

勞 動 經 濟 論 集
第 44 卷 第 1 號, 2021.3. pp.1~30
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

특 별 세 셴

최저임금이 물가에 미치는 영향*

전 병 힐** · 송 헌 재*** · 신 우 리****

본 연구는 최저임금의 조정이 생산자 물가지수와 주요 외식비에 미치는 영향을 살펴보았다. 최저임금의 효과를 식별하기 위해 산업·지역 간 임금분포의 차이로 인해 최저임금에 영향을 받는 근로자 비율에 차이가 있다는 사실을 이용하였다. 분석 결과, 최저임금 관련 근로자 비율과 생산자 물가지수 및 주요 외식비 간에 유의한 상관관계가 있음을 확인하였다. 구체적으로 최저임금 관련 근로자 비율이 1%p 증가할 때, 생산자 물가지수는 0.77~1.68%, 주요 외식비는 0.16~1.86% 올라가는 경향이 존재한다고 추정되었다. 이는 분석기간 동안 생산자 물가지수 및 주요 외식비의 연평균 상승분 중 각각 0.82~3.01%와 4.45~47.04%가 최저임금 조정과 관련 있음을 의미한다.

주제어: 최저임금, 최저임금 관련 근로자 비율, 생산자 물가지수, 외식비

논문 투고일: 2020년 10월 27일, 논문 수정일: 2021년 1월 6일, 논문 게재확정일: 2021년 1월 7일

* 제1저자는 2020년도 한국외국어대학교 교내연구비 지원에 감사드린다.

** (제1 저자) 한국외국어대학교 국제통상학과 부교수 (bjun@hufs.ac.kr)

*** (교신저자) 서울시립대학교 경제학부 부교수 (heonjaes@uos.ac.kr)

**** (공동저자) 한국여성정책연구원 부연구위원(서울시립대 경제학 박사) (wrshin11@kwidimail.re.kr)

I. 서론

최저임금위원회는 2018년에 7,530원으로 최저임금을 16.4% 인상한 데 이어 2019년에는 8,350원으로 결정하여 10.9% 인상하였다. 이 정도의 상승률은 우리나라의 직전 10년간 평균 최저임금이 2008년 3,770원에서 2017년 6,470원까지 상승하여 연평균 상승률이 약 6%였던 것을 감안하면 상당히 높은 수치이다. 이후의 최저임금은 2020년에는 8,590원(2.9%), 2021년에는 8,720원(1.5%)으로 결정되어 상승 폭이 이전 연도들에 비해 낮은 수준에서 결정되었다.

최저임금이 사회에 미치는 영향에 대해 지금까지 수행된 국내의 선행연구들은 주로 고용규모에 미친 영향에 집중되어 있었다. 그러나 최저임금의 변화는 다양한 경로로 사회에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 본 연구는 최저임금이 경제에 미치는 여러 가지 영향들 중에서 국내 연구에서 상대적으로 주목받지 못했던 최저임금이 물가에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 최저임금이 물가에 미치는 효과를 식별하기 위해서는 최저임금 수준의 차이에 따라 물가가 어떻게 변하는지를 살펴보아야 한다. 우리나라는 동일 최저임금 적용을 원칙으로 하기 때문에 법령에 따라 매년 결정되는 최저임금 수준의 증가가 유일하게 최저임금이 변하게끔 하는 요인이다. 산업·지역 간 최저임금의 차별적 적용이 허용되지 않는 제도적 상황에서 최저임금을 직접 통제하는 실증분석 모형을 적용하기가 쉽지 않다. 이러한 문제점을 고려하여, 본 연구에서는 최저임금 수준을 대리하기 위해 최저임금에 영향을 받는 근로자 비율인 최저임금미만자, 최저임금영향자, 최저임금적용자 비율을 설명변수로 이용하였다. 동일한 최저임금이 적용되더라도 산업간·지역간 임금분포의 차이로 인해 이들 근로자 집단의 비율이 산업별·지역별로 상이해진다. 이러한 차이를 이용하여 최저임금이 생산자 물가지수와 주요 외식비 품목의 가격에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 또한, 실증분석 결과를 바탕으로 최저임금과 최저임금 관련 근로자 비율 간의 관계를 요약하는 모수를 적용하는 방식으로 최저임금이 생산자 물가지수와 외식비 가격에 미치는 영향을 시산해 보았다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 이어지는 제Ⅱ장에서는 최저임금과 관련된 선행연구를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 분석에 사용한 모형 및 자료를 설명하고, 실증분석

결과를 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 이용하여 최저임금이 물가상승에 미치는 영향을 추정된 결과를 제시하고 제Ⅵ장에서 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구

최저임금이 물가에 미친 영향을 분석한 해외 선행연구는 비교적 다양한 방법으로 수행되었다. Katz and Krueger (1992)는 텍사스의 패스트푸드 레스토랑의 설문자료를 사용하여 주정부의 최저임금 인상이 저임금 노동시장에 미친 영향을 분석하였다. 그 결과, 최저임금이 인상된 기간에 패스트푸드 산업의 고용이 다른 산업에 비해 늘어났으며, 해당 산업의 가격 또한 상승하지 않았다는 결과를 보였다. Card and Krueger (1995) 또한 다양한 패스트푸드 레스토랑의 가격 자료를 통해 분석한 결과 최저임금과 물가 사이의 명확한 관계에 대한 결론을 지을 수 없음을 보였다.

Aaronson (2001)은 미국과 캐나다의 패스트푸드 레스토랑의 가격 정보를 활용하여 최저임금이 레스토랑의 가격에 미치는 영향을 분석하였으며, 최저임금이 10% 인상될 때 가격은 품목에 따라 상이하나 대략 1% 증가한다는 결과를 보였다. 더불어 레스토랑 가격이 일반적으로 임금 법안의 변경과 함께 상승하고, 법률이 제정되는 기간에 집중적으로 상승함을 보였다. Aaronson et al. (2005)와 MacDonald and Aaronson (2006)에서는 최저임금 변화에 대응해 일부의 제품 가격이 변화한다는 점과 최저임금을 받고 있는 근로자가 많은 매장에서 가격상승이 일어날 가능성이 높다는 결과를 보였다.

Lemos (2006)은 브라질 최저임금과 지역별 물가지수의 월별자료를 활용하여 분석한 결과, 브라질의 경우 최저임금이 10% 인상되면 물가는 최저임금이 인상된 달에는 1.3% 증가하고, 최저임금 인상 2개월 전에는 1.1%, 2개월 뒤에는 1.4%가 증가한다는 결과를 보였다. Lemos (2008)는 최저임금이 물가에 미치는 영향을 분석한 기존의 연구들을 검토 및 비교한 결과, 대체로 기존의 연구가 미국의 최저임금이 10% 증가할 때 식품 가격을 4% 이상, 전체적인 가격수준을 0.4% 이하로 증가시킨다는 결과를 보였다.

Wadsworth (2010)은 영국의 노동력조사(Labour Force Survey)를 활용하여 최저임금에 영향을 받는 근로자가 많은 산업에서 생산되는 상품 및 서비스의 가격과 그렇지 않은 산업의 상품 또는 서비스의 가격을 비교하여 최저임금이 영국의 물가에 미치는 영향을 분

석하였다. 분석 결과, 최저임금에 영향을 받는 근로자가 많은 산업(국내 서비스, 호텔 서비스, 구내식당, 테이크아웃 식품)의 상품가격이 최저임금이 도입된 이후 다른 산업의 상품가격보다 연평균 0.5~2%포인트 더 상승하는 것으로 나타났다.

MaCurdy (2015)는 미국의 SIPP(Survey of Income and Program Participation)과 CES(Consumer Expenditure Survey) 자료를 활용하여 최저임금 인상 이후 저소득가구와 고소득가구의 소득증가와 소비재 지출 비용 증가를 분석하여 최저임금 인상으로 인한 혜택과 비용이 어떻게 배분되는지 고찰하였다. 그 결과, 비용적 측면에서는 최저임금 인상이 소비자 가격에 부가가치세를 부과하는 효과를 가져와 역진적인 데 반해, 혜택 측면에서는 소득분포 전반에 걸쳐 임금을 높이는 효과를 보여 최저임금 인상이 빈곤퇴치라는 목적에는 부합하지 않을 수 있음을 보였다.

국내의 연구로는 투입산출(Input-Output) 모형을 사용하여 분석한 강승복(2015)을 들 수 있다. 한국은행 산업연관표와 통계청의 경제활동인구 부가조사의 2006~2011년 자료를 이용하여 최저임금이 10% 인상되었을 때 전체 임금은 1% 상승하며 이에 따라 물가는 약 0.2~0.4% 상승한다는 결과를 제시하였다.

본 연구에서는 국내의 자료를 활용하여 최저임금이 물가에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 우리나라는 지역이나 산업에 상관없이 동일한 최저임금을 적용하기 때문에 최저임금을 직접적으로 실증분석에 사용할 수 없다. 그러나 동일한 최저임금에도 산업별·지역별로 임금분포가 다르기 때문에 최저임금에 영향을 받는 근로자의 비율은 차이가 있다. 이러한 점을 이용하여 산업별·지역별 최저임금에 영향을 받는 근로자의 비율이 생산자 물가지수 및 외식비에 미치는 영향을 분석함으로써 최저임금이 물가에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 선행연구와 차별성이 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 모형

본 연구는 최저임금이 물가에 미치는 영향을 분석하기 위해 최저임금 변화에 따라 생산자 물가지수와 주요 외식비가 어떻게 움직이는지를 살펴보았다. 구체적으로 산업별 생

산자 물가지수와 지역별 주요 외식비가 추정식 (1)을 따른다고 설정하고 고정효과 모형을 적용하였다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta MWR_{it} + \gamma X_{it} + c_i + v_t + u_{it} \quad (1)$$

여기서 좌변의 Y_{it} 는 t 시점 산업 i 의 생산자 물가지수의 로그값 또는 지역 i 의 외식비 품목별 로그실질 가격을 나타낸다. 설명변수인 MWR_{it} 은 최저임금을 반영하는 설명변수이다. 모든 산업 및 지역에 걸쳐 동일한 최저임금이 적용되므로 동일한 시점에서는 산업 간·지역 간 최저임금의 차이가 생기지 않는다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 최저임금에 영향받는 임금근로자들의 비율을 통제변수로 사용하였다. 최저임금 변수 MWR_{it} 를 정의하기 위해 본 연구에서는 당해연도와 차년도 최저임금보다 낮은 급여를 받는 근로자들이 최저임금에 영향받는다 고 간주하였다. 구체적으로 (i) 당해연도의 최저임금보다 낮은 임금을 받거나 (최저임금미만자), (ii) 차년도의 최저임금보다 낮은 임금을 받거나 (최저임금영향자), (iii) 당해연도의 최저임금보다는 높지만 차년도의 최저임금보다 낮은 임금을 받는 (최저임금적용자) 경우를 최저임금에 영향받는 집단으로 정의하였다. 이하의 실증분석에서는 이들 3개 집단, 즉 최저임금미만자, 최저임금영향자, 최저임금적용자 비율을 최저임금의 영향을 반영하는 변수 MWR_{it} 로 표기한다. X_{it} 는 물가에 영향을 미칠 수 있는 다른 통제변수를 나타낸다. c_i 는 산업의 고정효과를 의미하며, v_t 는 연도별 고정효과, u_{it} 는 순수 오차항을 의미한다.

2. 생산자 물가지수에 대한 영향

가. 산업별 최저임금에 영향받는 근로자 비율

본 분석에서는 산업을 단위로 설정하여 최저임금 인상이 생산자 물가지수에 미친 영향을 살펴보기 위해 고용노동부에서 제공하는 「고용형태별 근로실태조사」 원시자료를 활용하였다. 「고용형태별 근로실태조사」는 임금근로자 1인 이상 민간부문의 전 산업 중 33,000개의 표본사업체에 대하여 기업규모에 따라 일정 비율로 종사자를 추출하여 조사한 자료이다. 설문에는 근무하는 사업체의 규모, 산업분류(대분류 기준)와 근로자의 성별, 학력, 근무형태, 노동시간, 급여액 등의 항목이 포함되어 있으며, 특히 임금을 정액급여,

초과급여, 특별급여로 구분하여 비교적 자세히 조사하고 있다. 정액급여는 기본급, 통상적 수당, 기타수당을 포함하는 개념이다. 기본급은 정규 노동시간에 대해 실제로 지급된 기본임금 총액으로 1개월분 기본임금이며 수당을 제외한 금액을 말한다. 통상적 수당은 소정 노동시간에 대하여 정기적·일률적으로 지급한 고정적 수당(직무수당, 직책수당, 자격수당, 위험수당 등)을 의미하며, 기타수당은 통상적 수당을 제외한 각종 수당(연·월차수당 등)을 지칭한다.

2018년까지 최저임금의 산업범위는 기본급과 통상적 수당으로 구성된 통상임금을 기준으로 한다. 그러므로 산업별로 최저임금미만자 및 영향자의 비율을 정확히 산출하기 위해서는 임금을 자세히 조사한 자료가 필요하다. 이에 본 분석에서는 「고용형태별 근로실태조사」가 제공하는 세분화된 임금 자료를 사용하였다. 그러나 고용노동부에서는 정액급여에 해당하는 기본급, 통상적 수당, 기타수당을 각각 조사하지만, 일반 연구자에게 공개하는 원시자료에서는 세 가지 항목의 합인 정액급여만을 제공하고 있어서 최저임금 산업범위에 부합하는 정확한 시간당 임금을 계산할 수 없는 한계가 있다. 본 연구에서는 이러한 한계를 보완하기 위해 신우리·송헌재·임현준(2019)에서 제안한 방법을 적용하여 기본급과 통상적 수당으로 구성되는 통상임금의 추정치를 산출하였다¹⁾. 통상임금의 추정치를 정규 노동시간으로 나누어 각 근로자의 시간당 임금을 계산하고 최저임금과 비교하여 시간당 임금이 당해연도의 최저임금에 미치지 못하면 ‘최저임금미만자’, 차년도의 최저임금에 미치지 못하면 ‘최저임금영향자’, 당해연도의 최저임금보다는 시간당 임금이 높지만 차년도 최저임금에 미치지 못하는 경우는 ‘최저임금적용자’로 정의하고 산업별로 전체 근로자 중에서 최저임금미만자, 최저임금영향자, 최저임금적용자에 속하는 근로자의 비율을 계산하여 분석과정에 적용하였다²⁾.

<표 1>은 최저임금과 관련된 산업별 근로자 비율을 나타낸다³⁾. 최저임금에 관련된 근

- 1) 통상임금 추정에 관한 자세한 설명은 신우리·송헌재·임현준(2019)을 참조하기 바란다. 그러나 신우리·송헌재·임현준(2019)과 같이 통상임금을 추정하는 경우 업종에 따라 급여체계가 상이하여 추정된 통상임금이 실제 통상임금과 상당히 차이가 발생할 수 있다는 점에서 한계가 있다. 예를 들어 ‘숙박 및 음식점업’과 ‘부동산 임대업’의 경우 급여체계에서 수당의 비중이 크지 않아 정액급여와 통상임금이 유사할 가능성이 있다. 그러나 통상임금 추정 시에는 근로자의 정규직 여부 및 사업장 규모에 따라 추정된 기타수당 정액급여에서 차감하여 통상임금을 추정함으로써 실제보다 과소추정되었을 수 있다.
- 2) 「고용형태별 근로실태조사」에서 제공하는 근로자들의 업종을 고려한 가중치를 사용하여 전체 근로자 대비 최저임금에 해당하는 근로자의 비중을 산출하였다. 이후에 구성하는 평균연령, 여성 근로자의 비율, 고학력 근로자의 비율 변수도 모두 가중치를 고려하여 산출하였다.
- 3) 본 논문에서 제시하는 산업별 최저임금영향자 비율은 최저임금위원회의 보고서 「최저임금 심의

로자의 비율이 상대적으로 높은 업종은 부동산업 및 임대업, 숙박 및 음식점업, 예술·스포츠 및 여가관련 서비스업, 도매 및 소매업, 운수업, 협회 및 단체·수리 및 기타 개인 서비스업 부문이다. 상대적으로 전문적인 지식 또는 기술을 적게 요구하는 직종에서 최저임금 관련 근로자 비율이 높게 나타난 것이다. 반면에 전기·가스 증기 및 수도 사업, 전문·과학 및 기술 서비스업, 출판·영상·방송통신 및 정보서비스업, 건설업, 광업 등의 전문적인 기술이나 위험한 작업을 요구하는 산업에서는 최저임금에 관련된 근로자의 비율이 낮았다.

〈표 1〉 산업별 최저임금 관련 근로자 비율(2010~2017년 평균)

(단위: %)

대분류		최저임금 미만자 비율	최저임금 영향자 비율	최저임금 적용자 비율
B	광업	1.98	3.03	1.05
C	제조업	2.85	5.05	2.20
D	전기·가스 증기 및 수도 사업	0.23	0.44	0.20
E	하수·폐기물 처리·원료재생 및 환경복원업	2.74	4.19	1.45
F	건설업	1.79	3.15	1.36
G	도매 및 소매업	10.08	14.57	4.49
H	운수업	9.92	13.07	3.15
I	숙박 및 음식점업	22.04	31.15	9.11
J	출판·영상·방송통신 및 정보서비스업	1.85	3.09	1.24
K	금융 및 보험업	7.94	8.85	0.91
L	부동산업 및 임대업	21.78	29.78	8.00
M	전문·과학 및 기술 서비스업	1.28	2.09	0.81
N	사업 시설관리 및 사업지원 서비스업	4.19	7.08	2.90
P	교육 서비스업	3.39	5.01	1.63
Q	보건업 및 사회복지 서비스업	3.51	6.89	3.37
R	예술·스포츠 및 여가관련 서비스업	14.96	20.65	5.70
S	협회 및 단체·수리 및 기타 개인 서비스업	9.88	14.89	5.01
전 체		7.08	10.17	3.09

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 2010~2017년.

를 위한 임금실태 등 분석보고서」의 산업별 최저임금영향률과 차이를 보인다. 이는 최저임금위원회 보고서에서는 $t-1$ 기의 임금자료에 임금인상률을 적용하여 t 기의 임금근로자 시간당 임금과 근로자 수 분포를 추정 후, $t+1$ 기의 최저임금에 못 미치는 근로자의 수를 추정하는 것인데 반해, 본 표의 최저임금 관련 근로자 비율은 t 기의 임금자료를 사용하여 $t+1$ 기에 최저임금에 못 미치는 근로자의 수를 추정하는 것이기 때문이다.

나. 자료 및 분석 방법

한국은행에서 제공하는 2010~2017년의 산업별 생산자 물가지수에 대한 로그값을 종속변수로 식 (1)을 추정하였다. 다만, 산업대분류 중 생산자 물가지수가 제공되지 않는 ‘도매 및 소매업’의 경우 전체 산업의 생산자 물가지수와 소비자물가지수의 차이라고 가정하고, 전체 산업에 대한 생산자 물가지수 대비 소비자물가지수의 비율을 적용하였다. 설명변수인 MWR_{it} 은 앞에서 살펴본 바와 같이 「고용형태별 근로실태조사」로부터 생성된 최저임금 관련 근로자 집단의 비율을 의미한다. 생산자 물가지수에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제하기 위해 추가적으로 종업원 수⁴⁾, 여성 근로자의 비율, 고학력 근로자의 비율, 연도별 터미변수를 통제하였다. 매출 규모는 산업 간에 상당한 차이가 있으므로 이러한 이질성을 좀 더 적절히 고려하기 위해 산업별 총매출액⁵⁾ 변수를 회귀분석에서 가중치로 적용하였다.

〈표 2〉 기초통계량

구분	평균	표준편차
최저임금미만자 비율(%)	7.08	7.17
최저임금영향자 비율(%)	10.17	9.99
최저임금적용자 비율(%)	3.09	3.37
생산자 물가지수	98.23	5.68
매출액(천억 원)	1,596	3,308
종업원 수(천 명)	927.2	875.5
여성근로자 비율(%)	37.21	20.68
고학력 근로자 비율(%)	51.73	20.88
평균연령	42.06	4.52
관측치 수	136	

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2010~2017년; 통계청, 「기업활동조사」, 2010~2017년; 고용노동부, 「사업체노동실태현황」, 2010~2017년.

- 4) 종업원 수 변수는 고용노동부의 사업체노동실태 현황의 산업분류별 총 종사자 수를 활용하여 구성하였다.
- 5) 「고용형태별 근로실태조사」에서는 각 기업의 매출액 정보를 제공하고 있지 않다. 따라서 통계청이 발표하는 기업활동조사의 산업대분류별 매출액을 사용하였다. 「고용형태별 근로실태조사」에서 구성한 변수에서도 가중치를 적용하여 전체 기업을 반영하는 변수로 구성하였기 때문에 전체 기업에 대한 매출액을 제공하는 통계청의 자료를 사용하여 분석하는 데 무리가 없을 것으로 판단하였다.

<표 2>는 분석에서 사용하는 변수들에 대한 기초통계량이다. 2010~2017년까지 산업단위에서 최저임금미만자의 비율은 평균 7.1%이고, 최저임금영향자의 비율은 평균 10.2%, 최저임금적용자의 비율은 평균 3.1%이다. 산업별 평균 매출액은 약 159조 원 정도이며, 종업원 수 평균은 93만 명이다. 여성 근로자 비율은 37%이며, 전문대학 또는 4년제 대학교 이상을 졸업한 고학력 근로자의 비율은 52%이고, 평균 연령은 약 42세이다.

다. 분석 결과

<표 3>에서는 산업단위 패널자료를 사용하여 분석한 최저임금미만자 및 영향자의 비율이 생산자 물가지수에 미친 효과를 추정한 결과를 제시하였다. 추정 결과, 최저임금미만 근로자 집단의 비율과 로그-물가지수 사이에 유의하지만 약한 양(+)의 상관관계를 확인할 수 있었다. 최저임금 미만 근로자 집단 비율이 1%p 높아질 때, 생산자 물가지수는 대략적으로 0.77% 상승하는 것으로 추정되었다. 로그-물가지수에 대한 양의 관계는 최저임금에 영향을 받는 집단에 대한 다른 두 가지 정의에 대해서도 공통적으로 관측되었다. 흥미롭게도 다른 두 변수, 즉 최저임금 영향자 및 적용자 집단을 이용한 분석에서 최저임금 영향 집단과 로그 생산자 물가지수 사이의 상관관계가 더 크고, 더 유의한 수준의 값을 갖는 것으로 나타났다. 최저임금 영향자 및 적용자 집단 비율이 각각 1%p 높아지면, 생산자 물가지수가 대략적으로 0.89%와 1.68% 올라가는 것으로 나타난 것이다. 이러한 사실은 최저임금 인상에 따른 물가상승이 기존 임금이 최저임금에 도달하지 못하는 집단은 물론 가까운 미래에 추가적으로 최저임금에 적용을 받게 될 근로자 집단의 규모에도 영향받음을 보여준다.

다른 설명변수들을 살펴보면, 종업원 수 및 근로자 평균 연령은 로그 생산자 물가지수에 대해 유의한 상관관계를 갖지 않는 것으로 추정되었다. 반면에 여성 근로자 비율과 고학력자 비율의 계수에 대해서는 유의한 추정치가 얻어졌다⁶⁾.

6) 본 분석에서 종업원 수 및 여성 근로자 비율 등의 변수를 통제변수로 사용한 것은 산업별 생산기술의 차이를 일정부분 반영하기 위한 것이다. 여성 근로자 비율 등의 변수에서 유의한 결과가 나타난 것은 산업별로 자본, 원자재 등의 다른 생산투입 요소의 이질성을 고려하지 못하여 나타난 결과로 보인다. 이에 대해서는 추후 보다 면밀한 연구를 진행할 필요가 있을 것이다.

〈표 3〉 최저임금 관련 근로자 비율이 생산자 물가지수에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.00769* (0.00393)		
최저임금영향자 비율		0.00888** (0.00331)	
최저임금적용자 비율			0.0168*** (0.00401)
중업원수(십만명)	0.00796 (0.00893)	0.00720 (0.00787)	0.00619 (0.00753)
여성 근로자 비율	0.0242** (0.00977)	0.0250** (0.00898)	0.0275** (0.00942)
평균연령	-0.00212 (0.0256)	-0.00673 (0.0228)	-0.00663 (0.0240)
고학력 근로자 비율	-0.0179*** (0.00304)	-0.0184*** (0.00280)	-0.0191*** (0.00288)
산업수	17		
관측치수	136		

주: 1) 각 수치는 로그 PPI를 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률 변수, 연도별 더미를 설명변수로 하여 회귀분석한 추정치이며, 산업별 매출액의 경우 가중치로 적용함. 단, 연도별 더미 변수의 추정치는 보고하지 않음.

2) () 안의 수치는 산업별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. .

3. 지역 외식비에 미친 영향

가. 지역별 최저임금에 영향받는 근로자 비율

최저임금에 영향을 받는 근로자 비율에 대한 지역별 정보를 얻기 위해 「지역별고용조사」를 활용하였다. 「지역별고용조사」는 약 23만 가구의 15세 이상 가구원을 대상으로 고용현황 정보를 조사하고 있는 자료이며, 2008년 연간조사로 시작하여 2010년 4분기부터 분기별로 조사가 실시되었고, 2013년부터 현재까지 반기별로 조사하고 있다. 설문 내용은 개인의 인적 사항과 수입이 있는 근로활동이 있는지 여부, 근로시간, 평균임금 등의 근로와 관련된 조사와 구직활동 관련된 설문을 조사하고 있다. 그러나 「지역별고용

〈표 4〉 지역별 최저임금 관련 근로자 비율(2013~2018년 평균)

(단위: %)

지 역	최저임금미만자비율	최저임금영향자비율	최저임금적용자비율
서울특별시	10.16	13.32	3.16
부산광역시	13.09	17.18	4.09
대구광역시	14.19	18.37	4.18
인천광역시	11.41	15.02	3.61
광주광역시	12.02	15.61	3.59
대전광역시	11.34	14.83	3.49
울산광역시	7.80	10.15	2.35
경기도	9.62	12.81	3.19
강원도	16.38	20.55	4.17
충청북도	11.41	14.95	3.54
충청남도	11.26	14.31	3.05
전라북도	13.81	17.54	3.73
전라남도	16.69	20.62	3.93
경상북도	14.72	18.66	3.95
경상남도	11.40	14.61	3.22
제주도	16.24	20.26	4.02
전 체	10.96	15.54	4.58

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2013~2018년.

조사는 「고용형태별 근로실태조사」와 달리 임금을 세분화하여 조사하고 있지 않기 때문에 최저임금에 부합하는 시간당 임금을 계산할 수 없었다. 따라서 본 분석에서는 주된 직장에서의 월평균 임금을 주업에서의 근무시간으로 나누어 시간당 임금을 도출한 후, 이전과 동일한 방식을 따라 ‘최저임금미만자’, ‘최저임금영향자’, ‘최저임금적용자’로 구분하였다. 지역별로 최저임금 관련 근로자 비율을 집계하여 반기별 자료를 생성한 후 연도별로 평균하여 분석에 이용하였다.

〈표 4〉는 「지역별고용조사」로부터 얻어진 지역별 최저임금에 영향받는 근로자 비율에 대한 평균값을 보여준다. 최저임금 영향자 근로자 집단 비율을 기준으로 할 때, 전라남

도, 강원도, 제주도 순으로 높게 나타나고, 울산, 경기도, 서울 순으로 낮게 나타났다. 이러한 지역별 차이는 지역 간 산업구조의 차이에 기인한 것으로 보여진다. 지역 간 산업구조의 차이에 기인한 것으로 보여진다⁷⁾.

나. 자료 및 분석 방법

본 분석에서는 식 (1)에 기초하여 지역단위의 패널자료를 사용하여 최저임금이 외식비 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 종속변수인 주요 외식비 가격은 『지방물가정보』를 이용하여 구축하였다. 『지방물가정보』는 서민생활과 밀접하게 관련된 30개 주요 품목의 가격을 시도별·품목별로 제공하는 자료로 2011년 9월부터 월단위로 제공하고 있다. 본 분석에서 사용한 품목은 외식비의 평균 가격으로 냉면, 비빔밥, 김치찌개백반, 자장면, 삼계탕, 칼국수의 가격을 사용하였다. 『지방물가정보』에서는 외식비의 평균 가격을 월 단위로 제공하고 있다. 본 분석에서는 항목별 외식비를 연도별로 평균하여 소비자 물가지수(2015년 기준)를 사용한 실질가격을 적용하여 분석하였다. 설명변수인 MWR_{it} 「지역별고용조사」로부터 생성된 최저임금미만자 비율, 최저임금영향자 비율, 최저임금적용자 비율을 나타낸다. 최저임금을 제외한 다른 통제변수로 지역별 경제활동인구, 지역별 고용률, GRDP(지역내총생산)를 사용하였다⁸⁾. 지역 간에 경제 상황이 상당히 다를 수 있으므로 이러한 이질성을 고려하기 위해 GRDP 변수는 회귀분석에서 가중치로 적용하였다.

<표 5>는 주요 변수에 대한 표본 통계량이다. 2013~2018년 기간 동안 전체 지역에서 최저임금미만자의 평균 비율은 11.0%이고, 최저임금영향자의 비율 평균은 15.5%, 최저임금 적용자의 비율 평균은 4.6%이다. 주요 외식비 품목의 평균값은 냉면 7,166원, 비빔밥 6,657원, 김치찌개 5,491원 등으로 나타났다. 지역별 경제 및 노동시장 상황을 대표한다고 볼 수 있는 경제활동인구의 평균값은 대략 169만 명 정도이며, 평균 고용률은 60.7%, GRDP 평균은 105.9조 원 수준이다.

7) <표 1>에서 확인한 바와 같이 상대적으로 높은 임금을 받는 산업 부문이라 볼 수 있는 전문·과학 및 기술 서비스업, 출판·영상·방송통신 및 정보서비스업, 제조업이 지역 산업의 주요한 비중을 차지하는 지역의 비율이 낮게 나타나고, 그렇지 못한 지역들이 높은 순위에 위치하였기 때문이다.

8) 통계청, 「지역별고용조사」, 「경제활동인구조사」, 「지역소득」, 2013~2018년.

<표 5> 기초통계량

구분	평균	표준편차
최저임금미만자 비율(%)	11.0	2.7
최저임금영향자 비율(%)	15.5	4.0
최저임금적용자 비율(%)	4.6	2.1
냉면가격(원) ¹⁾	7,166	518.2
비빔밥가격(원) ¹⁾	6,657	635.9
김치찌개가격(원) ¹⁾	5,941	347.0
삼겹살가격(원) ¹⁾	12,557	1265
자장면가격(원) ¹⁾	4,473	267.7
삼계탕가격(원) ¹⁾	12,156	805.1
칼국수가격(원) ¹⁾	6,001	430.9
경제활동인구(천명)	1,697	1,713
고용률(%)	60.7	2.8
GRDP(조원)	105.9	112.2
관측치 수	96	

주: 외식비가격을 기준으로 냉면, 비빔밥, 김치찌개백반, 자장면, 삼계탕, 칼국수는 1인분(보통)가격을 기준으로 하며, 삼겹살은 200g으로 환산한 가격을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 「경제활동인구조사」, 「지역소득」, 2013~2018년; 행정안전부-통계청, 「지방물가조사」, 2013.01~2018.12

다. 분석 결과

주요 외식비의 실질가격 로그값을 종속변수로 정의한 식 (1)의 추정 결과가 다음 <표 6>에 제시되어 있다. 여기서는 개별 외식비 항목에 대한 전체 추정치 대신 최저임금 관련 변수들의 계수에 대한 추정치만 모아서 보고하였다. 개별 외식비 항목에 대한 구체적인 추정결과는 <부표 1>~<부표 7>에 제시하였다.

첫 번째 줄은 냉면가격의 로그값에 대하여 최저임금 관련 근로자 비율의 정의를 바꾸

어서 분석한 추정 결과이다. 이를 설명하면 최저임금 미만자 비율의 계수값은 0.0068로 나타났다. 이는 최저임금미만자 비율이 1%포인트 올라가면 냉면가격이 0.68% 상승하는 경향이 있음을 의미한다. 최저임금영향자 비율과 최저임금적용자 비율을 통제한 분석에는 각각 0.26%와 0.24%의 냉면가격 상승효과가 존재하는 것으로 추정되었다. 다른 항목의 외식비에 대한 분석에서도 최저임금 관련 근로자 비율이 양(+)의 효과를 갖는다는 사실이 공통적으로 관측되었다. 이미 언급한 바와 같이, 이는 최저임금의 존재가 급여가 최저임금에 도달하지 못하는 근로자들에 대한 영향 외에도 다른 경로로 가격에 영향을 줄 가능성이 있다고 해석할 수 있다. 예를 들어, 현재 급여 수준이 최저임금을 넘어서 직접적으로 최저임금을 적용받지는 않지만, 그 폭이 크지 않은 근로자들의 급여가 인상될 요인으로 작용하거나 가까운 시일에 이들의 급여가 상승할 것이라는 기대로 이어져 가격 상승을 가져올 수 있을 것이다. 본문에 제시하지 않았지만, 각 지역의 경제 상황을 통제하기 위해 포함된 고용률은 모든 외식비 항목에서 유의한 양(+)의 추정치를 갖는 것으로 확인되었다. 고용률이 1%p 상승할 때, 외식비 항목이 0.69~2.57% 올라가는 경향이 존재한다고 추정되었다. 또 다른 설명변수인 경제활동인구는 김치찌개백반, 자장면, 삼계탕, 칼국수가격에 대해서만 유의한 관계를 갖는 것으로 나타났다⁹⁾.

9) 우리나라에서는 차년도에 적용될 최저임금이 당해년 7월에 정해지며 사업주의 입장에서 차년도의 최저임금에 대응하기 위해 제품 가격을 조정하는 선제적 행동을 취할 수 있을 것이라 가정하면, 주로 최저임금은 하반기의 물가상승에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 이를 감안하여 반기별로 조사하는 지역별 고용조사와 월별 외식비 가격을 활용하여 최저임금 관련 근로자 비율이 외식가격에 미치는 영향을 하반기(7~12월) 자료만을 활용하여 분석한 결과를 <부표 8>에 제시하였다. 분석 결과, 대체로 하반기 자료만을 활용했을 때 계수 값이 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있어 연도별 평균 자료를 활용한 분석 결과가 과소추정되었을 가능성이 있다.

〈표 6〉 최저임금 관련 근로자 비율이 외식가격에 미치는 영향

	최저임금미만자 비율	최저임금영향자 비율	최저임금적용자 비율
냉면	0.0068** (0.0030)	0.0026* (0.0013)	0.0024 (0.0020)
비빔밥	0.0099*** (0.0028)	0.0061*** (0.0020)	0.0079** (0.0031)
김치찌개 백반	0.0063*** (0.0021)	0.0034*** (0.0009)	0.0040*** (0.0012)
삼겹살	0.0186*** (0.0056)	0.0097*** (0.0018)	0.0114*** (0.0025)
자장면	0.0120*** (0.0028)	0.0080*** (0.0008)	0.0106*** (0.0011)
삼계탕	0.0032* (0.0017)	0.0018** (0.0007)	0.0023*** (0.0008)
칼국수	0.0019 (0.0036)	0.0016 (0.0019)	0.0023 (0.0022)

주: 1) 각 계수 값은 로그 품목별 외식비를 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP의 경우 가중치로 사용하여 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

IV. 최저임금의 가격에 대한 영향

본 연구에서 추정된 분석 결과를 이용해 최저임금 변화에 따른 가격 상승분을 시산하고자 한다. Card and Krueger (1995)와 Lemos (2006)가 지적한 바와 같이 최저임금의 물가에 대한 최종적 효과는 이들 근로자 집단의 비율이 최저임금 변화에 따라 어떻게 변하는지에 의해 결정된다. 다시 말해, (i) 최저임금의 변화로 인해 최저임금 관련 집단 비율이 반응하는 수준과 (ii) 최저임금 관련 집단의 변화에 따라 물가가 반응하는 수준을 반영하는 두 모수에 의해 결정된다.

최저임금을 MW , 최저임금 관련 집단의 비율을 MWR , 물가를 P 라고 하자. 앞서

언급한 두 모수를 고려하여, 최저임금 변화에 따른 물가의 탄력성 즉, $\frac{d \ln P}{d \ln MW}$ 를 식 (2)와 같이 분해할 수 있다.

$$\frac{d \ln P}{d \ln MW} = \frac{d \ln P}{d MWR} \cdot \frac{d MWR}{d \ln MW} \quad (2)$$

식 (1)의 β 가 물가의 최저임금에 대한 탄력성을 결정하는 첫 번째 모수, 즉 $\frac{d \ln P}{d MWR}$ 를 나타낸다. 따라서 <표 3>과 <표 6>의 추정 결과를 β 로 이용할 수 있다. 모수 β 와는 달리 탄력성을 결정하는 나머지 모수 $\frac{d MWR}{d \ln MW}$ 에 대한 정보는 구하기 쉽지 않다. 이 모수의 식별을 위해서는 최저임금의 변화가 요구되지만, 모든 근로자에게 동일한 최저임금이 적용되기 때문이다. 제III장의 실증분석에서 최저임금을 직접 이용하지 않고, 최저임금 관련 근로자 집단의 산업·지역 간 차이를 이용한 것도 같은 이유 때문이다. 여기서는 연도별 최저임금 수준 차이를 통해서만 $\frac{d MWR}{d \ln MW}$ 를 식별할 수 있다는 점을 고려하여, 분석기간 동안 관측되는 최저임금과 관련 근로자 집단 비율의 관계로부터 계산하였다. 구체적으로 로그 최저임금과 관련 비율 사이에 선형관계를 가정하고, 회귀분석을 통해 추정하였다. 생산자 물가지수에 대한 분석기간 2010~2017년 「고용형태별 근로실태 조사」에서 확인된 추정 결과가 <표 7>의 (A)이다. 예를 들어 (A)에서 최저임금미만자 비율에 대한 추정 결과 5.7518은 해당 기간 동안 최저임금이 1% 상승하였을 때 최저임금미만자 비율이 약 0.0575%p 상승하는 경향이 있음을 의미한다. 또한, 최저임금이 1% 상승했을 때, 최저임금영향자 및 적용자 비율은 각각 0.1549%p와 0.0977%p 상승하는 경향이 확인된다.

(A)와 <표 3>의 추정치를 식 (2)에 적용하여 얻어진 생산자 물가지수의 최저임금에 대한 탄력성 시산 결과가 (B)이다. 예를 들어, 최저임금미만자 비율을 적용한 경우 (A)값 5.7518과 <표 3> 모형 (4)의 추정치 0.00769를 곱하여 0.0005가 구해진다. 이 수치는 최저임금이 1% 상승할 때 생산자 물가지수가 0.0005% 상승하는 경향이 있음을 의미한다. 최저임금 관련 집단에 대한 다른 정의를 사용하였을 때는, 최저임금에 대한 탄력성은 0.0014와 0.0017로, 최저임금미만자 비율보다는 큰 수준의 탄력성이 확인되었다. 매출액

〈표 7〉 최저임금의 생산자 물가지수에 대한 영향

		최저임금미만자 비율	최저임금영향자 비율	최저임금적용자 비율
(A)	$\frac{dMWR}{d\ln MW}$	5.7518	15.4892	9.7694
(B) (=(A)×β)	$\frac{d\ln P}{d\ln MW}$	0.0005	0.0014	0.0017
(C)	최저임금 상승에 따른 연 PPI 변화	0.0030	0.0093	0.0113
(D)	최저임금 기여분	0.82%	2.54%	3.01%

- 주: 1) (A) 는 산업별 로그 생산자 물가지수와 「고용형태별 근로실태조사」를 이용해 선형 회귀분석한 추정치 임.
 2) (B)는 (A)와 <표 3>에 제시된 최저임금 관련 집단의 계수를 곱하여 얻어진, 생산자 물가지수의 최저 임금에 대한 탄력성임.
 3) (C)는 (B)에 연평균 최저임금 상승률 6.7%와 생산자 물가지수 평균 98.23을 적용하여 도출하였음. 최저 임금 증가로 인해 야기된 생산자 물가지수의 연평균 증가분에 해당함.
 4) (D)는 (C)를 연평균 생산자 물가지수 변화분 0.3686을 적용하여 평가된 기여분임.

을 가중치로 사용하는 대신 직접 설명변수로 통제한 경우에는 보다 낮은 수준의 탄력성이 얻어졌다. 도출된 탄력성 시산치의 크기를 가늠해보기 위해 주어진 탄력성 시산치 하에서 최저임금 변화가 생산자 물가지수의 변화를 어느 정도 설명하는지 살펴보았다. 구체적으로 주어진 탄력성에서 최저임금 변화가 야기하는 생산자 물가 변화 분의 평균적인 규모와 이것이 전체 변화 분에서 차지하는 비중을 살펴보았다.

분석 기간인 2010~2017년간 최저임금은 평균적으로 매년 6.70% 증가하였다. 생산자 물가지수의 최저임금에 대한 탄력성에 최저임금 연평균 증가율을 적용하여, 최저임금 변화에 따른 생산자 물가지수 연평균 변화율을 구할 수 있다. 해당 기간 생산자 물가지수의 평균값 98.23에 앞서 도출한 연평균 변화율을 적용하여 도출된 연평균 변화 규모를 (C)에 제시하였다. 모형 (4)의 추정치에 따라 최저임금미만자 비율을 적용한 경우, 최저 임금 변화에 따라 생산자 물가지수가 연평균 0.0030가량 증가한 것으로 나타났다. 최저 임금자영향자 비율과 최저임금적용자 비율을 적용하면, 증가 규모가 각각 0.0093과 0.0113으로 늘어난다. 분석기간 동안 매년 생산자 물가지수가 평균적으로 0.3686 증가하였음을 고려하면, 이 증가 폭은 (D)에 제시된 것과 같이 연평균 물가지수 변화 중 0.82~3.01%에 해당한다¹⁰⁾.

〈표 8〉 최저임금의 외식비 가격에 대한 영향

	최저임금미만자 비율	최저임금영향자 비율	최저임금적용자 비율
(A) $\frac{dMWR}{d \ln MW}$	3.0548	11.0655	8.0107
냉면			
(B)	0.0208	0.0288	0.0192
(C)	12.9원	17.9원	12.0원
(D)	14.37%	19.91%	13.30%
비빔밥			
(B)	0.0302	0.0675	0.0633
(C)	17.5원	39.0원	36.6원
(D)	12.15%	27.12%	25.42%
김치찌개백반			
(B)	0.0192	0.0376	0.0320
(C)	9.9원	19.4원	16.5원
(D)	13.07%	25.56%	21.77%
삼겹살			
(B)	0.0568	0.1073	0.0913
(C)	62.0원	117.1원	99.7원
(D)	24.90%	47.04%	40.02%
자장면			
(B)	0.0367	0.0885	0.0849
(C)	14.2원	34.4원	33.0원
(D)	15.32%	37.00%	35.49%
삼계탕			
(B)	0.0098	0.0199	0.0184
(C)	10.3원	21.0원	19.5원
(D)	8.90%	18.14%	16.78%
칼국수			
(B)	0.0058	0.0177	0.0184
(C)	3.0원	9.2원	9.6원
(D)	4.45%	13.58%	14.13%

주. 1) (A)는 외식비 및 「지역별고용조사」를 이용해 선형 회귀분석한 추정치임.

2) (B)는 (A)와 <표 6>에 제시된 최저임금 관련 집단의 계수를 곱하여 얻어진, 외식비의 최저임금에 대한 탄력성임.

3) (C)는 (B)에 연평균 최저임금 상승률 8.69%와 개별 외식비 항목의 평균 가격을 적용하여 도출하였음. 최저임금 증가로 인해 야기된 외식비의 연평균 증가분에 해당함.

4) (D)는 (C)를 개별 외식비 항목별 연평균 변화분 (냉면 90원, 비빔밥 144원, 김치찌개백반 76원, 삼겹살 249원, 자장면 93원, 삼계탕 116원, 칼국수 68원)을 적용하여 평가된 기여분임.

10) 생산자 물가지수는 2015년 104.2에서 2016년 100.0, 2017년 98.00으로 하락하였다. 전체 분석 기간 동안의 연평균 생산자 물가지수의 증가분은 0.3686이나, 2010~2015년의 연평균 증가는 1.7520으로 증가한다. 이를 기준으로 다시 계산하면, 0.17~0.63%의 추정치가 얻어진다.

동일한 방식으로 최저임금의 주요 외식비 항목에 대한 영향을 시산한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다. (A)는 분석기간인 2013~2018년 동안 최저임금 적용 비율에 대한 로그 최저임금의 계수이다. (B)는 주요 외식비 항목의 최저임금에 대한 탄력성 추정치를 나타낸다. 주요 외식비 가격의 탄력성은 0.0058~0.1073으로 나타났다. 이는 생산자 물가지수에서 확인된 탄력성보다 높은 수준이다. 외식 품목의 가격에서 인건비가 차지하는 비중이 상대적으로 높다는 사실이 외식비 품목의 탄력성이 크게 나타나는 이유로 보인다. 2013~2018년의 연평균 최저임금 증가율 8.69%와 각 품목의 평균 가격을 적용할 때, 최저임금 조정에 따라 냉면가격은 연평균 12.0~17.9원가량 상승한 것으로 확인되었다. 삼겹살의 경우 최저임금 변화에 따른 연평균 증가분이 62.0~117.1원으로 나타나, 다른 외식비 품목보다 다소 크게 나타났다. 각 품목별 연평균 가격변화를 기준으로 하여, 최저임금이 가져오는 연평균 변화를 평가하면 그 비중이 4.45~47.04%라는 결과가 얻어졌다. 이 수치는 앞서 언급한 바와 같이 생산자 물가지수와 비교할 때 외식비 품목에 대한 최저임금의 영향이 더 크다는 사실을 보여준다. 최저임금 조정에 따른 가격변화 비중을 기준으로 할 때, 삼계탕은 상대적으로 최저임금에 적게 영향을 받는 품목이고, 비빔밥, 삼겹살, 자장면이 크게 영향받는 품목으로 확인되었다.

V. 결 론

본 연구에서는 최저임금이 물가상승에 미치는 영향을 분석하였다. 생산자 물가지수와 「고용형태별 근로실태조사」를 이용한 실증분석을 통해 최저임금 인상으로 인하여 최저임금 관련 근로자 비율이 1%p 상승할 때, 생산자 물가지수가 0.77~1.68% 상승한다는 결과가 얻어졌다. 이 추정치를 이용하여 시산한 결과로부터 생산자 물가지수의 최저임금에 대한 탄력성이 0.0005~0.0017이라는 사실을 확인할 수 있었다. 여기서 도출된 탄력성은 매년 생산자 물가지수 상승분 중 대략 0.82~3.01% 정도가 최저임금 인상에 따른 것임을 나타낸다. 『지방물가정보』와 「지역별고용조사」를 이용한 분석에서도 최저임금 관련 집단 비율과 주요 외식비 간에 유의한 관계를 확인할 수 있었다. 최저임금 관련 집단 비율이 1%p 증가하면, 주요 외식비 가격이 0.16~1.86% 상승하는 것으로 나타났다. 이로부터 시산된 외식비의 최저임금에 대한 탄력성은 대략 0.0058~0.1073으로 추정되었다.

외식비 항목의 탄력성 추정치는 연평균 외식비 증가분 중 4.45~47.04%가 최저임금 변화로 설명됨을 보여준다.

본 연구의 실증분석 결과는 최저임금과 물가 간에 유의한 관계가 존재하는 가능성을 실증적으로 보여준다고 해석할 수 있다. 최저임금 조정에 따라 최저임금에 영향받는 근로자 집단의 비율이 변화하게 될 때 가격 변수들이 유의하게 변화한다는 사실을 확인했기 때문이다. 또한 MaCurdy (2015)의 연구에 따르면, 이러한 가격의 변화로 인한 비용부담은 역진적일 수 있다. 그러므로 본 연구에서 얻어진 분석 결과는 앞으로 최저임금 정책과 관련된 의사결정 과정에서 최저임금 조정으로 인해 저소득근로자의 임금을 증가시키는 것뿐 아니라 물가상승으로 인해 그들이 지불하는 비용도 고려되어야 할 필요성을 제기한다.

그렇지만 본 연구는 다음과 같은 점에서 한계점을 갖는다. 첫째, 본 연구를 통해 도출된 최저임금 조정의 물가에 대한 기여도는 시산의 성격을 갖는다. 이는 최저임금과 최저임금 관련 집단 간의 관계를 요약하는 모수를 엄밀하게 추정할 수 없는 제도적인 한계에 기인한다. 둘째, 자료의 한계로 인해 지역별·품목별 시장 특성을 반영하는 보다 다양한 정보를 분석과정에서 이용할 수 없었다. 셋째, 본 연구는 최저임금 조정의 즉각적 효과만 고려하였으나, 최저임금 조정에 따른 비용 상승 압력이 시차를 두고 그 효과가 나타날 수도 있다. 넷째, 가격변화와 더불어 수량 변화를 살펴봄으로써 가격변화 원인을 좀 더 자세히 분석할 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 품목별 매출 조정을 고려한 양적인 측면을 살펴보지 못하였다. 본 연구가 갖는 이러한 한계점들이 후속 연구를 통해 보완되기를 바라며 글을 맺는다.

참고문헌

- 강승복. 「최저임금 인상이 물가에 미치는 영향: 산업연관표를 활용한 분석」. 『노동정책연구』 15권 2호 (2015.6): 1-23.
- 최저임금위원회. 『2018년 최저임금 심의를 위한 임금실태 등 분석보고서』. 한국노동연구원, 2018.

신우리 · 송헌재 · 임현준. 「최저임금 조정이 노동자들의 노동시간과 노동소득에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 42권 1호, (2019.3): 73-105

Aaronson, D. “Price Pass-through and the Minimum Wage.” *Review of Economics and Statistics* 83 (1) (February 2001): 158-169.

Aaronson, D., French, E. and MacDonald, J. “The Minimum Wage, Restaurant Prices and Labor Market Structure.” *Journal of Human Resources* 43 (3), (April 2005): 688-720.

Card, D., and Krueger, A. B. “Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage. Princeton University Press, 2015.

Katz, L. F., and Krueger, A. B. “The Effect of the Minimum Wage on the Fast-food Industry.” *ILR Review* 46 (1) (October 1992): 6-21.

Lemos, S. “Anticipated Effects of the Minimum Wage on Prices.” *Applied Economics* 38 (3) (August 2006): 325-337.

Lemos, S. “A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices.” *Journal of Economic Surveys* 22 (1) (February 2008): 187-212.

MacDonald, J. M., and Aaronson, D. “How Firms Construct Price Changes: Evidence from restaurant responses to increased minimum wages.” *American Journal of Agricultural Economics* 88 (2),(May 2006): 292-307.

MaCurdy, T. “How Effective is the Minimum Wage at Supporting the Poor?” *Journal of Political Economy* 123(2), (April 2015): 497-545.

Wadsworth, J. “Did the National Minimum Wage Affect UK Prices?” *Fiscal Studies* 31 (1) (March 2010): 81-120.

〈부 록〉

〈부표 1〉 최저임금 관련 근로자 비율이 냉면가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0068** (0.0030)		
최저임금영향자 비율		0.0026* (0.0013)	
최저임금적용자 비율			0.0024 (0.0020)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	-0.0004 (0.0010)	-0.0007 (0.0010)	-0.0002 (0.0009)
고용률	0.0156*** (0.0048)	0.0156*** (0.0048)	0.0156*** (0.0051)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 2〉 최저임금 관련 근로자 비율이 비빔밥가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0099*** (0.0028)		
최저임금영향자 비율		0.0061*** (0.0020)	
최저임금적용자 비율			0.0079** (0.0031)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0007 (0.0013)	-0.0009 (0.0016)	-0.0005 (0.0016)
고용률	0.0184*** (0.0057)	0.0182*** (0.0052)	0.0183*** (0.0052)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 3〉 최저임금 관련 근로자 비율이 김치찌개백반가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0063*** (0.0021)		
최저임금영향자 비율		0.0034*** (0.0009)	
최저임금적용자 비율			0.0040*** (0.0012)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0044*** (0.0009)	0.0036** (0.0012)	0.0040*** (0.0013)
고용률	0.0092 (0.0057)	0.0092* (0.0049)	0.0092* (0.0046)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 4〉 최저임금 관련 근로자 비율이 삼겹살가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0186*** (0.0056)		
최저임금영향자 비율		0.0097*** (0.0018)	
최저임금적용자 비율			0.0114*** (0.0025)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0029 (0.0017)	0.0009 (0.0022)	0.0019 (0.0018)
고용률	0.0138 (0.0100)	0.0136 (0.0094)	0.0138 (0.0093)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 5〉 최저임금 관련 근로자 비율이 자장면가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0120*** (0.0028)		
최저임금영향자 비율		0.0080*** (0.0008)	
최저임금적용자 비율			0.0106*** (0.0011)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0088*** (0.0012)	0.0065*** (0.0011)	0.0069*** (0.0011)
고용률	0.0110 (0.0087)	0.0108 (0.0063)	0.0109* (0.0055)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 6〉 최저임금 관련 근로자 비율이 삼계당가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0032* (0.0017)		
최저임금영향자 비율		0.0018** (0.0007)	
최저임금적용자 비율			0.0023** (0.0008)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0044*** (0.0005)	0.0040*** (0.0007)	0.0041*** (0.0007)
고용률	0.0070* (0.0035)	0.0069** (0.0032)	0.0069** (0.0029)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 7〉 최저임금 관련 근로자 비율이 칼국수가격에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
최저임금미만자 비율	0.0019 (0.0036)		
최저임금영향자 비율		0.0016 (0.0019)	
최저임금적용자 비율			0.0023 (0.0022)
GRDP(10억원)			
경제활동인구(천명)	0.0041*** (0.0012)	0.0036** (0.0014)	0.0036** (0.0014)
고용률	0.0093 (0.0057)	0.0093* (0.0052)	0.0093* (0.0050)
지역 수	16		
관측치 수	96		

주: 1) 각 셀의 수치는 로그 냉면가격을 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP를 가중치로 회귀분석한 추정치임.

2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 8〉 최저임금 관련 근로자 비율이 외식가격에 미치는 영향(하반기 자료를 활용한 분석)

	최저임금미만자 비율	최저임금영향자 비율	최저임금적용자 비율
냉면	0.0102*** (0.0029)	0.0044*** (0.0012)	0.0027 (0.0017)
비빔밥	0.0113*** (0.0037)	0.0076** (0.0027)	0.0077** (0.0029)
김치찌개 백반	0.0085*** (0.0021)	0.0046*** (0.0008)	0.0039*** (0.0009)
삼겹살	0.0224*** (0.0051)	0.0118*** (0.0021)	0.0097*** (0.0026)
자장면	0.0138*** (0.0020)	0.0096*** (0.0011)	0.0101*** (0.0012)
삼계탕	0.0061*** (0.0016)	0.0030*** (0.0009)	0.0023*** (0.0007)
칼국수	0.0034 (0.0036)	0.0026 (0.0022)	0.0029 (0.0019)

- 주: 1) 각 계수값은 로그 품목별 외식비를 종속변수, 최저임금 관련 근로자 비율, 경제활동인구, 고용률을 통제하고, GRDP의 경우 가중치로 사용하여 회귀분석한 추정치임.
 2) () 안의 수치는 지역별 clustered standard errors임.
 3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

The Effect of the Minimum Wage on Price

Byung-hill Jun¹⁾ · Heonjae Song²⁾ · Woori Shin³⁾

The objective of our study is investigating the effects of the minimum wage on a producer price index (PPI) and selected restaurant menu prices. As an identification strategy, we exploit inter-industrial and inter-regional variations in the share of workers who are affected by the minimum wage. Estimation results show a significant relationship between the share of workers affected by the minimum wage and prices. Specifically, a PPI and selected restaurant menu prices tend to rise by 0.77~1.68% and 0.16~1.86%, respectively as the share of workers affected by the minimum wage increase by 1%p. These estimates imply that during the period of our analysis 0.82~3.01% and 4.45~47.04% of overall changes in a PPI and selected restaurant food prices are associated with the adjustment in the minimum wage.

Keywords: minimum wage, share of workers affected by the minimum wage, producer price Index, restaurant menu Prices

1) First Author. Associate Professor, Department of International Economics and Law, Hankuk University of Foreign Studies (bjun@hufs.ac.kr)

2) Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, University of Seoul (heonjaes@uos.ac.kr)

3) Associate Research Fellow, Korean Women's Development Institute (wrshin11@kwidimail.re.kr)