

노동정책연구  
2017. 제17권 제1호 pp.1~25  
한국노동연구원

연구논문

## 이종구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과 : 한국의 사례를 중심으로\*

양지연\*\*

최저임금제도의 고용효과는 오랜 기간 논쟁이 되고 있지만, 노동시장의 이종구조를 고려한 분석은 미흡한 실정이다. 본 연구는 한국의 사례를 통해서 노동시장의 이종구조하에서 최저임금의 고용효과에 대한 이론적 예측들을 검증한다. 한국노동패널자료(4~17차)를 활용하여, 상대적으로 최저임금제도의 준수가 이루어지지 않고 있는 5인 미만의 영세한 사업장을 비공식부문으로 정의하고, 각 부문별 최저임금제도의 고용효과를 분석하였다. 분석 결과 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 유의한 효과를 발견하지 못하였다. 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동을 야기시키는 것으로 나타났는데, 비자발적 실업 및 이직은 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층에 나타나 최저임금제도의 실효성에 대한 제도적 검토가 필요하다.

핵심용어 : 최저임금제도, 비공식 노동시장, 패널 자료, 선형확률모형, 임의효과, 고정효과, 로짓모형

논문접수일: 2016년 10월 24일, 심사의뢰일: 2016년 11월 2일, 심사완료일: 2017년 2월 22일

\* 본 연구는 금오공과대학교학술연구비의 지원을 받아 수행된 연구이다. 본 논문의 개선에 큰 도움을 주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

\*\* 금오공과대 응용수학과 조교수(jyang@kumoh.ac.kr)

## I. 머리말 : 문제 제기

최저임금제도는 일정수준 이상의 임금을 유지하도록 국가에서 강제하는 일종의 규제정책으로서 저임금 근로자들의 생활수준을 개선한다는 원래의 취지에도 불구하고, 경제학자와 정책결정자들 사이에서는 최저임금제도가 저임금 근로자의 고용을 위축시키는지 여부에 관한 논쟁이 끊이지 않고 있다. 공식, 비공식부문으로 나뉘는 노동시장의 이중구조는 최저임금의 고용효과를 더욱 예측하기 어렵게 만든다. 상대적으로 영세한 사업체들로 이루어진 비공식부문에서는 최저임금제도가 제대로 준수되지 않는 실정이며, 이에 최저임금제도의 고용효과를 보다 정확하게 평가하기 위해서는 공식, 비공식부문별로 그 효과를 분석할 필요가 있다. 최저임금의 인상이 각 부문에 미치는 영향에 대해서는 상반된 연구 결과들이 국외에서 보고되어 있는 반면 국내에서는 관련 연구가 많이 진행되지 않은 상태이다. 본 논문에서는 한국노동연구원의 한국노동패널자료를 이용하여 최저임금제도의 공식, 비공식부문에서의 고용효과와 노동력의 부문 간 이동패턴을 분석하고 정책적 함의를 찾는다.

주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 저임금 근로자들의 동일 직장유지율에 부정적인 영향을 미친다. 하지만 비공식부문에서는 같은 영향을 발견할 수 없었다. 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동에 영향을 주는데, 이는 공식부문에서는 일자리 감소로 인한 자발적인 실업으로 나타나고 비공식부문에서는 공식부문의 임금상승으로 인한 자발적인 이직으로 나타난다. 이는 노동경제학에서 흔히 사용하는 이론적 분석의 예측들과 일치하는 결과이다. 공식부문의 자발적 실업 및 이직은 비교적 저임금, 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러졌다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 최저임금의 고용효과에 관한 이론 및 선행 연구를 검토하고, 본 논문의 기여도를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 국내 최저임금제도 및 노동시장 현황을 살펴보고, 제Ⅳ장에서는 분석 자료 및 분석 방법을 소개한다. 제Ⅴ장에서는 최저임금 인상이 공식, 비공식부문에서 취

업유지비율 및 이직비율에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 제VI장에서는 결론을 제시한다.

## II. 고용시장의 이중구조와 최저임금의 고용효과 : 이론 및 선행 연구

완전경쟁 노동시장하에서의 신고전학과 경제학자들은 최저임금이 비자발적인 실업을 유발하고 저임금 근로자들의 고용을 위축시킨다고 주장해 왔다. 그러나 1990년대에 이르러 일련의 논문에서는 최저임금의 부정적 고용효과에 의문을 제기하고 있다. 대표적으로 Card & Krueger(1993)는 미국의 패스트푸드 업체에 고용된 10대 근로자들의 자료를 이용하여 최저임금 인상이 고용의 감소로 이어지지 않았다고 주장하였다. 하지만 Neumark & Wascher(2000)는 같은 사례에 대한 다른 자료를 사용하여 최저임금의 인상은 고용을 위축시킨다는 결론을 내렸고, 이에 대해 Card & Krueger(2000)는 재반박을 내놓았다. 이후 최저임금의 고용효과에 대한 상반된 연구 결과들이 계속해서 발표되었고 아직까지 공통된 결론에 이르지 못하고 있다.

우리나라에서는 1988년에 처음 시행되어 2001년에 5인 미만 사업장을 포함한 사업장 전체에 최저임금법이 적용되고 있다. 국내에서도 최저임금제도의 고용효과에 대해서 많은 연구들이 수행되었지만 서로 상반된 결과들을 보고하고 있다. 남성일(2008)은 최저임금으로 감시단속적 근로자들의 고용위축효과를 보고한 바 있으며, 김대일(2012)은 시계열자료를 이용하여 최저임금 인상이 저임금 근로자의 신규 채용을 크게 위축시킨다고 보고하고 있다. 반면 이병희(2008), 남재량 외(2009)는 개인의 특성을 통제할 경우 최저임금의 고용효과는 긍정적이거나 통계적으로 유의하지 않다고 보고하고 있다.

반면 한국의 비공식부문의 경제 규모는 선진국에 비해 2~3배가량 높은 것으로 나타나(조준모 외, 2008), 최저임금의 고용효과를 논할 때 노동시장의 이중구조를 명시적으로 고려하는 것이 중요하다. 또한 상당수의 저임금 근로자들이

비공식부문에 고용되어 있고 이들이 주로 최저임금에 직접적인 영향을 받기 때문에, 최저임금제도가 가지는 본 취지의 효과를 평가하기 위해서는 총괄적인 연구보다는 각 부문별 연구가 필요하다. 공식, 비공식부문별 최저임금의 고용 효과에 대해서 흔히 인용되는 이론 중 하나는 Welch(1974)이다. 이에 따르면 최저임금의 인상은 직접적으로 공식부문의 임금을 올리며 실업자들을 양산하게 된다. 만약 이들이 비공식부문으로 이동하여 고용이 되었을 경우, 비공식부문에서는 노동 공급의 증가와 임금 하락이 발생하게 된다. 이러한 가설은 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)에 의해서 확장되었는데, 이들은 공식부문에서 비공식부문으로의 노동 이동뿐 아니라 비공식부문에서 공식부문으로의 노동 이동까지 고려한다. 이에 따르면 최저임금 인상으로 인한 공식부문의 임금 인상은 비공식부문에 종사하고 있는 근로자들이 비공식부문의 직업을 그만두고 공식부문으로 이동하여 구직할 유인을 제공한다. 이는 다시 비공식부문의 노동 공급 감소와 임금 인상으로 이어질 수 있다. 이들의 이론을 바탕으로 할 경우, 최저임금의 인상은 공식부문의 임금 인상으로 이어지고 고용을 감소시킬 가능성이 높다. 반면 비공식부문의 임금, 고용효과는 애매하며, 노동시장의 상황, 최저임금 증가율, 노동탄력성 등에 따라 그 효과가 달라질 수 있다.

본고의 주된 목적은 이중노동시장의 구조하에서 최저임금의 고용효과에 대한 이론적 예측들을 한국의 사례를 통해 검증하는 것이다. 이에 대한 국내의 실증연구로는 김영민·강은영(2015)이 유일하다. 2001년부터 2012년까지 「경제활동인구조사」 부가조사를 사용하여, 이들 저자들은 최저임금이 인상되면 공식, 비공식부문 모두 임금이 상승하고 비공식부문에서의 고용확률이 올라간다고 보고하였다. 하지만 김영민·강은영(2015)은 부문 간 노동력의 이동을 명시적으로 고려하지 않았고, 고용과 임금에 관한 연구의 공통된 문제라 할 수 있는 내생성을 충분히 통제하지 않았다는 한계가 있다. 본고는 공식부문과 비공식부문 사이 노동력의 이행을 직접적으로 모형에 반영하고, 패널자료를 사용하여 관찰되지 않는(따라서 직접적으로 통제되지 않는) 개인의 고유한 특성이 추정치에 미치는 영향을 명시적으로 통제하였다.

최저임금이 공식, 비공식부문에 미치는 상이한 영향에 대한 실증연구는 주로

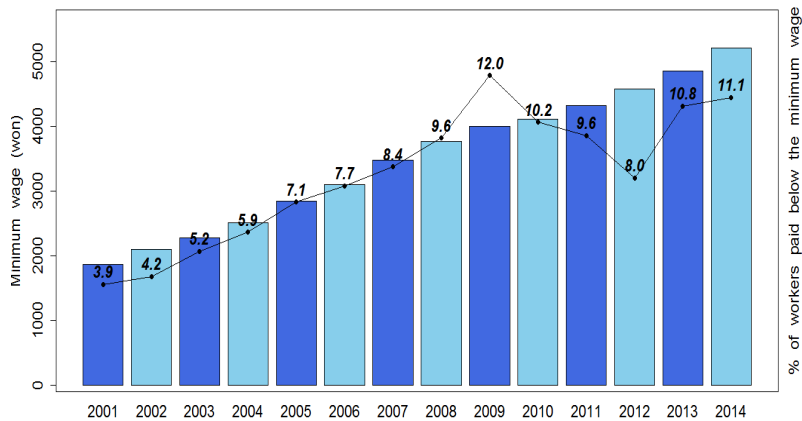
개발도상국가를 대상으로 한다. 비록 최저임금의 노동시장에서 효과(특히 고용 효과)가 나라, 사용한 모형, 자료마다 상이하게 나타나지만, 많은 기존 연구에서 최저임금 인상으로 인한 공식부문에서의 임금 인상과 약간의 음의 고용효과를 보고하고 있다. 반면 비공식부문에서는 상이한 결과가 보고되고 있다. 노동시장의 이중구조를 감안한 연구의 수는 비교적 제한적인데, 그나마 브라질을 대상으로 연구가 활발히 이루어진 편이다. Fajnzylber(2001)는 공식, 비공식 양 부문에서의 음의 고용효과와 공식부문에서의 양의 임금효과를 보고하고 있다. 반면 Carneiro(2000)의 경우 공식부문에서는 음의 고용효과, 비공식부문에서는 양의 고용효과가 있음을 밝혔다. Lemos(2004)는 1982년부터 2000년의 브라질 자료를 이용할 경우 최저임금 인상이 공식, 비공식 양 부문에서 부정적인 고용효과가 있음을 보였으나, 자료를 2004년까지 확장할 경우(Lemos, 2009) 고용효과가 유의하지 않음을 밝혔다.

인도네시아의 경우, Chun & Khor(2010)는 최저임금 인상이 공식부문에서는 양의 임금효과, 음의 고용효과로 이어지는 반면, 비공식부문에서는 그 효과들이 유의하지 않음을 보고하였다. Hohberg & Lay(2015)는 인도네시아의 정규직을 대상으로 한 연구에서 최저임금 인상이 공식부문에서 임금을 인상시키고 오히려 고용유지율을 다소 높이는 것으로 보고하고 있다. 하지만 비정규직을 포함할 경우에도 동일한 결론에 도달할지는 의문으로 남는다. 그 외에도 Maloney & Mendez(2004)와 Gindling & Terrell(2007)은 각각 콜롬비아와 코스타리카를 대상으로 한 연구에서 최저임금 인상은 공식부문에서 양의 임금효과와 음의 고용효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 고용효과가 부정적이거나 결과가 유의하지 않다고 보고하고 있다. 본 논문에서는 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 개인의 비관측 이질성을 모형에 반영하고, 다양한 모형을 통해 최저임금 인상 후의 개인의 노동이동 실태를 파악하여 정책적 함의를 찾고자 한다.

### Ⅲ. 국내 최저임금제도 및 노동시장 현황

우리나라의 최저임금제도는 1988년에 최초로 시행되어, 그 후 적용대상 산업 및 규모가 점차 확대되었다. 본 연구에서는 적용대상이 전체 임금근로자로 확대된 2001년 이후를 분석 기간으로 삼고 있다. [그림 1]의 각 막대는 2001~2014년의 법정최저임금을 나타내고 있다. 2001년 시간당 명목최저임금이 1,865원이었던 것이 2014년 5,210원으로 약 2.8배 증가하였으며, 동기간 동안 실질최저임금 역시 꾸준히 증가하고 있다. 하지만 상당한 비율의 근로자가 최저임금 미만으로 급여를 받고 있음을 확인할 수 있다([그림 1]의 기울임 글꼴로 표시된 수치 참조).<sup>1)</sup> 2009년까지 계속 높아지던 최저임금 미만 근로자 비율이 이후 주춤하다 최근 다시 올라 2014년에는 임금근로자의 11.1%가 최저임금 미만으로 급여를 받고 있는 것으로 나타났다. 지난 15년여간 최저임금 미만의 저

[그림 1] 최저임금의 변화와 최저임금 미만 근로자 비율의 추이



자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

1) 최저임금 미만율은 한국노동패널자료를 바탕으로 계산되었다. 단 15세 이상의 임금근로자를 그 분석 대상으로 삼고 있으며, 제주도, 이북, 외국 지역은 제외하였다.

임금이 해소되지 않고 항상 일정 규모로 존재하는 것은, 일부 사업체에서 최저 임금법의 준수가 제대로 이루어지지 않고 있음을 의미한다.

사회보장제도의 사각지대가 존재함에 따라 노동시장의 비공식부문 분류가 의미를 가지게 되었다. 비공식부문(informal sector)의 일반적인 개념은 1993년 제15차 국제노동통계인총회(ICLS: International Conference of Labour Statisticians)를 거치면서 정립되었는데, 이에 따르면 비공식 고용은 소규모 형태이며 대부분 임시 고용, 혈연, 개인적, 사회적 관계에 기초하고 있다. 이후 비공식부문은 관찰 대상이나 목적에 따라 다소 다르게 정의되고 있는 실정인데, 주로 사업체의 크기 및 사회보험 가입 여부를 그 기준으로 사용하고 있다(Maloney & Mendez, 2004; 성재민·이시균, 2007; 김영민·강은영, 2015). 본 연구에서는 김영민·강은영(2015)을 따라 비공식부문을 소규모 사업장인 종업원 5인 미만 사업장으로 정의하였다.

한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 공식, 비공식부문의 분포를 살펴본 결과, 비공식부문에 고용된 근로자가 전체의 16~18%가량을 차지하고 있으며 지난 15년간 그 비율이 비교적 안정적이었다(표 1, 표 2 참조). 공식부문에서의 남성 근로자가 62~66%인 반면 비공식부문에서는 44~51%로 나타나, 여성이 비공식 노동시장에 더 많이 고용되고 있음을 확인할 수 있다. 또한 저학력의 근로자 혹은 학생 신분의 근로자가 비공식부문에 더 많이 분포되어 있으며, 고용형태를 살펴보면 상용직, 전일제의 비율이 비공식부문에서 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 반면 가구주, 기혼자의 비율은 공식부문에서 더 높게 나타나고 있다. 평균 연령은 양 부문 간 큰 차이를 보이지 않으나, 대체적으로 비공식부문의 근로자 평균 연령이 공식부문보다 2~3세가량 높은 것으로 나타났다.

해당 기간 양 부문의 평균 임금 차이는 점차 확대되어 최근 비공식부문의 임금 수준은 공식부문의 55%에 불과하다. 반면 주당 근로시간은 비공식부문이 공식부문보다 평균 2~4시간 길게 나타나고 있다. 최저임금 미만을 받는 근로자 비율의 경우 공식부문은 10% 미만인 반면 비공식부문은 이를 크게 상회하고 있다. 주목할 만한 점은 양 부문 모두에서 최저임금 미만 근로자 비율이 계속 증가하고 있다는 것이다.

## IV. 분석 자료 및 분석 방법

### 1. 분석 자료

본 연구에서는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study : KLIPS) 4~17차(2001~2014년)를 이용하여 고용 상황을 살펴보고 있다. 해당 기간 패널조사에 참여한 사람들 중 15세 이상의 임금근로자를 그 분석 대상으로 삼고 있다. 단 제주도, 이북, 외국 지역은 제외하였다. 최저임금 인상의 고용효과를 효과적으로 평가하기 위하여 임금 수준에 따라 실험군(treatment group)과 대조군(control group)을 설정하고, 최저임금 인상 후 실험군의 고용 변화가 대조군에 비해 어떠한지를 실증하였다. 실험군은 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 집단으로 임금 수준이 해당 연도의 최저임금보다는 높지만 다음 해의 법정최저임금보다는 낮은 근로자들로 이루어져 있다. 반면 대조군은 최저임금 인상의 영향을 받지 않지만, 실험군과의 관측되지 않는 이질성을 최소화하기 위하여 가급적 실험군과 비슷한 특성을 가지는 집단으로 정의하고 있다. 기존 연구(김주영, 2011)와 비슷하게, 현재의 임금 수준이 다음해 최저임금보다 높지만 120% 혹은 150%를 넘지 않는 범위 내 집단을 대조군으로 삼고 있다. 즉, 실험군과 대조군의  $t$ 기의 임금은 각각 다음의 조건을 만족해야 한다.

$$\text{실험군} : MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$$

$$\text{대조군1} : MW_{t+1} \leq W_t < 1.2 MW_{t+1}$$

$$\text{대조군2} : MW_{t+1} \leq W_t < 1.5 MW_{t+1}$$

여기서  $W_t$ 와  $MW_t$ 는 각각  $t$ 기의 임금 및 법정최저임금을 나타낸다. 본 연구에서는 분석 기간(2001~2014년) 동안 매해 관측치의 임금 수준과 당해 최저임금, 다음해 최저임금을 비교하여 해당 조건을 만족하면 실험군 혹은 대조군으



로 분류하였다. 그 결과 각 집단에 포함되는 관측치 개수는 <표 3>에 주어진 바와 같다. 이 표에서 보듯이 실험군의 3.5배가량의 관측치가 대조군으로 사용되었다. <표 3>에서는 대조군 1이 사용되었다.

## 2. 분석 방법

<표 1> 공식부문 임금근로자의 특성

(단위: %, 천 원)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
공식부문	82.8	83.2	81.8	83.6	84.1	83.8	83.2	83.3	83.5	83.5	83.2	84.1	83.6	82.8
남성	63.4	62.8	62.2	63.4	63.3	63.5	63.4	64.8	65.0	63.8	64.2	62.6	62.8	62.6
평균연령	37.4	38.0	37.7	38.1	38.4	38.6	39.1	39.8	40.1	40.7	41	41.8	42.5	43.1
가구주	53.2	52.0	52.2	54.3	54.2	55.1	55.7	57.3	59.4	59.4	60.5	59.9	59.9	61.8
고졸 이하	61.7	60.9	56.8	54.7	51.6	50.9	50.8	47.8	48.0	48.4	46.4	46.5	45.5	44.6
초대졸	13.4	14.2	15.2	16.3	18.3	18.4	18.4	19.1	19.7	19.9	20.2	20.5	20.5	20.7
대졸 이상	24.9	24.9	27.9	29.0	30.1	30.6	30.8	33.1	32.3	31.7	33.4	33.1	34.1	34.7
상용직	84.3	84.9	86.2	85.1	83.8	83.4	83.5	84.4	81.4	79.3	80.2	79.9	80.4	80.2
전일제	94.2	93.9	94.7	95.6	95.0	95.7	95.3	95.9	95.3	94.7	94.9	94.6	94.4	94.2
평균 시간당 임금	6.8	7.1	8.0	8.8	9.3	10.0	10.9	11.4	11.5	11.7	12.7	13.1	13.9	14.3
주당 근로시간	49.8	49.4	49.6	48.8	47.8	47.2	46.7	46.3	45.3	45.2	44.6	43.6	43.2	43.1
최저임금 미만	2.5	3.2	3.7	4.9	5.6	5.8	6.8	6.7	8.3	7.1	6.5	5.4	7.4	6.9

자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

〈표 2〉 비공식부문 임금근로자의 특성

(단위: %, 천 원)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
비공식부문	17.2	16.8	18.2	16.4	15.9	16.2	16.8	16.7	16.5	16.5	16.8	15.9	16.4	17.2
남성	48.1	46.3	51.2	46.4	48.9	50.3	50.1	46.2	42.8	44.8	43.4	47.2	44.6	47.0
평균연령	37.8	38.1	38.5	38.5	38.5	40	40.4	40.6	42.2	42.9	44.5	44.5	45.1	45.9
가구주	39.5	36.8	42.3	40.5	44.3	44.7	43.4	44.1	45.5	50.2	48.1	51.3	49.7	54.3
고졸 이하	77.8	77.6	73.4	70.3	73.0	69.4	65.9	65.3	70.4	67.5	70.8	69.4	67.2	67.6
초대졸	10.3	12.3	13.2	13.6	13.9	15.2	16.8	17.7	14.0	15.2	15.2	14.3	13.0	13.1
대졸 이상	11.9	10.1	13.4	16.1	13.1	15.4	17.3	17.0	15.7	17.3	14.0	16.2	19.9	19.3
상용직	66.3	68.7	68.9	67.9	69.3	67.9	66.2	69.0	58.9	58.5	53.4	53.6	52.6	53.0
전일제	85.1	85.3	86.3	88.7	87.6	87.1	88.6	89.1	83.2	82.1	82.1	84.2	83.6	83.4
평균 시간당 임금	4.6	5.4	5.1	5.0	5.2	6.2	6.2	6.3	6.1	6.7	6.9	7.6	7.6	8.1
주당 근로시간	51.6	53.7	52.7	52.9	52.4	50.5	50.1	49.8	48.8	47.7	46.1	46.0	45.8	45.8
최저임금 미만	7.3	8.1	10.0	12.5	15.9	17.1	18.8	22.6	28.7	22.1	22.0	17.7	25.0	24.0

자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

공식, 비공식부문에서 최저임금의 고용효과를 살펴보기 위하여, 최저임금 인상 후 직접적인 영향을 받는 실험군의 고용상태가 양 부문에서 어떻게 나타나는지 검토하였다. 먼저 최저임금 인상 후 취업 중인 임금근로자들이 현 직장을 유지하는지 아니면 실직하는지를 살펴보고자 다음과 같은 모형을 고려한다.

$$P(E_{it+1} = 1 | E_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \gamma T_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (1)$$

단  $E_{it+1}$ 은  $t$ 기의 임금근로자가  $t+1$ 기에 동일한 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, 실직하였을 경우 0의 값을 갖는다. 식 (1)에 바탕을 둔 분석에서는 최저임금 인상 후 현 직장에서의 고용 안정성과 실업의 위험에 초점을 맞추고 있으며,  $t+1$ 기에 이직한 경우는 분석에서 제외하고 있다.  $X_{it}$ 는  $i$ 번째 관측치의

t기의 사회경제적 특성을 나타내는 변수들이며,  $T_{it}$ 는 실험군일 경우 1, 대조군일 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 반면  $\delta_t, \epsilon_{it}$ 는 각각 시간특수적인 항, 오차항을 나타내며,  $g$ 는 링크함수이다. 여기서  $\alpha_i$ 는 개인의 관찰되지 않은, 하지만 시간에 따라 변하지는 않는 고유한 특징을 의미한다. 패널자료를 사용하면 이러한 개인별 특성의 차이를 추정식에 명시적으로 반영할 수 있는 장점이 있다.

우리의 관심은 실험군의 계수이며, 만약 t기에서 t+1기로 최저임금이 상승하여 실험군의 취업유지에 부정적인 영향을 줄 경우  $\gamma$ 의 추정치는 음(-)의 값을 가진다. 실험군은 상대적으로 임금분포에서 하위계층에 속하는 근로자들이다. 저소득근로자들의 잦은 이직 및 실직 등의 불안정한 고용이 최저임금의 고용효과를 살펴보는 데 교란요인으로 작용할 수 있기 때문에, 임금분포에서 비슷한 위치에 있는 그룹을 대조군으로 선택할 필요가 있다. 전 절에서 정의하는 대조군은 이미 다음 기 최저임금 이상의 임금을 받고 있기 때문에, 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받지 않는 그룹이라 할 수 있다. 따라서 식 (1)의 실험군에 해당하는 계수  $\gamma$ 는 저임금근로자의 보이지 않는 특성을 최대한 제거한 후의 최저임금 인상이 취업유지율에 미치는 영향이라 할 수 있다.

또한 최저임금 인상 후 부문별 이동 상황을 살펴보기 위하여 다음의 모형을 추가적으로 고려하였다.

$$P(D_{it+1} = 1 | D_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \gamma T_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (2)$$

공식, 비공식 두 부문에 대해서 각각 따로 식 (2)를 검토하였다. 공식부문에 대해서,  $D_{it+1}$ 은 t기에 공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 t+1기에도 공식부문의 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, 비공식부문으로 이동하여 비공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다. 식 (1)과의 차이는 식 (1)에서는 동일한 직장을 유지하는지에 관심이 있다면, 식 (2)에서는 공식부문에 남아 있기만 하다면 이직을 하든지 같은 직장을 유지하든지에 상관없이 1의 값을 갖는다. 본 연구에서는 자영업으로 이행하는 경우는 고려하고 있지 않다. 공식부문과 비슷하게 비공식부문에 대해서도,  $D_{it+1}$ 은 t기에 비공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 t+1기에 비공식부문의 직장에 고용되어 있을

경우(비공식부문 내 이직 혹은 비공식부문의 동일 직장유지) 1의 값을, 공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다. 식 (2)에서도 관심이 되는 계수는  $\gamma$ 인데, 양수일 경우 실험군은 대조군에 비해 최저임금 인상 후 동일한 부문에 남아 있을 확률이 높음을 의미한다. 반면, 음수일 경우 실험군은 대조군에 비해 동일한 부문에 남을 확률이 낮음을 의미한다. 대조군은 실험군과 임금분포에서 비슷한 위치에 속한 근로자들로 구성되어 있기 때문에,  $\gamma$ 는 실험군의 노동시장에서의 관측되지 않는 특성을 감안한 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과라 할 수 있다.

한편 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)에 의하면, 최저임금 인상으로 인한 공식부문의 임금인상은 비공식부문에 고용되어 있는 근로자들에게 공식부문으로 이동하여 구직할 유인을 제공한다. 하지만 이는 고학력 혹은 높은 노동생산성에도 불구하고, 공식부문 직장의 임금이 충분히 높지 않기 때문에 비공식부문에 남아 있는 일부 근로자에 한할 것이다. 실험군과 대조군만을 이용한 분석은 이러한 가설을 검증하는 데 한계가 있다. 따라서 식 (2)를 확장한 아래의 모형을 추가적으로 고려하였다.

$$P(D_{it+1} = 1 | D_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \varphi_1 G1 + \varphi_2 G2 + \varphi_3 G3 + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (3)$$

비공식부문에 있는 모든 임금근로자를 우선 다음과 같이 4개의 집단으로 구분한다.

최저임금 미달 집단:  $W_t < MW_t$

실험군:  $MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$

대조군:  $MW_{t+1} \leq W_t < 1.2MW_{t+1}$

고임금 집단:  $1.2MW_{t+1} \leq W_t$

식 (3)에서  $G1, G2, G3$ 은 각각 최저임금 미달 집단, 실험군, 대조군을 나타내는 더미변수들이다.  $D_{it+1}$ 은 t기에 비공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 t+1기에도 비공식부문의 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, t+1기에 공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다.  $X_{it}, \alpha_i, \delta_t, \epsilon_{it}$ 는 식

(2)에서와 의미가 동일하다. 여기서  $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ 의 부호를 살펴봄으로써 최저임금 인상이 비공식부문 근로자의 노동력 이행에 미치는 영향을 집단별로 파악할 수 있다.

추정기법은 회귀분석을 활용하되, 하나의 횡단면 자료로 취급하여 통합된(pooled) 자료를 이용함으로써 이항 종속변수 모형인 로짓모형(logit model)을 사용하였다. 반면 고정효과 로짓을 이용할 경우 편의의 문제가 발생하므로(Greene et al., 2002), 선형모형을 이용하여 고정효과(fixed effects)를 살펴보았다. 또한 추가적으로 임의효과(random effects) 모형도 검토하였다.

## V. 분석 결과

최저임금 인상 후 현 직장유지(실직 대비) 비율은 <표 3>에 제시되어 있다. 결과에 따르면 최저임금 인상 1년 후, 공식부문의 실험군에 속하는 근로자들이 직장을 유지하는 비율은 94.9%인 반면, 비공식부문 실험군의 직장유지비율은 97.4%로 나타났다. 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 실험군의 경우, 공식부문보다 비공식부문에서 직장유지율이 2.5%포인트 높게 나타남을 확인할 수 있다. 반면 대조군의 직장유지율은 공식부문, 비공식부문에서 각각 96.9%, 96.2%로 양 부문 간 큰 차이를 보이지 않았다.

또한 <표 3>을 통해서 최저임금 인상 후 양 부문 간 노동력의 이동이 다소 발생했음을 확인할 수 있다. 공식부문 실험군의 경우, 최저임금 인상 1년 후 여전히 공식부문에 고용되어 있는 비율은 85.2%이며, 실업 혹은 비공식부문으로 이동하여 고용되는 비율은 14.8%이다. 반면 비공식부문 실험군의 경우, 최저임금 인상 후 비공식부문에 남아 있는 비율은 71.1%이며, 실업 혹은 공식부문으로 이동하여 고용되는 비율은 28.9%이다. 대조군의 경우에도 일정한 비율이 최저임금 인상 후 다른 부문으로 이동하거나 실직하였음을 확인할 수 있다. 하지만 다른 변수들을 통제했을 경우에도 이러한 결론을 도출할 수 있는지, 그리고 양 부문 간 다른 결과의 차이가 통계적으로 유의한지 추가적으로 분석할 필요가 있다.

〈표 3〉 최저임금 인상 1년 후 노동시장 이행

(단위: %, 개)

		실험군	대조군	전 체
공식	공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직	94.9	96.9	96.4
	관측치 수	473	1,533	2,006
비공식	비공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직	97.4	96.2	96.4
	관측치 수	191	703	894
공식	공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 비공식부문의 직장에 고용	85.2	87.5	86.9
	관측치 수	541	1,793	2,334
비공식	비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 공식부문의 직장에 고용	71.1	71.7	71.5
	관측치 수	242	826	1,068

주: 실험군은  $MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$ , 대조군은  $MW_{t+1} \leq W_t < 1.2MW_{t+1}$ 의 조건을 만족함. 여기서  $W_t$ 와  $MW_t$ 는 각각 t기의 임금 및 법정최저임금을 나타냄.

〈표 4〉는 공식, 비공식부문에서 최저임금 인상이 직장유지에 미치는 영향을 분석한 식 (1)의 추정결과이다. 실험군은 더미변수로 매해 임금 수준에 따라 실험군이면 1, 대조군이면 0의 값을 갖는다. 성별 변수는 남자일 경우 1, 여자일 경우 0의 값을 가지며, 종사상 지위 변수는 상용직일 경우 1, 임시직 혹은 일용직일 경우 0의 값을 갖는다. 연령 변수는 만나이를 기준으로 15세 이상에서 25세 미만, 25세 이상에서 55세 미만, 55세 이상으로 분류하여 더미변수 처리하였으며, 25세 미만이 기준 집단으로 사용되었다. 교육의 경우, 고졸 이하, 초대졸, 대졸 이상으로 분류되었으며, 기준 집단은 고졸 이하이다. 고용에 영향을 미칠 수 있는 연도별, 업종별, 직종별 효과를 통제하기 위하여 관련 더미변수를 모형에 포함시켰으나, 변수의 개수가 많아 지면 제약상 결과를 생략하였다. 추정방법으로는 선형모형, 임의효과를 고려한 선형확률모형, 로짓모형을 사용하였다.

공식부문의 실험군에 해당하는 추정계수는 음(-)의 값을 가지며 모든 모형에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 최저임금 인상은 공식부문의 실험

군에 속하는 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 선형모형과 선형임의효과모형의 추정결과가 비슷한 점을 볼 때, 관측되지 않는 개인의 고유한 효과가 그다지 크지 않고 따라서 내생성 문제가 그리 심각하지 않음을 확인할 수 있었다. 모든 모형에서 최저임금 인상 후 직장유지율의 감소효과는 여성보다는 남성에게서 크게 나타나고 있다. 또한 통계적으로 유의하지는 않지만 비상용직, 초대졸자에서 직장유지율의 감소효과가 크게 나타나고 있다. 연령별 효과는 유의하지 않았으며 모형 간 결과가 일치하지 않았다.

추가적으로 고정효과를 고려한 선형확률모형을 검토하였다. 하지만 시간변동 변수(time-varying variables)를 모형에 포함시켜 실시한 하우스만 검정의 결과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 임의효과 결과만을 <표 4>에서 제시하고 있다. 또한 독립 변수의 그룹 간 변동이 크지 않을 경우, 고정효과 모형을 통한 추정은 측정오차에 의한 편의를 발생시킨다는 것이 잘 알려져 있다. 본 분석에 사용된 실험군 여부, 종사상 지위, 교육수준 등의 변수들은 분석 기간 동안 개인 내 변동이 크지 않았으며, 이때 만일 약간의 측정오차가 있다면 추정결과에 큰 영향을 미치게 된다. 이에 선형고정효과를 사용하는 데 주의를 요할 것이다. 반면 앞 장에서 언급했듯이, 고정효과 모형은 비선형을 이용할 경우 편위의 문제가 발생하므로 로짓고정효과모형은 검토하지 않았다. 여기에는 그 결과를 보고하지 않았지만, 로짓임의효과모형은 로짓모형과 추정결과가 비슷함을 확인할 수 있었다.

한편 비공식부문에서 실험군에 해당하는 추정계수는 모두 양(+)으로 나타났다. 하지만 통계적으로 유의하지는 않아, 공식부문에서와 달리 최저임금의 인상이 최저임금의 영향을 직접적으로 받는 계층의 직장유지율에 부정적인 영향을 주지는 않음을 시사한다. 반면 최저임금의 인상은 상대적으로 남성, 비상용직의 직장유지율에 부정적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 특이한 점은, 공식부문에서와 달리, 대졸 이상 학력자들의 직장유지율이 상대적으로 고졸자보다 낮게 나타났다. 이에 대해 한 가지 가능한 설명은, 최저임금의 인상은 비공식부문에 있는 직장의 임금인상으로 이어지지 않을 가능성이 높고, 이 경우 대졸 이상의 학력자들은 비공식부문에서 직장을 유지하기보다 공식부문

<표 4> 최저임금 인상이 취업유지율에 미친 영향

	공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직			비공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직		
	선형	임의효과 선형	로짓	선형	임의효과 선형	로짓
실험군	-0.0197 (0.0478)	-0.0198 (0.0475)	-0.5853 (0.0311)	0.0122 (0.4322)	0.0154 (0.2582)	0.5159 (0.3500)
성별 (남=1)	-0.0426 (<0.0001)	-0.0426 (<0.0001)	-1.1753 (0.0001)	-0.0543 (0.0029)	-0.0598 (0.0054)	-1.7258 (0.0016)
상용직	0.0077 (0.4150)	0.0077 (0.4177)	0.1888 (0.5046)	0.0318 (0.0239)	0.0330 (0.0405)	0.8831 (0.0440)
연령 25~54	-0.0051 (0.7472)	-0.0051 (0.7476)	-0.2058 (0.6034)	0.0121 (0.6528)	0.0090 (0.7531)	0.1220 (0.8717)
55 이상	0.0012 (0.9471)	0.0011 (0.9518)	-0.0097 (0.9855)	0.0260 (0.4050)	0.0227 (0.5146)	0.5557 (0.5643)
교육 초대졸	-0.0099 (0.5083)	-0.0101 (0.4999)	-0.2811 (0.4756)	-0.0207 (0.3790)	-0.0266 (0.3483)	-0.2884 (0.6781)
대졸 이상	0.0100 (0.5652)	0.0094 (0.5905)	0.2155 (0.6664)	-0.0464 (0.0660)	-0.0482 (0.1066)	-0.9904 (0.0985)
관측치 수	2,006	2,006	2,006	894	894	894
PID 개수		1,237			600	

주: 1) 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄.  
 2) 시간변동 변수(time-varying variables)를 이용하여 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 양 부문 모두에서 결과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

에 있는 좀 더 높은 임금의 직업을 추구하고 이직을 계획한다는 것이다. 이 장의 끝에 제시되는 식 (3)을 이용한 추가적인 분석 결과는 이러한 가설이 어느 정도 설명력이 있음을 보여준다.

<표 5>는 최저임금 인상이 동일한 부문의 직장에 고용되는 데 어떠한 영향을 미치는지 그 결과를 보여준다. 앞에서 설명했듯이, 고려된 모형의 종속변수는 최저임금 인상 후 동일한 부문의 노동시장에 남아 있을 경우 1의 값을, 다른 부문의 이동하여 취업하거나 실직하였을 경우 0의 값을 갖는다. 공식부문에서 실험군에 해당하는 계수가 음(-)으로 나타나, 최저임금 인상은 실직 및 비공식부문으로의 노동력 이동을 발생시킴을 알 수 있다. 단 실직 및 비공식부문으



로의 노동력 이동 중 어느 부분이 더 큰지는 식 (2)로 파악하기 어렵다. 공식부문에서 비공식부문으로의 노동력 이동은 Welch(1974)의 이론에서 일부분이 설명된다. 최저임금의 인상은 직접적으로 공식부문의 임금 인상으로 이어지고 이에 따라 생겨난 실업자들은 비공식부문으로 흘러 들어간다. 또한 <표 5>의 결과에 의하면 실직 혹은 비공식부문으로의 노동력 이동은 특히 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러짐을 알 수 있다.

반면 비공식부문에서는 실험군에 해당하는 계수의 부호가 모형별로 달라, 식 (2)를 이용해서는 최저임금 인상이 비공식부문에서 공식부문으로의 노동력 이동을 야기시키는지 그 효과가 불분명하다. 또한 실직 혹은 공식부문으로의 노동력 이동은 성별, 종사상 지위, 연령 등에 그다지 영향을 받지 않았다.

<표 5> 최저임금 인상이 동일 부문의 고용률에 미친 영향

	공식부문의 직장에 고용 vs. 실직, 비공식부문의 직장에 고용			비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직, 공식부문의 직장에 고용		
	선형	임의효과 선형	로짓	선형	임의효과 선형	로짓
실험군	-0.0212 (0.2036)	-0.0197 (0.2320)	-0.1936 (0.1965)	-0.0002 (0.9950)	0.0027 (0.9340)	-0.0005 (0.9975)
성별 (남=1)	-0.0575 (0.0012)	-0.0496 (0.0113)	-0.5263 (0.0011)	-0.0195 (0.6123)	-0.0133 (0.7479)	-0.0997 (0.6000)
상용직	0.0376 (0.0147)	0.0355 (0.0302)	0.3351 (0.0142)	0.0210 (0.4924)	0.0327 (0.3204)	0.1022 (0.5059)
연령 25~54	-0.0601 (0.0149)	-0.0632 (0.0148)	-0.5521 (0.0233)	0.0228 (0.6718)	0.0168 (0.7656)	0.1171 (0.6601)
55 이상	-0.0687 (0.0237)	-0.0807 (0.0126)	-0.6457 (0.0280)	0.0766 (0.2383)	0.0718 (0.3031)	0.3949 (0.2255)
교육 초대졸	0.0143 (0.5531)	0.0139 (0.5970)	0.1203 (0.5997)	-0.0372 (0.4636)	-0.0470 (0.3928)	-0.1928 (0.4463)
대졸 이상	0.0168 (0.5477)	0.0140 (0.6463)	0.1879 (0.4738)	-0.0682 (0.2210)	-0.0646 (0.2805)	-0.3328 (0.2202)
관측치 수	2,334	2,334	2,334	1,068	1,068	1,068
PID 개수		1,394			712	

주: 1) 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄.

2) 시간변동 변수(time-varying variables)를 이용하여 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 양 부문 모두에서 결과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 4>, <표 5>에 보고된 결과는 상당히 안정적(robust)인데, 학생 신분, 가구주, 전일제 여부를 포함한 기타 개인 변수, 실질 GDP 등을 고려한 다양한 모형에서 그 결과는 비슷하였다. 지금까지의 모든 결과는 대조군 1, 즉 현재의 임금수준이 다음해 최저 임금보다는 높지만 120%를 넘지 않는 범위 내의 근로자들을 대조군으로 사용한 것이다. 현재의 임금 수준이 다음해 최저임금보다 높지만 150%를 넘지 않는 범위 내 집단을 대조군으로 이용하여도 그 결과는 상당히 유사함을 확인할 수 있었다.

추가적으로 3대 사회보험(국민연금, 건강보험, 고용보험) 가입 여부를 이용하여 비공식부문을 다시 정의한 후 동일한 분석을 시행하였다. 두 가지 정의를 사용하였는데, 첫 번째 정의에서는 3대 사회보험 모두 가입되지 않았으며 소규모 사업장인 5인 미만의 경우를 비공식부문으로 정의하였다. 두 번째 정의에서는 3대 사회보험 모두 미가입 시 비공식부문으로 정의하고 있다. 5인 미만 사업장을 기준으로 한 결과와 비교했을 때 전반적으로 추정치의 부호는 동일하며 유의성에 다소 차이를 보였다. 주목할 만한 점은 새로운 기준으로 비공식부문을 재정의할 경우에도 최저임금 인상은 공식부문의 실험군에 속하는 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 주며, 공식부문에서 실직 혹은 비공식부문으로의 노동력 이동을 발생시킴을 확인할 수 있었다. 반면 비공식부문에 미치는 영향은 불분명하였다.

한편 실험군, 대조군에 한정하지 않고 모든 비공식부문 근로자의 노동력 이행을 알아보기 위해 식 (3)을 고려하였으며, 추정결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 소득수준에 따라 정의된 세 개의 더미변수의 계수가 모두 양수인 것으로 나타나, 고임금집단이 다른 집단들에 비해 최저임금 인상 후 비공식부문을 떠날 가능성이 높음을 시사한다. 이러한 현상은 고학력자에게도 나타나는데, 고학력자일수록 비공식부문을 떠날 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 점은 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)의 가설에 의해 일부 설명된다. 다만 식 (3)으로 비공식부문을 떠난 근로자들의 얼마가 공식부문으로 이동하는지 혹은 얼마가 실직하는지 구별할 수는 없다. 하지만 이러한 경우의 실업은 공식부문으로 이행하기 위한 자발적인 실업일 가능성이 높다고 판단된다. 반면 상용직일수록, 연령이 많을수록 최저임금 인상 후 비공식부문에 잔류할 가능성이 높

음을 확인할 수 있다.

국내 기존 연구와 비교 시, 최근의 일부 연구에서는 개인의 특성을 통제할 경우 최저임금의 고용효과는 오히려 긍정적이거나 통계적으로 유의하지 않다고 보고하고 있다. 하지만 노동시장의 이중구조를 감안하여 분석할 경우 최저임금 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 최저임금제도의 고용효과를 보다 정확하게 평가하기 위해서는 공식, 비공식부문별로 그 효과를 분석할 필요가 있음을 시사한다. 반면 김영민·강은영(2015)은 이중노동시장의 구조를 감안하여 분석한 결과 최저임금 인상은 비공식부문의 고용확률 증가로 이어진다고 보고하였다. 본 연구에서, 통계적으로 유의하지는 않았지만, 최저임금 인상이 비공식부문 실험군의 취업유지율을 증가시킨다는 결론과 다소 일맥상통한다.

## Ⅵ. 결론 및 제언

본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 최저임금 인상이 공식, 비공식 노동시장의 성과에 미치는 효과를 분석하였다. 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 유의한 영향을 미치지 않았다.<sup>2)</sup> 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동을 야기시키는데, 공식부문의 비자발적인 실업과 비공식부문의 자발적인 실업으로 인한 이직으로 추측된다. 최저임금의 인상으로 인한 비자발적 실업 및 이직은 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러져 최저임금이 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있음을 시사한다. 최저임금의 실효성을 높이기 위해 사회적으로 합의된 적정 수준으로 추진하고, 저소득자들의 생활

2) 심사자의 제언에 따라 분석 기간 동안 비공식부문에서 감시단속적 근로자의 비중을 검토하였다. 만일 그들의 비중이 높다면 비공식부문의 특징은 결국 감시단속적 근로자 집단의 노동시장에서의 특징이라 할 수 있다. 표준직업분류를 기준으로 감시단속적 근로자들을 분류한 결과, 비공식부문의 약 7%만이 감시단속적 근로자인 것으로 나타나 현실적으로 감시단속적 근로자들이 비공식부문을 대표하기에는 한계가 있는 것으로 보인다.

수준을 개선하기 위한 근로장려세제, 근로소득세제 등의 노동시장정책을 병행해나갈 필요가 있다.

분석 기간 동안 공식, 비공식부문으로 나뉘는 노동시장의 이중구조는 확연히 나타났다. 비공식부문에 대해서는 이중적인 시각이 존재한다. 비공식부문은 경제적인 측면에서 소득분배의 비효율성을 야기하고 공식부문에 재정적인 부담을 전가하며, 사회적으로는 법과 행정의 규제 및 혜택에서 차별을 발생시킴으로써 형평성에 악영향을 미친다(Farrell, 2004; 조준모 외, 2008). 반면 일부 국가에서 비공식부문은 과도한 정부의 규제나 조세의 회피를 가능하게 해줌으로써 기업의 생산성을 증진시키고 경기둔화 시에는 완충적인 취업의 기회를 제공한다(Schneider & Enste, 2013; Tulder, 2005)고 보고하고 있어, 노동시장에서

〈표 6〉 비공식부문의 임금근로자를 대상으로 하여 살펴본 최저임금 인상이 비공식부문의 고용률에 미친 영향

	비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 공식부문의 직장에 고용		
	선형	임의효과 선형	로짓
실험군	0.0441 (0.0269)	0.0415 (0.0462)	0.2131 (0.0252)
성별 (남성=1)	0.0413 (0.1943)	0.0477 (0.1265)	0.2006 (0.1901)
상용직	0.0407 (0.0347)	0.0296 (0.1225)	0.1947 (0.0345)
연령 25~54	-0.0169 (0.2900)	-0.0259 (0.1714)	-0.0828 (0.2621)
55 이상	0.0412 (0.0072)	0.0258 (0.1278)	0.1978 (0.0060)
교육 초대졸	0.0792 (0.0030)	0.0509 (0.0708)	0.3505 (0.0033)
대졸 이상	0.1237 (0.0001)	0.0909 (0.0100)	0.5722 (0.0001)
관측치 수	-0.1006 (<0.0001)	-0.1190 (<0.0001)	-0.4554 (<0.0001)
PID 개수	-0.1007 (<0.0001)	-0.1065 (<0.0001)	-0.4588 (<0.0001)

주: 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p 값을 나타냄.

비공식부문의 존재는 반드시 부정적이지만은 않다. 따라서 비공식부문을 공식 부문으로無理하게 유도·편입시키려는 정책보다는 공식부문과 비공식부문의 차이를 점진적으로 줄여나가는 정책이 필요하다. 동시에 비공식부문의 근로조건을 개선하고, 비공식부문의 저소득층에 대한 자활촉진정책 지원이 병행되어야 할 것이다. 또한 한국 경제 수준에서 어느 정도 크기의 비공식부문을 허용할 수 있는지에 대한 추가적인 검토가 있어야 할 것이다.

본 연구에서는 5인 미만 사업장을 비공식부문으로 정의하고 있으나, 이 기준이 비공식부문을 얼마나 잘 반영할 수 있는지에 대한 현실적인 한계가 있다. 하지만 기존 연구(조준모 외, 2008)에서는 사업장 5인 미만 기준이 비공식부문의 다양한 기준들을 대체적으로 만족함을 보고하고 있다. 또한 5인 미만 사업장은 한국의 노동법상 근로기준의 사각지대에 놓여 있어 이 기준은 법과 행정의 규제 및 보호에서 제외 대상인 비공식부문을 비교적 적절하게 반영하리라 판단된다. 그럼에도 불구하고 이는 본 연구가 가지는 중요한 한계라 판단되며, Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)의 해석을 본 논문의 결과에 적용함에 있어 주의를 요하고 정책 반영을 위해서 더 세심한 후속 연구가 필요할 것이다.

실험군에 속한 근로자일지라도 임금상승 압력은 개인별로 다를 수 있으나 본 논문에서는 이를 고려하지 않았다. Currie & Fallick(1993)에서처럼 실험군 여부가 아니라  $t$ 기의 임금과  $t+1$ 기 최저임금의 격차를 사용함으로써 이러한 문제를 통제할 수 있을 것이다.

또한 김영민·강은영(2015)과 비교하여 본 연구는 명시적으로 실업 및 부문간 노동력의 이동을 모형에 반영하고 있으며 내생성 문제를 충분히 고려하고 있다는 데 의의가 있다. 하지만 본 연구는 최저임금제도가 임금에 미치는 효과를 검토하고 있지 않다는 점에서 한계를 가지며, 이를 최저임금제도가 노동시장에 미치는 메커니즘을 좀 더 적절하게 이해하기 위한 추후 연구과제로 남긴다.

## 참고문헌

- 김대일(2012). 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」. 『노동경제 논집』 35 (3) : 29~50.
- 김영민 · 강은영(2015). 「최저임금의 변화가 비공식부문 노동시장 성과에 미치는 효과」. 『산업관계연구』 25 (3) : 85~102.
- 김주영(2011). 『최저임금의 고용효과』. 한국노동연구원.
- 남성일(2008). 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31 (3) : 1~19.
- 남재량 · 안태현 · 안중범 · 전영준(2009). 「근로빈곤 대책연구」. 노동부 정책용역 보고서.
- 성재민 · 이시균(2007). 「한국노동시장의 비공식 고용」. 『산업노동연구』 13 (2) : 87~123.
- 이병희(2008). 「최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과」. 『산업노동연구』 14 (1) : 1~23.
- 조준모 · 조동훈 · 권태희 · 홍광표(2008). 『공식부문과 비공식부문의 여성인적 자원 활용 국제비교』. 한국직업능력개발원.
- Ashenfelter, O., and R. S. Smith(1979). “Compliance with the minimum wage law.” *The Journal of Political Economy* 87 (2) : 333~350.
- Card, D., and A. B. Krueger(1993). “Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania.” National Bureau of Economic Research, No.w4509.
- \_\_\_\_\_(2000). “Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply.” *The American Economic Review* 90 (5) : 1397~1420.
- Carneiro, F.(2000). “Time series evidence on the employment effect of minimum

wages in Brazil.” SSRN, No.231875.

Chun, N., and N. Khor(2010). “Minimum wages and changing wage inequality in Indonesia.” Asian Development Bank Economics Working Paper Series, No.196.

Currie, J., and B. Fallick(1993). “The minimum wage and the employment of youth: evidence from the NLSY.” National Bureau of Economic Research, No.w4348.

Fajnzylber, P.(2001). “Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors.” SSRN, No.269622.

Farrell, D.(2004). “The hidden dangers of the informal economy.” McKinsey quarterly, pp.26~37.

Gindling, T. H., and K. Terrell(2007). “The effects of multiple minimum wages throughout the labor market: The case of Costa Rica.” *Labour Economics* 14 (3) : 485~511.

Gramlich, E. M., R. J. Flanagan, and M. L. Wachter(1976). “Impact of minimum wages on other wages, employment, and family incomes.” *Brookings papers on economic activity* 1976 (2) : 409~461.

Greene, W., C. Han, and P. Schmidt(2002). “The bias of the fixed effects estimator in nonlinear models.” Stern School of Business, NYU, No.29.

Hohberg, M., and J. Lay(2015). “The impact of minimum wages on informal and formal labor market outcomes: evidence from Indonesia.” *IZA Journal of Labor & Development* 4(1) : 1~25.

Lemos, S.(2004). “The effects of the minimum wage in the formal and informal sectors in Brazil.” IZA Discussion Paper, No.1089.

Lemos, S.(2009). “Minimum wage effects in a developing country.” *Labour Economics* 16 (2) : 224~237.

Maloney, W., and J. Mendez(2004). *Measuring the impact of minimum wages. Evidence from Latin America. In Law and Employment : Lessons from Latin America and the Caribbean.* University of Chicago Press. pp.109~130.

- Mincer, J.(1976). “Unemployment effects of minimum wages.” *Journal of Political Economy* 84 (4) : S87~S104.
- Neumark, D., and W. Wascher(2000). “Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania : Comment.” *The American Economic Review* 90 (5) : 1362~1396.
- Schneider, F., and D. H. Enste(2013). *The shadow economy : An international survey*. Cambridge University Press.
- Van Tulder, R., and A. Van Der Zwart(2005). *International business-society management : Linking corporate responsibility and globalization*. Routledge.
- Welch, F.(1974). “Minimum wage legislation in the United States.” *Economic Inquiry* 12 (3) : 285~318.



abstract

---

## Employment Effects of Minimum Wages in the Dual Labor Market of Korea

Yang Ji-Yeon

This research investigates the employment effect of the minimum wage in the formal and informal sectors in Korea using Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS) of Korea Labor Institute during the period 2001~2014. In result, the minimum wage increase has a significantly negative effect on the probability of staying employed in the same job for the most vulnerable group in the formal sector, whereas no statistically significant effect was found for the counterpart group in the informal sector. In addition, noticeable labor migration has been observed between two sectors. The duality of the labor market should be taken into account when assessing its impact or when enforcing and supervising compliance with the law.

Keywords : minimum wage, informal labor market, panel data, linear probability model, random effects, fixed effects, logit model