66)
비전형	용역	59만 1천(84.99)	10만 4천(15.01)
	파견	17만 8천(88.87)	2만 2천(11.13)
	특수형태	27만 4천(55.63)	21만 9천(44.37)
	일일	8만(9.34)	78만 2천(90.66)
	재택	5천(14.39)	3만 5천(85.61)

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 2016. 8.

근로계약서의 작성 여부에 따라서 최저임금법 준수, 주휴수당, 연장·야간·휴일근로수당 등의 수혜에 영향을 미치게 되어 노동자가 받게 되는 총임금에도 차이가 발생할 것으로 추측된다. 아직 근로계약서의 효과 분석에 대한 연구는 진행되지 못하였다.²⁾ 그러므로 본 연구는 근로계약서의 효과를 계량경제학적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해서 2016년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 자료를 활용하여 시간제 노동자를 중심으로 근로계약서의 작성 여부와 임금과의 관계, 근로복지 및 사회보험 수혜율을 검증하고, 현대 정책 평가방법론에 기초한 반사실적 실험(counterfactuals experiment) 모델로 근로계약서의 평균처치효과(average treatment affect)를 실증 분석하고자 한다.

II. 연구모형 및 분석방법

1. 효과 개념 및 식별전략

근로계약서 작성 여부의 효과 개념은 ‘대응적 사실(counterfactual)’에 기초한 잠재적인 성과(potential outcome)를 말한다. 근로계약서 작성의 인과효과(Average treatment effect: 이하 ATE)는 단순히 근로계약서를 작성한 사람과 작성하지 않는 사람과의 차이가 아닌 근로계약서를 작성하지 않는 노동자가 만약 근로계약서를 작성하였을 때의 효과(Average impact of Treatment on the Treated: 이하 ATET)와 근로계약서를 작성한 노동자가 만약 근로계약서를 작성하지 않았을 때의 효과(Average Treatment Effect on the Untreated: 이하 ATENT)의 차이이다.

근로계약서를 작성하였을 때의 효과, 근로계약서를 작성하지 않았을 때의 효과를 각각 식 y_{1i} , y_{0i} 로 표시하면 식 (1) 및 식 (2)와 같이 수식화할 수 있다. 식에서 d_i 는 근로계약서의 작성 여부를 나타내는 더미변수로서 $d_i = 1$ 는 근로계약서를 작성하였을 때, $d_i = 0$ 는 근로계약서를 작성하지 않는 것을 의미하고 τ 는 근로계약서의 효과를 추정할 모수, X_i 는 $k \times 1$ 의 통제변수 공변량(covariates) 벡터이다.

$$y_{1i} = \alpha + \tau d_i + \beta_i X_i + e_1 \quad (1)$$

$$y_{0i} = \alpha + \tau d_0 + \beta_i X_i + e_0 \quad (2)$$

2) 본 연구자는 국내·외에서 근로계약서의 효과에 대한 실증분석 논문을 찾지 못하여 선행연구를 통해 근로계약서의 효과에 대한 논리적 개연성을 충분히 설명하지 못하였다.

조건부(conditional) 평균효과(ATE)³⁾는 위 식에서 식 (1)과 식 (2)의 각 오차항을 $E(e_1) = 0$, $E(e_0) = 0$ 이고, 독립변수에 대한 오차항의 기댓값도 $E(e_1|X) = 0$, $E(e_0|X) = 0$ 로 가정하고 정책 수혜자들의 평균적인 정책수혜효과(ATEN)와 처치를 받지 않은 사람들(미처치자)에 대한 평균처치효과(ATENT)라고 할 때 식 (3)과 같이 정의할 수 있다.⁴⁾

$$ATE(X) = E(y_{1i} - y_{0i}|X) \tag{3}$$

만약 $P(d = 1)$ 는 근로계약서를 작성할 확률, $P(d = 0)$ 는 근로계약서를 작성하지 않을 확률로 정의한다면 근로계약서의 평균인과효과(ATE)를 기대반복법칙(the law of iterated expectations)에 의해서 방정식으로 재정리하면 식 (4)와 같다.

$$ATE = ATET \cdot P(d = 1) + ATENT \cdot P(d = 0) \tag{4}$$

식 (4)에 기초하여 근로계약서의 효과를 식별(identification)하기 위해서는 관측 가능한 변수들에 기반한 선택(selection on observables)이라고도 불리는 조건부 독립성 가정(conditional independence assumption: CIA)이 충족되어야 한다.⁵⁾ 이러한 가정에 기초한다면 잠재적 성과의 방정식에서 오차항 e_i 는 d_i 과 x_i 와는 상관관계를 갖지 않게 되고 회귀 계수는 인과효과로 간주할 수 있다.

3) 처치효과(ATE)의 기본은 정책 또는 처치 수혜집단인 실험과 비교대상이 되는 통제군 집단 간 평균 차이(group mean average)를 추정하는 것이다. $d_i \in \{0, 1\}$ 로 근로계약서 작성 여부를 의미하는 이항 변수라고 할 때 회귀함수는 조건부 평균으로서 $\mu_w(x) = E[y_i(d)|X=x]$ 이라면, 조건부(conditional) ATE는 $\tau(X) = E[y_i(1) - y_i(0)|X=x] = \mu_1(x) - \mu_0(x)$ 로 정의할 수 있다(우석진, 2016). 연구자의 관심에 따라서 ATET, local ATE, MTE(marginal treatment effect) 등을 분석할 수 있다.

4) 통제변수가 고려된 조건부(conditional)의 통제변수 x 의 특수적 맞춤값을 각 개인단위로 가지기 때문에 개인 특수적 ATE(individual-specific average treatment effects)로 간주될 수 있고, 식은 조건부 기대법칙(the law of iterated expectations)에 의해 다음과 같이 표현할 수 있다(Cerulli, 2015).

$$ATE = E_X\{ATE(X)\}, \quad ATET(X) = E(y_{1i} - y_{0i}|d = 1, X), \quad ATENT(X) = E(y_{1i} - y_{0i}|d = 0, X)$$

5) 위 가정은 Rosenbaum and Rubin(1983)이 개념화한 것으로 Selection on observables(관측 가능한 변수에 의한 선택)이라고 한다. 이 가정은 정책에 참여하게 될 확률은 특성변수를 통제하고 나면 결과와는 확률적으로 독립으로 관측 자료를 이용한 연구에서 조건부 독립성 가정이 의미하는 바는 통제변수가 주어진 조건에서(즉 x 가 동일한 사람들 사이에서) d_i 는 무작위로 배정된 것이나 다름없다는 것이다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다. $y_{0i}, y_{1i} \perp d_i | X_i$ 이러한 가정하에서 현대 평가방법론에서는 d_i 에 대한 무작위 배정(random assignment)으로 간주한다. 이 가정의 연구자에 따라서 다음과 같은 다양한 용어로 정의된다(unconfounded assignment, selection on observables, exogeneity, conditional independence).

그러나 근로계약서 작성 여부는 직관적으로도 조건부 독립성 가정(CIA)이 충족 안 될 가능성이 크다. 근로계약서 작성에 미치는 기업과 개인의 중요 변수들을 통제할 수 없을 때는 누락변수 편의(omitted variable bias)가 발생할 수밖에 없다. 또한, 근로계약서 작성의 효과로 근로소득이 증가하는 것이 아니라, 근로소득이 낮으므로 근로계약서를 작성하지 않는 역의 인과성(Inverse-causality) 문제가 발생하게 된다. 만약 근로계약서 작성에는 비관찰 요인과 상관관계를 가져 내생성(endogeneity) 문제가 발생하게 된다.⁶⁾

특히 노동자가 자기선택(self-selection)으로 인하여 근로계약서 작성과 작성을 하지 않을 가능성도 있다.⁷⁾ 만약 노동자는 근로계약서 작성 여부는 임의로 결정되는 것이 아니라 노동자 스스로가 선택하게 되는 의사결정이 영향을 미치기 때문에 자기선택으로 인한 표본 선택(sample selection)의 문제가 발생하게 된다.

근로계약서 작성 변수를 다음과 같이 정의한다고 하면 식 (5)와 같이 표시할 수 있다.

$$d_i^* = \eta + q_i\zeta + \epsilon_i \quad (5)$$

근로계약서 작성의 효과 잠재성과(potential outcome) 함수의 오차항 e 과 선택변수인 식 (5)의 오차항인 ϵ_i 과 양(+)의 상관관계를 갖는 경우, ϵ_i 가 큰 경제 주체가 자기선택할 가능성이 커지고, 덩달아 e 도 커지기 때문에 효과의 값인 y 가 커질 가능성이 크다는 것이다. 따라서 y 가 높은 것이 β 의 공헌 때문이 아니라, e 가 큰 값을 가지기 때문이다(우석진, 2016).

또한, 근로계약서 작성의 효과를 식별하는데 근로계약서를 작성한 노동자와 근로계약서를 작성하지 않은 노동자들 사람들 사이에 존재하는 원래의 임금 차이로서 선택편의가 발생하여 일관된 추정량을 구할 수 없다.⁸⁾ Angrist and Pischke(2014)은 선택편의는 회귀식

- 6) 내생성 검정을 위한 Hausman 검정 결과에서 약 1% 유의수준에서 내생성이 없다는 귀무가설을 기각되었다(chi2(23)=44.67, Prob>chi2 = 0.0044). Durbin 및 Wu-Hausman 통계량에서도 Durbin (score) chi2(1)는 4.47683 (p = 0.0344), Wu-Hausman F(1,932) = 4.33486 (p = 0.0376)로 근로계약서가 외생적이라는 귀무가설이 기각되어 내생성이 존재함을 검정하였다.
- 7) 본 연구자는 근로계약서 작성 여부에 미치는 주요한 요인은 사업주에 의한 것으로 추측한다. 그러므로 근로계약서 작성 여부가 노동자의 자기선택이 발생할 수 있다는 가정은 분석을 위한 하나의 가정이다. 헤크만 분석 결과를 통해 자기선택으로 인한 표본편의가 발생하는지도 검정하였다.
- 8) 선택편의를 발생을 다음 식으로 표기할 수 있다

$$ATE = E[y_{1i}|d_i = 1] - E[y_{0i}|d_i = 0] = E[\tau_i] + E[y_{0i}|d_i = 1] - E[y_{0i}|d_i = 0] \\ + (1 - E[d_i])(E[\tau_i|d_i = 1] - E[\tau_i|d_i = 0])$$

두 번째 항 $E[y_{0i}|d_i = 1] - E[y_{0i}|d_i = 0]$ 은 근로계약서 작성하기 전인 처치 전 이질성 편의(pre-treatment heterogeneity bias)이고, 세 번째 항의 $(E[\mu_i|d_i = 1] - E[\mu_i|d_i = 0])$ 은 처치 효과 이질성 편의(treatment-effect heterogeneity bias)이다. 이러한 두 번째 유형의 편의는 인과추론(causal inference)의 타당성(validity)에 위협을 준다고 하였다(Jann, 2010).

의 오차항(error term)과 처치변수 간의 상관관계에 해당하고, 이 상관관계는 실제 처치를 받은 사람들과 그렇지 않은 사람들 간(처치를 받지 않았을 경우의)의 잠재적 성과(no-treatment potential outcome)의 차이 때문에 발생한다고 지적하였다.⁹⁾

즉, 근로계약서 작성의 효과를 일관적으로 분석하기 위해서는 내생성(endogeneity)과 표본선택편의(sample selection bias)¹⁰⁾를 고려해야 한다. 이 둘은 서로 다른 개념이며 이에 대한 해결방법에도 차이가 있다. 또한, 근로계약서의 효과는 다양한 집단의 특성에 따라서 이질적 효과가 발생할 수 있다. 근로계약서와 임금, 총 근로소득에는 아무런 관련이 없을 수도 있고, 노동자가 근로계약서를 작성하였지만, 고용주가 준수하지 않은 경우도 발생하기 때문에 근로계약서의 작성이 인적 및 직업적 특성에 따라서 동일한 효과보다는 이질적 효과가 발생할 가능성이 크다.¹¹⁾ 그러므로 본 연구에서는 비관찰적 선택(selection on unobservables)에 기반하여 근로계약서 작성의 내생성을 해결할 수 있는 도구분석(IV) 방법과 표본선택편의, 이질적 처치효과를 고려하는 연구방법으로 분석하고자 한다.

2. 분석 모형¹²⁾

본 논문의 도구변수는 분석대상인 비정규직 시간제 노동자들이 시간제 일자리를 선택하게 되는 기업 요인과 개인 요인을 바탕으로 설정하였다.¹³⁾ 도구변수(IV) 방법을 사용하고 자 할 때 근로계약서의 작성 함수식(5)의 q_i 는 통제변수 X_i 와 도구변수인 z_i 가 포함되고 있는 것으로 배제 제약(exclusion restrictions)을 가정한다. 여기에서 도구변수로서 조건이 되기 위해서는 식 (1)과 식 (2)의 각 오차항 e_1 , e_0 과는 독립적이면서, 외생성이 만족되어

-
- 9) 잠재적 모형에서는 근로계약서 작성 여부의 효과가 하나만 관찰되기 때문에 근본적으로 missing data로 선택편의가 발생할 가능성이 크다.
 - 10) 표본선택편의를 고려한 방법은 추정결과 후에 오차항을 통해 편의에 대해 검정하지 않게 되면 연구자가 무분별하게 사용할 수 있어 연구결과와 함께 검정하고자 한다.
 - 11) 근로계약서 작성은 근로기준법에 의해 근로조건을 상세하게 담은 근로계약이 중요하다. 근로계약서를 작성하였지만, 포괄적 임금계약으로 근로조건이 제대로 근로조건이 명시되지 않을 수도 있고, 월 임금만을 명시하고 다른 사항들은 명시되지 않을 수도 있다. 근로기준법에 명시된 근로조건을 담은 제대로 된 근로계약서 작성 여부는 기업규모나 직종, 산업 등에 따라라도 달라질 수 있다. 그러므로 이러한 근로계약서의 효과를 동일성과 이질성으로 분리하여 분석하고자 한다.
 - 12) 본 연구의 모형은 Wooldridge(2010)의 도구분석 방법론에 바탕을 두고 있다.
 - 13) 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 설문조사 중 ‘평소 1주일에 36시간 미만 일하는 사유’(실제 취업시간이 36시간 미만인면서 평소 1주일에 36시간 미만 일하는 경우)에 대한 질문에서 ‘정규 근무시간이 36시간 미만’과 ‘평소 일거리가 없어서’로 응답한 경우를 기업적 요인으로, 건강, 육아, 가사, 통학, 본인이 원해서라고 응답한 경우를 개인적 요인으로 분류하였다. 개인적 요인으로 시간제로 선택할 경우에는 개인적 요인이 우선되어 기업에 근로조건 등을 까다롭게 요구할 가능성이 작고, 기업적 입장에서 단시간으로 필요한 인력으로 기업 내 상시적인 핵심역량의 인력이 아닐 경우에는 근로조건 등에 보장에 적극적이지 않을 가능성이 크다.

야 한다.¹⁴⁾

(1) 모형 1

근로계약서 작성 효과의 잠재성과 모형을 도구변수(IV)를 통한 평균 인과효과(ATE)를 추정하기 위한 잠재성과 모형으로 재구성하면 다음 식 (6)과 같다.

$$y = a + \mu_0 + (\mu_1 - \mu_0)d + X\beta_0 + d(X\beta_1 - X\beta_0) + e_0 + d(e_1 - e_0) \quad (6)$$

본 연구의 첫 번째 모형은 식 (6)에서 $E(e|X, d) \neq 0$, $\beta_0 \neq \beta_1$, $e_1 = e_0$ 을 가정하고 분석하고자 한다. 이 가정은 단지 통제변수인 관찰되는 요인이 근로계약서 작성 여부의 각 효과에 실질적으로 영향을 미친다는 것이고, 이러한 영향에 비관찰적 요인은 동질적으로 영향을 미친다고 가정하는 것이다.

식 (6)에서 $\mu_1 = E(y_{1i})$ 는 근로계약서를 작성하였을 때의 효과(ATET)의 기댓값이고, $\mu_0 = E(y_{0i})$ 은 각각 근로계약서를 작성하지 않았을 때의 효과(ATENT)의 기댓값으로서, 각 방정식 내생성을 가지게 되므로 $E(e|X, d) \neq 0$ 이다.

(2) 모형 2

만약 식 (6)에서 $e_1 \neq e_0$ 일 때 각 오차항은 통제변수와 도구변수의 기댓값은 $E(e_0|X, Z) = E(e_0|X) = g_0(X)$, $E(e_1|X, Z) = E(e_1|X) = g_1(X)$ 로 정의할 수 있고, $e_0 = g_0(X) + \epsilon_0$, $E(\epsilon_0|X, Z) = 0$, $e_1 = g_1(X) + \epsilon_1$, $E(\epsilon_1|X, Z) = 0$ 로 각각 오차항을 재정의할 수 있다. 각 e_1 과 e_0 을 대체하여 연구 모형을 설정하면 식 (7)과 같다.

$$y = a + \mu_0 + \mu d + g_0(X) + d[g_1(X) - g_0(X)] + \epsilon_0 + d(\epsilon_1 - \epsilon_0) \quad (7)$$

식 (7)에서 다음과 같이 두 가지의 경우의 가정에서 분석하고자 한다.

14) 도구 관련성(instrument relevance)은 통계적 검정으로 가능하데, 분석결과 유의수준 1% 수준에서 F 값이 12.9952이다. 또한, 약한 도구변수(weak instrument) 검정에서 2SLS Size of nominal 5% Wald test와 LIML Size of nominal 5% Wald test에서 각각 유의수준 10%에서 16.38로서 약한 도구변수라는 귀무가설이 기각되어 도구변수로서 적합한 것으로 분석되었다.

<가정 1> $E(\epsilon|X,d) \neq 0, \beta_0 \neq \beta_1, \epsilon_1 = \epsilon_0$

모형 2의 <가정 1>은 관찰 가능한 이질성을 고려한 분석방법으로 본 연구에서는 근로계약서의 작성의 평균 인과효과에 영향을 미치는 인적 특성과 직업적 특성을 고려하여 각각 따라 차이가 있음을 분석하고자 한다.

<가정 2> $E(\epsilon|X,d) \neq 0, \beta_0 \neq \beta_1, \epsilon_1 \neq \epsilon_0$

모형 2의 <가정 2>는 단지 통제변수인 관찰되는 요인이 근로계약서 작성 여부의 각 효과에 이질적으로 영향을 미치고, 이러한 영향에 비관찰적 요인도 이질적으로 영향을 미친다는 가정이다.

3. 분석방법

본 논문의 분석방법은 내생성을 고려한 도구변수 방법(IV methods)인 직접 2단계 최소제곱법(Direct-2SLS)¹⁵⁾, 프로빗-최소제곱법(Probit-OLS)¹⁶⁾, 프로빗-2단계 최소제곱법(Probit-2SLS)¹⁷⁾으로 근로계약서의 작성의 동일한 효과를 가정한 모형 1과 근로계약서의 작성의 관찰 가능한 이질성을 가정한 모형 2의 <가정1>을 이 분석방법을 활용하여 분석하고자 한다. 또한, 내생성과 선택편의 문제를 고려한 헤크만의 2단계 분석방법(Heckman two-step selection model)¹⁸⁾은 관찰 가능한 이질성과 비관찰적 이질성을 고려한 모형 2의 <가정 2>를 이 분석방법을 활용하여 분석하고자 한다(Cerulli, 2014).¹⁹⁾

- 15) Direct-2sls(IV regression estimated by probit and two stage least squares)는 1단계에서 통제변수 벡터와 도구변수를 처치변수 근로계약서 작성 여부를 다음과 같은 $d_i^* = \eta + X_i\zeta_X + Z_i\zeta_Z + error_i$ 로 정의한 후에 OLS 분석으로 관측값 d_i, d_{fvi} 을 구한 후 2단계에서는 $\{X, d_{fvi}, d_{fvi}(X - \mu_X)\}$ 를 종속변수에 OLS 분석한다.
- 16) Probit-ols(IV two-step regression estimated by probit and ordinary least squares)는 1단계에서는 처치변수 근로계약서 작성 여부와 통제변수 벡터와 도구변수를 probit 분석으로 근로계약서 작성의 확률에 미치는 p_d 를 추정한 후 2단계에서는 $\{1, X, p_d, p_d(X - \mu_X)\}$ 를 OLS 분석한다.
- 17) Probit-2sls(IV regression estimated by probit and ordinary least squared)는 1단계에서는 처치변수 근로계약서 작성 여부와 통제변수 벡터와 도구변수를 probit 분석으로 근로계약서 작성의 확률에 미치는 p_d 를 이용하여 $(1, X, p_d)$ 를 근로계약서 작성 여부 d 에 OLS 한다. 2단계에서 $\{1, X, d_{fvi}, d_{fvi}(X - \mu_X)\}$ 를 종속변수에 OLS 한다
- 18) 내생성과 선택편의를 고려한 분석방법은 Heckman의 2단계 추정 모델을 사용하여 자기선택(self-selection)의 문제를 해결하고자 한다. 1단계 모델에서 근로계약서 작성 여부에 대한 추정식을 사용하여 역 밀스 비율(Inverse Mills' Ratio)을 구하여 이를 2단계 추정 모델의 독립변수로 사용하는 것으로 추정방법은 Wooldridge(2010)을 참고하였다. 분석 후에는 헤크만 오차항 연관성(Heckman correction terms)을 통하여 귀무가설 $H_0 : \rho_1 = \rho_0 = 0$ 을 검정하여 선택편의(selection-bias)가 존재하는지 대해 검증하고자 한다.
- 19) 각 연구방법은 이분산 교정을 하였고, 프로빗-최소제곱법(Probit-OLS)은 붓스트랩(bootstrap)을 활용

4. 분석 자료 및 대상

본 논문의 분석 자료는 2016년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 데이터이다. 분석대상인 시간제 노동자는 조사 데이터에 의하면 248만 3천 명으로 2016년 3월 조사 대비하여 11% 증가하여 비정규직 노동자 중 가장 많이 급증하고 있다.

비정규직 시간제 노동자 중에서 분석대상에서 임금 산정방법이 최대한 단일한 집단을 구성하기 위해 월급제만을 대상으로 하였다. 또한, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사에서는 최근 3개월간 주된 직장(일)에서 받은(세금공제 전) 월평균 임금을 조사하게 되므로 근속기간이 3개월 이하 대상자도 제외하였다. 만약 임금에는 부업자의 부가소득도 포함될 가능성이 커 부업자는 분석대상에서 제외하였다. 또한, 시간제 노동자 중에서 아르바이트 대상을 제외하기 위해 학교 재학 중인 자도 제외하였다. 산업과 직업 중에서 농업, 국제 및 외국기관, 가구 내 고용활동 및 자가소비 생산활동 노동자도 제외하였다. 분석대상에서 Cook's distance와 표준화된 잔차 및 스튜던트화된 잔차를 이용하여 특이치(outlier)를 제거하고 최종 분석 하였다.

5. 분석 변수 설정 및 기초통계

종속변수는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사에서 최근 3개월간 주된 직장(일)에서 받은(세금공제 전) 월평균 임금 또는 보수로서 최근 3개월을 기준으로 실 작성액이 아닌 세금 공제 전 월평균 총 급여액(상여금·봉사로 등 포함)을 기준으로 하였다.²⁰⁾ 임금에는 시간당 임금 외에 추가 시간 근무에 따라 시간 외 수당 등을 포함하기 때문에 시간당 임금만으로 분석할 경우에는 과소 추정할 가능성이 크다. 노동자가 받게 되는 임금에는 기본급과 부가수당 등이 포괄되므로 3개월간 월평균 임금 또는 보수를 기준으로 하였다.

통제변수로는 인적특성에는 연령, 성별, 가구주 여부와 배우자 여부, 교육연수이고, 직업적 특성으로는 주된 일 취업시간, 근속기간, 상용직 여부, 노조가입 여부, 종사자 규모, 직종과 업종을 각 더미 변수화하였다.

분석대상의 통계량 살펴보면 전체 비정규직 시간제 노동자들의 3개월간 월평균 임금은

하였다. 세 가지의 도구변수 분석방법 중에서 Probit-ols가 Direct-2sls 보다 효율적이고, 일치적이고, Probit-2sls가 Probit-ols와 Direct-2sls 보다 효율적이고, Probit-ols 보다 견고하다(Cerulli, 2014). 본 연구의 분석방법을 활용한 논문으로는 다음과 같다. Banerjee and Siebert(2013); John(2014); Moreno-Monroy and Ramos(2014); Ni(2015); Cerulli and Gabriel and Poti(2015).

20) 현물로 받은 경우도 시가로 환산하여 반드시 포함되도록 한다. 금액은 적지만 명절 때 떡값이나 선물을 받은 경우에도 상여금에 해당한다. 취업한 지 3개월이 안 되었거나 일시휴직인 경우는 향후 받기로 되어 있는 임금이나, 취업했던 달의 평균임금을 기준으로 조사하도록 하고 있다.

71.65만 원이고, 근로계약서를 작성한 경우는 62.08%이고, 작성하지 않은 경우는 37.92%이다. 도구변수인 시간제 일자리 선택 여부는 기업적 요인은 84.8%, 개인적 요인은 15.2%로서 기업적 요인이 다수를 차지하였다. 성별로는 남성이 19.5%, 여성이 80.4%이다. 평균 연령은 50.05세이다. 가구주가 43.7%, 비가구주는 56.2%이다. 학력은 고졸이 32.7%, 초졸 이하가 25.1%로서 전체 고졸 이하가 70.38%이다. 종사자 규모는 10인 이하 기업이 59.64%이다. 직종은 42.03%가 단순노무자이다. 업종은 보건업 및 사회복지 서비스업이 가장 많고, 교육 서비스업이 그다음을 차지하고 있다.

<표 2> 변수 및 표본 통계량(가중치 부여)

(단위: %, 평균/표준편차)

변수	변수명	변수 기준	통계량
종속변수	임금(만원)	3개월간 월평균 임금	71.65(46.08)
처치변수	근로계약서 작성 여부	1: 작성	62.08
		0: 미작성	37.92
도구변수	시간제 일자리 선택 여부	1: 기업요인	84.8
		0: 개인요인	15.20
통제변수	성별	남성	19.55
		여성	80.45
	연령	연속변수	50.05(16.48)
	연령 제곱	연속변수	3302.93(1792.94)
	가구주 여부	1: 가구주	43.73
		0: 비가구주	56.27
	배우자 유무	1: 배우자 유	65.66
		0: 배우자 무	34.34
	교육연수	초졸 이하	25.18
		중졸	12.50
		고졸	32.73
		초대졸	9.06
		대졸	17.78
		대학원졸	2.74
취업시간	연속변수	19.45(10.12)	
근속기간(달)	연속변수	29.94(43.75)	
근속기간제곱	연속변수	2811.81(11221.22)	

〈표 2〉의 계속

변수	변수명	변수 기준	통계량
	종사자 지위	1: 상용 노동자	79.78
		0: 임시 노동자	20.22
	노조가입 여부	1: 가입	0.61
		0: 비가입	99.39
	종사자규모	1-4명	38.21
		5-9명	21.43
		10-29명	24.38
		30-99명	10.77
		100-299명	3.14
		300명 이상	2.07
	직종	관리자	0.17
		전문가 및 관련 종사자	19.35
		사무종사자	13.68
		서비스종사자	16.13
		판매 종사자	4.22
		기능원 및 관련기능 종사자	1.69
		장치, 기계조작 및 조립종사자	2.73
단순노무 종사자	42.03		
	업종	제조업	3.74
		전기, 가스, 증기 및 수도산업	0.11
		하수, 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	0.36
		건설업	1.58
		도매 및 소매업	7.43
		운수업	0.84
		숙박 및 음식점업	6.49
		출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.61
		금융 및 보험업	0.99
		부동산업 및 임대업	3.04
		전문, 과학 및 기술 서비스업	1.96
		사업시설관리 및 사업지원 서비스업	7.62
		공공행정, 국방 및 사회보장 행정	12.08
		교육 서비스업	14.96
		보건업 및 사회복지 서비스업	27.32
예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	1.52		
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	9.38		

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」, 2016. 8.

III. 분석결과

1. 기술통계량 분석 결과

<표 3>은 근로계약서 작성 여부에 따른 비정규직 시간제 노동자들의 인적 및 직업적 특성 기초통계량이다. 또한, 근로계약서 작성 여부에 따른 평균임금 차이와 다른 조건의 동일성을 고려하지 않고 근로계약서 작성 여부와 임금과의 평균 차이를 검정통계량으로 분석하였다.

근로계약서를 작성한 노동자의 평균임금은 68.7만 원이고, 미작성한 근로자의 평균임금은 76.4만 원으로 작성 여부에 따라서 12.2만 원이 차이가 났다. 성별로 근로계약서 작성 현황을 보면 남성은 61.52%, 여성은 62.22%로 성별에 따라서는 크게 차이가 나지 않았다. 그러나 남성은 근로계약서 작성 여부에 따라서 평균 21.6만 원 차이 나는 반면, 여성은 9.7만 원 차이가 났다. 연령대 중에서는 15~29세가 42.55%로 근로계약서 작성 비중이 가장 낮고, 70세 이상이 81.4%로서 가장 높다. 그러나 근로계약서 작성 여부에 따라 임금 차이가 70세 이상에서 17만 원으로 가장 크나, 15~29세 연령대에서는 1.3만 원으로 차이가 가장 작다. 30~45세와 70세 이상 연령대에서만 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 유의한 것으로 분석되었다. 학력별로 근로계약서 작성 비중을 살펴보면 초졸 이하가 78.2%로 가장 높고, 고졸이 57.58%로 가장 낮다. 초졸 이하와 고졸, 초대졸의 학력별에서만 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 유의한 것으로 분석되었다.

취업시간을 근로계약서 작성 여부에 따라 살펴보면 근로계약서를 작성한 경우는 평균 16.3시간이고, 근로계약서를 작성하지 않은 경우는 평균 21.69시간으로 근로계약서를 작성하지 않는 경우 근로시간이 더 많았다. 근로계약서 작성 여부에 따라서 취업시간과 임금과의 Anova 분석에서도 유의수준 1% 수준에서 유의한 것으로 분석되었다.

근속기간도 근로계약서를 작성한 경우는 평균 22달이고, 작성하지 않은 경우는 평균 42.42달로 근로계약서를 작성하지 않는 경우가 더 길었다. 근로계약서 작성 여부에 따라서 근속기간과 임금과의 Anova 분석에서도 유의수준 1% 수준에서 유의한 것으로 분석되었다. 종사상 지위를 보면 상용직은 82.7%가 근로계약서를 작성했지만, 임시직은 62.62%로 작성 비중이 낮았다. 임시직은 근로계약서 작성 여부에 따라서 21.6만 원으로 상용직보다 두 배 정도 차이가 났다. 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 상용직에서는 유의하지 않았지만, 임시직에서는 유의한 것으로 분석되었다.

기업 규모별로 근로계약서 작성 현황을 살펴보면 1~4명 기업에서는 49.31%로 작성 비

중이 가장 낮고, 300명 이상에서는 93.7%로서 기업 규모별로 가입 비율이 차이가 났다. 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 1~4명, 5~9명, 10~29명의 30인 이하의 기업에서만 유의한 것으로 분석되었다.

직종별로 살펴보면 근로계약서 작성 현황을 살펴보면 단순노무 종사자의 비중이 71.73%로 가장 높다. 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 기능원 및 관련 전문가 및 관련 종사자, 서비스 종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 단순노무자에서 유의한 것으로 분석되었다. 업종별로 근로계약서 작성 현황을 살펴보면 건설업이 22.93%, 숙박 및 음식점업 25.79%, 제조업 38.41%로 낮다. 근로계약서 작성 여부와 임금의 평균 차이 t 검정에서 건설업과 도매 및 소매업에서만 유의한 것으로 분석되었다.

<표 3> 근로계약서 작성 현황 및 검정 통계량

(단위: %)

		근로계약서		임금 차이 (B-A)	검정통계량
		작성 (A)	미작성 (B)		
임금	월평균(만 원)	68.7	76.4	12.2	t(4.04***)
성별	남성	61.52	38.48	21.6	t(3.02***)
	여성	62.22	37.78	9.7	t(2.93***)
연령별	15~29세	42.55	57.45	1.30	t(0.11)
	30~45세	61.39	38.61	-12.0	t(-2.18**)
	46~55세	55.06	44.94	-10.4	t(-1.48)
	56~69세	62.40	37.60	-2.3	t(-0.45)
	70세 이상	81.40	18.60	17.0	t(5.65***)
교육 연수	초졸 이하	78.2	21.79	15.1	t(4.30***)
	중졸	60.45	39.55	7.7	t(1.22)
	고졸	57.58	42.42	11.6	t(2.24**)
	초대졸	69.77	30.23	30.5	t(-3.31**)
	대졸	62.94	37.06	2.9	t(0.40)
	대학원 졸	61.90	38.10	-29.8	t(-0.97)
주된 일 취업시간		16.32(9.8)	21.69(9.6)	-	F(1.5***/ 3.3***)
근속기간(달)		22.26(34)	42.42(60.2)	-	F(4.7***/ 1.6***)
종사자 지위	상용직	82.70	17.30	11.28	t(1.50)
	임시직	62.62	37.38	21.68	t(7.71***)
종사자 규모	1~4명	49.31	50.69	19.1	t(4.67***)
	5~9명	69.00	31.00	18.9	t(2.95***)
	10~29명	75.40	24.60	20.5	t(3.02***)
	30~99명	88.99	11.01	1.69	t(0.12)
	100~299명	82.14	17.86	-52.3	t(-1.75)
	300명 이상	93.75	6.25	-	-

<표 3>의 계속

		근로계약서		임금 차이 (B-A)	검정통계량
		작성 (A)	미작성 (B)		
직종	관리자	-	-	-	-
	전문가 및 관련 종사자	64.78	38.22	-17.0	t(-2.36**)
	사무종사자	56.91	43.09	11.5	t(1.19)
	서비스종사자	67.66	32.34	28.5	t(4.37***)
	판매 종사자	45.95	54.05	-8.9	t(-0.68)
	기능원 및 관련 기능 종사자	42.86	57.14	10.9	t(0.60)
	장치, 기계조작 및 조립종사자	56.00	44.00	-21.6	t(-1.84*)
업종	단순노무 종사자	71.73	28.27	10.6	t(3.16**)
	제조업	38.41	61.59	-14	t(-0.9)
	전기, 가스, 증기 및 수도산업	100.0	0	-	-
	하수, 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	64.39	35.61	-43	t(-1.0)
	건설업	22.93	77.07	-56.3	t(-2.3**)
	도매 및 소매업	39.26	60.74	-37.1	t(-3.6***)
	운수업	68.29	31.71	-36.4	t(-1.2)
	숙박 및 음식점업	25.79	74.21	1.2	t(0.1)
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	66.09	33.91	-	-
	금융 및 보험업	82.62	17.38	-31.6	t(-0.8)
	부동산업과 임대업	28.76	71.24	-28.0	t(-1.4)
	전문, 과학 및 기술 서비스업	55.28	44.72	-19.6	t(-0.8)
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	85.89	14.11	-13.8	t(-1.0)
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	89.64	10.36	-5.4	t(-0.8)
	교육 서비스업	57.40	42.6	-5.2	t(-0.7)
	보건업 및 사회복지 서비스업	83.0	16.9	5.9	t(1.0)
	예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	48.97	51.0	-31.8	t(-1.7)
	협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	76.0	23.7	7.6	t(0.7)

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로 형태별 부가조사」, 2016. 8.

<표 4>는 근로계약서 작성 여부와 시간제 노동자의 부가급여와 사회보험의 수혜율을 분석하였다. 상여금을 받는 노동자는 29.84%이고, 70.16%는 받지 않았다. 상여금 수혜자의 65.69%는 근로계약서를 작성하였고, 34.31%는 근로계약서를 작성하지 않았다. 시간외 수당을 받는 노동자는 9.37%로서 이 중 73.53%는 근로계약서를 작성하였다. 유급휴가 수혜율은 17.7%로서 이 중 78.35%는 근로계약서를 작성하였다. 퇴직급여의 수혜율은 29.23%로 이 중 77.69%는 근로계약서를 작성하였다. 각 부가급여의 수혜와 근로계약서 작성의 연관성에 대한 Pearson's chi2는 유의수준 1%에서 유의하여 부가급여 수혜와 근로계약서와 작성에 연관이 있었다.

사회보험 수혜를 살펴보면 국민연금 사업장 가입 비율은 24.47%이고, 이 중 80.64%는 근로계약서를 작성하였고, 고용보험의 가입 비율은 31.3%로서 이 중 79.15%는 근로계약서를 작성하였다. 건강보험의 사업장 가입 비율은 30.44%이고 이 중 77.97%는 근로계약서를 작성하였다. 각 사회보험 가입과 근로계약서 작성의 연관성에 대한 Pearson's chi2는 유의수준 0.1%에서 유의하여 사회보험 가입과 근로계약서와 작성에 연관이 있는 것으로 분석되었다.

<표 4> 근로계약서 작성 여부와 근로복지 및 사회보험 수혜율

(단위: %)

	종류	수혜 여부	수혜율	근로계약서 작성 여부		검정통계량
				작성	미작성	
부가급여	상여금	수혜	29.84	62.75	37.25	5.2***
		비수혜	70.16	61.80	38.20	
	시간외수당	수혜	9.37	73.53	26.47	3.7***
		비수혜	90.63	60.90	39.10	
	유급휴가 ¹⁾	수혜	17.70	78.35	21.65	1.5***
		비수혜	82.30	58.58	41.42	
퇴직급여 ²⁾	수혜	29.23	77.69	22.31	2.7***	
	비수혜	70.77	55.63	44.37		
사회보험	국민연금 ³⁾	가입	24.47	80.64	19.36	3.0***
		비가입	75.53	56.07	43.93	
	고용보험	가입	31.3	79.15	20.85	3.6***
		비가입	68.7	54.3	45.7	
	건강보험 ³⁾	가입	30.44	77.97	22.03	3.0***
		비가입	69.56	55.13	44.87	

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

- 1) 유급휴일, 연차유급휴가, 출산휴가(산전후휴가) 중 한 개 이상 수혜 대상인 경우.
- 2) 퇴직급여(퇴직금 또는 퇴직연금) 수혜 여부로 파악.
- 3) 직장가입자만 분석한 수치임(지역가입자, 수급권자 및 피부양자는 제외).

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」, 2016. 8.

2. 근로계약서의 평균처치효과(ATE) 분석결과

<표 5>는 근로계약서 작성의 효과가 동일하다고 가정한 분석 모형이다. 분석결과를 살펴보면 OLS 분석에서는 유의수준 1% 수준에서 5.3만 원으로 근로계약서 작성하게 되면 작성하지 않는 것보다 5.3만 원이 더 많은 것으로 분석되었다. Direct-2SLS 분석결과에서는 유의하지 않으나, Probit-OLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 29.8만원, Probit-2SLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 23.7만 원의 효과가 있는 것으로 분석되었다. Heckit 분석결과에서는 유의하지 않았고, ρ 추정값이 -0.349로서 근로계약서 작성의 계수보다 작아서 표본선택편의 문제가 심각하지 않는 것으로 생각된다. 그러므로 분석 방법 중 Probit-2SLS이 다른 방법보다 효율적이고 견고하므로 근로계약서의 동일한 효과를 가정할 경우에는 근로계약서의 평균처치효과는 23.7만 원으로 추측된다.

<표 6>은 근로계약서 작성의 효과가 인적특성인 성별, 연령대에서 15~29세 여부, 70세 이상 여부, 초졸, 고졸, 초대졸 각 더미 변수에 따라 이질적이라고 가정한 모형이다. 분석 결과를 살펴보면 Direct-2SLS 분석에서 근로계약서의 평균효과가 유의하지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 Probit-OLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 28.7만 원, Probit-2SLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 22.8만 원으로 추정되었다.²¹⁾

<표 5> 근로계약서 작성의 동일 효과 가정 평균처치효과(ATE) 분석 결과

	OLS	Direct-2SLS	Probit-OLS	Probit-2SLS	Heckit
ATE 추정계수	5.341** (2.043)	41.660 (22.341)	29.847* (14.375)	23.753* (10.602)	20.215 (10.321)
R^2	0.71	0.62	0.71	0.69	
AIC	9238.30	-	8955.42	-	
F-test	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
N	993	967	966	966	967

주: 1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 괄호 안의 수치는 로버스트 표준오차임.

3) ATE 추정계수는 만 원 단위임.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 2016. 8.

21) 근로계약서의 효과가 인적 특성(성별, 연령대에서 15~29세 여부, 70세 이상 여부, 초졸, 고졸, 초대졸 각 더미변수)과, 직업 특성(상용직 여부, 근속기간, 기업 규모가 5인 이하 여부, 초단시간 근로 여부, 서비스 종사자 여부, 장치·기계조작 및 조립종사자 여부, 단순노무 종사자, 건설업, 도매 및 소매업) 여부에 따라 이질적이라고 가정한 모형에서 분석결과 Direct-2SLS, Probit-OLS, Probit-2SLS 분석과 Heckit 분석에서 근로계약서의 평균효과가 유의하지 않게 분석되었다. 근로계약서 작성의 효과가 직업 특성인 종사자 지위가 상용직 여부, 근속기간, 기업 규모가 5인 이하 여부, 초단시간 근로 여부, 서비스 종사자 여부, 장치·기계조작 및 조립종사자 여부, 단순노무 종사자, 건설업, 도매 및 소매업 여부에 따라 이질성을 가정하고 분석한 결과에서는 Direct-2SLS, Probit-OLS, Probit-2SLS 분석과 Heckit 분석에서 근로계약서의 평균효과가 유의하지 않게 분석되었다(부록 참조).

<표 6> 근로계약서 작성의 이질 효과 가정 평균처치효과(ATE) 분석 결과: 인적특성

	Direct-2SLS	Probit-OLS	Probit-2SLS	Heckit
ATE 추정계수	42.153 (22.663)	28.798* (11.802)	22.861* (10.644)	17.155 (10.673)
R^2	0.62	0.71	0.69	0.71
AIC	-	8956.75	-	8597.00
F-test	0.00	0.00	0.00	0.00
N	967	966	966	966.00

주: 1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 괄호 안의 수치는 로버스트 표준오차임.

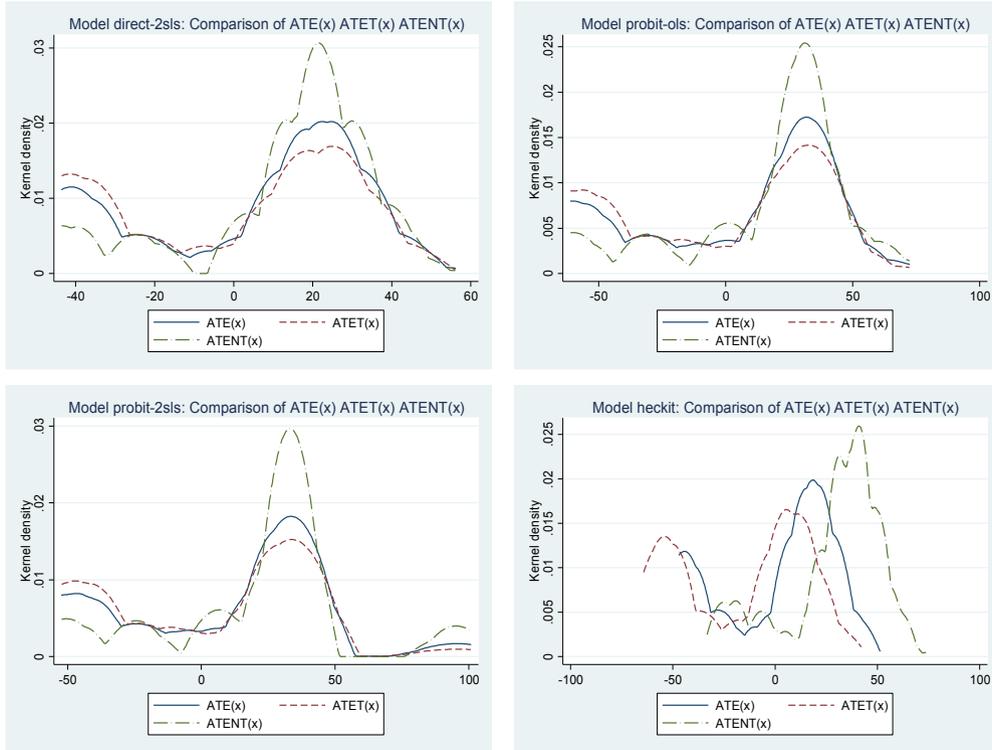
3) ATE 추정계수는 만 원 단위임.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로 형태별 부가조사」, 2016. 8.

Heckit 모형에서의 선택편의(selection bias)가 존재하는지에 대한 검정에서 F값의 유의 확률이 0.0638로서 유의수준 10% 수준에서 선택편의가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있으나, 추정치는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

[그림 1]은 <표 6>의 인적특성별로 효과의 이질성을 고려한 근로계약서 작성의 평균효과(ATE) 결과를 각 분석 모델에 따라 커널 밀도 분포를 보여주고 있다. 근로계약서 작성 여부에 따라서 평균 차이 t 검정에서는 근로계약서를 작성하지 않았을 때 임금이 더 높게 나왔으나, 각 분석방법의 커널 밀도를 살펴보면 평균효과(ATE)는 근로계약서를 작성하였을 때의 효과(ATEN)와 근로계약서를 작성하지 않았을 때의 효과(ATENT)와의 중간 지점에 있어 근로계약서를 작성하였을 때 효과가 큰 것을 확인할 수 있다. Heckit 분석 결과의 커널 밀도 분포를 살펴보면 각각 ATE, ATEN, ATENT의 분포가 균일하지 않아 분석결과에 신뢰할 수 없음을 확인할 수 있다. Direct-2SLS, Probit-2SLS 보다 Probit-OLS 분석 결과의 분포가 다른 두 분포보다 균일하여 신뢰할 수 있을 것으로 추정할 수 있다.

[그림 1] 커널 밀도 함수



IV. 맺음말 : 결론과 연구 함의

본 논문은 노동자의 근로조건 보호의 중요한 수단인 근로계약서의 평균처리효과(ATE)를 분석하였다. 근로계약서의 효과를 식별(identification)하기 위해서는 조건부 독립가정(CIA)이 만족하여야 한다. 그러나 근로계약서 작성의 변수는 내생성(endogeneity)을 가지게 되어 이 가정은 만족하기 어렵다. 근로계약서 작성에는 자기선택(self-selection)이 존재할 수도 있고, 근로계약서 작성 여부와 상관없이 원래 임금 차이가 발생할 수 있고, 잠재적 모형에서는 근로계약서 작성 여부의 효과가 하나만 관찰되기 때문에 missing data로 선택편의가 발생할 가능성이 크다. 또한, 근로계약서의 효과는 기업, 인적특성, 직업특성에 따라 다를 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 근로계약서 작성의 내생성을 고려한 도구변수법(IV)을 기초로 해서 선택편의와 이질적 효과를 각각 가정할 수 있는 Cerulli(2014)의 분석 방법을 활용하였다.

분석 자료는 2016년 8월 경제활동인구조사 고용형태별 부가조사 데이터를 이용하여 비정규직 시간제 노동자들의 근로계약서 작성 여부의 일자리에서의 3개월간의 월평균 임금 또는 보수를 종속변수로 하여 분석하였다.

분석결과 근로계약서 작성이 동일한 효과를 가정하고 분석한 Probit-OLS 분석에서는 유의수준 1% 수준에서 29.8만 원, Probit-2SLS 분석에서는 유의수준 1% 수준에서 23.7만 원의 효과가 있는 것으로 분석되었다. 근로계약서 작성의 효과가 인적특성과 직업특성에 따라 이질적이라고 가정한 모형과 직업특성에 따라서만 이질적이라고 가정한 모형에서 근로계약서의 평균효과가 유의하지 않게 분석되었다. 그러나 근로계약서 작성의 효과가 인적특성인 성별, 연령대에서 15~29세 여부, 70세 이상 여부, 초졸, 고졸, 초대졸 각 더미 변수에 따라 이질적이라고 가정한 Probit-OLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 28.7만 원, Probit-2SLS 분석에서는 유의수준 5% 수준에서 22.8만 원으로 추정되었다. 이러한 근로계약서 작성의 효과 추정치는 임금 결정방식 외에도 최저임금법 준수, 주휴수당, 연장·야간·휴일근로수당, 상여금 등의 수혜 여부에 의한 것으로 추정된다.

취약한 저임금 노동자들의 임금상승을 위해서는 우선적으로 근로기준법에서 보장하고 있는 근로조건을 보호받을 수 있도록 해야 할 것이다. 본 논문의 분석결과에 의하면 근로기준법에 의한 근로조건 보호를 제대로만 받아도 현재의 임금보다 상승할 것으로 추측된다. 서울시에서 근로계약서 작성 캠페인과 청소년 콘서트 등으로 근로계약서의 작성 방법과 중요성을 고취하는 운동을 하고 있으며, 고용노동부에서도 전자고용계약서 보급 등으로 고용계약서 작성의 신속성과 편의성을 도모하고 있다. 그러나 여전히 비정규직 노동자 중 59.77% 정도만이 근로계약서를 작성하고 있고 나머지 40.24%인 259만 2천 명은 작성하지 않고 있다. 그러므로 근로계약서 작성을 높여 노동자 보호를 강화하도록 하기 위한 기업주와 노동자의 기초고용질서 의식을 높이는 방안이 더 강화되어야 할 것이다.

본 연구에서는 다음과 같은 연구의 한계를 가진다. 근로계약서를 작성하지만 실제로 임금결정·구성 방식이나 부가수당 등 근로기준법에서 명시한 사항을 제대로 반영되지 않고 작성하는 경우도 있다. 분석방법에서 효과의 동일성과 이질성으로 고려하였지만, 정확한 근로계약서 작성 여부만으로 정확한 효과를 추정하는 데는 한계를 가진다. 또한, 경제활동인구조사의 임금은 조사 기간의 3개월 평균임금을 포괄하는데, 직종 및 직업에 따라서는 임금이나 보수 등에 다양한 요인이 작용할 수 있다. 만약에 경제활동인구조사 기간에 상여금을 받은 경우에는 높은 임금으로 측정되고, 아직 수령 받지 않은 경우에는 낮게 측정되어 근로계약서 평균임금효과에 측정오차가 발생할 가능성이 있다.

본 연구는 횡단 자료로 평균처치효과(ATE)를 분석하였다. 만약 종단 자료를 통하여 평균처치집단효과(ATE)를 분석할 경우 더 깊은 함의를 가질 수 있을 것이다. 또한, 근로계약서의 작성 효과 원인에 대해 규명은 추후의 연구과제로 남는다.

참고문헌

1. 고용노동부(2016a), “2016년 하반기 기초고용질서 일제점검결과”, 보도자료.
2. _____(2016b), “2016년 파견사업체 및 사용 사업체 근로감독결과”, 보도자료.
3. _____(2016c), “열정페이 근로감독 결과”, 보도자료.
4. _____(2017a), “택배·물류업체 250개소 근로감독 결과 발표”, 보도자료.
5. _____(2017b), “1월 29일 임금체불 관련 보도 설명자료”, 보도자료.
6. 김재호(2012), “사업체규모로 살펴본 비정규직 노동자”, 『노동리뷰』, 2012년 2월호, pp.35-56.
7. 우석진(2016), 『경제분석을 위한 STATA』, 지필 미디어.
8. Ana, I. Moreno-Monroy and Frederico Roman Ramos(2014), “The impact of public transport expansions on informality: The case of the São Paulo Metropolitan Region”. Economics Department, Rovira i Virgili University.
9. Angrist, and Pischke(2014), “Mastering 'metrics: The path from cause to effect”, Princeton University Press.
10. Ben, Jann(2010), “Heterogeneous treatment effect analysis”, German Stata Users Group Meeting Berlin, June 25.
11. Bin, Ni(2015), “Are investment promotion agencies doing the thing right? Evidence from China”, OSIPP Discussion Paper.
12. Daniel, Millimet(2001), “What is the difference between ‘endogeneity’ and ‘sample selection bias?’”, Stata Technical Support.
(<http://www.stata.com/support/faqs/statistics/endogeneity-versus-sample-selection-bias/>).
13. Donald, B. Rubin(1978), “Bayesian inference for causal effects: The role of randomization”, *Annals of Statistics*, Vol.6, pp.34-58.
14. Donald, B. Rubin(2005), “Basic concepts of statistical inference for causal effects in experiments and observational studies”. Department of Statistics in Harvard University.
15. Giovanni, Cerulli(2014), “Ivtreatreg: A command for fitting binary treatment models with heterogeneous response to treatment and unobsetvable selection”, *The Stata Journal* Vol.14, No.3, pp.453-480.
16. Giovanni, Cerulli(2015), *Econometric Evaluation of Socio-Economic Programs: Theory and Applications*, Springer.
17. Giovanni, Cerulli and Roberto Gabriel and Bianca Poti(2015), “The role firm R&D

- effort and collaboration as mediating drivers of innovation policy effectiveness”. Department of Economics and Management University of Trento, Italy.
18. Imbens, G., and J. M. Wooldridge(2009), “Recent developments in the econometrics of program evaluation”, *Journal of Economic Literature*, Vol.47, No.1, pp.5-86.
 19. Rosenbaum, P., and D. Rubin(1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”. *Biometrika*, Vol.70, pp.41-55.
 20. Peel, Michael John(2014), “Addressing unobserved endogeneity bias in accounting studies: control and sensitivity methods by variable type”, *Accounting and Business Research*, Vol.44, No.5, pp.545-571.
 21. Tannista, Banerjee and Ralph Siebert(2013), “The impact of R&D cooperation on drug variety offered on the market, Evidence from the Pharmaceutical Industry”. Auburn University Department of Economics Working Paper Series.
 22. Wooldridge, J. M.(2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nded, MIT Press.

abstract**A Positive Analysis of Average Treatment Effect of Employment Contract : Centering on Part-time Workers****Geum Bong Kang**

This paper estimates average treatment effect of Employment contract for part-time worker through Economically Active Population Survey data by type of employment in October 2016.

The Analysis method is treatment models with and without heterogeneous average treatment effects under selection-on-unobservables.

I use Cerulli' method that provides consistent estimation of ATEs under the hypothesis of selection-on-unobservables by using IV and a generalized Heckman-style selection model. Specifically, the four models fit by ivtreatreg are Direct-2sls(IV regression fit by direct two-stage least squares), Probit-ols(IV two-step regression fit by probit and OLS), Probit-2sls(IV regression fit by probit and two-stage least squares), and Heckit(Heckman two-step selection model).

As a result of the analysis, in the model assuming that the effect of writing the Employment contract is heterogeneous according to the human characteristics, it is estimated that the probit-OLS analysis is 287,000 won at the significance level of 5% and the probit-2SLS analysis is 228,000 won at the significance level of 5%.

Keywords : emplyment contract letter, heterogeneous treatment response, Instrumental Variables(IV)

〈부 록〉

〈표 1〉 근로계약서 작성의 이질 효과 가정 평균처치효과(ATE) 분석 결과: 전체

	Direct-2SLS	Probit-OLS	Probit-2SLS	Heckit
ATE 추정계수	36.278 (21.628)	8.533 (15.512)	16.743 (35.718)	2.078 (11.372)
R^2	0.65	0.73	0.60	0.73
AIC	-	8492.57	-	8499.27
F-test	0.00	0.00	0.00	0.00
N	921	917	917	917

주: 1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 표 괄호 안의 수치는 로버스트 표준오차임.

3) ATE 추정계수는 만원단위임.

자료: 통계청(2016. 8), 『경제활동인구조사 근로 형태별 부가조사』.

〈표 2〉 근로계약서 작성의 이질 효과 가정 평균처치효과(ATE) 분석 결과: 직업적 특성

	Direct-2SLS	Probit-OLS	Probit-2SLS	Heckit
ATE 추정계수	35.361 (21.367)	9.331 (16.865)	19.293 (39.139)	1.303 (11.263)
R^2	0.66	0.72	0.59	0.72
AIC	-	8489.04	-	8495.09
F-test	0.00	0.00	0.00	0.00
N	921	917	917	917

주: 1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 표 괄호 안의 수치는 로버스트 표준오차임.

3) ATE 추정계수는 만원단위임.

자료: 통계청(2016. 8), 『경제활동인구조사 근로 형태별 부가조사』.

産 業 關 係 研 究
第27卷 第3號, 2017. 9. pp.85~101
© 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령의 불일치에 따른 퇴직가구의 빈곤화 연구: 가용자산을 중심으로

이진경*

본 연구는 공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령의 불일치에 따른 퇴직가구의 빈곤화 가능성을 가용자산을 기반으로 탈빈곤화가능능력 분석, 빈곤연수 및 탈빈곤연수 분석, 민감도분석을 하였다. 첫째, 탈빈곤가능능력 분석 결과, 가구주가 51세에 퇴직하는 가구의 탈빈곤가능능력은 -29,691만원, 52세는 -23,482만원, 53세는 -24,939만원, 54세는 -15,459만원, 55세는 -13,636만원, 56세는 -2,169만원, 57세는 614만원, 58세는 4,736만원, 59세는 2,224만원, 60세는 8,980만원, 61세는 5,793만원으로 51세부터 57세까지의 퇴직가구는 빈곤상태에 있고, 58세부터 61세까지는 빈곤화 가능성을 내포하고 있다. 여기서의 시사점은, 법정퇴직연령 60세가 보장되지 않는다면 퇴직가구는 빈곤상태를 경험하게 된다는 것이다. 둘째, 빈곤연수와 탈빈곤연수 분석 결과, 51세의 빈곤연수는 11년, 52세는 10년, 53세는 10년, 54세는 7년, 55세는 7년으로 이는 퇴직가구의 빈곤화가능연수 중 절반 이상이 빈곤상태인 것을 의미한다. 여기서의 시사점은 가구주가 51세부터 55세 사이에 퇴직하는 가구는 탈빈곤화가 사실상 불가능하다는 것이다. 마지막으로, 민감도 분석결과, 51세부터 61세까지의 누적 개선율을 기준으로 퇴직연령 연장요인이 가용자산 증가나 실질생활비 감소 요인보다 2배 이상의 효과를 기대할 수 있으며, 그 개선 효과는 퇴직연령에 따라 다른 양상을 보인다. 여기서의 시사점은 성공적 탈빈곤가능능력 제고를 위해서는 퇴직연령 연장방안을 필두로 실질생활비 감소방안, 가용자산 증가방안을 마련하되 퇴직연령별 시행방안이 담보되어야 한다.

▶주제어: 빈곤화, 공적연금개시연령, 실질퇴직연령, 가용자산

논문접수일: 2017년 4월 24일, 심사의뢰일: 2017년 5월 15일, 심사완료일: 2017년 6월 20일

* 상지대학교 법학과 부교수, jinklee@sj.ac.kr

1. 서론

인구구조 변화에 따른 고령사회로의 급속한 전환은 전 세계의 당면 과제다. 우리나라는 2018년 고령사회 진입은 물론 2017년 생산가능인구 감소를 목전에 두고 있을 뿐 아니라 OECD 최고 수준의 노인빈곤율과 세계 최저수준의 출산율을 보이고 있는 상황에서 이 과제는 더욱 심각하게 받아들여야 한다(대한민국정부, 2015).

고령사회에 대한 정책은 정치, 경제, 사회의 다양한 분야에서 복지, 노동, 빈곤 등 다각도의 과제로 접근되고 있다. 이 중 연금제도와 정년제도의 개편은 핵심방안이 되고 있으며 이미 영국, 프랑스, 일본 등 선진국들을 중심으로 이루어지고 있다(손영우, 2010; 이정희, 2010; Christine, 2015; Katsuya, 2015). 각국마다 찬반의 입장과 내용이 다르지만 공통되는 사항은 공적연금 수급연령은 상향되고 법정퇴직연령은 연장된다는 것이다. 하지만 이들 유럽국가에서는 이러한 노력이 노인복지 차원에서 근로보장 기간 연장의 측면보다는 공적연금의 재정적자 해소 측면에서 접근된 것으로 보고, 고령자에 대한 고용효과는 미진할 것으로 예상하고 있으며(손영우, 2010), 퇴직 후 삶은 불안정해질 것으로 우려하고 있다(이정희, 2010).

우리나라도 공적연금 개혁이 시작되어 2016년부터 연금개시연령이 65세로 상향조정되고 있으며, 고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률 개정으로 2016년부터 법정퇴직연령이 60세가 되었다. 이러한 제도적 변화가 유럽의 우려처럼 고령자 고용효과는 미흡한 상태에서 연금수급연령만 높아진다면 국가경제 활동의 중심이 되고 소비지출이 생애에서 가장 많은 50대와 60대 근로자의 퇴직 후 삶은 불안정해질 수밖에 없으며, 사회적 안전망의 사각지대에 놓여 이들 세대는 빠른 속도로 빈곤화될 수 있다. 65세 이후 공적연금이 제 기능을 다한다는 전제하에서도 이러한 빈곤화는 실질퇴직연령과 공적연금 개시연령과의 격차가 클수록 심각할 것으로 예상되는데 최근 우리나라 실질퇴직연령 실태를 보면 이런 우려가 현실화될 수 있다는 것이다. 2016년 발표된 이호창 연구에 의하면, 금융·제조·공공부문의 기업체 인사담당자 설문조사 분석결과 퇴직연령은 사무직 55.7세, 생산직 58.7세로 평균 57.2세로 나타났다. 하지만 대부분 근로자들은 위 퇴직연령까지 일하지 못하고 조기 퇴직되는 관행이 있어 주된 일자리에서 퇴직되는 연령은 53~54세로 추정되고 있다(박희준, 2014; 강성호·조준영, 2016). 노동시장의 관행보다 더 빠른 퇴직연령이 있는데 체감퇴직연령으로 50.9세로 조사되고 있다(잡코리아, 2016). 이러한 다양한 퇴직연령을 고려하면 공적연금 개시연령인 65세까지 길게는 15년, 짧게는 8년 동안 버팀의 기간이 존재한다. 이 버팀의 기간 동안 퇴직가구는 빈곤화되지 않을 여력이 있는가? 즉, 퇴직가구의 탈빈곤화 가능 능력이 존재하는가? 이 문제는 국가경제 활동의 중추 역할을 맡고 있는

50대와 60대 가구의 삶의 불안정성을 내포하고 있어 그 실태파악은 매우 중요하다.

이에 본 연구는 공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령 불일치에서 기인된 퇴직가구의 ‘탈빈곤화 가능성’을 추정하여 퇴직가구의 빈곤화 문제를 제기하고, 탈빈곤화 가능성에 미치는 영향요인들의 민감도를 분석하여 탈빈곤화 가능성 제고방안의 방향 설정에 기여하고자 한다.

II. 선행연구 고찰 및 연구의 차별성

퇴직과 빈곤화에 관련된 연구들은 오랫동안 다양하게 진행되고 있는데 이 중 정년연장과 연계된 퇴직 이슈를 보면, 중고령자를 대상으로 취업구조, 고용불안, 취업결정요인 등을 분석한 특성 연구가 주를 이루고 있으며, 이항 또는 다항로짓 분석을 사용하여 정년연장의 필요성을 뒷받침하고 있다(권혜자, 2011; 금재호, 2011; 성지미·안주엽, 2006; 송일호·박명호, 2012; 안주엽, 2014; 엄동욱, 2008). 물론, 빈곤화 이슈도 지속적으로 연구되고 있는 주제로 여성, 장애인, 빈곤층을 대상으로 여성 가구주의 빈곤화 과정 및 경로 특성, 빈곤층의 빈곤화 요인, 장애인 가구 빈곤화 특성 등 사회 약자의 빈곤화 실태와 경로를 밝히는 연구가 대부분이며, 심층면접에 의한 사례분석을 통해 이루어졌다(장세훈, 2006; 박재규, 2003; 이성민, 2010).

하지만 조기 퇴직가구의 빈곤화 가능성 실태 및 이들 가구의 탈빈곤화 방안 연구는 상대적으로 미흡한 실정이다. 강성호·조준용(2016)의 연구는 본 연구 주제와 가장 연관성이 높은 연구로서 중고령층 고용안정성이 탈빈곤에 영향을 미친다는 결과를 보여주고 있다. 이 연구는 고령화연구패널 조사를 활용하여 고용안정성(‘나의 일자리는 안정적이다’는 문항 활용)을 독립변수로 빈곤 여부(OECD 65세 이상 노인빈곤율과 우리나라 전체 상대빈곤율 사이의 임의값 3개 선정)를 종속변수로 성별, 연령, 소득, 순자산을 통제변수로 하는 로짓분석을 통해 55세부터 64세까지의 고령층이 고용이 안정될 경우 빈곤화되지 않을 확률이 높아진다는 결과를 보여주고 있다. 정순희·김현정(2002)의 연구는 노인가계의 재정상태를 한국가구패널 조사를 활용하여 소득, 지출 및 자산 충분성 지표를 측정하고 취업 노인가계와 비취업 노인가계의 차이를 비교했는데 비취업 노인가계의 소득충분성과 지출충분성은 취업 노인가계에 비해 낮은 것으로 나타났지만, 순자산충분성은 두 집단 간의 유의한 차이를 보이지 않는다는 결론을 도출했다.

본 연구는 선행연구들과 같이 고령층의 빈곤화와 그 가구의 경제력(소득, 지출, 자산 등)을 연구 주제로 삼은 것은 맞지만 분석방법과 예상 결과는 확연한 차이를 보인다. 퇴직가구의 빈곤화 가능성 분석을 위해서는 다음 세 가지 분석도구가 필요한데 1) 퇴직가구의

생계를 위한 지출을 무엇으로 볼 것인가?, 2) 그 지출을 충당할 수 있는 퇴직가구의 소득 원천은 무엇으로 할 것인가?, 3) 소득원천이 고갈되어 빈곤으로 떨어졌다는 것은 무엇을 기준으로 판단할 것인가? 이다. 본 연구는 이 세 가지 분석도구에서 선행연구와 차이점을 보인다. 첫째, 선행연구에서 사용된 가계지출은 소비지출 개념으로 비소비지출이 제외된 상태인데 본 연구에서는 소비지출에 비소비지출 중 공적연금 및 사회보험료와 세금을 포함시킨 실질생활비 개념을 적용한다. 이는 안정적 공적연금 수령과 의료서비스 수역을 위해 반드시 지출해야 하는 항목이기 때문이다. 둘째, 소득의 원천은 간헐적 한시적 소득과 보유자산이 있는데 퇴직가구는 고정적 근로소득을 기대할 수 없기 때문에 보유자산이 주요 원천이다. 선행연구에서 주로 이용되는 것은 순자산(총자산-총부채)인데 본 연구에서는 순자산에서 거주주택 자산 또는 거주주택 보증금을 제외한 가용자산 개념을 적용하여 퇴직가구의 소득원천을 현실화시킨다. 셋째, 고갈 여부 판단은 가용할 자산이 빈곤선 이하로 떨어진 상태로 판단할 수 있는데 선행연구에서 적용된 임의 빈곤율에서 추정된 상대빈곤선 대신 2015년 정부가 발표한 최저생계비가 반영된 절대빈곤선과 2015년 통계청이 발표한 상대빈곤선 모두를 기준으로 한다. 마지막으로, 선행연구들이 변수 간의 연관성을 보여주는 통계적 방법을 사용하였다면 본 연구에서는 연관성이 있는 변수들의 민감도에 따라 탈빈곤화 가능성이 어떻게 바뀌는지를 분석한다. 즉, 퇴직가구 빈곤화 문제의 개선방안 모색을 위해 퇴직시점 가용자산의 증가, 실질생활비의 감소, 실질퇴직연령의 연장 시나리오에 의한 탈빈곤 가능성 개선율 제시로 탈빈곤화 가능성 제고방안 마련의 기초자료가 될 수 있다.

III. 연구방법과 분석자료

1. 연구방법

공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령의 불일치에 따른 퇴직가구의 빈곤화를 연구하기 위해 다음 두 가지 분석을 실시한다. 우선, 분석대상의 퇴직가구는 앞에서 언급된 세 가지 퇴직연령 모두를 포함할 수 있도록 가구주 만 나이가 51세부터 64세까지의 가구를 대상으로 한다. <표 1>과 같이 퇴직가구의 빈곤연수, 탈빈곤연수, 탈빈곤화 가능성을 추정하는데 빈곤화가능연수는 가구주 퇴직연령부터 64세까지의 기간을 의미한다. 이기간 동안 가구가 가용할 수 있는 자산으로 가구지출을 충당해야 되는데 가구의 가용자산으로 가구지출, 즉 실질생활비를 충당하지 못한다면 가용자산이 고갈되었다는 것을 의미하고 그 가구는 빈곤상태에 있다고 볼 수 있다. 탈빈곤 가능성은 가용자산 잔액으로 측정되는데 예를

<표 1> 지표와 측정방법

변수	측정방법 및 정의
빈곤연수	= 빈곤화가능연수 - 탈빈곤연수
	- 빈곤화가능연수: 가구주 퇴직연령부터 64세까지 - 탈빈곤연수: 가구의 가용자산잔액이 빈곤선 이상인 연수
탈빈곤가능능력 (가용자산잔액)	= 퇴직시점 가구의 가용자산액 - 가구의 실질 생활비
	- 퇴직시점 가구의 가용자산액: 가구주 연령 기준 가구 평균 가용자산액 (=순자산-거주주택가격 또는 거주주택 임대보증금)
	- 가구의 실질 생활비: 가구 평균 실질생활비(=생활비+공적연금 및 사회보험료+세금)

들어, 가구주가 51세에 퇴직한 가구라면 가구주 51세에 해당되는 가구들의 평균 가용자산을 퇴직시점의 가용자산으로 설정하고 여기서 가구주 51세에 해당되는 가구들의 평균 실질 생활비를 빼주면 퇴직시점의 가용자산 잔액이 산출된다. 퇴직 다음해는 퇴직시점의 가용자산 잔액을 기준으로 가구주 52세에 해당되는 가구들의 평균 실질생활비를 빼서 산출한다.

빈곤연수는 빈곤화 가능연수에서 탈빈곤연수를 빼주면 산출되는데 탈빈곤연수를 추정하기 위해서는 빈곤선이 필요하다.

<표 2>와 같이 상대빈곤선은 OECD 기준 중위가구소득의 50% 기준을 반영하고(이진경, 2014), 절대빈곤선은 정부가 매년 발표하는 가구원 수 기준 월 최저생계비를 기준으로 연 최저생계비를 환산한다.

<표 2> 빈곤선 연액

유형	기준	연액	자료출처
절대빈곤선	최저생계비	3인가구 1,632만원	2015년 정부발표
		4인가구 2,002만원	
절대빈곤선	가구소득 중위값의 50%	3인가구 2,220만원	2015년 가계금융복지조사
		4인가구 2,854만원	

<표 3> 지표와 측정방법

변수		시나리오
가구자산	퇴직시점의 보유한 가용자산 늘리기	10% 증가
		20% 증가
		30% 증가
가구지출	빈곤화가능 기간 동안의 실질생활비 줄이기	10% 감소
		20% 감소
		30% 감소
퇴직연령	가구주 퇴직연령 연장하기	1세 연장
		2세 연장
		3세 연장

두 번째 분석은 민감도 분석으로 퇴직가구의 탈빈곤가능능력을 제고하는 데 개선율이 높은 방안을 찾고자 실시한다. 탈빈곤가능능력에 영향을 주는 요인은 선행연구에서 제시된 것처럼 퇴직연장은 물론 <표 3>과 같이 가구가용자산 증가, 가구지출 감소의 효과를 각각 세 가지 시나리오에 의해 추정한다. 탈빈곤가능능력 개선율은 다른 조건은 동일하게 하고 민감도 요인의 한 단위만 변경했을 때 퇴직가구의 64세 연말 가용자산 잔액의 변화율로 측정한다.

2. 분석자료

본 연구는 가계자산(통계청), 가계신용(금융감독원), 가구패널(한국은행)이 통합된 전국의 2만 표본가구를 대상으로 조사된 2015년 가계금융·복지조사를 이용하여 가구의 자산과 부채의 규모, 소득과 가계지출의 세부항목들을 본 연구의 틀에 맞게 SPSS를 이용하여 추출 및 가공하여 분석한다.

IV. 분석 결과

1. 가용자산과 실질생활비 분석 결과

<표 4>는 가구주 만 나이를 기준으로 51세부터 64세까지 해당가구의 평균 가용자산과 평균 실질생활비를 보여준다. 전체가구의 가구주 나이는 21세부터 95세까지 분포되어 있지만 평균 가구주 나이는 53.98세이고 빈도가 가장 많은 나이는 55세로 50대는 전체가구 분포의 중추 역할을 한다고 할 수 있다. 또한, 전체 가구의 평균가용자산은 13,010만원으로 53세 가구를 제외하고 나머지 51세부터 64세까지의 가구는 가용자산이 전체 평균보다 높은 것으로 나타난다. 이는 51세부터 64세 즉 탈빈곤가능능력 분석대상으로 선정된 가구의 가용자산은 다른 세대 가구보다 상대적으로 양호하다는 것을 보여준다. 반면, 전체 가구의 평균 실질생활비는 2,856만원으로 51세부터 64세까지의 가구 중 50대 가구의 실질생활비가 전체 평균보다 높게 나타난다. 이는 가구의 라이프사이클을 보더라도 50대 가구 지출이 가장 많다는 것을 알 수 있다. 이런 상황에서 가구주가 50대 퇴직을 하게 된다면 가구지출의 부담이 다른 어떤 퇴직연령보다 클 수 있다는 것으로 보여준다. 가구주 만 나이를 기준으로 하는 가구의 평균 가구원 수는 51세부터 57세까지는 약 4인, 58세부터 64세까지는 약 3인으로 나타난다. 전체 가구 평균 가구원 수 2.8인과 비교하면 58세까지의 가구에서 가구원 수가 전체 평균보다 더 많은 것을 알 수 있다.

<표 4> 가구 가용자산과 실질생활비

가구주 연령	빈도수	평균 가용자산 (만원)	평균 실질생활비 (만원)	평균 가구원 수
51세	193	14,894	3,883	3.4
52세	235	17,220	3,816	3.4
53세	228	11,947	3,742	3.4
54세	228	17,684	3,859	3.4
55세	237	15,650	3,208	3.1
56세	199	23,908	3,696	3.1
57세	200	22,996	3,678	3.2
58세	219	23,439	3,343	2.9
59세	195	17,585	2,788	2.6
60세	206	21,553	2,963	2.7
61세	137	15,403	2,407	2.4
62세	157	19,610	2,407	2.5
63세	150	21,848	2,509	2.4
64세	132	15,417	2,287	2.3
전체	8974	13,010	2,856	2.8

가구별 특성을 보면, 빈도수가 많은 52세 가구의 평균 가용자산은 17,220만원이고, 평균 실질생활비는 3,816만원이며, 평균 가구원 수는 3.4인으로 나타난다. 반면, 빈도수가 적은 64세 가구의 평균 가용자산은 15,417만원이고, 평균 실질생활비는 2,287만원이며, 평균 가구원수는 2.3인으로 나타난다. 평균 가용자산 측면에서 보면, 56세 가구가 23,908만원으로 가용자산이 가장 많은 것을 알 수 있고, 53세 가구가 11,947만원으로 가장 적은 것을 알 수 있다.

평균 실질생활비 측면에서 보면, 51세 가구가 3,883만원으로 가장 많은 것을 알 수 있고, 64세 가구가 2,287만원으로 가장 적은 것을 알 수 있다. 평균 가구원 수 측면에서 보면, 51세부터 54세까지의 가구는 3.4인으로 많은 그룹에 속하고, 64세 가구가 2.3인으로 가장 적은 것을 알 수 있다. 이 평균 가구원 수는 탈빈곤연수와 빈곤연수 산출 시 <표 2>의 빈곤선 연액 적용기준이 된다.

2. 탈빈곤가능능력 분석 결과

<표 5>는 퇴직가구의 탈빈곤가능능력을 추정된 것으로 가구주가 51세(1월1일 시점)에 퇴직할 경우, 공적연금 수령 개시연령인 65세 이전까지 즉 가구주가 64세가 될 때까지 가구의 가용자산으로 실질생활비를 충당할 수 있어야 하는데 그렇지 못할 경우 빈곤상태에 놓이게 된다. 퇴직 첫해인 51세의 연말 가용자산잔액은 11,011만원으로 <표 4>의 51세 가

구의 평균 가용자산 14,894만원에서 평균 실질생활비 3,883만원을 빼준 것이다. 퇴직 이듬해인 52세의 연말 가용자산 잔액은 7,195만원, 53세의 연말 가용자산 잔액은 3,453만원으로 4인 가구 절대빈곤선 연액 2,002만원과 상대빈곤선 연액 2,854만원보다 약간 상회하는 수준의 가용자산 잔액이 남게 된다. 가구주가 51세 퇴직한 가구의 빈곤화가능연수는 14년이고 이 빈곤화가능연수 중 퇴직가구의 가용자산으로 실질생활비가 충당되는 기간은 절대빈곤선과 상대빈곤선 기준 모두 3년으로 추정되므로 빈곤화가능연수 14년 중 11년은 빈곤상태에 놓이게 된다. 가구주가 51세에 퇴직을 하는 가구의 탈빈곤가능능력은 퇴직가구주 64세 연말가용자산 잔액을 의미하는데 -29,691만원으로 추정된다. 퇴직 후 4년차부터 빈곤상태에 떨어져 64세가 되면 누적 적자만 약 3억 원으로 이 액수는 퇴직 시 보유한 가용자산액의 1.99배에 해당하는 것으로 어떠한 방법으로도든 조달되지 않을 경우 퇴직가구는 파산에 이를 수 있으며 그 생활이 매우 열악한 수준에 이를 것으로 추정된다. 이는 약 4인의 가구원 수 모두에게 당면한 빈곤화 문제로 인식할 수 있다.

<표 5> 퇴직가구 탈빈곤가능능력: 연말 가용자산 잔액

(단위: 만원)

가구주 퇴직연령	51세	52세	53세	54세	55세	56세	57세	58세	59세	60세	61세	62세	63세	64세	
평균가용 자산, 평균실질 생활비, 평균가구원 수	51세	11,011													
	52세	7,195	13,404												
	53세	3,453	9,662	8,205											
	54세	-406	5,803	4,346	13,826										
	55세	-3,614	2,595	1,138	10,618	12,442									
	56세	-7,310	-1,101	-2,557	6,922	8,746	20,212								
	57세	-10,988	-4,779	-6,236	3,244	5,068	16,534	19,317							
	58세	-14,331	-8,122	-9,579	-99	1,725	13,191	15,974	20,096						
	59세	-17,119	-10,910	-12,366	-2,887	-1,063	10,403	13,187	17,308	14,797					
	60세	-20,081	-13,872	-15,329	-5,849	-4,025	7,441	10,224	14,346	11,834	18,590				
적용 기준 연령	61세	-22,489	-16,279	-17,736	-8,257	-6,433	5,033	7,817	11,938	9,427	16,183	12,996			
	62세	-24,896	-18,686	-20,143	-10,664	-8,840	2,626	5,410	9,531	7,020	13,776	10,589	17,203		
	63세	-27,405	-21,196	-22,652	-13,173	-11,349	117	2,901	7,022	4,511	11,267	8,079	14,694	19,339	
	64세	-29,691	-23,482	-24,939	-15,459	-13,636	-2,169	614	4,736	2,224	8,980	5,793	12,408	17,052	13,130
빈곤화가능 연수	14년	13년	12년	11년	10년	9년	8년	7년	6년	5년	4년	3년	2년	1년	
탈빈곤 연수	절대 빈곤선 기준	3년	4년	2년	4년	3년	7년	7년	7년	6년	5년	4년	3년	2년	1년
	상대 빈곤선 기준	3년	3년	2년	4년	3년	6년	7년	7년	6년	5년	4년	3년	2년	1년
빈곤 연수	절대 빈곤선 기준	11년	9년	10년	7년	7년	2년	1년	0년	0년	0년	0년	0년	0년	
	상대 빈곤선 기준	11년	10년	10년	7년	7년	3년	1년	0년	0년	0년	0년	0년	0년	
탈빈곤가능능력	-29,691	-23,482	-24,939	-15,459	-13,636	-2,169	614	4,736	2,224	8,980	5,793	12,408	17,052	13,130	

가구주가 52세에 퇴직할 경우, 퇴직 첫해인 52세 연말가용자산 잔액은 13,404만원, 퇴직 이듬해인 53세 연말가용자산 잔액은 9,662만원, 54세는 5,803만원, 55세는 2,595만원으로 추정된다. 55세의 연말가용자산 잔액은 상대빈곤선 연액 기준으로 빈곤선 아래에 위치하는 수준이고, 절대빈곤선 연액 기준으로 빈곤선 위에 있는 수준임을 알 수 있다. 52세 퇴직가구의 빈곤화가능연수는 13년인데 이중 절대빈곤선 기준 탈빈곤연수는 4년으로 빈곤연수는 9년이 되고, 상대빈곤선 기준 탈빈곤연수는 3년으로 빈곤연수는 10년이 된다. 가구주가 52세에 퇴직한 가구의 탈빈곤가능능력(능력)은 -23,482만원으로 추정되고 이 수치는 퇴직 당시 가용자산 대비 1.36배에 해당되는 액수로 51세 퇴직가구보다는 상대적으로 적자액이 적은 것으로 나타난다.

가구주가 53세에 퇴직할 경우, <표 4>의 평균 가용자산이 가장 낮은 가구로서 탈빈곤연수도 가장 짧은 것으로 나타난다. 퇴직 첫해인 53세의 연말가용자산 잔액은 8,205만원으로, 54세는 4,346만원, 55세는 1,138만원으로 추정되는데 55세 연말가용자산 잔액은 절대빈곤선과 상대빈곤선 모두 아래에 위치해 있어 퇴직가구의 가용자산으로는 2년밖에 버틸 수 없는 것으로 나타난다. 즉, 빈곤화가능연수 12년 중 탈빈곤연수는 2년, 빈곤연수는 10년이 된다. 이들 퇴직가구의 탈빈곤가능능력(능력)은 -24,939만원으로 퇴직 당시 보유한 가용자산 대비 2.09배에 해당되는 액수로 가용자산 대비 누적적자 수준이 가장 큰 것으로 보여진다.

가구주가 54세에 퇴직할 경우, 퇴직 첫해인 54세의 연말가용자산 잔액은 13,826만원, 55세는 10,618만원, 56세는 6,922만원, 57세는 3,244만원으로 추정된다. 이 퇴직가구의 빈곤화가능연수는 11년으로 이 중 탈빈곤연수가 4년, 빈곤연수가 7년으로 나타난다. 54세 퇴직가구의 탈빈곤가능능력(능력)은 -15,459만원으로 누적적자의 수준은 퇴직 당시 보유한 가용자산의 87% 정도임을 알 수 있다.

가구주가 55세에 퇴직할 경우, 퇴직 첫해인 55세의 연말가용자산 잔액은 12,442만원, 56세는 8,746만원, 57세는 5,068만원, 58세는 1,725만원으로 추정되어 절대빈곤선과 상대빈곤선 연액 기준 57세까지만 실질생활비를 충당할 수 있는 것으로 나타난다. 즉, 55세 퇴직가구의 빈곤화가능연수는 10년인데 이 중 탈빈곤연수가 3년으로 빈곤연수는 7년이 된다. 이 퇴직가구의 탈빈곤가능능력(능력)은 -13,636만원으로 퇴직 당시 보유한 가용자산의 87% 수준이 된다.

가구주가 56세에 퇴직할 경우, 퇴직 첫해인 56세의 연말가용자산 잔액은 20,212만원, 57세는 16,534만원, 62세는 2,626만원으로 추정된다. 이 퇴직가구의 빈곤화가능연수는 9년으로 이 중 절대빈곤선 기준 탈빈곤연수가 7년이므로 빈곤연수는 2년이 된다. 반면, 상대빈곤선 기준 탈빈곤연수는 6년이므로 빈곤연수는 3년이 된다. 퇴직가구의 탈빈곤가능능력(능력)은 -2,169만원으로 추정된다.

가구주가 57세에 퇴직할 경우, 분석대상 중 퇴직가구의 탈빈곤가능능력이 처음으로 양의 수 614만원으로 추정된다. 이 퇴직가구의 빈곤화가능연수는 8년이지만 이 중 1년만 빈곤연수이고 나머지 7년은 탈빈곤기간으로 나타난다.

가구주가 58세 이후 퇴직할 경우, 빈곤가능연수에 상관없이 퇴직가구가 보유한 가용자산으로 실질생활비를 충당할 수 있는 것으로 추정되어 빈곤연수는 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 58세에 퇴직하는 가구의 탈빈곤가능능력은 4,736만원, 59세에 퇴직하는 가구의 탈빈곤가능능력은 2,224만원, 60세 퇴직가구의 탈빈곤가능능력은 8,980만원, 61세 퇴직가구는 5,793만원, 62세 퇴직가구는 12,408만원, 63세 퇴직가구는 17,052만원, 64세 퇴직가구는 13,130만원으로 추정된다.

위와 같이 가구주 퇴직연령이 51세부터 57세까지는 정도는 다르지만 퇴직가구의 빈곤이 나타날 수 있다는 것을 알 수 있고, 58세부터 61세까지는 빈곤 기간은 나타나지 않지만 탈빈곤가능능력이 미약한 상태를 보이고 있어 퇴직가구의 빈곤화 가능성을 내포한다고 할 수 있다. 특히, 51세부터 55세까지는 퇴직가구의 빈곤화가능연수 중 절반 이상이 빈곤기간으로 나타나 퇴직가구 중 탈빈곤화가 가장 어려운 그룹으로 보인다. 이 중 51세, 52세, 53세의 빈곤연수는 10년 이상으로 퇴직가구의 빈곤화가 가장 심화될 것으로 예상된다. 앞에서 언급된 것처럼 현재 직장인을 대상으로 조사된 퇴직연령 평균 57.2세, 조기퇴직연령 53~54세, 체감퇴직연령 50.9세를 고려한다면, 조기퇴직과 체감퇴직된 퇴직가구는 빈곤연수가 10년 이상으로 공적연금 수령개시 전에 심각한 빈곤상태에 놓일 수 있다는 것과, 평균 퇴직연령 57.2세에 퇴직하더라도 빈곤기간은 존재할 수 있어 현재 직장인 대상 퇴직연령을 기준으로 한다면 퇴직가구 대부분이 빈곤상태를 경험할 것으로 보인다.

3. 민감도 분석 결과

<표 6>은 세 가지 민감도 요인, 즉 퇴직 당시 가구가 보유한 가용자산, 가구주 연령 기준 조사된 평균 실질생활비, 퇴직연령의 조정에 따른 퇴직가구의 탈빈곤가능능력의 개선율을 보여주고 있다. 물론 가용자산의 10%, 실질생활비의 10%, 퇴직연령의 1세가 나타내는 값은 다르지만 각각의 값을 기준으로 변화율을 산정한 결과이므로 민감도 요인의 단위 수준별 변화에 대한 반응정도를 의미한다. 우선, 요인별 개선율은 퇴직연령 연장 > 실질생활비 감소 > 가용자산 증가의 순으로 탈빈곤가능능력에 민감한 반응을 보인다. 51세부터 61세까지의 누적 개선율을 보면, 퇴직연령 연장요인은 가용자산 증가나 실질생활비 감소 요인보다 탈빈곤가능능력 개선에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타나며, 그 개선효과는 약 2배 이상을 기대할 수 있는 것으로 나타난다. 물론, 가용자산 증가와 실질생활비 감소도 상당한 개선효과를 기대할 수 있는 것으로 나타나며, 두 요인의 개선효과는 연령별 민

감도 단위별 다르기는 하지만 누적 개선율로 볼 때 비슷한 수준을 나타낸다. 특히, 퇴직연령 연장요인은 53세 이후 모든 연령에서 50% 전후의 개선율을 보여 대부분의 연령에서 효과를 기대할 수 있는 것으로 나타난다. 가용자산 증가는 56세 이후 연령에서 상대적으로 높은 개선율을 보이고, 실질생활비 감소는 52세, 54세부터 59세까지, 61세에 걸쳐 50% 이상의 개선효과를 기대할 수 있는 것으로 나타난다.

다음으로, 퇴직가구연령별 개선율을 보면, 가구주가 51세에 퇴직한 가구의 경우, 탈빈곤가능능력의 개선율은 퇴직연령 연장 > 실질생활비 감소 > 가용자산 증가의 순으로 높은 것을 알 수 있다. 9개 시나리오 중 퇴직연령 3세 연장의 경우 즉, 퇴직시점이 51세가 아닌 54세로 연장되었을 경우 탈빈곤가능능력 개선율은 48%로 가장 큰 효과를 기대할 수 있다. 그다음이 실질생활비 30% 감소의 경우로 개선율은 45%, 3위는 실질생활비 20% 감소의 경우로 개선율은 30%로 나타난다. 가구주가 52세와 53세 퇴직한 가구도 51세 퇴직가구와 비슷 양상을 보인다.

가구주가 54세와 55세에 퇴직하는 가구의 경우, 가용자산을 증가하거나 실질생활비를 감소할 경우의 탈빈곤가능능력 개선율은 동일한 수치를 보이지만 퇴직연령을 연장했을 때는 55세 퇴직 가구에서 상대적으로 더 큰 효과를 기대할 수 있는 것으로 나타난다. 9개 시나리오 중 54세 퇴직가구는 퇴직연령 3세 연장 > 퇴직연령 2세 연장 > 실질생활비 30% 감소 순으로 개선율이 높게 나타났으며, 55세 퇴직가구는 퇴직연령 3세 연장 > 퇴직연

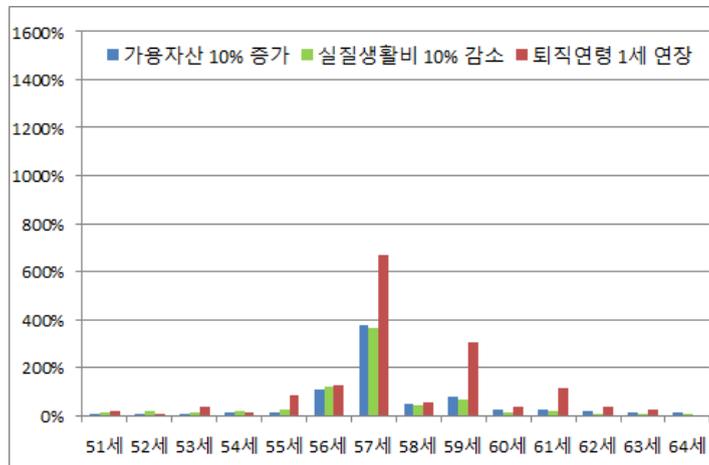
<표 6> 퇴직가구 탈빈곤가능능력 개선율

가구주 퇴직연령	51세	52세	53세	54세	55세	56세	57세	58세	59세	60세	61세	62세	63세	64세	누계	
퇴직시 가용 자산	10% 증가	5%	7%	5%	11%	11%	110%	374%	49%	79%	24%	27%	16%	13%	12%	704%
	20% 증가	10%	15%	10%	23%	23%	220%	749%	99%	158%	48%	53%	32%	26%	23%	1408%
	30% 증가	15%	22%	14%	34%	34%	331%	1123%	148%	237%	72%	80%	47%	38%	35%	2111%
실질 생활비	10% 감소	15%	17%	15%	21%	21%	120%	364%	39%	69%	14%	17%	6%	3%	2%	714%
	20% 감소	30%	35%	30%	43%	43%	240%	729%	79%	138%	28%	33%	12%	6%	3%	1428%
	30% 감소	45%	52%	44%	64%	64%	361%	1093%	118%	207%	42%	50%	17%	8%	5%	2141%
퇴직 연령	1세 연장	21%	6%	38%	12%	84%	128%	671%	53%	304%	35%	114%	37%	23%	-	1467%
	2세 연장	16%	34%	45%	86%	105%	318%	262%	90%	160%	38%	194%	6%	-	-	1349%
	3세 연장	48%	42%	91%	104%	135%	203%	1362%	22%	458%	90%	127%	-	-	-	2681%

령 2세 연장 > 퇴직연령 1세 연장의 순으로 개선율이 높은 것을 알 수 있다.

가구주의 퇴직연령이 56세 이상인 퇴직가구들의 탈빈곤가능능력 개선율은 55세 이하 퇴직가구와 달리 가용자산 증가의 시나리오에서 상대적으로 높게 나타난다. 9가지 시나리오 중 56세 퇴직가구의 개선율은 실질생활비 30% 감소 > 가용자산 30% 증가 > 퇴직연령 2세 연장 순으로 높은 것을 알 수 있다. 57세의 경우 다른 어느 연령보다 시나리오 9개 모두에서 개선율이 높은 것으로 나타나는데 특히 퇴직연령 3세 연장 > 가용자산 30% 증가 > 실질생활비 30% 감소 순으로 높은 것을 알 수 있다. 58세 퇴직가구의 개선율은 가용자산 30% 증가 > 실질생활비 30% 감소 > 가용자산 20% 증가 순으로 높게 나타나 다른 연령과 달리 가용자산 증가 노력에서 개선효과가 클 것으로 기대된다. 59세 퇴직가구는 퇴직연령 3세 연장 > 퇴직연령 1세 연장 > 가용자산 30% 증가 순으로 개선율이 높게 나타난다. 여기서 퇴직연령 1세 연장이 2세 연장보다 개선율이 높게 나올 수 있는 것은 1세 연장한다는 의미는 가구주 연령 60세의 평균 가용자산과 평균 실질생활비가 적용되고 2세 연장한다는 것은 가구주 연령 61세의 평균 가용자산과 평균 실질생활비가 적용된다는 것을 의미한다. <표 4>와 같이 조사가구의 가구주 연령별 평균가용자산과 평균 실질생활비가 연령에 따라 다르기 때문이다. 60세 퇴직가구의 경우, 탈빈곤가능능력 개선율은 퇴직연령 3세 연장 > 가용자산 30% 증가 > 가용자산 20% 증가 순으로 높게 나타난다. 61세 퇴직가구는 55세와 마찬가지로 9개 시나리오 중 퇴직연령 연장에 따라 가장 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다.

[그림 1] 시나리오 수준별 탈빈곤가능능력 개선율





위 [그림 1] 은 시나리오 수준별 탈빈곤가능능력 개선율을 보여주고 있는데 세 가지 민감도 요인들이 1단위와 2단위 변화했을 때보다는 3단위 변화했을 때 탈빈곤가능능력에 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 특히, 3개 그림 모두에서 퇴직연령 57세를 중심으로 정규분포 모양을 보이고 있는데 이는 57세 퇴직가구에서 가장 큰 탈빈곤가능능력 효과를 기대할 수 있고 51세 쪽 좌측 방향과 64세쪽 우측 방향으로 갈수록 그 개선율이 상대적으로 낮아지는 모양이며, 곡선의 변곡점에 해당하는 나이가 좌측의 55세와 우측의 59세 정도인 것을 알 수 있다. 이는 가구주 연령 56세부터 59세까지의 퇴직가구는 가용자산, 실질생활비, 퇴직연장 모두에 대해 매우 민감한 반응을 보인다는 것을 말해 준다. 즉, 퇴직가구의 탈빈곤가능능력 제고를 위해 가용자산 증가든, 실질생활비 감소든, 퇴직연령 연장이든 어떤 노력이 가해질 거면 50대 중후반을 대상으로 할 때 그 효과가 증폭될 수 있다는 것을 보여준다.

V. 결 론

우리나라는 올해부터 연금개시연령 65세로 상향, 법정퇴직연령 60세로 연장을 단행하고 있는데, 유럽의 경우처럼 고령자 고용효과가 담보되지 않은 상태에서 연금수급연령만 높아져 퇴직가구의 삶이 불안정해질 것이라는 우려를 안고 있다. 게다가 현재 직장인의 퇴직연령은 평균 57.2세, 조기퇴직연령 53~54세, 체감퇴직연령 50.9로 조사되고 있어 유럽의 우려가 현실로 나타날 가능성이 높아지고 있는 상황이다. 이러한 가능성을 뒷받침하기 위한 연구로서 공적연금 개시연령과 실질 퇴직연령의 불일치에 따른 퇴직가구의 빈곤화가능성을 분석하였다. 그 결과 다음과 같은 몇 가지 시사점을 도출할 수 있었다.

첫째, 법정퇴직연령 60세가 보장되지 않는다면 퇴직가구는 빈곤상태를 경험하게 된다. 탈빈곤가능능력 분석 결과, 가구주가 51세에 퇴직하는 가구의 탈빈곤가능능력은 -29,691만원, 52세는 -23,482만원, 53세는 -24,939만원, 54세는 -15,459만원, 55세는 -13,636만원, 56세는 -2,169만원, 57세는 614만원, 58세는 4,736만원, 59세는 2,224만원, 60세는 8,980만원, 61세는 5,793만원으로 51세부터 57세까지의 퇴직가구는 65세 연금개시연령이 되기 전에 심각한 빈곤상태로 떨어진다는 것이다. 또한, 58세부터 61세까지는 빈곤 기간은 나타나지 않지만 탈빈곤가능능력이 미약한 상태를 보이고 있어 퇴직가구의 빈곤화 가능성을 내포하고 있다고 할 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 법정퇴직연령 60세 실현을 위한 고령자 고용효과 제고방안이 반드시 필요하다. 즉, 공적연금 재정적자 해소를 위한 연금수급연령 상향조치로 그치는 것이 아닌 실효성 있는 고용대책이 수반되어야 연금개혁도 성공적으로 달성할 수 있을 것이다.

둘째, 가구주가 51세부터 55세 사이에 퇴직하는 가구는 탈빈곤화가 사실상 불가능하다. 빈곤연수와 탈빈곤연수 분석 결과, 상대빈곤선과 절대빈곤선 중 빈곤연수가 긴 연수를 기준으로 볼 때 51세의 빈곤연수는 11년, 52세는 10년, 53세는 10년, 54세는 7년, 55세는 7년으로 나타났다. 이는 가구의 빈곤화가능연수 중 절반 이상이 빈곤상태인 것을 의미한다. 또한, 누적 가용자산 적자액도 1억이 넘어 가구주가 20~30년 고용상태에서 보유한 가구의 가용자산액보다 퇴직 후 공적연금 개시 전 버텨야 하는 10여 년 동안의 누적 가용자산 적자액이 많게는 퇴직 당시 가구의 가용자산액보다 2배 이상이라는 의미다. 이러한 상황을 고려할 때 51세부터 55세 사이 퇴직하는 가구는 특단의 조치가 없다면 탈빈곤화를 기대할 수 없는 상태라고 할 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 현재 고용정책의 사각지대에 있는 50대 초중반 가구의 대책이 다각도에서 마련되어야 한다.

마지막으로, 성공적 탈빈곤가능능력 제고를 위해서는 퇴직연령 연장방안을 필두로 실질 생활비 감소방안, 가용자산 증가방안을 마련하되 퇴직연령별 시행방안이 담보되어야 한다.

퇴직연령 연장이 가용자산 증가나 실질생활비 감소보다 더 효과적 대안이다. 민감도 분석 결과, 51세부터 61세까지의 누적 개선율을 기준으로 퇴직연령 연장요인이 가용자산 증가나 실질생활비 감소 요인보다 2배 이상의 효과를 기대할 수 있고, 가용자산 증가와 실질생활비 감소는 비슷한 수준에서 개선효과를 기대할 수 있다. 특히, 퇴직연령 연장요인은 53세 이후 모든 연령에서 대부분 개선율이 50% 이상을 보여 대부분 연령에서 효과를 기대할 수 있는 것으로 나타났다. 가용자산 증가는 56세 이후 연령에서 상당수 개선율이 50% 이상을 보이고, 실질생활비 감소는 52세, 54세부터 59세까지, 61세에 걸쳐 50% 이상의 개선효과를 기대할 수 있는 것으로 나타났다. 이를 위해서는 퇴직가구의 탈빈곤가능능력 제고방안을 퇴직연령 연장 대책, 실질생활비 감소대책, 가용자산 증가대책을 수립하되 일률적 시행이 아닌 퇴직연령 등 퇴직가구의 특성에 맞는 시행방안이 뒷받침되어야 한다.

본 연구는 퇴직 시 가용자산과 실질생활비를 분석 시점의 가구주 퇴직연령가구들의 통계적 평균수준을 적용하였다는 점에서 개별가구 특성이 면밀히 반영되지 못한 한계를 갖고 있다. 향후 가구특성 기반 연구를 통해 가구별 자산운용 측면도 고려된 대안 제시를 하고자 한다.

참고문헌

1. 강성호·조준용(2016), “중고령층 고용변화 추이와 고용안정성이 탈빈곤에 미치는 영향”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제16권 제2호, pp.231-242.
2. 권혜자(2011), 『중고령자의 취업구조와 고용서비스 정책과제』, 한국고용정보원.
3. 금재호(2011), “중장년층의 고용불안과 정년연장”, 『노동리뷰』, 제80권, pp.61-75.
4. 대한민국정부(2015), 『제3차 저출산 고령사회 기본계획』, 서울: 보건복지부.
5. 박재규(2003), “여성가구주의 빈곤화와 사회경제적 특성”, 『보건과 사회과학』, 제13집, pp.81-112.
6. 박희준(2014), “정년 60세 시대 인력운영방안에 대한 제언”, 『월간경영계』, 제414권, pp.10-13.
7. 성지미·안주엽(2006), “중고령자 취업결정요인”, 『노동정책연구』, 제5권 제3호, pp.39-74.
8. 손영우(2010), “프랑스의 퇴직연금제도 개혁과 퇴직연령 연장”. 『국제노동브리프』, 제8권 제9호, pp.13-21.
9. 송일호·박명호(2012), “고령자와 준고령자의 취업결정요인 비교분석”, 『사회과학연구』, 제19권 제2호, pp.7-26.
10. 안주엽(2014), “합리적 정년연장과 정책과제”, 『산업관계연구』, 제24권 제1호, pp.87-108.

11. 엄동욱(2008), “중고령자의 취업결정요인”, 『노동정책연구』, 제8권 제3호, pp.17-38.
12. 이성민(2010), “장애인 가구의 빈곤화 메카니즘”, 『장애의 재해석』, 제1호, pp.34-69.
13. 이정희(2010), “영국 법정 퇴직연령제도 개편”. 『국제노동브리프』, 제8권 제7호, pp.59-66.
14. 이진경(2014), “주택연금의 노인가구 빈곤 완화 효과 분석”, 『부동산연구』, 제24권 제4호, pp.91-101.
15. 이호창(2016), “고령화에 대한 기업의 인식과 대응: 기업체 설문조사 분석”, 『월간노동리뷰』, 제137호, pp.41-53.
16. 잡코리아(2016), 『현실적인 상황을 고려했을 때 몇 세까지 회사생활을 할 수 있을 것으로 생각되는가에 대한 설문조사자료』, 한국경제신문.
17. 장세훈(2006), “빈곤층의 내부 구성과 빈곤화 과정”, 『경제와 사회』, 제71호, pp.179-207.
18. 정순희·김현정(2002), “소득, 지출 및 자산 충분성 분석을 통한 취업 노인가계와 비취업 노인가계의 재정상태 비교”, 『한국가정관리학회지』, 제20권 제2호, pp.113-122.
19. Christine Lagoutte(2015), *The Long Term Sustainability of European Pension Systems: An illustration from French and British countries*, International Seminar of Public pension. Oct. 29 2015. National Pension Service, Seoul, Korea.
20. Katsuya Yamamoto(2015), *Sustainability of Japanese Public Pension System*, International Seminar of Public pension. Oct. 29 2015. National Pension Service, Seoul, Korea.

abstract

Examining the Impoverishment of No Income Households come from a Gab between the Public Pension Age and the Real Retirement Age

Jin Kyung Lee

This study examines the impoverishment of no income households come from a gab between the public pension ages and the real retirement age using their available asset. The paper analyses the ability to exit poverty, poverty years, poverty exit years, sensitivity analysis. firstly, the result of the ability to exit poverty shows that the retirement households can fall in to poverty without working until the legal retirement age of 60. Because the ability to exit poverty of real retirement age of 51 is -29,691 ten thousand won, 52 is -23,482; 53 is -24,939; 54 is -15,459; 55 is -13,636; 56 is -2,169; 57 is 614; 58 is 4,736; 59 is 2,224; 60 is 8,980; 61 is 5,793. The households retired from 51 age to 57 age fall in to poverty, and those from 58 age to 61 age have impoverishment. Secondly, the result of poverty years and poverty exit years shows that it is impossible for the households retired from 51 age to 55 age to exit poverty. Because the poverty year of 51 age is 11 years, 52 is 10, 53 is 10, 54 is 7, 55 is 7. They experience poverty during over half of gab a between the public pension age and the real retirement age. finally, extension of real retirement age is more effective than increasing available asset or decreasing real expenditure for the improvement on the ability to exit poverty.

Keywords : impoverishment, public pension age, real retirement age, available asset

한국고용노사관계학회 윤리헌장

2007. 10.30 제정

한국고용노사관계학회(이하 학회) 윤리헌장은 학회의 임원과 회원이 학회의 목적을 달성하기 위하여 역할을 수행하는 과정에서 준수해야 할 윤리적 원칙과 기준을 정하여 본 학회 및 회원 개인의 윤리성을 고양하는 데 목적이 있다.

학회의 임원과 회원은 다음의 사항을 준수하여야 한다.

1. 학회의 회장 및 임원은 학회 규정에서 정한 각종 사업과 기타 학회 업무를 수행함에 있어서 공정하고 성실하게 의무를 수행하여야 한다.
2. 학회의 회장은 학회의 설립 목적에 반하고 학회의 정치적 중립성을 훼손하는 제반 활동을 하여서는 아니 된다.
3. 학회 회원은 학회 활동을 통하여 학문과 한국노사관계의 발전에 기여하고 공익 증진에 노력하여야 한다.
4. 학회 회원은 교육, 연구 활동 및 현실 참여에 있어 윤리성과 학자적 양심에 충실하여야 한다.
5. 학회 회원은 타인의 연구나 주장의 일부분을 자신의 연구나 주장인 것처럼 논문이나 저서에 명시하거나, 타인의 저술이나 논문의 상당 부분을 인용부호 없이 원문 그대로 옮기는 행위(표절)를 하여서는 아니 된다.
6. 연구 논문을 심사하는 회원은 학자적 양심에 따라 공정하게 심사하여야 하며, 제출자와 제출 내용에 대하여 비밀을 유지하여야 한다.
7. 학회 회원은 연구 수행과 관련하여 취득한 정보를 이용하여 부당한 이득을 취하여서는 아니 된다.

한국고용노사관계학회 윤리위원회 운영규정

2007. 10.30 제정

제 1장 총 칙

제 1 조(목적) 이 규정은 한국고용노사관계학회(이하 ‘학회’라 한다)의 임원 또는 회원이 윤리헌장을 위반하여 징계위원회에 징계의결이 요구되었을 경우 필요한 조치를 취함으로써 학회 및 임원 또는 회원의 윤리성을 고양함을 목적으로 한다.

제 2 조(표절의 정의) 이 규정에서 의미하는 ‘표절’이라 함은 고의 또는 과실로 출처를 명확하게 밝히지 않은 채 타인의 지적재산을 임의로 사용하는 것으로 특히 다음 각 호의 행위에 해당되는 경우를 말한다.

- ① 타인의 아이디어, 논리, 고유한 용어, 데이터, 분석체계를 출처를 밝히지 않고 임의로 활용하는 경우
- ② 타인의 저술이나 논문의 상당 부분을 인용부호 없이 원문 그대로 옮기는 경우

제 2장 윤리위원회

제 3 조(윤리위원회의 구성) ① 학회는 이 규정의 목적을 달성하기 위하여 윤리위원회를 설치·운영한다.

- ② 윤리위원회는 위원장을 포함하여 7인으로 구성한다.
- ③ 윤리위원(이하 ‘위원’이라 한다)은 정회원 5인 이상의 추천을 받은 자 중 전임 회장단회의에서 선출한다.
- ④ 위원장은 위원 중 호선으로 정한다.
- ⑤ 윤리위원회의 간사는 학회의 총무이사로서 하며, 간사는 의결권이 없다.

제 4 조(위원장·위원의 임기) 위원장과 위원장의 임기는 2년으로 한다.

제 5 조(윤리위원회의 임무) ① 윤리위원회는 징계의결이 요구된 회원의 윤리헌장 위반 여부를 심의하며, 이에 필요한 규칙을 제정할 수 있다.

- ② 윤리위원회는 징계의결이 요구된 사안에 대하여 접수된 날로부터 60일 이내에 심의·의결하여야 하며, 심의절차는 학회 다른 위원회의 규정을 준용한다.

③ 윤리위원회는 산업관계연구에 게재되었거나 심사 중인 논문에 대한 표절 의혹이 제기된 경우 편집위원회에 심사를 요청할 수 있다.

④ 윤리위원회는 징계의결이 요구된 사안에 대한 심의를 거친 후 해당 임원 또는 회원에 대한 징계를 공표할 수 있다.

제 6 조(징계의 종류) 징계는 제명, 자격정지, 경고로 구분한다.

제 7 조(징계의결의 요구) ① 윤리헌장을 위반한 자에 대한 징계의결을 요구하려면 정회원 20인 이상의 서명을 받아야 한다.

② 윤리헌장 위반으로 징계의결이 요구된 자는 본 학회 윤리위원회에서 행하는 조사에 협조하여야 한다.

제 8 조(징계의결이 요구된 자의 신분) 윤리헌장 위반으로 윤리위원회에 징계의결이 요구된 자는 징계 여부가 확정이 되기 전까지는 윤리헌장을 위반하지 아니한 것으로 본다.

제 9 조(소명기회의 부여) 윤리헌장 위반으로 윤리위원회에 징계의결이 요구된 자에게는 충분한 소명의 기회가 주어져야 한다.

제 10 조(비밀유지) 위원은 윤리위원회의 결정이 내려질 때까지 당사자의 신분을 외부에 공개하여서는 아니 된다.

제 3장 표절의 심사

제 11 조(표절의 심사) 산업관계연구의 편집위원회는 이미 게재되었거나 심사 중에 표절 의혹이 제기된 논문에 대하여 표절 여부를 심사한다.

제 12조 (제재) 학회는 편집위원회의 결정에 따라 표절이 확인된 저자 및 논문에 대해서 표절의 경중에 따라 다음 각 호와 같은 제재를 가할 수 있다.

① 산업관계연구에 5년 이하의 투고 금지

② 학회홈페이지에서 논문 삭제

제13조(심사 결과의 회부) 편집위원회는 표절 의혹이 제기된 논문의 표절심사 결과를 윤리위원회에 회부한다.

제 4장 부 칙

제 1 조(시행일) 이 규정은 2007년 10월 30일부터 시행한다.

제 2 조(개정) 이 규정은 이사회회의 의결을 거쳐 개정한다.

편집위원회 규정

1997. 11.15 개정

2003. 5.16 개정

2007. 10. 1 개정

- 제 1 조 (목적) 편집위원회는 『산업관계연구』의 편집 및 제작업무를 담당하며, 동 학회지의 질적 향상을 위해 성실히 활동하여야 한다.
- 제 2 조 (구성) 편집위원은 상임이사회의 의결을 거쳐 정회원 중에서 회장이 임명하며, 경영학, 경제학, 법학 분야에서 각각 2명씩 총 6명으로 한다. 편집위원은 해당 분야의 박사학위 취득 후 경력이 6년 이상이 되고 우수한 연구 실적이 있어야 한다. 다만 그외 학문 분야의 편집위원이 추가로 필요하다고 상임이사회에서 인정하면 분야별로 2명 이내를 추가할 수 있다.
- 제 3 조 (임기) 편집위원의 임기는 2년으로 하되 연임을 할 수 있다. 편집위원을 교체하는 경우 1회에 반수를 초과하는 인원을 교체할 수 없다.
- 제 4 조 (편집위원장) 편집위원장은 편집위원회에서 추천된 사람을 회장이 위촉하며, 편집위원회 활동을 총괄한다.
- 제 5 조 (편집 방침 및 논문 작성 요령의 개정) 산업관계연구의 편집 방침과 논문 작성 요령을 개정할 때는 편집위원회에서 개정안을 발의하고 이사회의 승인을 얻어야 하며 회원들에게 공지하여야 한다.

최우수 논문 선정 규정

2007. 1.15 제정

제 1 조 (목적) 본 규정은 『산업관계연구』에 게재된 논문들의 학문적 수준을 제고함을 그 목적으로 하며, 우수한 논문을 『산업관계연구』에 발표한 연구자의 시상에 관한 사항을 규정한다.

제 2 조 (최우수논문선정위원회 구성 및 활동) 위원회는 아래 각 항에 따라서 구성되어 활동을 한다.

- ① 위원회는 편집위원장을 위원장으로 하며, 편집위원들이 선정위원이 된다. 편집위원의 논문이 심사 대상인 경우 해당 편집위원은 선정위원회에서 제외된다. 필요시 외부 인사를 선정위원으로 위촉할 수 있다.
- ② 위원장은 위원회를 소집하여 심사기준일로부터 최근 1년 이내의 논문 중 학문적인 기여도와 수준이 가장 높은 2편을 선정하여 해당 논문의 저자를 수상 후보자로 학회 상임이사회에 추천한다.

제 3 조 (수상자 확정) 최우수논문선정위원회에서 추천한 논문 2편에 대하여 한국고용노동관계학회 상임이사회에서는 최우수논문상 1편을 확정한다. 최우수논문에 해당하는 논문이 없을 경우 우수논문상 1~2편을 시상할 수 있다.

제 4 조 (시상) 결정된 수상자에게 매년 상반기 학회 총회에서 상패와 상금을 수여한다.

제 5 조 (부칙)

- ① 이 규정에 규정되지 않은 사항은 일반 관례에 따르며, 학회 상임이사회의 결의에 따라 이 규정을 개정 또는 보완할 수 있다.
- ② 이 규정은 2007년 1월 1일부터 시행한다.

편집 방침

1997. 11.15 개정

2003. 5.16 개정

2007. 10. 1 개정

2008. 12.19 개정

- 1) 학회지는 1년에 4회 (3, 6, 9, 12월, 각 15일) 발행한다.
- 2) 투고자는 본 학회의 회원이거나, 학회의 추천을 받은 노사관계 전문학자에 한한다.
- 3) 투고 논문은 타학회지에 발표되지 않은 것이어야 하며, 논문의 내용에 관한 책임은 저자에게 있다.
- 4) 논문의 심사 절차는 다음과 같다.
 - 논문이 편집위원장에게 제출되면 편집위원장은 해당 분야 1인의 편집위원에게 2인의 심사위원의 추천을 받아 무기명 심사에 들어간다.
 - 편집위원장은 심사위원의 심사 결과에 따라 저자에게 내용의 수정 및 보완을 요청한다. 심사 결과는 ‘그대로 게재’, ‘수정후 게재’, ‘대폭 수정후 게재’, ‘게재 불가’로 구분하고 ‘수정후 게재’와 ‘그대로 게재’는 게재 가능한 등급으로, ‘대폭 수정후 게재’, ‘게재 불가’는 게재 불가 등급으로 분류한다.
 - 두 심사위원이 모두 ‘그대로 게재’로 판단하면 ‘게재’하는 것으로 결정한다.
 - 두 심사위원이 ‘수정후 게재’ 혹은 ‘대폭 수정후 게재’로 판단한 경우 저자로 하여금 수정하게 하고, 심사위원이나 편집위원 혹은 편집위원장이 수정된 원고를 재심사한다.
 - 한 심사위원은 ‘그대로 게재’, 다른 심사위원은 ‘게재 불가’로 판정한 경우 편집위원이 추가로 심사하여 최종 판단을 한다.
 - 그 외의 사항은 편집위원장이 학회의 일반적 관행에 따라 결정한다.
 - 모든 심사위원의 이름은 비공개로 한다.
 - 편집위원이 제출한 논문의 심사는 편집위원장, 편집위원장이 제출한 논문은 해당 분야 편집위원이 심사위원을 위촉하며 이 경우 심사위원의 이름을 공개하지 않는다.
- 5) 논문의 심사 및 게재 여부 결정시 다음의 기준에 의한다.
 - (1) 연구 주제의 중요성과 가치
 - 노사관계 연구에 대한 이론적 기여도
 - 노사정의 노사관계 정책 수립에 대한 실무적 기여도
 - 노사관계 교육에 대한 교육적 기여도

- (2) 연구 주제의 적절성
 - 한국고용노사관계학회의 학회지로서 한국고용노사관계학회의 설립 취지에 부합하는 정도
- (3) 연구 방법의 타당성
 - 실증적 연구 중 양적 연구의 경우, 샘플링, 데이터 수집, 통계 처리, 가설검증 단계에서 과학적 엄밀성을 준수한 정도
 - 실증적 연구 중 사례연구의 경우 사례의 적합성과 대표성, 사례기술의 치밀함과 객관성, 사례와 결론 간의 논리적인 설득력
 - 이론적 연구의 경우, 기존 이론의 종합분석의 타당성, 논문 각 부분의 설득력 있는 논리 전개, 새로운 이론의 창출에 기여하는 정도
- (4) 연구 내용과 방법의 창의성
 - 연구의 내용과 형식이 기존 연구와 구별되는 정도
 - 수집된 데이터나 사례의 특이성
 - 이론과 가설이 기존의 연구와 구별되는 정도
 - 방법론의 독창성
- (5) 논문 내용 표현의 적절성
 - 논문의 형식이 학술적 관행에 부합하는 정도
 - 논문의 기술 방법이 학술적 관행에 부합하는 정도
- (6) 기존 연구의 표절과 자기복제의 금지
 - 논문의 내용과 형식에 있어서 표절과 자기복제의 문제가 있는 경우, 게재 거부함.
- (7) 기타 편집기술상의 요건에 부합하는 정도
 - 원고제출방식이 산업관계연구의 편집기술상의 요건에 부합하는 정도
- 6) 게재 또는 불가의 결정이 이루어지면 그 즉시 편집위원장은 논문 제출자에게 결정사항을 통보하고, 요청이 있는 경우 논문 게재 예정증명서를 발급한다.
- 7) 정기학술발표대회, 정책토론회에서 발표된 논문도 원칙적으로 위의 심사 절차 및 기준에 의해 게재 여부를 결정한다. 단, 필요한 경우 회장의 요청에 의해 편집위원회에서 별도의 심사 절차를 거쳐 게재 여부를 결정하되 심사 절차나 기준의 엄격성과 공정성은 위와 같은 수준에서 유지되어야 한다.
- 8) 학회지에 게재된 논문의 판권은 한국고용노사관계학회에서 가진다.

「산업관계연구」

- 원고작성 및 투고요령 -

1. 모든 논문은 워드프로세서(hwp)로 A4 용지에 작성하고, 논문 제출시 출력분 3부와 화일(Diskette)을 편집위원장에게 제출한다. 양식은 다음과 같다.
 여백주기 : 왼쪽 37.5mm, 오른쪽 37.5mm, 위쪽 38.5mm, 아래쪽 48.5mm,
 머리말 10mm, 꼬리말 0mm
 문단보기 : 왼쪽 여백 0, 오른쪽 여백 0, 들여쓰기 2, 줄간격 165%
 문단위 0, 문단 아래 0, 낱말 간격 30, 정렬방식 혼합
2. 원고의 첫장에는 논문 제목, 저자의 성명과 소속, 전화번호, e-메일을 기재한다. 단, 저자가 2인 이상인 경우에는 공동저자 여부를 구분하여야 한다.
3. 논문은 한자 비율을 약 20%로 국·한문 혼용할 수 있다.
4. 節의 구분은 節, 項, 目 순으로, 배열한다. 節은 ‘I., II., III., …’의 순으로, 項은 ‘1, 2, 3, …’의 순으로, 目은 ‘(1), (2), (3), …’의 순으로 번호를 매긴 후 제목을 표기한다.
5. 수식의 경우 번호 매김은 장, 절의 구분없이 우측 정렬하여 괄호 속의 일련번호로 표기한다(아래 예 참조).
 예 : $\max (L) \max R(L) \dots\dots\dots (3)$
6. 표의 경우는 표의 제목, 표의 주, 표의 출처를 포함한 전체를 좌측 정렬한다.
7. 각주의 사용은 되도록 피하며, 불가피하게 각주를 사용하는 경우에는 1), 2)와 같은 일련번호가 주어져야 하고, 각 쪽의 하단에 위치시킨다.
8. 인용 논문의 표기는 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 아래 예와 같이 직접 처리한다. 영문 저자의 경우는 국문으로 번역치 않고 영문 표기를 원칙으로 한다. 저자가 두 명 이상인 경우는 아래 예와 같이 표기한다.
 예 : “Freeman and Medoff(1984)와 李德明(1994)에서 유도된……”
9. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 포함시키지 않는다.
10. 참고문헌에서 문헌의 구체적인 표시는 아래 예에 제시한 형식에 따라 작성한다. 각 문헌은 한글 문헌, 기타 동양 문헌, 영어, 기타 서양 문헌 순으로 배치하며, 배열 순서는 동양 문헌은 가나다 순으로, 서양 문헌은 알파벳 순으로 하고, 배열 순서대로 일련번호를 매긴다.

같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 배치하며, 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우에는 글에서 언급된 순서에 따라 발행 연도 뒤에 a, b, c를 첨가하여 구분한다. 논문(학위논문 포함)이나 기사 등은 “ ”으로 표시하고, 저서 또는 역서(편저서, 학회지, 월간지, 주간지, 일간지 포함)는 국문 또는 기타 동양 문헌의 경우에 『 』으로, 영어의 경우에 기호 없이 이탤릭체로 아래 예와 같이 표기한다.

예 : <참고문헌>

김수곤(1992), 『한국노사관계론』, 경문사.

정강수(1994), “效率賃金과 賃金經路”, 『産業關係研究』, 제4권, 韓國勞使關係學會, pp.359-395.

Simon, H. A.(1957), *Models of Man*, New York: Wiley.

Maskin, E. & J. Riley(1984a), “Monopoly with Incomplete Information,” *Rand Journal of Economics*, Vol.15, pp.171-196.

_____ (1984b), “Optimal Auctions with Risk Averse Buyers,” *Econometrica*, Vol.52, pp.1473-1518.

Sargent. T. J.(1981), “Estimation of Dynamics Labor Demand Schedules under Ratiional Expectations,” In *Rational Expectations and Econometric Practice*, ed. by R. E. Lucas and T. J. Sargent, Minneapolis: The University of Minnesota Press.

11. 게재가 확정되면 300자 이내의 국문 초록, 영문 초록, 영문 제목, 영문 성명, 5개 이하의 주제어와 Keywords를 포함하여 3/4페이지를 넘지 않는 분량으로 작성하여 편집위원장에게 제출한다. 단 영문 초록, 영문 제목, 영문 성명, 영문 주제어는 저자가 원하는 경우 편집위원장과 협의를 거쳐 다른 외국어로 대체할 수 있다.
12. 저널투고 방법은 한국고용노사관계학회 홈페이지 www.klera.or.kr를 참조하고, 투고관련 문의는 klera.or.kr@gmail.com 전자메일로 한다.

임원 명단

<p>고문(전임 회장) 김동원 (고려대 경영학과) 김식현 (서울대 명예교수) 김황조 (연세대 명예교수) 박영범 (한국산업인력공단) 박준성 (성신여대 경영학과) 송위섭 (아주대 명예교수) 이광택 (국민대 법학과) 이상덕 (계명대 법경대학) 이 정 (한국외국어대 법학전문대학원) 이철수 (서울대 법과대학) 임종률 (성균관대 명예교수) 조준모 (성균관대 경제학과) 최종태 (서울대 명예교수)</p>	<p>김수근 (경희대 명예교수) 김유배 (성균관대 명예교수) 박내희 (숙명여대 경영전문대학원) 박중희 (고려대 법학전문대학원) 박호환 (아주대 경영학부) 윤성천 (광운대 명예교수) 이규창 (단국대 명예교수) 이원덕 (삼성경제연구소) 이진규 (고려대 경영학과) 이효수 (영남대 경제금융학부) 정재훈 (인하대 경영학과) 최영기 (20대 한국고용노사관계학회장)</p>
<p>회 장 이병훈 (중앙대 사회학과)</p>	
<p>수석부회장 윤윤규 (한국노동연구원)</p>	
<p>상임부회장 김혜진 (세종대 경영학과) 노광표 (한국노동사회연구소)</p>	<p>이정일 (삼성경제연구소)</p>
<p>부 회 장 권재철 (한국고용복지센터) 김승택 (한국노동연구원) 배상근 (한국경제인연합회) 이동웅 (한국경영자총협회) 이영면 (동국대 경영학과) 이정식 (한국노동조합총연맹) 임상훈 (한양대 경영학과) 정형중 (현대) 채창균 (한국직업능력개발원)</p>	<p>김동배 (인천대 경영학과) 김희성 (강원대 법학전문대학원) 서덕일 (김앤장) 이명관 (LG) 이인재 (인천대 경제학과) 이호근 (전북대 법학전문대학원) 장홍근 (한국노동연구원) 조돈현 (SK) 황용석 (롯데)</p>
<p>감 사 권혜원 (동덕여대 경영학과)</p>	<p>이상희 (한국산업기술대 지식융합학과)</p>

