

# 최저임금과 자동화: 최저임금이 자동화를 통해 고용에 미치는 영향\*

윤 상 호†

2018년 11월

## 초 록

2017년 대비 16.38% 인상된 올해의 최저임금은 향후 2년 간 연평균 15.24% 추가로 인상되어 2020년에 1만 원에 도달할 것으로 예상되고 있다. 본고는 지난 최저임금의 인상이 저숙련 노동자의 고용에 미치는 영향을 분석한다. 단 기존 연구들과 달리 최저임금과 고용 간의 관계를 자동화라는 경제적 요인으로 연결시켜 최저임금 인상으로 노동의 상대적 가격이 증가할 경우 자동화를 통해 노동을 대체한다는 구조를 설정해 최저임금이 저숙련 노동자의 고용에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 수행하는 업무의 특성에 따라 결정되며 자동화를 통한 노동의 대체 가능성을 나타내는 직종별 자동화 민감도는 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 자료를 한국표준직업분류에 적용해 측정한다. 또한 Lordan and Neumark (2017)의 방법론에 따라 2009~2017년 고용형태별실태조사의 임금구조 부문을 이용해 자동화가 용이한 직업의 산업별 고용과 노동시간 비중을 산출하고 최저임금과의 관계를 파악한다.

최저임금 인상은 자동화가 용이한 직종의 산업별 고용과 근로시간 비중을 대체로 감소시키는 것으로 나타났다. 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 고용과 근로시간 비중에 미치는 영향은 성별, 연령별, 산업별 그리고 기업 규모별로 상이하며 여성과 26~39세의 청·중년층에서 감소 효과가 크게 나타났다. 한 예로 여성의 경우 최저임금의 1,000원 인상으로 인해 자동화 민감도 상위 33% 직종이 차지하는 고용과 근로시간 비중이 각기 9.49%p와 9.64%p 감소해 최저임금 인상이 자동화를 가속화해 고용에 영향을 미치고 있다는 것을 확인할 수 있었다. 최저임금 인상이 자동화가 용이한 직종의 고용 비중과 근로시간 비중을 감소시킨다는 분석 결과는 최저임금으로 인해 해당 직종에서 종사하고 있는 노동자의 실업 가능성이 높아진다는 것을 시사한다. 따라서 최저임금이 자동화에 대한 기업의 유인 구조, 노동시장의 일자리 구조, 그리고 자동화 취약 계층의 실업 가능성 등에 주는 영향을 최저임금 인상에 앞서 파악하는 것이 필요해 보인다.

**핵심 주제어:** 최저임금, 고용, 근로시간, 자동화, 자동화 민감도

**JEL 주제분류:** J23, J38

\* 본 논문은 한국경제연구원에서 발간된 『최저임금, 자동화 그리고 저숙련 노동자의 고용 변화』(2017)의 내용을 수정·보완·발전시킨 것입니다.

† 한국지방세연구원. 지방재정연구실. 06788, 서울시 서초구 강남대로2길 16. Email: [yoonsangho1@gmail.com](mailto:yoonsangho1@gmail.com).

## 1. 연구배경

문재인 정부는 출범과 함께 ‘소득주도 성장’을 경제 정책의 기조로 설정하고 가계 소득을 증대시키기 위한 주요 정책 수단 중 하나로 최저임금제도를 지목한 바 있다. 가계 소득의 확충을 위해 일자리위원회의 설치를 포함한 다중적 정책이 시도되고 있으며 최저임금의 인상도 가계 소득을 증대시키기 위한 정책으로 추진되고 있다 (국정기획자문위원회, 2017). 현 정부의 출범 이전부터 2020년 최저임금 1만 원이라는 대선 공약이 발표되었으며 이러한 기조에 맞추어 최저임금위원회 (2017b)는 2018년 최저임금을 2017년 대비 약 16.38% 인상된 7,530원으로 결정하였다. 2017년 대비 16.38% 인상은 2001년의 16.56% 인상 이후 가장 큰 인상폭이며 2020년 최저임금 1만 원을 현실화하기 위해서는 향후 2년간 연평균 15.24%의 인상이 불가피한 상황이다.

반면 현 정부가 추진하고 있는 바와 같이 최저임금을 대폭 인상시켰던 해외 사례를 분석한 Jardim et al. (2017)에 따르면 최저임금의 인상은 오히려 저소득층의 고용 및 소득에 부정적 영향을 미쳤다. 미국의 경우 오바마 정부에서 연방 최저임금의 \$10.10 달성을 적극적으로 추진한 바 있으나 실제로는 주정부 혹은 지방 정부의 주도로 최저임금이 대폭 인상되었다. 특히 캘리포니아, 워싱턴과 같이 서부에 위치한 주 및 주내의 카운티와 도시에서 자체 최저임금을 연방 최저임금보다 높은 수준으로 적극 인상하였다 (Executive Office of the President, 2016).

하지만 Jardim et al. (2017)에 따르면 최저임금을 2015년에 \$9.47에서 \$11로 2016년에 연이어 \$13로 대폭 인상한 워싱턴의 대표 도시인 시애틀의 경우 저임금 노동자의 고용과 소득이 오히려 감소하였다.<sup>1)</sup> 또한 덴마크의 최저임금 제도를 분석한 Kreiner, Reck, and Skov (2017)에 따르면 성인과 청소년에 차별적으로 적용되고 있는 최저임금으로 인해 성인이 되며 고용률이 32.8%p 감소하였다. 문재인 정부가 추진하고 있는 급격한 최저임금의 인상도 유사한 경제적 영향을 가질 가능성이 높으며 최저임금의 인상에 따른 경제적 영향을 다방면에서 검증해 볼 필요가 있다.

본 연구는 현 정부가 국내에서 범정부 차원으로 추진하고 있는 최저임금의 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 현 정부가 추진하고 있는 2020년 최저임금 1만 원 달성은 문재인 대통령의 취임 후 총 54.56%의 인상을 의미하는 매우 급격한 인상 계획이다. 따라서 시애틀의 경우보다도 대폭적인 최저임금 인상 계획으로 인해 Jardim et al. (2017)가 제시했던 최저임금의 부정적 영향이 증폭되어 나타날 가능성도 존재한다. 본 연구는 현 정부가 추진하고 있는 최저임금 인상 계획으로 인해 나타날 수 있는 현상을 지속적인 우리나라의 최저임금 인상이 고용에 미친 영향을 추정해 제시한다. 특히 최저임금의 인상으로 인해 저숙련 노동자의 일상적 업무가 자동화를 위한 자본재의 투입으로 대체될 가능성에 주목해 최저임금의 영향을

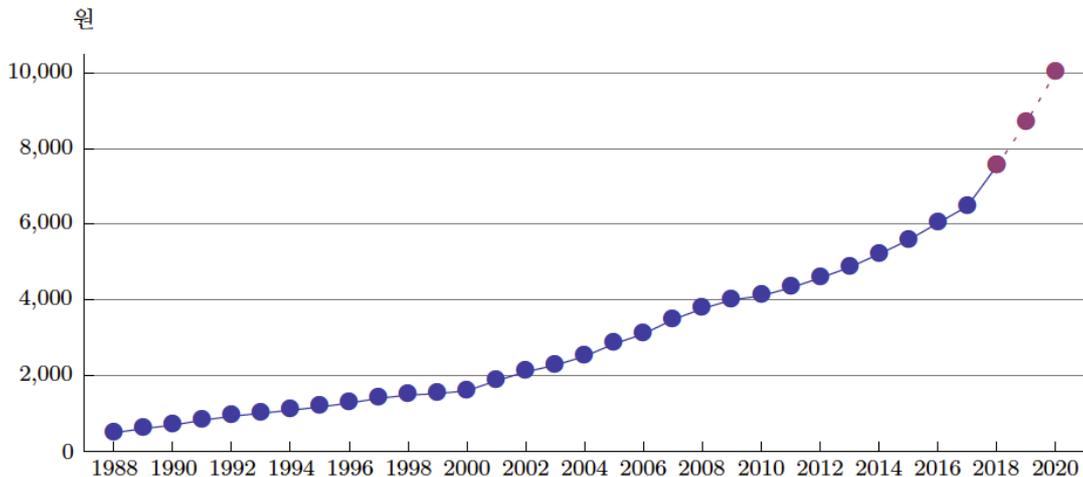
1) 시애틀은 2015년부터 3년간 시의 최저임금을 \$15로 인상시키는 최저임금 시행령(Minimum Wage Ordinance)을 공포했으며 따라서 2017년 기준 시애틀의 최저임금은 \$15인 상태이다 (Office of the City Clerk, 2014).

분석한다.

### 1.1. 최저임금 관련 현황

1988년에 도입된 최저임금제도는 그림 1와 같이 도입 당시 487.5원에서 2017년 기준 6,470원으로 꾸준히 인상되며 9.75%라는 연평균 인상률을 기록하며 높은 증가세를 꾸준히 유지하고 있다 (최저임금위원회, 2017a). 2018년 최저임금은 문재인 정부의 정책 기조를 반영하며 이미 7,530원으로 인상되었으며 2020년까지 1만 원으로 추가 인상될 예정이다. 이는 그림 2에서 나타나는 바와 같이 2020년 1만 원 최저임금 목표를 달성하기 위해 향후 2년간 이전 인상률의 두 배에 육박하는 15.54%의 연평균 인상률이 요구된다는 의미를 갖는다. 즉 현 정부의 출범 이전부터 이미 높은 상승세를 꾸준히 유지하던 우리나라의 최저임금은 현 정부의 정책 기조로 인해 대폭 인상될 예정이다. 대폭적인 최저임금 인상이 예상됨에 따라 최저임금제도의 실효성에 대한 사회적 관심이 고조되고 있으며 정치권 내의 논란도 계속 중이다. 한 예로 최근 경제 관련 국회 상임위원회들의 국정감사 중 최저임금의 인상에 따른 정책적 효과에 대해 여·야간의 이견이 첨예한 충돌하였다 (뉴시스, 2017a,b; 연합뉴스, 2017).

<그림 1> 연도별 최저임금 변화



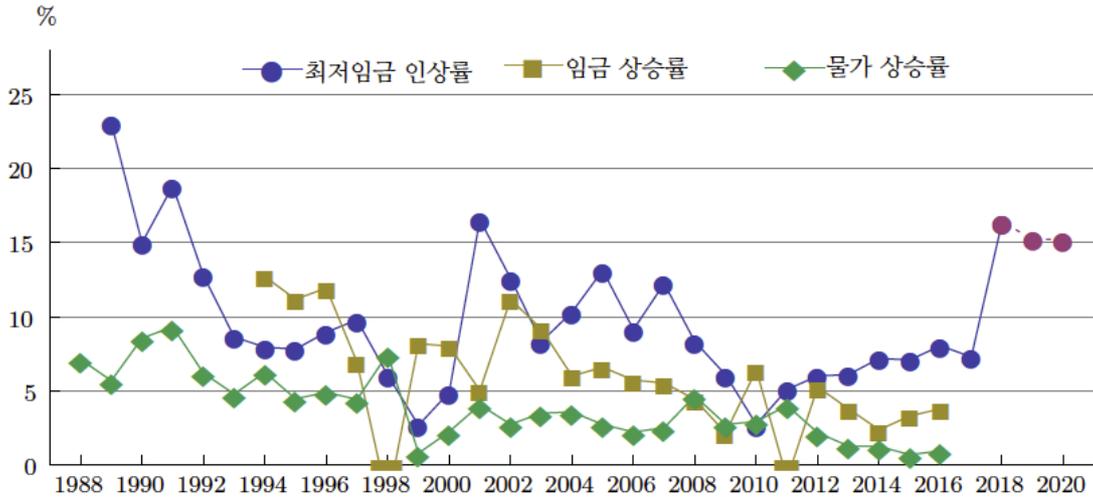
자료: 최저임금위원회. 2017. 2017년 최저임금 심의편람. 최저임금위원회

주: 산업에 따라 이원화되어 설정된 1988년 최저임금의 경우 상대적으로 높게 설정되어 산업화학, 석유정제 산업 등이 포함된 2그룹에 적용되었던 최저임금을 사용해 작성하였다.

문제는 지난 30년간 최저임금 인상률이 임금 인상률 및 물가 상승률을 꾸준히 상회하고 있어 최저임금에 실제로 구속 및 적용되는 노동자수의 증가가 예측된다는 점이다. 그림 2와 같이 최저임금 인상률은 1988년에 도입된 이후 거의 대부분 연도에서 임금 인상률 혹은 물가 상승률을 상회하였다. 임금 인상률은 2000년 이전에 최저임금 인상률보다 높았던 추이가 관찰되나 2000년대 이후 대부분 최저임금 인상률보다 낮은 수준이며 물가 상승률은 1998년과 2010년을 제외하고 최저임금 인상률

보다 낮은 수준을 유지하고 있다. 따라서 최저임금제의 도입 당시 최저임금보다 높은 수준의 임금을 영위하던 노동자도 점차 최저임금에 구속되어질 가능성이 증가하고 있다. 실제로 최저임금 인상에 따른 적용 노동자 비중 변화를 분석한 우광호(2016)에 따르면 최저임금이 1만 원으로 인상될 경우 전체 노동자의 42.2%가 최저임금을 적용받게 된다.

〈그림 2〉 최저임금 인상률, 임금 인상률, 그리고 물가 상승률



자료 1: 최저임금위원회. 2017. 2017년 최저임금 심의편람. 최저임금위원회.

자료 2: 고용노동부. 2017. “고용노동통계: 고용형태별 근로실태조사.” <http://laborstat.molab.go.kr>. 2017.10.15. 접속.

자료 3: 통계청. 2017. “국가통계포털: 지출목적별 소비자 물가지수.” <http://kosis.kr/index/index.jsp>. 2017.10.15. 접속.

주: 2019년과 2020년의 최저임금 인상률은 2020년의 최저임금이 1만 원으로 인상된다는 가정 하에 산출된 연평균 인상률이다.

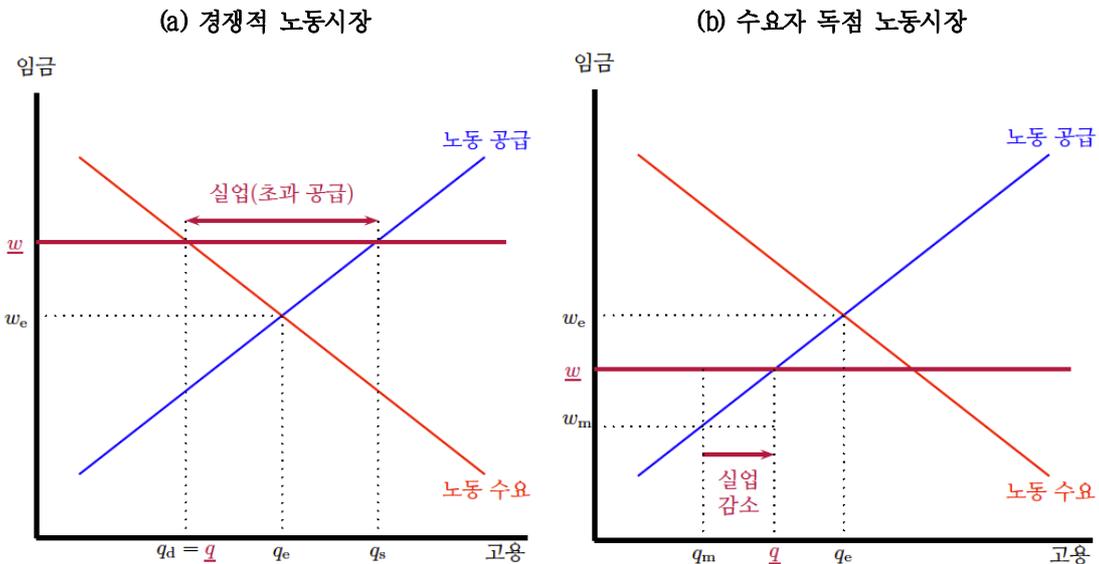
또한 최저임금이 시장에서 결정되는 균형임금보다 높아질 경우 최저임금의 부정적 영향이 현실화된다고 그림 3의 노동시장 모형은 제시하고 있다. 최저임금과 관련된 연구들은 최저임금이 노동시장, 즉 고용에 미치는 영향을 나타내는 그림 3과 같은 두개의 기본 모형을 중심으로 진행 중이다. 우선 최저임금을 가격 하한제(price floor)의 대표적 사례로 설명하는 경제학 교과서적 해석을 나타내는 그림 3a와 같은 경쟁적 노동시장 모형에 따르면 최저임금이 균형임금보다 높을 경우 고용이 감소하게 된다.

반면 그림 3b와 같은 수요자 독점(Monopsony) 노동시장 모형에 따르면 균형임금보다 실제임금이 낮을 경우 최저임금의 인상으로 균형임금에 접근하며 고용이 증가하게 된다 (Boal and Ransom, 1997). 하지만 본래의 최저임금이 균형임금보다 낮은 수준일 경우에도 균형임금을 뛰어넘는 최저임금의 과격한 인상은 그림 3b와 같은 수요자 독점 노동시장에서도 여전히 고용을 감소시킨다.<sup>2)</sup> 즉 2018년의 16.38%와 문재인 정부가 추진하고 있는 향후 2년간의 연평균 15.54%와 같은 과격한 최저임금의 인상은 그림 3a에 따른 부정적 영향의 가능성을 고조시키는 조치로 이해가 가능

2) 그림 3b가 나타내고 있는 수요자 독점 노동시장 하의 최저임금과 고용 간의 관계는 2절에서 그림 4을 통해 상세히 설명할 예정이다.

하다. 상대적으로 높은 최저임금의 인상이 지속되면 최저임금을 적용받는 노동자의 수가 증가하고 노동의 초과 공급으로 인해 종내 실업자가 증가할 가능성이 높아진다.

〈그림 3〉 최저임금과 고용의 변화



## 1.2. 연구의 목적

최저임금제도는 소득주도 성장을 경제 정책의 기조로 설정한 현 정부의 핵심 정책 중 하나이지만 최저임금의 급격한 인상은 경제전반, 특히 고용에 부정적 영향을 미칠 소지도 다분하다. 특히 정책의 목표인 저소득층의 소득 상승이 아닌 저소득층의 고용을 감소시켜 소득이 오히려 저하할 가능성이 매우 높으며 기업의 노동 비용 부담 상승, 대외 경쟁력 악화, 그리고 자원(노동과 자본 간)의 왜곡된 배분을 통해 경제적 비효율성이 확대될 수도 있다. 따라서 최저임금의 인상이 노동시장에 주는 영향에 대한 전반적인 재검토와 함께 최저임금이 인상되며 노동시장이 왜곡되는지 검증해야 한다. 또한 최저임금의 인상에 따른 고용과 소득의 변화에 국한된 분석이 아닌 업무의 자동화에 미치는 영향 등 최저임금의 영향에 대한 다방면적 분석도 필요하다. 본 연구는 최저임금의 인상을 업무의 자동화와 연계시켜 자본에 의한 노동의 대체 효과에 초점을 맞추어 최저임금의 인상에 따른 영향을 분석한다.

최저임금과 관련된 분석은 2절에서 설명되는 바와 같이 전통적으로 최저임금이 저소득층 혹은 저숙련 노동자의 고용 및 소득에 미치는 영향의 규모와 방향성을 파악하는데 집중되었다. 특히 최저임금 인상에 직접 영향을 받는 소득층을 명확히 구분할 수 있는 방법론 혹은 비교 가능한 대조군의 설정 방식에 대한 개선이 최근 분석들의 주요 연구 주제라 할 수 있다. 반면 최저임금의 인상에 따른 노동시장의 구조적 변화 등 최저임금과 저소득층의 고용 및 소득 간의 연결고리, 즉 최저임금이 고용 및 소득에 영향을 미치는 경로에 대한 분석은 매우 제한되어 있다. 특히 본

연구와 같이 최저임금의 인상이 업무의 자동화를 가속화해 산업 내 단순 노동을 대체시키는 효과에 따른 고용의 구조적 변화를 분석한 국내 연구는 부재한 것으로 파악된다.<sup>3)</sup> 따라서 본 연구는 최저임금의 인상과 둘러싼 논란을 저소득층의 고용 및 소득에 미치는 (악)효과의 방향 및 규모만이 아닌 노동시장의 구조적 변화를 야기하는 비효율적 자동화에 대해 논의한다.

본 연구는 저숙련 노동자를 자본재로 대체하는 자동화 과정을 구체적 매개 요인으로 설정해 최저임금과 고용 간의 관계 및 노동시장의 구조적 변화를 분석한다. 자본의 상대 가격이 하락할 경우 자본재의 투입을 통해 기존에 노동자가 수행하던 업무가 점차 대체되며 19세기 초반의 산업 혁명 후 기술의 진보를 통해 노동자가 수행하는 업무의 자동화가 지속적으로 경제성을 확보하고 있다. 기술의 진보에 따른 자본의 상대 가격 하락에 근거한 경제적 타당성의 검토 후 자발적으로 도입되는 자동화는 지극히 자연스러운 현상이며 사회적 후생을 증진시킨다.

반면 최저임금의 조정에 따른 노동의 상대 가격 인상에 근거해 인위적으로 도입되는 자동화 및 기계화는 노동과 자본 간의 자원 배분을 왜곡하며 사회 후생을 후퇴시킨다. 물론 자동화로 대체되는 업무 및 직종이 존재하는 반면 노동의 수요가 증가하는 업무도 동시에 존재해 자동화가 순 고용 혹은 순 소득에 미치는 영향의 방향은 불명확하다. 하지만 자동화로 대체 가능한 업무 및 직종에 종사하는 저숙련 노동자에 주목하면 최저임금의 급격한 인상 후 자동화로 인해 실업자로 전락하고 소득도 감소할 가능성이 농후하다. 본 연구는 최저임금의 영향으로 인해 자동화와 같은 노동시장의 구조적 변화가 예상되는 직종을 선정해 최저임금 인상에 따른 특정 직종의 산업 내 고용 점유율(employment share) 변화를 분석한다.

본 연구는 자동화라는 매개체를 통한 최저임금이 고용에 미치는 영향에 대한 실증 분석을 위해 Lordan and Neumark (2017)의 분석 방법을 차용했으며 다음과 같이 구성되어 있다. 2절은 최저임금과 관련된 분석들의 소개 및 최근 연구들의 실증 분석 결과에 대한 정리 등 최저임금과 관련된 문헌을 조사한다. 3절은 업무의 자동화로 인한 노동의 대체 효과에 관한 간단한 이론적 배경을 통해 최저임금 인상이 자동화의 가속화에 주는 영향을 설명하고 이를 실증적으로 분석하기 위해 본 연구가 사용하는 방법을 소개한다. 4절은 저숙련 노동자를 대상으로 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 산업별 고용 비중과 근로시간 비중에 미치는 영향에 관한 실증 분석 결과를 제시하고 설명한다. 5절은 분석 결과의 정리와 함께 분석의 한계를 제시하며 본 연구를 마무리한다.

## 2. 문헌조사

최저임금은 약 70여 년 전 Stigler (1946)가 경제학자 중 최초로 분석한 것으로 알려져 있다. Stigler (1946)는 최저임금의 고용 및 소득 효과가 이론적으로 양(+)과 음(-)의 방향으로 나타날 수 있으나 그림 3b의 수요자 독점 노동시장과 같이 최저임금의

---

3) 기술의 진보에 따른 업무의 자동화와 그에 따른 노동의 대체 효과는 노동경제학의 고전적 주제가 아니라 3절에서 소개되는 Lordan and Neumark (2017)이 최근 최저임금과 최초로 연계를 시도하였다.

인상에 따라 고용 및 소득이 증가할 가능성은 매우 희소하다고 주장하였다. 그의 분석에 따르면 최저임금 인상으로 고용 및 소득이 증가하기 위해서는 최저임금이 항상 균형임금보다 낮게 유지되는 필수조건이 존재하나 직종 간 혹은 동일 직종 내의 균형임금은 노동자의 생산성에 따라 상이하다. 또한 회사 간 혹은 공장 간의 균형임금도 상이하며 균형임금은 항상 (그리고 때때로 매우 빨리) 변화한다. 따라서 Stigler (1946)는 모든 직종, 산업 그리고 기업에 동일하게 적용되는 최저임금을 직종, 산업 그리고 기업별로 다양하게 나타나는 균형임금보다 항상 낮게 설정하는 것이 거의 불가능하다고 주장하였다.

Stigler (1946)는 시간당 임금과 가계 소득 및 생활수준 간의 연관성이 희박해 최저임금 인상이 빈곤 문제의 해결을 위한 정책으로도 적합하지 않다고 주장하였다. 최저임금은 임금을 실제로 받는 근로자에게만 유효하며 비생산적 노동자를 실업자로 혹은 최저임금의 비적용 직종으로 밀어낼 가능성이 매우 높다. 또한 계절적 변동성, 초과 근무 등으로 시간당 임금과 연소득 간에는 매우 낮은 상관관계가 존재하며 가계 소득은 다양한 소득원과 소득 수준을 가진 가계 구성원 모두의 소득을 합한 값이다. 따라서 Stigler (1946)는 임금이 가계의 소득 수준 및 생활수준을 결정하는 절대적 요인이 아니라고 주장했으며 Brown (1999)와 Brown, Gilroy, and Kohen (1982)에 따르면 이러한 기조에 근거해 1990년 초반까지 최저임금으로 인해 고용과 소득이 감소한다는 경제학계의 공감대가 형성 및 유지되었다.

최저임금의 인상으로 패스트푸드 식당의 고용이 감소하지 않고 오히려 증가했다는 상반된 분석 결과를 Card and Krueger (1994)가 제시하며 최저임금에 대한 경제학계의 논란이 본격적으로 시작되었다. Card and Krueger (1994)는 주내 최저임금을 인상한 뉴저지와 주내 최저임금을 유지한 인접 주 펜실베이니아에 위치한 패스트푸드 식당의 최저임금 인상 전후 고용 변화를 비교하였다. 또한 뉴저지 내에서 최저임금 인상 전에 인상 후의 최저임금보다 낮은 임금을 지불하던 패스트푸드 식당과 이미 높은 임금을 지불하던 동종 식당의 최저임금 인상 전후 고용 변화도 비교하였다. 최저임금 인상 전후의 고용 변화를 비교한 Card and Krueger (1994)의 실증 분석 모두에서 대조군인 펜실베이니아의 패스트푸드 식당 및 뉴저지 내의 상위 임금 동종 식당에 비해 실험군인 뉴저지 내의 패스트푸드 식당의 고용이 빠르게 증가한 것으로 나타났다.

이러한 Card and Krueger (1994)의 분석 결과는 최저임금 인상이 고용 및 소득을 감소시킨다는 Stigler (1946)의 주장과 대치되는 결과였으며 Becker (1995), Ehrenberg et al. (1995), 그리고 Neumark and Wascher (1995, 2000) 등은 Card and Krueger (1994)의 분석에 반하는 의견을 제시하였다 (Henderson, 1996). 특히 Neumark and Wascher (1995, 2000)의 경우 Card and Krueger (1994)의 설문조사 방식에 문제를 제기하며 Employment Policies Institute (1996)이 새로 취합한 뉴저지와 펜실베이니아의 패스트푸드 식당의 임금 자료를 이용해 Card and Krueger (1994)와 동일한 분석을 수행하였다. 그들의 분석에 따르면 주내 최저임금을 인상한 뉴저지의 패스트푸드 식당은 펜실베이니아에 비해 고용을 축소하였다.

Card and Krueger (2000)도 새로운 임금자료인 미 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)의 고용보험(ES-202) 자료를 이용해 최저임금 인상이 최소한 고용에 영향

을 미치지 않거나 약간의 고용 증가 효과를 갖는다는 재분석 결과를 제시하였다. Card and Krueger (1994)의 분석 결과로 시작된 최저임금에 관한 경제학계의 논란은 현재도 진행 중이며 최저임금에 대한 경제학계의 공감대는 아직 형성되지 않았다. 반면 대다수의 후속 연구는 Card and Krueger (1994)가 제시한 연구 방법, 즉 실험군과 통제군을 비교해 최저임금 인상 전후의 고용 변화를 추정하는 이중차분법의 개선을 통해 경제학계의 공감대 형성을 모색하고 있다.

〈표 1〉 최저임금의 고용 및 소득 효과에 대한 최근 연구들의 분석 결과

구분	저자	고용 탄력성과 검증 대상	자료 및 접근 방식
지리적·근접 접근	Duber, Lester, and Reich (2010)	$\epsilon \approx 0$ : 10대와 식당 피고용자	주경계로 이웃하고 있는 카운티 쌍
	Allegretto, Dube, and Reich (2011)	$\epsilon \approx 0$ : 10대	동일 인구조사 부서의 관할 주
	Gittings and Schmutte (2016)	$\epsilon \approx 0$ : 10대 $\epsilon \approx -0.1 \sim -0.98$ : 단기 실업 시장 $\epsilon \approx 0.2 \sim -0.46$ : 장기 실업 시장	동일 인구조사 부서의 관할 주
	Addison and Ozturk (2012)	$\epsilon = +$ 혹은 $-$ $\epsilon = -$ : 10대와 식당 피고용자(비유의) $\epsilon = -0.34$ : 대침체 기간	Allegretto, Dube, and Reich (2011), Duber, Lester, and Reich (2010)와 유사하나 2005-2010년에 제한
	Slichter (2015)	$\epsilon = -0.04$ : 10대	인접하는 카운티와 인근 카운티의 비교
	Liu, Hyclak, and Regmi (2016)	$\epsilon = -0.17$ : 14~18세	경제구역 특유의 경제적 요인 통제 후 주 경계선에 걸친 BEA 경제 구역내의 비교
다른 접근법	Neumark, Salas, and Wascher (2014a,b)	$\epsilon = -0.14$ 혹은 $-0.15$ : 10대 $\epsilon = -0.05$ 혹은 $-0.06$ : 식당 피고용자	자료에 기반해 선택된 통제군(합성 통제)과 주의 비교 및 주 패널 자료
	Powell (2016)	$\epsilon = -0.44$ : 10대	자료에 기반해 선택된 통제군(합성 통제)과 주의 비교
	Totty (2017)	$\epsilon = -0.04 \sim -0.7$ : 10대 $\epsilon = -0.01 \sim -0.04$ : 식당 피고용자	자료에 기반해 선택된 통제군(요인 모델)과 주의 비교
	Dube and Zipperer (2015)	$\epsilon = -0.051$ (평균값), $-0.058$ (중위값): 10대	자료에 기반해 선택된 통제군(합성 통제)과 주의 비교
	Baskaya and Rubinstein (2012)	$\epsilon = -0.3 \sim -0.5$ : 10대	연방 정부가 유발시킨 변화를 도구 변수로 이용한 주 자료
	Clemens and Wither (2014)	$\epsilon \approx -0.97$ : 최저임금에 직접 영향을 받는 근로자	최저임금에 영향을 받는 주의 최저임금 대상 근로자와 다른 저임금 근로자의 비교
	Thompson (2009)	$\epsilon = -0.3$ : 10대 고용 점유율	동일 주내 고소득과 저소득 카운티의 비교

자료: Neumark, David. 2017. "The Employment Effects of Minimum Wages: Some Questions We Need to Answer." Working Paper 23584, National Bureau of Economic Research.

이러한 경향은 최저임금에 대한 최근 연구들의 결과 및 분석 방법을 요약하고 있는 표 1에서도 확인이 가능하다 (Neumark, 2017). Card and Krueger (1994)와 같이 이분차분법을 이용할 경우 최저임금에 영향을 받는 실험군을 식별하고 최저임금

의 부재 시 실험군의 고용 추이를 대리해 나타낼 수 있는 통제군을 설정해야 한다. 따라서 많은 후속 연구들은 최저임금을 인상한 주의 특정 계층을 실험군으로, 최저임금을 인상하지 않았으나 최저임금을 인상한 주와 인접해 최저임금 이외의 타 경제적 변화에 유사하게 노출된 것으로 간주되는 주의 동일 계층을 통제군으로 설정하였다. 하지만 지리적 인접주의 특정 계층을 통제군으로 구축하고 위해 인접주 특유의 추세를 통제하거나 상호 작용항을 포함할 경우 공간적 이질성은 최소화되거나 종점 편향, 정보 누락과 같은 새로운 문제가 발생할 수 있다.

한 예로 Neumark, Salas, and Wascher (2014b); Neumark and Wascher (2017)에 따르면 인접주의 특정 계층만으로 통제군을 구축할 경우 비인접주의 자료에 내포된 유효 정보가 누락되고 활용되지 못하는 문제가 발생한다. 따라서 Powell (2016)는 최저임금 변화 부재 시 실험군의 고용 추이를 추정하는 가상적 합성 통제군의 구축 방식을, Totty (2017)는 지역·경제적 이·동질성을 동시에 통제하는 요인 분석 방식을 대안으로 제시한 바 있다. 또한 Clemens and Wither (2014)와 Thompson (2009)는 최저임금 인상에 영향을 받지 않으나 동일한 경제적 변화에 노출되어 있는 제3의 통제군을 도입하는 삼중차분법을 제시하였다. 표 1의 연구를 포함해 대다수 후속 연구들은 최저임금이 고용 및 소득에 주는 영향의 방향 및 크기에 대한 검증보다는 실증 분석 방법 자체의 개선에 초점을 맞추고 있다.

반면 최근 Jardim et al. (2017); Kreiner, Reck, and Skov (2017)의 연구 결과가 발표되며 최저임금이 고용 및 소득에 주는 영향의 방향 및 크기에 대한 경제학계의 관심이 점차 다시 높아지고 있다. Jardim et al. (2017)는 1절에서 언급된 바와 같이 2015년에 \$9.47에서 \$11로, 2016년에 \$13로 최저임금을 2년 동안 총 37.28% 인상하였던 워싱턴의 대표 도시인 시애틀 사례를 이용해 201516년의 최저임금 인상에 따른 저임금 노동자의 고용시간 및 소득 변화를 분석하였다. 워싱턴의 고용안정국(Employment Security Department)에서 제공한 급여 자료에 기초한 그들의 분석에 따르면 최저임금의 인상으로 인해 월 평균 소득이 \$1897이며 시급이 \$19 이하인 저임금 노동자의 임금이 3.3% 증가했으나 노동시간이 9.4% 감소해 월 평균 소득이 종내 약 6.6%(\$125) 감소하였다.

Kreiner, Reck, and Skov (2017)는 성인과 청소년에게 상이한 최저임금을 적용하는 덴마크의 특징을 이용해 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 산업별로 상이한 최저임금을 적용하고 있는 덴마크는 18세 미만 청소년의 산업별 최저임금을 성인 대비 평균 61% 수준에서 설정하고 있으며 모든 산업에서 성인과 청소년 간의 최저임금 차이가 유사한 수준으로 존재한다.<sup>4)</sup> Kreiner, Reck, and Skov (2017)의 분석에 따르면 기존에 고용된 18세 미만의 청소년 피고용자 3명 중 1명이 성인과 청소년 간의 최저임금 차이로 인해 18세가 되며 실업자로 전락하고 성인에게 적용되는 최저임금이 동일하게 청소년에게 적용되었을 경우 청소년 고용이 약 33% 감소하게 된다. 최저임금이 고용에 미치는 영향과 같은 전통적 연구 주제에서 벗어나 최저임금이 임금 불평등에 미치는 영향을 분석한 연구들도 존재한다. 한 예로 Lee (1999)는 DiNardo, Fortin, and Lemieux (1996)가 제시한 최저임금과 임금 불평

4) 덴마크의 경우 성인에게 적용되는 평균 산업별 최저임금이 DKK119(\$14.42)이나 청소년에게 적용되는 평균 산업별 최저임금은 DKK73(\$8.85)이다.

등 간의 관계를 분석하며 실질 최저임금의 하락이 1980년대 미국의 임금 불평등을 급증시킨 주요 원인이라고 주장하였다. 하지만 최저임금이 임금 불평등에 주는 영향은 주별 최저임금과 주별 임금 불평등 간의 동조화를 통해 추정되며 따라서 차별화된 주별 최저임금 자료가 분석을 위해 필요하다. 반면 연방 최저임금과 주별 최저임금 간의 격차는 1986년 이후 본격화되어 나타나기 시작했으며 Lee (1999)가 각기 사용한 1980년대 패널자료의 경우 주별 최저임금 간의 차이 및 변화가 매우 제한적이고 최저임금 인상의 영향을 반영하기 위한 자료의 축적 기간이 너무 짧다.

이와 같은 시각을 반영해 Autor, Manning, and Smith (2016)는 1990년 이후 최근 20여 년 간 추가로 축적된 자료가 포함된 미 노동통계국의 1979-2012년 CPS 자료를 이용해 최저임금이 임금 불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 그들의 분석에 따르면 Lee (1999)의 분석과 달리 실질 최저임금의 하락은 임금 불평등을 증가시킨 주요 원인이 아닌 일부 요인 중 하나일 뿐이다. 또한 실질 최저임금이 임금 불평등에 미치는 영향에는 최저임금 근로자뿐만 아닌 차상위 근로자의 임금에 영향을 미치는 유출 효과가 포함되어 있으며 이러한 유출 효과는 실제로 존재하거나 피설문자가 자신의 임금을 오보하는 측정 오류에 기인해 나타나게 된다. 즉 설문 조사 자료를 이용해 측정된 최저임금이 임금 불평등에 미치는 영향에는 실제 유출 효과와 측정 오류가 혼재되어 있으며 따라서 실제 영향보다 과장되어 측정된 분석 결과는 축소해 해석되어야 한다.

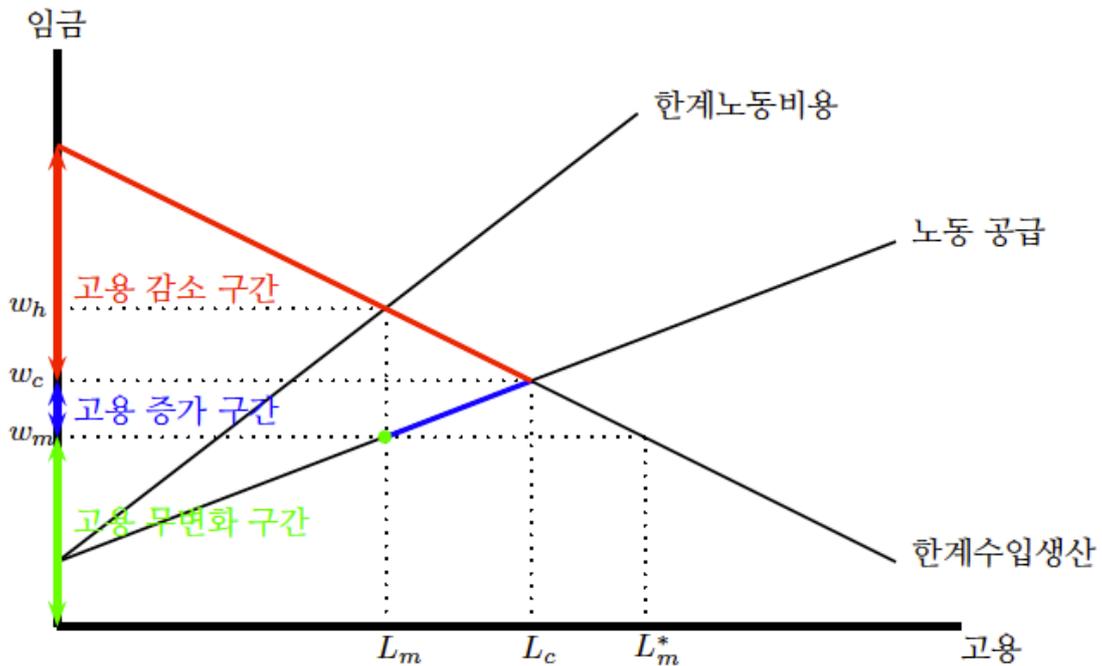
최저임금의 주요 정책 목표 중 하나가 저소득층의 빈곤 해소라는 점을 감안해 Addison and Blackburn (1999), Burkhauser and Sabia (2007), Card and Krueger (1995), Gundersen and Ziliak (2004), Neumark, Schweitzer, and Wascher (2004), Neumark and Wascher (2002), Sabia (2008) 등은 최저임금이 빈곤에 미치는 영향을 분석하였다. 이 중 Addison and Blackburn (1999)를 제외한 모든 연구는 최저임금이 빈곤을 해소하기 위한 적합한 정책 수단이 아니라고 제시했으며 Addison and Blackburn (1999)이 분석 대상으로 설정한 중학교 중퇴자의 경우 빈곤 해소 정책의 주요 관심 대상인 영유아 가구의 가구주일 가능성이 매우 낮다 (Neumark and Wascher, 2008).

또한 가계 소득은 다양한 소득원과 소득 수준을 가진 가계 구성원 모두의 소득을 합한 값이며 시간당 임금과 가계 소득 간의 연관성이 희박하다는 Stigler (1946)의 분석과 같이 Sabia and Burkhauser (2010)에 따르면 연방 최저임금이 \$7.25에서 \$9.50으로 인상되며 혜택이 예상되는 잠재적 수혜자의 11.3%만이 빈곤 가구의 구성원이다. 또한 최저임금 인상의 잠재적 수혜자 중 63.2%는 소득 수준이 빈곤선 두 배 이상인 가구의 2차 혹은 3차 소득원이며 42.3%는 소득 수준이 빈곤선 세 배 이상인 가구, 즉 2007년 기준 가계 소득이 \$50,233이었던 중위 가구보다도 소득이 높은 가구의 구성원이다.

최저임금의 인상 후 고용이 증가했다는 Card and Krueger (1994)의 실증 분석 결과가 등장하며 이와 같은 최저임금과 고용 간의 관계를 설명할 수 있는 이론적 배경에 대한 관심도 고조되었다. 최저임금의 인상에 따른 고용의 증가가 가능하다고 제시하는 대표적 경제학 모형은 2-부분 모형, 수요자 독점 노동시장 모형, 이질적 노동 모형 그리고 탐색 모형 등이며 이 중 그림 3b를 통해 1절에서 이미 소개된

수요자 독점 노동시장 모형이 최저임금 인상에 따른 고용 증가의 가능성을 가장 명확하게 설명하는 이론적 배경으로 거론되고 있다 (Brown, 1999; Card and Krueger, 1995).

〈그림 4〉 최저임금 인상 효과: 수요자 독점 노동시장



수요자 독점 노동시장 모형의 이론적 배경, 의미 그리고 발전 과정을 소개하고 있는 Boal and Ransom (1997)는 최저임금이 수요자 독점 노동시장 모형 내에서 최저임금이 작동하는 방식과 함께 최저임금 인상에 따른 고용의 증가가 가능한 임금 구간을 상세히 설명하였다. 최저임금 인상은 수요자 독점 노동시장에서 그림 3b를 상세화한 그림 4에서 나타나는 바와 같이 인상 전의 최저임금( $w^b$ )과 인상 후의 최저임금( $w^a$ )이 3개의 임금 구간 중 어느 구간에 해당되느냐에 따라 고용에 상이한 영향을 미치게 된다.

우선 최저임금이 부재할 경우 노동 수요 독점기업은 이익의 극대화를 위해 한계 노동 비용과 한계 수입 생산이 동일한 지점에서 고용을 결정하며 따라서 균형점인  $(w_m, L_m)$ 을 지급 및 고용한다. 최저임금  $w$ 가  $w \leq w_m$ 인 경우 수요 독점기업의 결정에 여전히 아무런 영향을 미치지 못하며 따라서 이 임금 구간 내에서 최저임금 인상이 결정될 경우, 즉 인상된 최저임금이  $w^b < w^a \leq w_m$ 일 경우 수요 독점기업은 균형점인  $(w^a, L^a) = (w_m, L_m)$ 을 계속해서 지급 및 고용한다. 반면 최저임금이  $w_m \leq w \leq w_c$ 인 경우 수요 독점기업은 노동 공급 곡선(그림 4의 파란선)에 따라 고용을 결정하며 따라서 이 임금 구간 내에서 최저임금 인상이 결정될 경우, 즉 인상된 최저임금이  $w^b, w_m < w^a \leq w_c$ 일 경우 수요 독점기업은  $w_m < w^a \leq w_c$ 와  $L_m < L^a \leq L_c$ 의 조건을 충족하

는  $(\underline{w}^a, \underline{L}^a)$ 을 지급 및 고용하게 되고 최저임금 인상은 고용과 임금을 동시에 증가시키게 된다.<sup>5)</sup>

최저임금이  $w_c \leq \underline{w}$ 인 경우 수요 독점기업은 한계 수입 생산 곡선(그림 4의 빨강선)에 따라 고용을 결정한다.<sup>6)</sup> 따라서 인상된 최저임금이 이 임금 구간( $w_c \leq \underline{w}$ )에 포함될 경우 인상 전 최저임금이 속하던 임금 구간에 따라 고용 증가 효과가 상쇄되거나 최저임금 인상 전보다 고용이 감소하게 된다. 한 예로 인상 전 최저임금이  $w_m < \underline{w}^b \leq w_c$ 인 경우 인상된 최저임금이  $w_c < \underline{w}^a \leq w_h$ 이라면 노동 공급 곡선(그림 4의 파란선)에 따른 고용 증가 효과가 한계 수입 생산 곡선(그림 4의 빨강선)에 따른 고용 감소 효과로 상쇄되고 인상된 최저임금이  $w_h < \underline{w}^a$ 이라면 최저임금 인상 전보다 고용이 감소하게 된다. 즉 수요자 독점 노동시장의 경우 최저임금의 인상에 따라 구속력 없는 구간(초록점 이하), 공급 결정 구간(파란선), 그리고 수요 결정 구간(빨강선)으로 구분되어 고용이 결정되며 최저임금 인상에 따른 고용 증가의 가능성을 제시하는 반면 특정 수준 이상으로 최저임금이 인상될 경우 고용이 여전히 감소한다고 제시하고 있다.

국내에서도 위에서 언급된 연구와 유사하지만 국내 자료를 이용한 최저임금 관련 연구가 진행되고 있으며 대표적 연구로 강승복 (2016), 우광호 (2016), 유경준 (2013), 윤희숙 (2016); 이정민·황승진 (2016), 황승진·이정민 (2017) 등을 거론할 수 있다.<sup>7)</sup> 이 중 이정민·황승진 (2016)는 Card and Krueger (1994), Neumark and Wascher (2000)와 유사하게 최저임금과 고용 간의 관계를 분석했으며 최저임금이 1% 인상되며 고용이 0.14% 감소한다는 분석 결과를 제시하였다. 또한 우광호 (2016)는 최저임금이 1만 원으로 인상될 경우 산업·연령별로 예상되는 최저임금 대상자수, 즉 최저임금에 직접 영향을 받는 산업별 노동자수가 전체 대비 42.2%에 육박한다고 추정하였다.

강승복 (2016)과 황승진·이정민 (2017)은 Autor, Manning, and Smith (2016)와 유사하게 최저임금과 임금 불평등 간의 관계를 분석했으며 최저임금 인상으로 임금 불평등도가 감소된다는 분석 결과를 제시하였다. 다만 황승진·이정민 (2017)은 최저임금 인상으로 (시간당) 임금 불평등이 감소하나 근로시간의 단축으로 임금 총액 측면에서 임금 격차가 오히려 증가할 가능성도 동시에 존재한다고 제시하였다. 유경준 (2013)과 윤희숙 (2016)은 Sabia and Burkhauser (2010)와 유사하게 최저임금과 빈곤 간의 관계를 분석했으며 최저임금이 빈곤 해소를 위한 적합한 정책 수단이 아니라고 주장하였다. 또한 유경준 (2013)은 최저임금 근로자가 영세사업장에 집중되어 있는 우리나라의 경우 최저임금의 인상이 취약계층 근로자의 고용에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다고 제시하였다.

5) 최저임금이  $w_m$ 보다 높아지며 수요 독점기업은 노동 공급 곡선에 꺾임(kink) 현상이 발생하고 한계 노동비용 곡선이 불연속(discontinuous)하다고 인식하게 된다.

6) 최저임금이  $w_c$ 보다 높아지며 수요 독점 기업은 노동 공급 곡선이 수평(horizontal)하다고 인식하게 된다.

7) 김대일 (2012), 남성일 (2008), 남재량·안태현·안종범·전영준 (2009), 이병희 (2008) 등도 국내 자료를 이용해 최저임금을 분석하였다.

### 3. 이론적 배경 및 추정 방법

본 연구는 이미 거론된 바와 같이 최저임금 인상이 자동화를 통해 저임금·저숙련 노동자의 고용에 미치는 영향을 분석한다. 자동화의 용이성을 나타내는 자동화 민감도는 수행하는 업무의 특성에 따라 직종별로 상이하게 측정되며 최저임금의 영향은 자동화 민감도가 상대적으로 높은 직종에 집중되게 된다. 따라서 산업별 노동시장의 특성, 즉 자동화 민감도가 높은 직종이 산업별 노동시장에서 차지하고 있는 고용 비중에 따라 최저임금 인상의 영향이 산업별로 상이하게 표출되게 된다. 본 연구는 자동화 민감도가 높은 직종이 차지하고 있는 산업별 고용 비중의 변화를 우선 추정하고 최저임금 인상과의 인과 관계를 분석한다. 또한 최저임금이 자동화를 통해 노동시장에 주는 영향의 파악이 본 연구의 목적이라는 점을 감안해 전체 노동자 중 저숙련, 즉 저학력 노동자를 본 연구의 주요 분석 대상으로 설정한다.

최저임금과 자동화를 연계해 최저임금의 경제적 영향을 분석한 연구는 Aaronson and Phelan (2017)과 Lordan and Neumark (2017)가 현재까지 유일하며 국내 연구는 아직 부재한 것으로 파악된다.<sup>8)</sup> 주로 청소년과 식당 종사자에 분석 대상으로 설정했던 기존의 실증 분석과 달리 Aaronson and Phelan (2017)과 Lordan and Neumark (2017)는 자동화로 대체 가능한 직종에 종사하는 근로자를 분석 대상으로 설정하고 최저임금이 이들 직종에서 종사하는 노동자의 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 따라서 Aaronson and Phelan (2017)과 Lordan and Neumark (2017)의 분석은 청소년과 식당 종사자를 최저임금의 대상군으로 설정하며 나타날 수 있는 문제를 개선하기 위해 직무의 특성에 따라 최저임금의 대상군을 구체화시킨 시도로도 해석할 수 있다.

Aaronson and Phelan (2017)는 최저임금 인상 전후의 고용 변화를 비교해 저임금 노동자가 종사하는 다양한 직종의 자동화 대비 대체 민감도를 분석하였다. 그들의 분석에 따르면 최저임금 인상이 육체·정례적 업무를 수행하는 저임금 노동직과 비정례적 업무를 수행하는 저임금 노동직의 고용에 미치는 영향은 미미하나 정신·정례적 업무를 수행하는 저임금 노동직의 경우 최저임금이 10% 인상되며 고용이 인상 1년 후 1.1%p, 2년 후 1.5%p 감소한다. 반면 정신·정례적 업무를 수행하던 저임금 노동직 종사자가 정신·비정례적 업무를 수행하는 저임금 노동직으로 재분배되어 최저임금 인상이 고용에 미치는 순 효과는 미미하나 상대적 임금은 감소한다고 주장하였다.<sup>9)</sup>

Lordan and Neumark (2017)는 최저임금이 자동화 민감도가 상대적으로 높은 직종이 차지하고 있는 노동시장 점유율, 즉 고용 비중에 미치는 영향을 분석하였다. 그들의 분석에 따르면 최저임금이 \$1 인상될 경우 자동화 민감도가 높은 직종이 차지하는 고용 비중이 0.43%p 감소하며 산업별, 성별 그리고 인종별로 최저임금 인상

8) Cribb, Joyce, and Keiller (2018)는 영국에서 2020년까지 계획된 최저임금 인상의 경우 이전과 달리 자동화로 대체 가능한 업무를 수행하는 많은 노동자를 최저임금의 영향권에 진입하게 만들고 따라서 최저임금 인상에 따른 부정적 고용 효과가 나타날 가능성이 점차 높아지고 있다고 제시하였다.

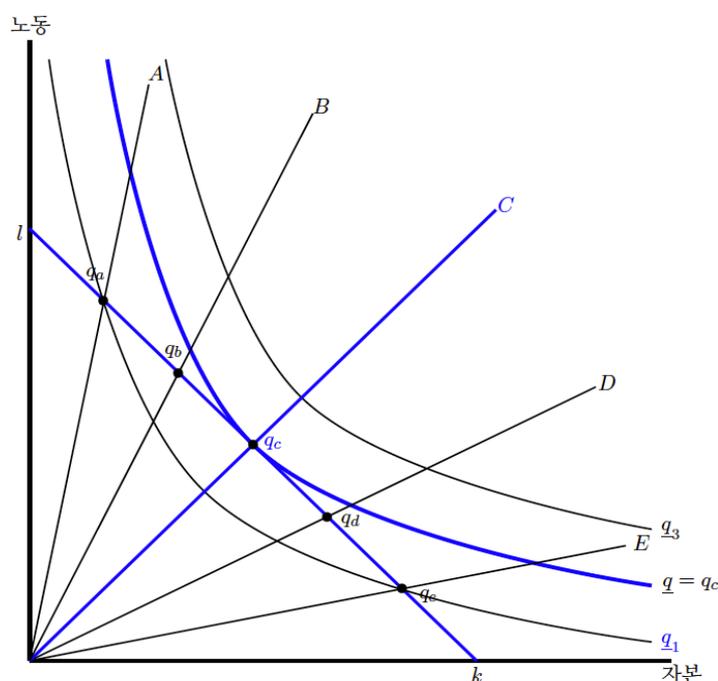
9) 한 예로 전자식 무인 계산대가 도입되어 금전 출납 및 계산 업무가 자동화될 경우 기존의 출납원은 고객의 무인 계산대 사용을 지원하기 위한 계산 보조원으로 재배치되어 고용을 유지할 수 있다.

이 고용 비중에 미치는 영향이 상이하게 나타난다. 한 예로 제조업의 경우 최저임금의 \$1 인상으로 자동화 민감도가 높은 직종의 고용 비중이 0.99%p 감소하며 최저임금 인상은 자동화 민감도가 높은 직종에 종사하던 저숙련 노동자 중 고령자, 청소년, 여성 그리고 흑인의 고용을 악화시키는 것으로 나타났다. 또한 최저임금이 \$1 인상되면 자동화 민감도가 높은 직종에 종사하던 노동자가 동일 직종에 남아있을 확률이 0.5%p 하락하는 것으로 나타났다.

### 3.1 이론적 배경

기업은 Brozen (1957)이 제시한 바와 같이 생산을 위해 주어진 상황에서 자신에게 가장 최적화된 기술을 선택한다. 기업이 선택할 수 있는 기술은 그림 5에서와 같이 A, B, C, D, E와 같은 영점에서 시작한 선, 즉 노동과 자본을 결합하는 비율로 표시할 수 있으며 주어진 예산으로 얻을 수 있는 노동과 자본이  $lk$ 와 같은 파란색의 예산 제약선인 경우 A, B, C, D, E와 같은 기술을 이용해 각기  $q_a, q_b, q_c, q_d, q_e$ 을 생산할 수 있다. 따라서 등생산량 곡선들이  $q_i$ 와 같을 경우  $q$ 가 선택 가능한 가장 상위의 등생산량 곡선임으로 기술 C를 선택해  $q_c$ 을 생산하게 된다. 즉 기업은 주어진 상황에서 최소의 자원을 이용해 최대의 생산을 가능하게 만드는 기술을 항상 선택한다.

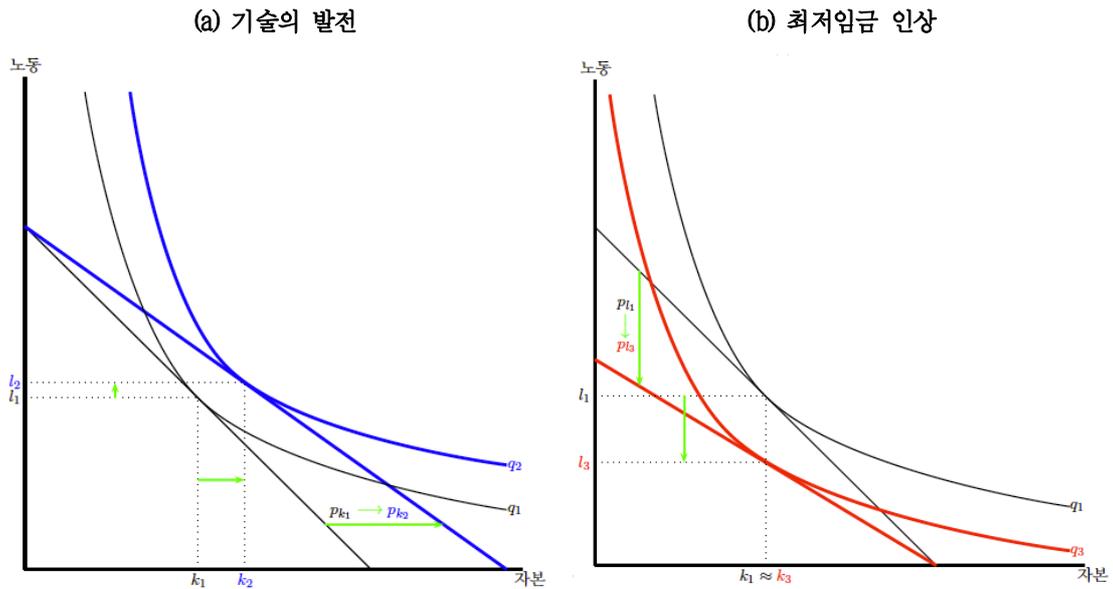
<그림 5> 기술의 선택



최저임금으로 유발되는 자동화는 기술의 발전을 통한 자동화와 동일한 원리로 작동하며 그림 6이 나타내는 이론적 배경을 통해 간단하게 설명될 수 있다.<sup>10)</sup> 기술

의 발전을 통해 컴퓨터와 같은 자본재의 도입 비용, 즉 자본재의 가격이 하락 ( $p_{k_1} \rightarrow p_{k_2}$ )할 경우 그림 6a에서와 같이 기존보다 우상방향에 위치한 등생산량 곡선이 나타내는 생산( $q_1 \rightarrow q_2$ )이 가능해지고 비용을 최소화하는 기업의 최적 자원 배분은  $(k_1, l_1)$ 에서  $(k_2, l_2)$ 로 변화한다.<sup>11)</sup>

〈그림 6〉 기술의 발전, 최저임금 인상, 그리고 고용의 변화



반면 최저임금의 인상으로 인해 노동의 사용 비용, 즉 노동재의 가격이 상승 ( $p_{l_1} \rightarrow p_{l_2}$ )할 경우 그림 6b와 같이 생산 가능한 영역이 축소된다. 최저임금 인상을 통해 기존보다 좌하방향에 위치한 등생산량 곡선이 나타내는 생산( $q_1 \rightarrow q_3$ )만이 가능해지고 비용을 최소화하는 기업의 최적 자원 배분은  $(k_1, l_1)$ 에서  $(k_3, l_3)$ 로 변화한다.<sup>12)</sup> 그림 6a와 6b는 노동과 자본의 상대 가격 변화라는 동일한 요인을 통한 최적 배분의 변화를 나타내고 있으나 기술의 발전은 생산 가능한 영역을 확장시켜 생산량을 증대시키는 반면 최저임금 인상은 생산 가능한 영역을 축소시켜 생산량을 감소시키는 정반대의 효과를 갖는다.

또한 직종별로 수행하는 업무, 즉 노동의 자동화 민감도에 따라 최저임금 인상이 주는 영향도 상이하며 이는 투입되는 노동을 정례적(routine)과 비정례적(non-routine) 노동으로 이원화해 이론적으로 분석해 볼 수 있다. 우선 자본( $K$ )와 합

10) 기술의 발전은 등생산량 곡선의 확장경로 변화, 즉 등생산량 곡선의 기술기 변화를 통해 통상적으로 설명되나 그림 6은 최저임금 인상 효과와의 간략한 비교를 위해 예산 제약선의 기술기 변화로 표현한다.

11) 그림 6a에서는 기술의 발전으로 인해 자본과 노동의 최적 사용량이 동시에 증가하나 이는 등생산량 곡선의 기술기, 즉 자본과 노동의 한계기술 대체율에 따라 상이하며 노동의 최적 사용량은 감소할 수 있다.

12) 그림 6b에서는 최저임금의 인상으로 인해 노동의 최적 사용량만이 감소하나 이는 그림 6a의 경우와 마찬가지로 등생산량 곡선의 기술기, 즉 자본과 노동의 한계기술 대체율에 따라 상이하며 자본의 최적 사용량은 증가 혹은 감소할 수 있다.

계 정례적과 비정례적 노동으로 이원화된 노동( $L_r, L_{nr}$ )을 투입한다고 가정할 수식 (1)과 같은 생산 함수의 설정이 가능하다.

$$\min_{K, L_r} C = pK + w(L_r + L_{nr}) \text{ subject to } Q = L_{nr}^{1-\beta}(\alpha_r K^\rho + \alpha_n L_r^\rho)^{\beta/\rho} \quad (1)$$

$i=r\alpha_{nr}$ 이고  $\beta, \rho \in (0,1)$ 이며 수식 (1)은 자본( $K$ )과 함께 이원화된 두가지의 상이한 노동( $L_r, L_{nr}$ )을 투입해 생산하는 기업이 생산 비용을 최소화한다는 것을 의미한다.

수식 (1)와 같은 기술을 사용할 경우 비정례적 노동  $L_{nr}$ 와 전체 정례적 투입 요소 간의 대체 탄력성은  $\sigma_{nr}=1$ 이며 정례적 노동  $L_r$ 와 자본  $K$  간의 대체 탄력성은  $\sigma_r=1/(1-\rho)$ 이다.  $\rho > 0$ 이라면  $\sigma_r > 1 = \sigma_{nr}$ 이며 따라서 자본  $K$ 는 비정례적 노동  $L_{nr}$ 와 상대적 보완재(relative complement)이고 정례적 노동  $L_r$ 과는 상대적 대체재(relative substitute)이다. 자본  $K$ 에 의한 정례적 노동  $L_r$ 의 상대적 대체성이 높다는 것은 정례적 노동  $L_r$ 의 자동화 민감도가 비정례적 노동  $L_{nr}$ 보다 상대적으로 높다는 것을 의미한다. 따라서 최저임금의 인상으로 노동의 가격인  $w$ 가 상승할 경우 정례적 노동  $L_r$ 이 비정례적 노동  $L_{nr}$ 보다 상대적으로 감소하게 된다. 또한 기술의 발전으로 인해 자본의 가격인  $p$ 가 하락할 경우에도 정례적 노동  $L_r$ 이 비정례적 노동  $L_{nr}$ 보다 상대적으로 감소하게 된다. 즉  $w$ 가 인상되거나  $p$ 가 하락할 경우 노동시장에서 정례적 노동  $L_r$ 이 차지하는 비중은 감소하고 비정례적 노동  $L_{nr}$ 이 차지하는 비중은 증가하게 된다.

### 3.2. 추정 방법

최저임금 인상이 자동화 민감도가 높은 직종이 차지하는 고용 비중에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 우선 각각의 직종이 수행하는 업무의 특성을 파악해야 한다. 이를 위해 본 연구는 직종에 따른 정례적(routine), 육체적(manual) 그리고 추상적(abstract) 업무의 강도를 파악한 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)를 기초 자료로 사용한다. Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)는 Meyer and Osborne (2005)가 1990년 U.S. Census의 직업 분류를 기준으로 1960-2000년 U.S. Census의 직업 분류를 386개 직업으로 표준화한 불균형 직업 분류 체계를 330개의 균형 직업 분류 체계로 재표준화한 후 각각의 330개 직업에 Autor, Levy, and Murnane (2003)의 자료를 이용해 직업별로 상이한 세 가지 업무의 강도를 부여하였다.<sup>13)</sup>

한국노동연구원 (2017)의 노동패널조사, 고용노동부 (2017)의 고용형태별 근로실태조사 등 각종 노동 관련 설문 조사는 대부분 통계청 (2007)의 한국표준직업분류에 따라 직종을 구분해 피설문자의 직종을 파악하고 있다. 따라서 본 연구 또한 한국표준직업분류에 따라 직종을 구분하며 제6차 한국표준직업분류의 세분류 상 423개 직업과 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 330개 균형 직업 분류 체계를 연결

13) Meyer and Osborne (2005)가 386개 직업으로 표준화한 직업 분류 체계는 연도에 따라 관찰되지 않는 직업이 존재하는 불균형 직업 분류 체계이다.

해 정례적, 육체적, 추상적 업무의 강도를 부여한다. 제6차 한국표준직업분류의 세분류 상 423개 직업은 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 330개 직업과 다음과 같은 과정을 통해 연결되어진다: (1) 두개의 직업 분류 체계에서 직업의 영문명이 동일하거나 유사한 경우 우선 연결한다. (2) 동일하거나 유사한 영문명이 존재하지 않는 경우 통계청 (2007)의 분류 항목명 및 내용 설명을 참고해 연결한다. 또한 (3) Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 직업 분류 체계 상 다수의 직업과 연결될 경우 다시 한번 통계청 (2007)의 분류 항목명 및 내용 설명을 참고해 가장 유사한 직업과 연결한다.

제6차 한국표준직업분류의 423개 세분류와 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 330개 균형 직업 분류 체계를 연결한 결과는 윤상호 (2018)의 부록 표 4에서 확인할 수 있다. 다만 연결 과정에서 Autor and Dorn (2013)와 Dorn (2009)의 330개 직업 중 55개는 제6차 한국표준직업분류의 세분류 상 직업 중 상응하는 직업을 찾을 수가 없었다. 따라서 나머지 275개 직업이 세분류 상 423개 직업과 연결되었으며 이를 이용해 정례적, 육체적 그리고 추상적 업무 강도가 세분류 상 423개 직업에 부여되었다.

직업별 자동화 민감도는 Autor and Dorn (2013)이 제시하고 Lordan and Neumark (2017)가 사용했던 직업별 정례적 직무 정도(Routine Task Intensity, RTI)를 통해 측정된다. Autor and Dorn (2013)는 각각의 직업이 수행하는 정례적, 육체적 그리고 추상적 업무 강도를 이용해 자동화에 따른 노동의 대체 가능성, 즉 자동화 민감도를 측정하는 방식인 수식 (2)를 제시하였다.

$$RTI_k = \ln(T_k^R) - \ln(T_k^M) - \ln(T_k^A) \quad (2)$$

$T_k^R$ 은  $k$ -직업이 수행하는 업무 중 정례적(routine) 업무의 강도,  $T_k^M$ 은  $k$ -직업이 수행하는 업무 중 육체적(manual) 업무의 강도,  $T_k^A$ 은  $k$ -직업이 수행하는 업무 중 추상적(abstract) 업무의 강도를 의미한다. RTI은 수행하는 업무 중 정례적 업무의 강도가 높아질수록 증가하며 반대로 육체적 혹은 추상적 업무의 강도가 낮아질수록 감소한다. 동일 업무를 반복적으로 수행하는 정례적 업무의 강도가 높아질수록 기계를 통한 대체가 용이해지며 따라서 정례적 업무 강도가 높은 직업일수록 자동화 민감도가 높은 직업으로 간주될 수 있다.

본 연구 또한 수식 (2)를 통해 RTI 및 자동화 민감도를 측정한다. 다만 4절의 실증 분석에서 사용되는 고용형태별 근로실태조사는 한국표준직업분류의 세분류 기준으로 피조사자의 직업을 조사하나 직업에 따라 중분류 혹은 소분류 기준으로 설문조사 결과를 제공하고 있다.<sup>14)</sup> 고용형태별 근로실태조사에서 설문조사 결과를 제공하는 피조사자의 직업은 한국표준직업분류의 중·소분류 상 95개이며 따라서 본 연구는 각각의 중·소분류 직업에 포함된 세분류 직업들의 세 가지 업무 강도 ( $T_k^R, T_k^M, T_k^A$ ) 평균값을 우선 산출해 수식 (2)를 통한 95개 직업의 RTI 산출에 이용하

14) 다른 노동 관련 설문 조사의 경우 대부분 중분류 기준으로 피조사자의 직업을 조사하고 있다.

였다. 95개 직업 중 RTI가 가장 높게 나타난 상위 10개 직업과 가장 낮게 나타난 하위 10개 직업은 부록 표 A.1에서 확인할 수 있다.

직업별 정례적 직무 정도(RTI)는 Autor and Dorn (2013)과 Lordan and Neumark (2017)에서와 같이 산업별 노동시장에서 자동화가 용이한 직업이 차지하고 있는 고용 비중의 산출에 이용된다. 자동화가 용이한 직업은 RTI 상위 33% 직업으로 구성되며 이러한 직업을 가진 노동자가 차지하는 산업별 고용 비중, 즉 산업별 노동시장 점유율(Routine Employment Share Measure, RSH)는 수식 (3)을 통해 산출된다.<sup>15)</sup>

$$RSH_{it} = \frac{\sum_{k=1}^K L_{ikt} \times 1[RTI_k > RTI^{P66}]}{\sum_{k=1}^K L_{ikt}} \quad (3)$$

$i$ 는 산업을,  $t$ 는 연도,  $k$ 는 직업,  $L$ 은 노동자수, 그리고  $1[\cdot]$ 은  $RTI_k > RTI^{P66}$ 일 경우 1의 값을 가지는 indicator function을 의미한다. 따라서  $RSH_i$ 는  $i$ -산업에서 고용된 전체 노동자수 대비 RTI 상위 33%에 해당하는 직업을 가진 노동자수가 차지하는 비율을 나타내는 산업별 고용 비중을 의미하며 추후 설명되는 바와 같이 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하기 위한 실증 분석의 종속 변수로 사용된다. RTI 상위 33%에 해당하는 직업을 가진 노동자가 차지하고 있는 산업별 고용 비중은 RSH가 가장 높게 나타난 상위 10개 산업과 가장 낮게 나타난 하위 10개 산업을 표시하고 있는 부록 표 A.2에서 확인할 수 있다.

또한 Lordan and Neumark (2017)와 같이 최저임금이 근로시간에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 RTI 상위 33% 직업을 가진 노동자의 근로시간이 산업 전체 노동자의 근로시간에서 차지하는 산업별 근로시간 비중, 즉 산업별 근로시간 점유율(Routine Work Hour Share Measure, RWHS)도 RSH와 유사하게 수식 (4)를 통해 산출한다.

$$RWHS_{it} = \frac{\sum_{k=1}^K H_{ikt} \times 1[RTI_k > RTI^{P66}]}{\sum_{k=1}^K H_{ikt}} \quad (4)$$

$i$ 는 산업을,  $t$ 는 연도,  $k$ 는 직업,  $H$ 은 노동시간, 그리고  $1[\cdot]$ 은  $RTI_k > RTI^{P66}$ 일 경우 1의 값을 가지는 indicator function을 의미한다. 따라서  $RWHS_i$ 는  $i$ -산업에서 고용된 노동자의 전체 근로시간 대비 RTI 상위 33%에 해당하는 직업을 가진 노동

15) RTI를 산출하는 수식 (2)과 RSH를 산출하는 수식 (3)에 대한 상세한 설명은 Acemoglu and Autor (2011), Autor and Dorn (2009, 2013), 그리고 Bound and Holzer (2000)에서 찾아볼 수 있다.

자의 근로시간이 차지하는 비율을 나타내는 산업별 근로시간 비중을 의미한다. RTI 상위 33%에 해당하는 직업을 가진 노동자의 근로시간이 차지하고 있는 산업별 근로시간 비중은 RWHS가 가장 높게 나타난 상위 10개 산업과 가장 낮게 나타난 하위 10개 산업을 표시하고 있는 부록 표 A.3에서 확인할 수 있다.

수식 (3)과 (4)를 통해 산출된 산업별 고용 비중과 산업별 근로시간 비중을 종속 변수로 사용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 실증적으로 분석하며 설정된 실증 분석 모형은 수식 (5)와 같다.

$$L_{it} = \alpha + \beta_1 MW_t + \beta_2 S_t + \epsilon \quad (5)$$

$L_{it}$ 는  $RSH_{it}$  혹은  $RWHS_{it}$ ,  $MW_t$ 는  $t$ -연도의 최저임금 그리고  $S_t$ 는 연도별, 산업별 고정 효과를 의미한다. 따라서  $\beta_1$ 이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 최저임금 인상이 자동화가 가속화해 자동화가 용이한 업무를 수행하는 직종의 고용 비중 혹은 근로 시간 비중이 줄어들었다는 것을 의미한다. 또한 성별, 연령별, 산업별, 기업 규모별 등으로 세분화된  $RSH$ 와  $RWHS$ 를 산출해 해당 집단에 따른 실증 분석 결과를 비교·분석한다.

## 4. 추정 결과

### 4.1. 자료

본 연구는 수식 (5)에 따른 실증 분석의 기초 자료로 3.2절에서 이미 거론된 바와 같이 고용형태 부문과 임금구조 부문으로 구성되어 있는 고용노동부 (2017)의 고용 형태별 근로실태조사를 사용한다. 고용형태별 근로실태조사는 이정민·황승진 (2016)과 황승진·이정민 (2017)이 최저임금의 인상이 고용 및 임금불평등에 미치는 영향을 분석하기 위해 이미 기존에 최저임금 관련 연구에 사용된 자료이기도 하다.

다만 2006~2015년의 고용형태 부문을 사용한 이정민·황승진 (2016) 및 황승진·이정민 (2017)과 달리 본 연구는 2009~2017년의 임금구조 부문을 이용해 최저임금이 고용에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 이는 종속 변수인  $RSH$ 와  $RWHS$ 를 산출하며 실증 분석을 위해 최대한의 관측치 수를 확보하기 위해서다. 본 연구의 실증 분석은 수식 (5)를 통해 구체화된 바와 같이 최저임금이 자동화가 용이한 직업을 가진 노동자의 산업별 고용 비중 혹은 근로시간 비중에 미친 영향을 추정하며 따라서 실증 분석을 위해 산업별로 세분화된 고용 비중과 근로시간 비중 자료를 확보해야 한다. 고용형태 부문은 피조사자의 직업을 한국표준직업분류의 대분류 기준으로 원시자료를 제공하고 있으나 임금구조 부문은 중·소분류 기준으로 원시자료를 제공하고 있다. 따라서 세분화된 산업별 고용 비중과 근로시간 비중을 산출해 종속 변수의 변동성을 최대한 확보할 수 있는 임금구조 부문이 본 연구의 실증 분석을 위해 좀 더 적합한 자료라 할 수 있다.

또한 고용형태별 근로실태조사는 2009년부터 피조사자의 직업을 제6차 한국표

준직업분류를 기준으로, 종사하는 산업을 제9차 한국표준산업분류를 기준으로 원시 자료를 제공하고 있으나 2009년 이전의 경우 직업과 산업을 예전 개정안을 기준으로 제공하고 있다. 따라서 2009년 이전의 고용형태별 근로실태조사를 실증 분석에 이용하기 위해서는 한국표준직업분류와 한국표준산업분류의 개정안들을 추가로 연결해야 한다. 하지만 이러한 연결이 시도될 경우 직업별 그리고 산업별 자료의 일관성을 유지하기가 거의 불가능하다. 따라서 본 연구는 최대한의 관측치 수 확보가 가능하고 동일한 직업과 산업 분류 체계를 이용해 설문 조사를 실시한 2009~2017년 고용형태별 근로실태조사의 임금구조 부문을 실증 분석의 기초 자료로 사용하였다.

〈표 2〉 기초 통계량

구분	종속 변수	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값
전체	RSH	648	0.4232	0.2322	0.0417	0.9213
	RWHS	648	0.4177	0.2343	0.0485	0.9317
남성	RSH	648	0.3623	0.2401	0	0.9474
	RWHS	648	0.3573	0.2418	0	0.9529
여성	RSH	648	0.5732	0.2450	0.0206	1
	RWHS	648	0.5719	0.2461	0.0203	1
25세 이하	RSH	640	0.5616	0.2467	0	1
	RWHS	640	0.5554	0.2494	0	1
26-39세	RSH	648	0.4727	0.2269	0	1
	RWHS	648	0.4651	0.2303	0	1
40세 이상	RSH	648	0.3933	0.2370	0	0.9701
	RWHS	648	0.3897	0.2390	0	0.9726

주: 독립변수인 최저임금은 그림 1의 연도별 최저임금 중 2009~2017년 자료를 2015년 화폐가치(2015=100)로 조정해 사용하였다.

최저임금이 저숙련 노동자에게 주로 적용된다는 점을 감안해 고등학교 졸업 이하의 학력 소지자를 대상으로 실증 분석을 실시한 Lordan and Neumark (2017)와 동일하게 고등학교 졸업 이하의 피조사자로 제한해 종속 변수인 RSH와 RWHS를 산출하였으며 이 변수들의 기초 통계량은 표 2와 같다. 2009~2017년 고용형태별 근로실태조사의 임금구조 부문은 제9차 한국표준산업분류의 중분류를 기준으로 산업의 범주를 72개로 구분하고 있다. 따라서 실증 분석에 사용된 관측치 수는 628개(9년×72개)이며 독립 변수인 최저임금은 2015년 화폐가치, 즉2015년 소비자물가지수(2015=100)를 기준으로 조정해 사용하였다 (통계청, 2017).

#### 4.2. 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중 (RSH)

수식 (5)에 따른 기본 추정 결과, 즉 최저임금이 자동화 민감도 상위 33% 직종이 차지하는 고용 비중에 미치는 영향은 표 3에서 찾아볼 수 있다. 2009~2017년 고용형태별 근로실태조사의 전체 표본을 사용해 최저임금이 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중에 미친 영향을 회귀 분석하면 최저임금이 인상되면 자동화가 용이

한 직업에 종사하는 노동자가 상대적으로 감소하고 정례적 직무를 수행하던 노동이 자본으로 대체되는 것으로 나타났다.16) 구체적으로 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 0.83%p 감소하며 이는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과이다. 또한 성별을 구분해 회귀 분석하면 남성과 여성 모두에서 고용 비중이 감소하나 여성에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 여성의 경우 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 1% 유의 수준에서 9.49%p 감소하였다. 이는 전체 표본과 남성 자료를 이용한 제(1)열과 제(2)열의 결과를 감안할 시 여성이 상대적으로 자동화에 취약한 계층이며 자동화가 용이한 직종에 집중적으로 종사하고 있다는 것을 의미한다.

〈표 3〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 고용에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전체	성별		연령별		
		남자	여자	25세 이하	26~39세	40세 이상
최저임금	-0.0083* (0.0033)	-0.0030 (0.0032)	-0.0949*** (0.0066)	-0.0040 (0.0077)	-0.0149*** (0.0044)	-0.0065* (0.0023)
상수	0.3451*** (0.0272)	0.2563*** (0.0260)	0.8014*** (0.0543)	0.2767*** (0.0627)	0.2767*** (0.0362)	0.3580*** (0.0278)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.9278	0.9383	0.7423	0.6629	0.8663	0.9279
관측치 수	648	648	648	640	648	648

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

표 3의 제(4)열, 제(5)열, 제(6)열은 연령별로 구분해 최저임금이 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중에 미치는 영향을 회귀 분석한 결과이다. 연령별로 구분할 경우 모든 연령대에서 최저임금 인상으로 고용 비중이 감소했으나 26~39세와 40세 이상의 연령대에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 26~39세 연령대에서 1.49%p, 40세 이상 연령대에서 0.65%p 감소하며 각기 1%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 26~39세에서 추정된 계수의 절대값이 다른 연령대보다 크게 나타났으며 이는 26~39세보다 25세 이하와 40세 이상의 연령대에서 최저임금이 고용 비중에 미치는 영향이 크다고 제시했던 Lordan and Neumark (2017)와 상반된 결과이다. 이와 같이 상반된 결과는 우리나라의 경우 미국에 비해 26~39세의 노동자가 자동화가 용이한 직종에 상대적으로 집중적으로 분포되어 나타나는 현상으로 판단된다.

표 4는 산업을 제조업, 서비스업, 기타 산업으로 구분해 최저임금이 자동화 상

16) 노동을 대체하기 위한 자본의 도입이나 증가가 즉각적으로 이루어질 수 없고 중·장기적 시간이 요구된다고 생각할 수 있다. 하지만 Lordan and Neumark (2017)이 제시한 바와 같이 최저임금 인상에 따른 자동화를 위한 투자는 상대적으로 매우 빠르게 집행될 수 있다. 한 예로 최저임금이 급격히 인상될 경우 대형 마트는 빠른 시일 내에 무인 판매대 수를 증가시켜 출납원을 대체시킬 수 있다.

위 33% 직종이 차지하고 있는 고용 비중에 미치는 영향을 분석한 결과이다.<sup>17)</sup> 제(1)열, 제(2)열, 제(3)열은 전체 표본을 산업별로, 나머지 열은 성별 자료를 산업별로 구분해 회귀 분석한 결과를 나타내고 있다. 우선 전체 표본을 이용한 결과를 살펴보면 모두 산업에서 최저임금 인상으로 자동화 상위 33% 직종의 고용 비중이 감소했으나 서비스업에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 서비스업의 경우 최저임금이 1,000원 인상되며 5% 유의 수준에서 고용 비중이 1.17%p 감소하였다. 성별을 구분해 산업별로 최저임금이 고용 비중에 미치는 영향을 추정한 결과 이전과 마찬가지로 여성 자료를 이용한 경우에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 자동화 민감도 상위 33% 직종에 종사하는 여성의 고용 비중은 최저임금이 1,000원 인상되며 제조업에서 6.02%p, 서비스업에서 9.98%p, 기타 산업에서 15.43%p 감소하였다. 세 추정치 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 4〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 고용에 미치는 영향: 산업별

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	전체			성별					
	제조업	서비스업	기타	제조업	서비스업	기타	제조업	서비스업	기타
최저임금	-0.0048 (0.0040)	-0.0117** (0.0051)	-0.0043 (0.0102)	-0.0014 (0.0041)	-0.0053 (0.0049)	0.0013 (0.0091)	-0.0602*** (0.0094)	-0.0998*** (0.0092)	-0.1543*** (0.0166)
상수	0.8340*** (0.0258)	0.1949*** (0.0355)	0.3048*** (0.0596)	0.7069*** (0.0260)	0.1022*** (0.0343)	0.2177*** (0.0532)	1.1287*** (0.0600)	0.9425*** (0.0637)	1.0350*** (0.0637)
연도 FE	Yes	Yes	Yes						
산업 FE	Yes	Yes	Yes						
adj-R <sup>2</sup>	0.9562	0.8868	0.6849	0.9613	0.8835	0.5933	0.7127	0.7601	0.7957
관측치 수	216	333	99	216	333	99	216	333	99

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

우리나라는 해외 국가들과 비교해 기업 규모에 따라 노동시장의 특성이 매우 상이하게 나타나는 것으로 알려져 있다. 따라서 표 5와 같이 기업 규모별로 최저임금이 자동화가 용이한 직종이 차지하는 고용 비중에 미치는 영향도 추정하였다. 우선 전체 표본을 이용한 추정 결과를 나타내는 표 5a를 살펴보면 모든 기업 규모에서 최저임금으로 고용 비중을 감소했으나 제(4)열의 100~299인과 제(6)열의 500인 이상의 규모를 가진 기업에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종으로 100~299인 규모의 기업이 고용한 노동자의 고용 비중은 1.23%p, 500인 이상 규모의 기업이 고용한 노동자의 고용 비중은 2.97%p 감소하며 각기 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 상대적으로 큰 규모의 기업에서 통계적으로 유의한 최저임금 인상에 따른 고용 비중의 감소 효과가 나타나는 이유는 최저임금이 인상될 경우 일정 규모 이상의 기업만이 자동화를 통해 노동을 대체할 수 있는 능력을 갖추었기 때문으로 판단된다. 즉 소규모

17) 산업별 구분은 제9차 한국표준산업분류 기준에 근거해 제조업, 서비스업, 그리고 기타 업종으로 구분한 서비스산업총연합회 (2018)의 분류에 따라 제9차 한국표준산업분류 대분류 상 C는 제조업, E, G-U는 서비스업 그리고 A, B, D, F는 기타 업종으로 구분한다.

기업에 비해 자본의 축적 정도와 조달 능력이 상대적으로 우위인 일정 규모 이상의 기업은 최저임금 인상으로 상승한 노동 비용을 자본재의 도입을 통한 자동화로 대처하고 있다고 해석할 수 있다.

〈표 5〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 고용에 미치는 영향: 기업 규모별

**(a) 전체 표본**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0052 (0.0057)	-0.0043 (0.0045)	-0.0052 (0.0054)	-0.0123** (0.0060)	-0.0001 (0.0119)	-0.0297*** (0.0104)
상수	0.3155*** (0.0462)	0.2688*** (0.0366)	0.3887*** (0.0436)	0.4822*** (0.0481)	0.7296*** (0.2019)	0.7126*** (0.0812)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.8223	0.8853	0.8466	0.8162	0.5471	0.6184
관측치 수	627	631	636	613	488	475

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

**(b) 남성**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0032 (0.0063)	-0.0025 (0.0049)	-0.0029 (0.0050)	-0.0056 (0.0062)	0.0137 (0.0115)	-0.0090 (0.0115)
상수	0.2415*** (0.0504)	0.2058*** (0.0402)	0.3110*** (0.0409)	0.3990*** (0.0500)	0.5910*** (0.1925)	0.4941*** (0.0802)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.8281	0.8751	0.8680	0.8028	0.5730	0.6391
관측치 수	623	628	635	613	482	472

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

**(c) 여성**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0103 (0.0072)	0.0014 (0.0057)	-0.0089 (0.0076)	-0.0233** (0.0093)	-0.0367** (0.0150)	-0.0468*** (0.0131)
상수	0.4780*** (0.0577)	0.3640*** (0.0461)	0.5341*** (0.0620)	0.6533*** (0.0746)	1.2223*** (0.2525)	1.0179*** (0.1021)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.6744	0.7854	0.6833	0.5850	0.4172	0.4500
관측치 수	616	626	634	608	476	472

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

또한 이전과 같이 성별 자료를 이용해 기업규모별로 자동화가 용이한 직종의 고용 비중에 미치는 영향을 살펴보면 표 5b와 같이 남성의 경우 제(5)열의 300~499인을 제외한 대부분의 기업 규모에서 최저임금 인상으로 고용 비중이 감소했으나

여전히 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 여성의 경우 표 5c가 제시하는 바와 같이 제(4)열의 100~299인, 제(5)열의 300~499인, 제(6)열의 500인 이상의 기업 규모에서 통계적으로 유의하게 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종으로 100~299인 규모의 기업이 고용한 여성의 고용 비중은 2.33%p, 300~499인 규모의 기업이 고용한 여성의 고용 비중은 3.67%p, 그리고 500인 이상 규모의 기업이 고용한 여성의 고용 비중은 4.68%p 감소하며 각기 5%, 5%, 그리고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 기업 규모가 커지며 고용 비중의 감소 폭이 증가한 점을 고려하면 기업 규모에 따른 자본의 축적 정도와 조달 능력이 노동 비용의 상승에 대처한 자동화 정도를 결정하는 주요 요인 중 하나로 추측해 볼 수 있다.

#### 4.3. 자동화 민감도 상위 33% 직종의 근로시간 비중 (RWHS)

자동화 민감도가 높은 직종이 차지하는 산업별 근로시간 비중을 종속 변수로 이용해 수식 (5)에 따라 회귀 분석한 기본 결과는 표 6에서 찾아볼 수 있다. 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 근로시간 비중에 미치는 영향은 전체적으로 4.2절에서 설명된 고용 비중에 미치는 영향과 매우 유사하다. 우선 전체 표본을 사용해 최저임금이 자동화 민감도 상위 33% 직종의 근로시간 비중에 미친 영향을 추정하면 통계적으로 유의하게 근로시간 비중이 감소한 것으로 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되면 근로시간 비중이 0.78%p 감소하며 이는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이를 고용 비중이 감소했던 표 3의 제(1)열 결과와 함께 고려하면 3.1절의 그림 6과 수식 (1)에서 제시된 바와 같이 최저임금이 인상되며 기업이 사용하는 생산 요소의 비율, 즉 생산 기술이 변화했다는 것을 의미한다.<sup>18)</sup>

〈표 6〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 근로시간에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전체	성별		25세 이하	연령별	
		남자	여자		26~39세	40세 이상
최저임금	-0.0078** (0.0034)	-0.0029 (0.0032)	-0.0964*** (0.0066)	-0.0033 (0.0077)	-0.0138*** (0.0045)	-0.0064* (0.0035)
상수	0.3246*** (0.0274)	0.2383*** (0.0262)	0.7917*** (0.0543)	0.2551*** (0.0631)	0.3017*** (0.0367)	0.3420*** (0.0286)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj-R <sup>2</sup>	0.9283	0.9383	0.7449	0.6668	0.8665	0.8665
관측치 수	648	648	648	640	648	648

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

18) 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 감소했어도 이 직종들의 근로시간 비중이 증가했다면 기업이 사용하는 총 고용량의 비중, 즉 생산 요소의 비율은 유사한 수준에서 유지될 수 있다.

성별을 구분할 경우 남성과 여성 모두에서 근로시간 비중이 감소했으나 여전히 여성에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되며 자동화 민감도 상위 33% 직종에서 종사하는 여성의 근로시간 비중이 5% 유의 수준에서 9.64%p 감소하였다. 또한 연령별로 구분할 경우 모든 연령대에서 최저임금 인상으로 근로시간 비중이 감소했으나 26~39세와 40세 이상의 연령대에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종의 근로시간 비중이 26~39세 연령대에서 1.35%p, 40세 이상의 연령대에서 0.64%p 감소하며 이는 각기 1%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

표 7은 산업을 제조업, 서비스업, 기타 산업으로 구분해 최저임금이 자동화 상위 33% 직종이 차지하고 있는 근로시간 비중에 미치는 영향을 회귀 분석한 결과이다. 전체 표본을 산업별로 구분해 추정한 제(1)열, 제(2)열, 제(3)열의 결과를 살펴보면 최저임금 인상으로 모든 산업에서 자동화 상위 33% 직종의 근로시간 비중이 감소했으나 제(2)열의 서비스업에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 서비스업의 경우 최저임금이 1,000원 인상되며 근로시간 비중이 5% 유의 수준에서 1.17%p 감소하였다. 또한 남성과 여성을 분리해 산업별로 최저임금이 근로시간 비중에 미치는 영향을 추정하면 여전히 여성에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 자동화 민감도 상위 33% 직종에 종사하는 여성의 근로시간 비중은 최저임금이 1,000원 인상되며 제조업에서 6.07%p, 서비스업에서 10.21%p, 기타 산업에서 15.52%p 감소했으며 세 추정치 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 7〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 근로시간에 미치는 영향: 산업별

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	전체			성별					
			남성			여성			
	제조업	서비스업	기타	제조업	서비스업	기타	제조업	서비스업	기타
최저임금	-0.0044 (0.0042)	-0.0117** (0.0051)	-0.0021 (0.0101)	-0.0007 (0.0042)	-0.0057 (0.0050)	0.0015 (0.0089)	-0.0607*** (0.0094)	-0.1021*** (0.0092)	-0.1552*** (0.0165)
상수	0.8300*** (0.0270)	0.1906*** (0.0356)	0.2745*** (0.0587)	0.7000*** (0.0268)	0.1041*** (0.0345)	0.1986*** (0.0518)	1.1324*** (0.0604)	0.9605*** (0.0634)	1.0221*** (0.0959)
연도 FE	Yes	Yes	Yes						
산업 FE	Yes	Yes	Yes						
adj.R <sup>2</sup>	0.9541	0.8867	0.6820	0.9600	0.8820	0.5949	0.7196	0.7617	0.8013
관측치 수	216	333	99	216	333	99	216	333	99

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

기업 규모별로 최저임금이 자동화가 용이한 직종이 차지하는 근로시간 비중에 미치는 영향을 추정하면 표 8과 같은 결과가 나타난다. 우선 전체 표본을 이용한 표 8a를 살펴보면 300~499인을 제외하고 대부분의 기업 규모에서 최저임금 인상으로 근로시간 비중이 감소하였으나 제(4)열의 100~299인과 제(6)열의 500인 이상에서만 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 최저임금이 1,000원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종으로 100~299인 규모의 기업이 고용한 노동자의 노동시간 비중은 1.11%p, 500인 이상 규모의 기업이 고용한 노동자의 근로시간 비중은 3.00%p 감소

하며 각기 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 8〉 최저임금이 자동화가 용이한 직종의 근로시간에 미치는 영향: 기업 규모별

**(a) 전체 표본**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0052 (0.0058)	-0.0032 (0.0046)	-0.0036 (0.0054)	-0.0111 (0.0061)	0.0013 (0.0121)	-0.0300 (0.0105)
상수	0.3087 (0.0469)	0.2463 (0.0377)	0.3612 (0.0440)	0.4728 (0.0493)	0.7215 (0.2043)	0.7060 (0.0820)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.8215	0.8808	0.8458	0.8105	0.5458	0.6188
관측치 수	627	631	636	613	488	475

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

**(b) 남성**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0032 (0.0063)	-0.0030 (0.0050)	-0.0023 (0.0051)	-0.0037 (0.0063)	0.0144 (0.0116)	-0.0096 (0.0105)
상수	0.2339 (0.0510)	0.1911 (0.0408)	0.2890 (0.0414)	0.3876 (0.0510)	0.5873 (0.1949)	0.4864 (0.0814)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.8264	0.8731	0.8661	0.7972	0.5722	0.6332
관측치 수	623	628	635	613	482	472

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

**(c) 여성**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~499인	500인 이상
최저임금	-0.0102 (0.0072)	0.0029 (0.0057)	-0.0068 (0.0076)	-0.0236 (0.0094)	-0.0356 (0.0151)	-0.0482 (0.0132)
상수	0.4733 (0.0580)	0.3415 (0.0463)	0.5051 (0.0621)	0.6494 (0.0759)	1.2131 (0.2552)	1.0219 (0.1033)
연도 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R <sup>2</sup>	0.6699	0.7816	0.6783	0.5773	0.4133	0.4517
관측치 수	616	626	634	608	476	472

주: \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1%의 유의수준을, 괄호 안은 표준오차를 의미

또한 성별을 구분해 기업 규모별로 자동화가 용이한 직종의 근로시간 비중에 미치는 영향을 살펴보면 표 8b와 같이 남성이 경우 300~499인을 제외하고 대부분의 기업 규모에서 최저임금 인상으로 노동시간 비중이 감소했으나 통계적으로 유의한 결과가 나타나는 기업 규모는 여전히 전무하였다. 반면 여성의 경우 표 8c와 같이 제(4)열의 100~299인, 제(5)열의 300~499인, 제(6)열의 500인 이상의 기업 규모에서

통계적으로 유의하게 근로시간 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 최저임금이 1,000 원 인상되면 자동화 민감도 상위 33% 직종으로 100~299인 규모의 기업이 고용한 여성의 근로시간 비중은 2.36%p, 300~499인 규모의 기업이 고용한 여성의 근로시간 비중은 3.56%, 그리고 500인 이상 규모의 기업이 고용한 여성의 근로시간 비중은 4.82% 감소하며 각기 5%, 5%, 그리고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과를 최저임금의 고용 비중 감소 효과와 함께 고려하면 기업 규모가 클수록 최저임금의 인상에 따라 정례적 직무를 수행하는 노동의 투입을 상대적으로 적게 요구하는 생산 기술을 적극적으로 도입한다고 유추해 볼 수 있다.

## 5. 결론

본 연구는 최저임금의 인상을 업무의 자동화와 연계시켜 자본에 의한 노동의 대체 효과에 초점을 맞추어 최저임금이 고용에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 4 절의 회귀 분석 결과에 따르면 최저임금이 인상되면 대체적으로 자동화가 용이한 직종이 차지하는 고용 비중과 근로시간 비중이 감소한다. 한 예로 전체 표본을 사용한 실증 분석에 따르면 최저임금이 1,000원 인상되며 자동화 민감도 상위 33% 직종의 고용 비중이 0.83% 감소하고 여성의 경우 고용 비중이 9.49%p 감소한다. 특히 모든 산업에서 최저임금 인상으로 자동화 민감도 상위 33% 직종에 종사하는 여성의 고용 비중이 통계적으로 유의하게 감소하며 기업 규모가 클수록 최저임금의 인상에 따라 자동화를 가속화하고 정례적 직무를 수행하는 고용 비중을 감소시키는 것으로 나타났다. 자동화 민감도 상위 33% 직종의 근로시간 비중을 종속 변수로 이용한 회귀 분석에서도 고용 비중을 이용한 회귀 분석과 거의 동일한 결과가 도출되었다.

최저임금의 인상으로 자동화가 용이한 직종의 산업별 고용과 근로시간 비중이 감소한다는 결과는 해당 직종에 종사하는 노동자의 실업 가능성도 높아졌다는 것을 의미한다. 물론 기존에 정례적 직무를 수행하던 노동자가 최저임금 인상 후 비정례적 업무를 수행하는 직종으로 전환해 기존 직장에 재배치되거나 신규로 재취업에 성공할 수도 있다. 하지만 최저임금 인상으로 자동화된 정례적 직무를 수행하던 모든 노동자가 직종 전환에 성공한다고 예측하기는 어렵다. 최저임금 인상으로 본래 종사하던 직종이 자동화로 대체되어 직종 전환을 모색해야 하는 실직자의 경우 노동시장의 구조적 요인으로 인해 수개월 혹은 수년 간 재취업 구직자로 남겨질 가능성이 매우 높다. 특히 최저임금 인상으로 증폭된 자동화 속도로 인해 일자리에서 밀려날 가능성이 가장 높은 계층이 여성이라는 점은 여성의 경제활동 참가율을 제고해야 하는 우리나라에 시사하는 바가 크다.

또한 최저임금 인상으로 가속화되어 노동을 자본으로 대체하는 인위적 자동화는 기술의 발전과 시장의 가격 기능을 통한 자동화와 달리 비효율적이며 노동과 자본 간의 관계를 왜곡시킨다. 기술과 시장의 발전으로 초래되는 산업의 고도화로 나타나는 자동화 및 일자리 변화는 노동과 자본 간의 효율적 재배치를 추구한다. 반면 최저임금 인상에 따른 자동화는 경제성을 아직 확보하지 못한 기술과 자본을 도입해 노동을 대체하게 만드는 조치이다. 즉 최저임금 인상으로 노동의 상대 가격이

인상되어 도입되는 인위적 자동화는 노동과 자본 간의 자원 배분이 왜곡하며 사회 후생을 오히려 후퇴시킨다. 최저임금 인상의 부재 시 기존의 직종을 유지했을 노동자가 최저임금 인상으로 직종의 변환을 모색해야 하고 비효율적인 자동화로 이들이 대체된다는 점을 간과해서는 안 된다.

본 연구는 자동화라는 경제적 매개 요인을 설정해 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석한 최초의 국내 연구란 의미를 가지나 미국의 직업 분류 체계에 따라 직업별 업무의 특성을 부여하는 분석의 한계도 가지고 있다. 한 예로 본 연구의 실증 분석은 동일한 직업명을 가진 경우 한국과 미국에서 수행하는 업무가 동일하며 시간에 따라 직종별 업무가 변화하지 않는다는 두개의 가정이 내포되어 있다. 하지만 동일명의 직업일지라도 국가에 따라 수행하는 업무가 상이할 수 있으며 직종별로 수행하는 업무도 경제적 환경이 변하며 함께 변화할 수 있다. 따라서 후속 연구를 통해 국내의 직업 분류 체계에 따라 측정된 직종별 업무의 특성과 변화를 반영한 자료를 이용해 본 연구의 분석 결과를 재검증해 볼 필요가 있다. 중·소분류가 아닌 세분류까지 피조사자의 직업을 분류한 원시자료를 확보해 좀 더 세분화된 직종별 자동화 민감도를 산출하고 이를 실증 분석에 적용하지 못한 점 또한 아쉬운 부분이라 할 수 있다.

## 〈참고문헌〉

### [국내문헌]

- 강승복. 2016. “최저임금의 사업체내 임금압축 효과.” 『노동경제논집』 39:33-58.
- 고용노동부. 2017. “고용노동통계: 고용형태별근로실태조사.” <http://laborstat.molab.go.kr>. 2017.10.15. 접속.
- 국정기획자문위원회. 2017. 문재인정부 국정운영 5개년 계획. 국정기획자문위원회.
- 김대일. 2012. “최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과.” 『노동경제논집』 35 (3):29-50.
- 남성일. 2008. “최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석.” 『노동경제논집』 31 (3):1-19.
- 남재량·안태현·안종범·전영준. 2009. “근로빈곤 대책연구 Ⅰ.” 연구용역보고서, 한국노동연구원·노동부. 22
- 뉴스스. 2017a. “기재위 野의원들, 기재부 국감서 ‘J노믹스’ 난타전.” 뉴스스 2017.10.19. [http://www.newsis.com/view/?id=NISX20171019\\_0000122394&cID=10301&pID=10300](http://www.newsis.com/view/?id=NISX20171019_0000122394&cID=10301&pID=10300) 2017.10.30. 접속.
- . 2017b. “[종합]최저임금·근로시간 쟁점··· 환노위 국감 與野공방.” 뉴스스 2017.10.18. [http://www.newsis.com/view/?id=NISX20171018\\_0000121528&cID=10201&pID=10200](http://www.newsis.com/view/?id=NISX20171018_0000121528&cID=10201&pID=10200) 2017.10.30. 접속.
- 서비스산업총연합회. 2018. “서비스 산업 소개: 서비스 산업의 범위.” <http://www.fsi.or.kr/01/03.asp>. 2018.5.10. 접속.
- 연합뉴스. 2017. “최저임금 인상 공방...野“기업 목졸라” vs 與“새로운 접근해야.” 연합뉴스 2017.10.26. <http://www.yonhapnews.co.kr/bulletin/2017/10/26/0200000000AKR2017102618380001.HTML?input=119> 2017.10.30. 접속.
- 우광호. 2016. “최저임금인상과 산업별, 연령별 영향.” KERI Brief 16-24, 한국경제연구원.
- 유경준. 2013. “최저임금의 쟁점 논의와 정책방향.” KDI Focus 32, 한국개발연구원.
- 윤상호. 2018. “최저임금, 자동화 그리고 저숙련 노동자의 고용 변화.” KERI 정책연구 forthcoming, 한국경제연구원.
- 윤희숙. 2016. “최저임금과 사회안전망: 빈곤정책수단으로서의 한계.” KDI Focus 71, 한국개발연구원.
- 이병희. 2008. “최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과.” 『산업노동연구』 14 (1):1-24.
- 이정민·황승진. 2016. “최저임금이 고용에 미치는 영향.” 『노동경제논집』 39 (2):1-34.
- 최저임금위원회. 2017a. 2017년 최저임금 심의편람. 최저임금위원회.
- . 2017b. “최저임금 7천원대 진입: 시급 7,530원, 역대 최고인상액 1,060원(전년 대

- 비 16.4%) 인상.” 보도자료 2017.7.15., 최저임금위원회.
- 통계청. 2007. “제6차 한국표준직업분류 (Korean Standard Classification of Occupations).” 통계청 고시 제2007-3호, 통계청.
- . 2017. “국가통계포털: 지출목적별 소비자 물가지수.” <http://kosis.kr/index/index.jsp>. 2017.10.15. 접속.
- 한국노동연구원. 2017. 118차년도 한국노동패널 통합설문지. 한국노동연구원.
- 황승진 · 이정민. 2017. “최저임금이 임금 불평등에 미치는 영향.” KIF 원내세미나 1112, 한국금융연구원.

[해외문헌]

- Aaronson, Daniel and Brian J Phelan. 2017. “Wage Shocks and the Technological Substitution of Low-Wage Jobs.” Working Paper WP-2017-3, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Acemoglu, Daron and David Autor. 2011. “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings.” *Handbook of Labor Economics* 4:1043-1171.
- Addison, John T and McKinley Blackburn. 1999. “Minimum Wages and Poverty.” *Industrial and Labor Relations Review* 52 (3):393-409.
- Addison, John T and Orgul Demet Ozturk. 2012. “Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Female Employment: A Cross-Country Analysis.” *Industrial and Labor Relations Review* 65 (4):779-809.
- Allegretto, Sylvia A, Arindrajit Dube, and Michael Reich. 2011. “Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data.” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 50 (2):205-240.
- Autor, David H. and David Dorn. 2009. “This Job Is “Getting Old”: Measuring Changes in Job Opportunities Using Occupational Age Structure.” *American Economic Review: Papers & Proceedings* 99 (2):45-51.
- . 2013. “The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market.” *American Economic Review* 103 (5):1553-1597.
- Autor, David H, Frank Levy, and Richard J Murnane. 2003. “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration.” *Quarterly Journal of Economics* 118 (4):1279-1333.
- Autor, David H., Alan Manning, and Christopher L Smith. 2016. “The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment.” *American Economic Journal: Applied Economics* 8 (1):58-99.
- Baskaya, Yusuf Soner and Yona Rubinstein. 2012. “Using Federal Minimum Wages to Identify the Impact of Minimum Wages on Employment and Earnings across the US States.” Unpublished Paper, Central Bank of Turkey.

- Becker, Gary. 1995. "It's simple: Hike the minimum wage, and you put people out of work." *Business Week* 6 March:22.
- Boal, William M and Michael R Ransom. 1997. "Monopsony in the Labor Market." *Journal of Economic Literature* 35 (1):86-112.
- Bound, John and Harry J Holzer. 2000. "Demand Shifts, Population Adjustments, and Labor Market Outcomes during the 1980s." *Journal of Labor Economics* 18 (1):20-54.
- Brown, Charles. 1999. "Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income." In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, edited by Orley Ashenfelter and David Card. Elsevier, 2101-2163.
- Brown, Charles, Curtis Gilroy, and Andrew Kohen. 1982. "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature* 20 (2):487-528.
- Brozen, Yale. 1957. "Economics and Changing Technology: The Economics of Automation." *American Economic Review* 47 (2):339-350.
- . 1965. "Automation and Jobs." Selected Paper Series 18, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Burkhauser, Richard V and Joseph J Sabia. 2007. "The Effectiveness of Minimum-Wage Increases in Reducing Poverty: Past, Present, and Future." *Contemporary Economic Policy* 25 (2):262-281.
- Card, David and Alan B Krueger. 1994. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review* 84 (4):772-793.
- . 1995. *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- . 2000. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply." *American Economic Review* 90 (5):1397-1420.
- Clemens, Jeffrey and Michael Wither. 2014. "The Minimum Wage and the Great Recession: Evidence of Effects on the Employment and Income Trajectories of Low-Skilled Workers." Working Paper 20724, National Bureau of Economic Research.
- Cribb, Jonathan, Robert Joyce, and Agnes Norris Keiller. 2018. "Will the Rising Minimum Wage Lead to More Low-Paid Jobs Being Automated." Observations 04-01-2018, Institute for Fiscal Studies.
- DiNardo, John, Nicole M Fortin, and Thomas Lemieux. 1996. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica* 64 (5):1001-1044.

- Dorn, David. 2009. "Essays on Inequality, Spatial Interaction, and the Demand for Skills." PhD Dissertation 3613, University of St. Gallen.
- Dube, Arindrajit, T William Lester, and Michael Reich. 2010. "Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates using Contiguous Counties." *Review of Economics and Statistics* 92 (4):945-964.
- Dube, Arindrajit and Ben Zipperer. 2015. "Pooling Multiple Case Studies Using Synthetic Controls: An Application to Minimum Wage Policies." IZA Discussion Paper 8944, IZA.
- Ehrenberg, Ronald G., Charles Brown, Richard B. Freeman, Daniel S. Hamermesh, Paul Osterman, and Finis R. Welch. 1995. "Review Symposium on Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 48 (4):827-849.
- Employment Policies Institute. 1996. "The Crippling Flaws in the New Jersey Fast Food Study (2<sup>nd</sup> Edition)." EPI Research April 1996, Employment Policies Institute.
- Executive Office of the President. 2016. Raising the Minimum Wage: A Progress Update. White House.
- Gittings, R Kaj and Ian M Schmutte. 2016. "Getting Handcuffs on an Octopus: Minimum Wages, Employment, and Turnover." *Industrial and Labor Relations Review* 69 (5):1133-1170.
- Gundersen, Craig and James P Ziliak. 2004. "Poverty and Macroeconomic Performance across Space, Race, and Family Structure." *Demography* 41 (1):61-86.
- Henderson, David R. 1996. "Book Review on Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage." *Managerial and Decision Economics* 17 (3):339-344.
- Jardim, Ekaterina, Mark C. Long, Robert Plotnick, Emma van Inwegen, Jacob Vigdor, and Hilary Wething. 2017. "Minimum Wage Increases, Wages, and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle." Working Paper 23532, National Bureau of Economic Research.
- Kreiner, Claus Thustrup, Daniel Reck, and Peer Ebbesen Skov. 2017. "Do Lower Minimum Wages for Young Workers Raise their Employment? Evidence from a Danish Discontinuity." Working paper, Center for Economic Policy Research.
- Lee, David S. 1999. "Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?" *Quarterly Journal of Economics* 114 (3):977-1023.
- Liu, Shanshan, Thomas J Hyclak, and Krishna Regmi. 2016. "Impact of the Minimum Wage on Youth Labor Markets." *Labour* 30 (1):18-37.
- Lordan, Grace and David Neumark. 2017. "People Versus Machines: The Impact of Minimum Wages on Automatable Jobs." Working Paper 23667, National Bureau of

Economic Research.

- Meyer, Peter B and Anastasiya M Osborne. 2005. "Proposed Category system for 1960-2000 Census Occupations." BLS Working Papers 383, U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Neumark, David. 2017. "The Employment Effects of Minimum Wages: Some Questions We Need to Answer." Working Paper 23584, National Bureau of Economic Research.
- Neumark, David, JM Ian Salas, and William Wascher. 2014a. "More on Recent Evidence on the Effects of Minimum Wages in the United States." *IZA Journal of Labor policy* 3 (1):24.
- . 2014b. "Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?" *Industrial and Labor Relations Review* 67 (3 Supplement):608-648.
- Neumark, David, Mark Schweitzer, and William Wascher. 2004. "Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution." *Journal of Human Resources* 39 (2):425-450.
- Neumark, David and William Wascher. 1995. "The Effect of New Jersey's Minimum Wage Increase on Fast-Food Employment: A Re-Evaluation Using Payroll Records." Working Paper 5224, National Bureau of Economic Research.
- . 2000. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment." *American Economic Review* 90 (5):1362-1396.
- . 2008. *Minimum Wages*. Cambridge: The MIT Press.
- . 2002. "Do Minimum Wages Fight Poverty?" *Economic Inquiry* 40 (3):315-333.
- . 2017. "Reply to "Credible Research Designs for Minimum Wage Studies"." *Industrial and Labor Relations Review* 70 (3):593-609.
- Office of the City Clerk. 2014. *Minimum Wage (Ordinance 124490, Council Bill 118098)*. City of Seattle Legislative Information Service.
- Powell, David. 2016. "Synthetic Control Estimation Beyond Case Studies." Rand Labor & Population Working Paper WR-1142, Rand Corporation.
- Sabia, Joseph J. 2008. "Minimum Wages and the Economic Well-Being of Single Mothers." *Journal of Policy Analysis and Management* 27 (4):848-866.
- Sabia, Joseph J and Richard V Burkhauser. 2010. "Minimum Wages and Poverty: Will a \$9.50 Federal Minimum Wage Really Help the Working Poor?" *Southern Economic Journal* 76 (3):592-623.
- Slichter, David. 2015. "The Employment Effects of the Minimum Wage: A Selection Ratio Approach to Measuring Treatment Effects." Unpublished Paper, Department of Economics, University of Rochester.
- Stigler, George J. 1946. "The Economics of Minimum Wage Legislation." *American*

*Economic Review* 36 (3):358-365.

Thompson, Jeffrey P. 2009. "Using Local Labor Market Data to Re-Examine the Employment Effects of the Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 62 (3):343-366.

Totty, Evan. 2017. "The Effect of Minimum Wages on Employment: A Factor Model Approach." *Economic Inquiry* 55 (4):1712-1737.

## 〈부록〉

### 〈표 A.1〉 정례적 직무 정도(RTI)에 따른 직업 순위기초 통계량

정례적 직무 정도 상위 10개 직업			정례적 직무 정도 하위 10개 직업		
항목명	부호	순위	부호	항목명	
금융 및 보험 관련 사무 종사자	320	1	872	화물열차 차장 및 관련 종사원	
회계 및 경리 사무원	313	2	871	철도 및 전동차 기관사	
행정 사무원	311	3	876	선박 갑판승무원 및 관련 종사원	
고객 상담 및 기타 사무원	399	4	25	교육 전문가 및 관련직	
통계관련 사무원	391	5	873	자동차 운전원	
제조관련 단순 종사원	930	6	61	농축산 숙련직	
비서 및 사무 보조원	314	7	43	운송 및 여가 서비스직	
법률 및 감사 사무 종사자	330	8	62	임업 숙련직	
세탁관련 기계조직원	823	9	14	건설전기 및 생산 관련 관리직	
기타 식품가공관련 기계조직원	819	10	11	공공 및 기업 고위직	

### 〈표 A.2〉 자동화 상위 33% 직종의 고용 비중(RSH)에 따른 산업 순위

고용 비중 상위 10개 산업			고용 비중 하위 10개 산업		
항목명	부호	순위	부호	항목명	
목재 및 나무제품 제조업; 가구제외	16	1	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	
인쇄 및 기록매체 복제업	18	2	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	
식료품 제조업	10	3	68	부동산업	
담배 제조업	12	4	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	
가구 제조업	32	5	87	사회복지 서비스업	
금융업	64	6	3	어업	
자동차 및 트레일러 제조업	30	7	6	금속 광업	
섬유제품 제조업; 의복제외	13	8	39	환경 정화 및 복원업	
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	17	9	36	수도사업	
기타 기계 및 장비 제조업	29	10	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업	

### 〈표 A.3〉 자동화 상위 33% 직종의 근로시간 비중(RWHS)에 따른 산업 순위

근로시간 비중 상위 10개 산업			근로시간 비중 하위 10개 산업		
항목명	부호	순위	부호	항목명	
목재 및 나무제품 제조업; 가구제외	16	1	5	석탄, 원유 및 천연가스 광업	
인쇄 및 기록매체 복제업	18	2	49	육상운송 및 파이프라인 운송업	
식료품 제조업	10	3	68	부동산업	
담배 제조업	12	4	37	하수, 폐수 및 분뇨 처리업	
가구 제조업	32	5	6	금속 광업	
금융업	64	6	87	사회복지 서비스업	
섬유제품 제조업; 의복제외	13	7	3	어업	
자동차 및 트레일러 제조업	30	8	39	환경 정화 및 복원업	
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	17	9	36	수도사업	
기타 기계 및 장비 제조업	29	10	38	폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업	