

최저임금의 고용효과 추정방법 국제비교

- 단일최저임금제를 중심으로 -

오상봉

KLI



목 차

| | |
|----------------------------------|----|
| 요 약 | i |
| 제1장 서 론 | 1 |
| 제2장 최저임금 고용효과 추정방법론 | 3 |
| 제1절 최저임금 시행 단위 | 3 |
| 제2절 최저임금 인상효과 추정방법 개요 | 4 |
| 제3절 이중차분법 | 6 |
| 제4절 패널모형 | 10 |
| 제5절 방법론 관련 논쟁 | 12 |
| 제3장 전국 단일최저임금제 시행 국가의 고용효과 | 15 |
| 제1절 영 국 | 15 |
| 제2절 독 일 | 19 |
| 제3절 프랑스 | 21 |
| 제4절 포르투갈 | 22 |
| 제4장 한국의 최저임금 고용효과 | 25 |
| 제1절 한국의 최저임금 현황 | 25 |
| 제2절 기존 문헌 | 27 |
| 1. 이중차분법을 이용한 분석 | 27 |
| 2. 패널모형을 이용한 분석 | 29 |

| | |
|------------------------|----|
| 제3절 실증분석 | 30 |
| 1. 이중차분법을 이용한 분석 | 30 |
| 2. 패널모형을 이용한 분석 | 34 |
| 제5장 평가 및 시사점 | 41 |
| 참고문헌 | 45 |

표 목 차

| | |
|---|----|
| <표 4-1> 최저임금 적용대상 확대 | 26 |
| <표 4-2> 이중차분법 추정 결과: 영향 여부(2014~17) | 32 |
| <표 4-3> 이중차분법 추정 결과: 임금격차(2014~17) | 33 |
| <표 4-4> 지역별 패널모형 추정 결과: 영향 비중(2012~16) | 35 |
| <표 4-5> 지역별 패널모형 추정 결과: 임금격차(2012~16) | 36 |
| <표 4-6> 지역별 패널모형 추정 결과: Kaitz index(2012~16) | 37 |
| <표 4-7> 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과: 영향 비중 (2012~16) | 38 |
| <표 4-8> 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과: 임금격차 (2012~16) | 39 |
| <표 4-9> 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과: Kaitz index (2012~16) | 40 |

그림목차

| | |
|-----------------------------------|----|
| [그림 2-1] 이중차분법을 이용한 정책효과 분석 | 7 |
| [그림 4-1] 최저임금 인상을 추이 | 26 |
| [그림 4-2] 최저임금 미만을 추이 | 27 |

요 약

2017년은 한국에 최저임금이 도입된 지 30년이 되는 해이다. 1986년에 최저임금법이 제정되고 1987년 최저임금법에 대한 헌법적 기초가 만들어지고 최초의 최저임금액에 결정되었으며 1988년에 처음 시행되었다. 최저임금제도가 도입된 후부터 2000년까지는 높은 최저임금 인상률에도 불구하고 최저임금액이 높지 않았고 적용대상에 소규모사업체가 제외되면서 최저임금제도의 사회적 역할은 크지 않았던 것으로 보인다. 그러나 2000년 이후 적용대상을 전 사업체로 확대하고 낮아진 평균 임금인상률에 비해 최저임금 인상률이 비교적 높은 수준을 유지하면서 최저임금의 영향력도 커지게 되었다. 이런 상황에서 최저임금이 원래 목적했던 근로자의 생활안정을 위한 정책 도구로서의 기능도 부각되고 있다.

그러나 최저임금이 근로자의 생활안정에 기여하는 데 한계가 있을 수도 있다는 주장이 오래전부터 제기되어 왔다. 주장의 핵심은 최저임금제도가 일정한 수준의 시간당임금을 보장함으로써 근로자의 생활안정에 도움을 줄 수도 있지만 이는 일자리를 유지하는 근로자에 해당하는 이야기이며 최저임금 인상으로 인해 해고가 늘어난다면 최저임금은 오히려 많은 근로자의 생활안정을 해하게 되는 결과를 갖고 올 수 있다는 것이다. 더구나 고용감소의 규모가 커서 고용유지 근로자의 임금인상 효과를 압도한다면 최저임금 인상이 바람직하지도 않을 수 있다. 이러한 맥락에서 최저임금 인상이 고용에 어떠한 영향을 미치는가는 최저임금제도의 입법 취지에 직접 관련되어 있다. 이는 최저임금 인상의 고용효과에 대한 논쟁이 미국의 연방 최저임금 도입 전후부터 활발하게 벌어진 이유이며 노동경제학에서 가장 많은 논문이 쓰이는 주제가 된 이유라고 판단된다.

해외에서 최저임금의 고용효과에 대한 수많은 논문이 쏟아지는 것에 비해서 국내의 연구는 많지 않은 실정이다. 또한 상반된 연구결과에 대한 논쟁도 거의 없는 상황이다. 그러나 이러한 현상은 한국만의 특유한 것은 아니다. 한국과 같은 전국 단일최저임금제를 시행하고 있는 나라들 대부분에서 발견되는 현상이다. 이는 전국 단일최저임금제의 경우 지역별 차등 최저임금제에 비해서 적용 가능한 추정방법이나 추정 결과의 해석에 제약이 있기 때문이다. 모든 지역에 동일한 최저임금이 적용되기 때문에 최저임금 인상의 영향이 없는 비교집단이 존재하지 않는다.

따라서 본 보고서에서는 전국 단일최저임금제에 초점을 맞추고 최저임금의 고용효과 추정에 적용할 수 있는 방법에 어떤 것들이 있고 그것들의 의미와 적용 시 유의사항에 대해서 살펴보았다. 이어서 전국 단일최저임금제 국가의 연구를 살펴보면서 각 연구에서 어떤 추정방법을 사용하였고 어떠한 문제가 있는지, 결과는 어떠한지 살펴보았다. 마지막으로 한국의 최저임금 고용효과에 대해서 살펴보았는데, 이전 연구결과를 정리하면서 각 연구의 추정방법 및 문제점에 대해서 살펴보고, 앞의 논의에 바탕을 두고 최근 자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다.

최저임금의 고용효과 추정과 관련하여 가장 잘 알려진 추정방법은 이중차분법이다. 미국과 같이 지역별로 다른 최저임금이 다른 시기에 인상되는 경우에는 인상된 지역의 고용효과를 추정하기 위해서 인상되지 않은 인근지역을 비교집단으로 이용한다. 이 방법에 문제가 전혀 없는 것은 아니지만 가장 적합한 방법으로 알려져 있고 널리 이용되고 있다. 전국 단일최저임금제하에서는 이러한 방법을 적용할 수밖에 없기 때문에 지역적 구분 대신 임금수준별로 관심집단과 비교집단을 구분한다. 인상될 최저임금 미만인 근로자 집단을 관심집단으로, 인상될 최저임금보다 약간 높은 근로자 집단을 비교집단으로 이용한다. 비교집단은 관심집단과 비슷한 성질을 가져야 하고 정책 충격의 영향이 없어야 한다는 두 가지 조건은 비교집단 임

금수준의 상한과 하한을 제한한다. 상한을 너무 높게 잡으면 비교집단이 관심집단과 성질이 전혀 다른 집단이 될 수 있고, 하한을 너무 낮게 잡으면 최저임금의 과급효과로 인해 최저임금의 영향을 받게 되기 때문이다.

이중차분법에 대한 대안으로 패널모형을 이용하기도 한다. 일반적으로 패널모형은 이중차분법과 달리 노동시장 전체를 분석대상으로 한다. 패널모형의 경우에는 비교집단이 명시적으로 없기 때문에 다른 논리에 따라 모형을 설정하고 해석한다. 먼저 최저임금이 없는 가상적 노동시장을 가정하고 여기서 균형 취업자 수를 설명하는 추정식을 설정한다. 여기서 최저임금 영향변수를 추가함으로써 최저임금 도입 또는 인상의 효과를 추정한다. 따라서 패널모형 이용 시 최저임금이 없을 경우 균형 취업자 수를 설명할 수 있는 설명변수를 적절히 포함하여야 한다. 또한 패널의 개별 관측치가 하나의 노동시장을 대변할 수 있어야 하기 때문에 각 지역이 하나의 관측치로 주로 이용된다.

전국 단일최저임금제를 시행하는 국가들 중에 최저임금의 고용효과에 대해서 가장 활발한 연구를 수행하는 국가는 영국이다. 이중차분법을 이용한 분석이 주류를 이루는데, Stewart(2004a)는 이 방법을 이용하여 영국의 국가최저임금 도입의 효과를 분석하고, 이 분석 방법과 관련된 이슈를 포괄적으로 검토한 연구이다. 최저임금 도입과 이후 추가적인 인상까지 고려한 많은 논문들이 이후에 발표되었다. Card and Krueger(1994)와 같이 저임금 업종을 대상으로 자체 조사한 결과를 이용한 논문도 있다. 여러 연구결과를 종합하면, 최저임금 도입 또는 인상은 대체로 고용에 부정적인 영향을 끼치지 않았다는 것인데, 일부 취약업종이나 계층에는 약간의 부정적인 영향을 준다. 패널모형을 이용한 분석도 여러 차례 수행되었는데 결과는 이중차분법을 이용할 때와 크게 다르지 않다.

2015년 법정 최저임금을 도입한 독일에서도 2016년 하반기 이후 많은 연구결과가 소개되고 있다. 발표된 연구는 대부분 패널모형을

이용하였다. 주로 지역패널을 이용하였는데, 지역과 인적속성을 패널화한 연구도 있다. 이중차분법을 이용한 경우도 없지는 않는데, Stewart(2004a)와 달리 사업체나 지역을 영향이 있거나 큰 집단과 영향이 없거나 적은 집단으로 구분하여 관심집단과 비교집단을 구성하였다. 연구결과를 종합하면 고용에 부정적 영향은 없지만 미니잡 근로자에게는 약간의 부정적 영향을 발견하였다. 그러나 많은 연구에서 분석의 적절성에 의문점을 발견하였다. 프랑스의 최저임금 연구는 영국보다 앞서는 측면도 있는데, 주로 이중차분법을 이용하였다. 특이한 것은, 고용유지효과뿐만 아니라 1993년부터 사회보험료를 지원하면서 실질 최저임금이 인하되게 되었는데, 이를 이용하여 최저임금의 노동시장 진입효과도 분석하였다. 이용가능한 자료 측면에서 포르투갈은 장점이 있다. 다양한 정보가 포함된 사업자-근로자 패널자료를 이용하여 모든 경로의 고용변화를 볼 수 있기 때문이다. 주로 이중차분법을 이용하였고, 상반된 결론을 내린 두 연구가 발표된 바 있다. 고용증가를 발표한 논문에는 이직 및 입직과 관련된 모든 가능성에 대해서 검토하였는데 기존 사업체에서 이직 감소가 고용증가로 이어진 주요 원인을 밝혔다.

한국의 경우에도 여러 차례 연구가 수행되었다. 이중차분법과 패널모형 모두 비슷하게 이용되었다. 최근에 패널모형을 이용한 분석에서 부정적 효과를 발표하였지만 고용에 유의한 부정적 영향이 없다는 것이 지금까지 대체적인 연구결과인 것으로 판단된다.

앞에서 살펴본 방법론에 대한 평가에 바탕을 두고 최근 한국 자료를 이용한 분석을 직접 수행하였다. 대체로 이중차분법과 패널모형을 이용한 분석에서 유의한 음(-)의 효과를 발견하기는 어려웠다. 그러나 지역과 인적특성을 패널화한 자료를 이용한 분석에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 발견하였다. 패널의 각 관측치를 하나의 노동시장으로 정의하기 어려워 마지막 결과를 신뢰하기 어렵지만 이에 대한 면밀한 검토가 필요하다고 판단된다. 최저임금 인상의 영향이 커지면서 부정적 효과의 발생 가능성이 과거보다는 높아졌기 때문이다.

제1장 서론

2017년은 한국에 최저임금이 도입된 지 30년이 되는 해이다. 1986년에 최저임금법이 제정되고 1987년 최저임금법에 대한 헌법적 기초가 만들어지고 최초의 최저임금액에 결정되었으며 1988년에 처음 시행되었다. 최저임금제도가 도입된 후부터 2000년까지는 높은 최저임금 인상률에도 불구하고 최저임금액이 높지 않았고 적용대상에 소규모사업체가 제외되면서 최저임금제도의 사회적 역할은 크지 않았던 것으로 보인다. 그러나 2000년 이후 적용대상을 전 사업체로 확대하고 낮아진 평균 임금인상률에 비해 최저임금 인상률이 비교적 높은 수준을 유지하면서 최저임금의 영향력도 커지게 되었다. 이런 상황에서 최저임금이 원래 목적했던 근로자의 생활안정을 위한 정책 도구로서의 기능도 부각되고 있다.

그러나 최저임금이 근로자의 생활안정에 기여하는 데 한계가 있을 수도 있다는 주장이 오래전부터 제기되어 왔다. 주장의 핵심은 최저임금제도가 일정한 수준의 시간당임금을 보장함으로써 근로자의 생활안정에 도움을 줄 수도 있지만 이는 일자리를 유지하는 근로자에 해당하는 이야기이며 최저임금 인상으로 인해 해고가 늘어난다면 최저임금은 오히려 많은 근로자의 생활안정을 해하게 되는 결과를 갖고 올 수 있다는 것이다. 더구나 고용감소의 규모가 커서 고용유지 근로자의 임금인상 효과를 압도한다면 최저임금 인상이 바람직하지도 않을 수 있다. 이러한 맥락에서 최저임금 인상이 고용에 어떠한 영향을 미치는가는 최저임금제도의 입법 취지에 직접 관련되어 있다. 이는 최저임금 인상의 고용효과에 대한 논쟁

이 미국의 연방 최저임금 도입 전후부터 활발하게 벌어진 이유이며 노동 경제학에서 가장 많은 논문이 쓰이는 주제가 된 이유라고 판단된다.

해외에서 최저임금의 고용효과에 대한 수많은 논문이 쏟아지는 것에 비해서 국내의 연구는 많지 않은 실정이다. 또한 상반된 연구결과에 대한 논쟁도 거의 없는 상황이다. 그러나 이러한 현상은 한국만의 특유한 것은 아니다. 한국과 같은 전국 단일최저임금제를 시행하고 있는 나라들 대부분에서 발견되는 현상이다. 그 이유는 전국 단일최저임금제도에서 최저임금제도라는 정책의 효과를 추정하는 데 방법론적 한계가 있기 때문이다. 그러나 중요한 정책에 대한 실증적 평가는 반드시 필요한 일이다. 따라서 제도적 한계에서 비롯된 방법론적 제약을 전제하고 차선책으로 이용할 수 있는 방법론을 찾고 이를 잘 적용하는 지혜가 필요하다.

본 보고서에서는 최저임금의 고용효과를 분석에 있어서 지역별 차등 최저임금제와 전국 단일최저임금제하에서 이용할 수 있는 방법을 설명한다. 아울러 전국 단일최저임금제를 도입한 국가들에서 수행된 연구를 소개하면서 방법론적 차이 및 결과에 대해 살펴본다. 이어서 한국의 기존 연구결과를 방법론 위주로 살펴보고 앞의 논의를 바탕으로 한국의 최저임금 고용효과를 직접 추정한다. 제2장에서는 최저임금의 고용효과를 추정하는 방법론을 소개하고, 제3장에서는 전국 단일최저임금제 국가의 연구결과를 소개한다. 제4장에서는 한국의 기존 연구를 분석하고 최저임금의 고용효과를 추정한다. 제5장에서는 전국 단일최저임금제에서의 적절한 분석방법과 한국의 최저임금 고용효과에 대해 종합평가한다.

제 2 장

최저임금 고용효과 추정방법론

본 장에서는 최저임금 인상의 고용효과를 추정하는 방법론에 대해서 살펴본다. 어떠한 방법론이 있고 이러한 방법론이 각 국가별 상황에 따라 어떻게 달리 적용될 수 있는지를 살펴본다.

제1절 최저임금 시행 단위

최저임금 시행 단위에 따라 적용할 수 있는 방법론에 차이가 발생한다. 시행 단위는 전국과 지역으로 나뉜다. 그런데 지역 단위로 시행되더라도 결정을 국가에서 할 수도 있고 지역에서 할 수도 있다. 국가와 지역이 각각 최저임금을 결정할 수도 있다.

전 세계 국가의 절반 이상이 전국 단일최저임금제를 시행하고 있는데, 영국, 독일, 프랑스와 같은 대부분의 서유럽 국가들은 이 제도를 채택하고 있다. 북유럽국가와 서유럽국가 중 일부는 아직 법정 최저임금제를 도입하지 않고 있다. 지역별로 최저임금을 달리 결정하는 국가 중에는 영토가 매우 넓거나 섬으로 분리되어 있어서 지역별로 경제상황이 다르거나 노동시장이 구분되는 경우가 많은 것으로 보인다. 이 경우에 대부분 중앙정부에서 지역별 최저임금을 결정하지만 드물게 지역에서 최저임금을 결

정하는데, 일본과 중국이 그 대표적인 예이다. 국가와 지역이 각각 최저임금을 결정하는 국가는 거의 없는데 최저임금에 관한 연구가 활발한 미국이 이러한 경우이다.¹⁾

지금부터는 최저임금제도의 형식적 규정과 상관없이 최저임금이 실제로 달리 적용되는 지역이 하나라도 있다면 지역별 차등 최저임금제로 보고, 나머지를 전국 단일최저임금제로 본다. 최저임금 인상의 고용효과 추정과 관련해서는 최저임금액이 실제로 지역별로 다르게 적용되느냐와 그 시행시기에 차이가 있느냐가 중요하기 때문이다. 이 두 조건을 만족시키는 국가는 준실험적 방법을 적용하기에 가장 좋은 제도를 갖고 있다. 미국이 그 대표적인 예이다. 연방 최저임금과 주 최저임금 모두 인상시기가 일정치 않다. 중국의 경우에는 2년에 1회 이상 최저임금을 인상하도록 하고 있기 때문에 지역별로 인상시기에 약간씩 차이가 있다. 그러나 영국이나 한국과 같이 하나의 최저임금이 적용되는 경우에는 준실험적 방법을 이용하기에 좋지 않은 환경이라고 볼 수 있다.

제2절 최저임금 인상효과 추정방법 개요

1980년대까지는 시계열모형을 이용하여 시기별 최저임금 인상의 영향을 분석한 논문이 대부분이었다. 이 방법에서는 Kaitz index를 최저임금 인상의 영향 변수로 이용하였다. Kaitz index는 평균임금 대비 최저임금의 비중을 최저임금 적용대상의 비중을 곱하여 구한다. 그런데 이 모형에서는 Omitted Variable Bias의 문제가 크게 대두된다. 경제적 여건이 Kaitz index의 분모에 들어가는 평균임금과 종속변수인 취업자 수에 영향을 미치는데, 이 변수가 제외됨으로써 최저임금 영향 변수가 이 효과과

1) 미국의 경우 국가에서 결정하는 최저임금이 전 지역에 걸쳐서 적용되기 때문에 문헌에 따라 단일최저임금제 국가로 분류되기도 한다. 그러나 지역별로도 별도의 최저임금을 결정되고, 연방 최저임금과 주(州) 최저임금이 동시에 적용되기 때문에 적용되는 최저임금이 사실상 지역별로 달라지는 결과가 벌어진다.

지 반영하게 되는 결과를 가져온다. 이 문제를 해소하기 위해 경제여건을 반영하는 변수를 추가할 수 있지만 경제여건을 제대로 반영하는 변수를 찾기는 쉽지 않다. 연도 더미변수를 포함시키는 것이 근본적인 해결책이지만 독립변수의 수가 관측치 수보다 많아져 이렇게 할 수 없다.

1990년대 이후 정책효과 분석에 준실험적 방법이 본격적으로 이용되면서, 최저임금 인상의 고용효과 추정에도 준실험적 방법이 활발하게 이용되기 시작하였다. 대표적으로 최저임금이 인상되지 않은 인근 지역에 비해 인상된 지역의 고용이 어떻게 변했는지를 추정하는 방법이 이용되었다. 다만, 이는 지역별로 최저임금이 결정되고 최저임금이 결정되는 시기가 다른 경우에 적용할 수 있다. 전국 단일최저임금제도하에서는 최저임금 인상의 영향을 받는 집단을 영향을 받는 또는 덜 받는 집단과 직접 비교하기 위해 약간 변형된 방법을 이용할 수 있다. 예를 들어, 인상의 영향을 받는 집단과 최저임금보다 조금 더 많은 임금을 받는 집단과 비교해서 최저임금 영향집단을 비교하는 것이다. 분석 대상이나 분석 방법에 따라, 영향을 받는지 여부를 나타내는 이산변수 외에도 영향 근로자 비중, 임금 격차(wage gap) 등을 이용할 수 있다.

최저임금 인상의 고용효과를 다른 방법으로 추정할 수도 있다. 대표적으로 균형 취업자 수에 관한 축약식을 설정하고 여기에 최저임금을 추가함으로써 최저임금이 고용에 미치는 효과를 추정한다. 최저임금 영향 변수로는 앞에서 언급한 Kaitz index, 임금격차, 영향 근로자 비중, 실질 최저임금액 등이 이용된다. 이 방법을 이용할 때는 지역별 패널자료를 주로 이용하는데, 앞의 시계열모형과 달리 지역별 경기변화를 반영하는 더미변수나 시간과 그 더미변수의 교호항을 추가하여 경기변화의 영향을 통제할 수 있다. 이 경우에 모형의 함의가 지역별 차등 최저임금제나 전국 단일 최저임금제에 따라 달라진다. 지역별 차등 최저임금제의 경우 다른 지역을 비교집단으로 볼 수 있어서 이중차분법과 같은 해석이 가능하다. 그러나 전국 단일최저임금제의 경우에는 비교집단이 명확하지 않고 이중차분법과 같은 해석이 어렵다. 또한 전국 단일최저임금제의 경우에는 최저임금액과 시간 더미변수를 동시에 포함할 수 없다.

최저임금의 고용효과 분석에서 가장 중요한 것은 최저임금 영향 변수

에 충분한 변동(variation)이 있어야 한다는 것이다. 이는 모든 실증분석에 공통적으로 적용되는 원칙이지만, 최저임금의 고용효과 분석에 있어서는 이용할 수 있는 방법론에 제약요인으로 작용한다. 지역별 차등 최저임금제의 경우에는 한 시점에 지역별로 최저임금이 다르다면 최저임금과 관련된 어떤 변수도 최저임금의 영향을 잘 반영하기만 하면 이용할 수 있지만, 전국 단일최저임금제의 경우에는 한 시점에 하나의 최저임금만 존재하기 때문에 실질 최저임금액과 같은 변수를 이용하기 어렵다.

또 다른 중요한 요소는 적절한 비교집단이 존재해야 한다는 것이다. 앞서도 지적한 바와 같이 지역별 차등 최저임금제의 경우에는 한 시점에 최저임금이 인상된 지역과 그렇지 않은 지역이 존재할 경우 최저임금이 인상되지 않은 지역이 비교집단이 될 수 있다. 물론 최저임금이 인상되지 않은 모든 지역이 적절한 비교집단인지에 대해서는 논란의 여지가 있을 수 있다. 비교집단은 관심집단과 비슷한 특성을 갖고 있어야 하기 때문이다. 앞에서 언급했듯이 전국 단일최저임금제의 경우에는 적절한 비교집단을 설정하기 매우 어렵다. 따라서 최선은 아니지만 차선의 비교집단을 설정하거나 비교집단을 아예 설정하지 않고 최저임금이 없는 경우의 균형 취업자 수에 최저임금 인상의 충격이 미치는 영향을 추정할 수도 있다.

아래에서는 1990년대 이후에 주로 이용되는 주요 방법론과 최근의 방법론 관련 논쟁을 설명한다.

제3절 이중차분법

최저임금의 고용효과에 대한 연구가 폭발적으로 증가한데는 Card and Krueger(1994)가 수행한 뉴저지의 최저임금 인상효과에 대한 분석이 가장 크게 영향을 미친 것으로 보인다. 이후에 많은 정책효과 분석에 Card and Krueger(1994)가 이용한 이중차분법(Difference in differences)이 이용되었으며, 특히 최저임금의 효과 분석에 널리 쓰이게 되었다.

이중차분법의 논리는 단순하다. 동일한 성질의 두 집단이 있고, 그중

한 집단에 충격이 가해졌을 때(새로운 정책 도입) 그 충격의 효과는 각 집단의 충격 전후의 차이를 구한 후 두 집단의 차이의 차이를 구함으로써 추정할 수 있다. 이를 모형화하면 다음과 같다.

$$y_{jt} = \alpha + \gamma d_j + \delta d_t + \beta d_j \cdot d_t + \epsilon_{jt} \quad (2-1)$$

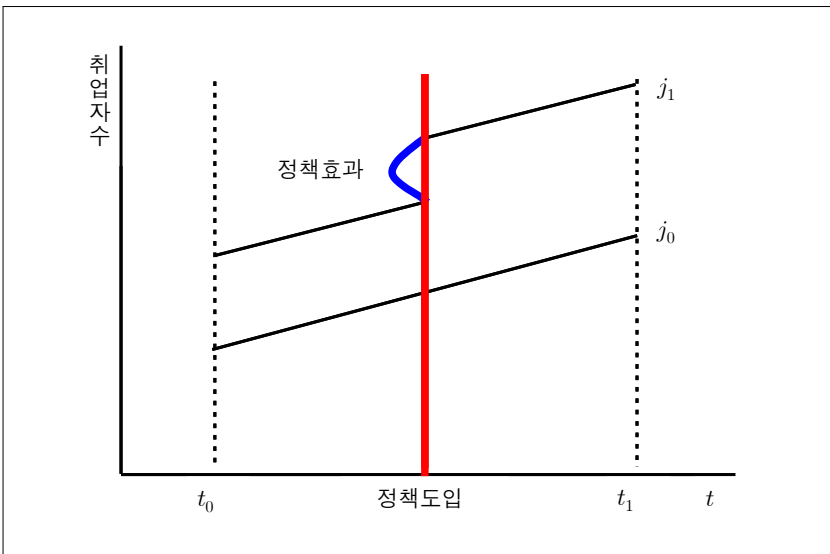
이 식을 차분하면 다음과 같다.

$$\Delta y_{jt} = \delta + \beta d_j + \Delta \epsilon_{jt} \quad (2-2)$$

여기서 j 가 0이면 비교집단(control group), 1이면 관심집단(treatment group)이고 t 가 0이면 정책도입 전, 1이면 정책도입 후이다. 종속변수는 취업자 수 또는 고용률이다. 이하에서는 표현의 편의를 위해 종속변수를 취업자 수라고 지칭한다. 이를 그림으로 나타내면 [그림 2-1]과 같다.

위 식에서 최저임금의 고용효과는 β 로 추정할 수 있다. 여기서는 최저임금의 영향을 받는 집단의 경우 영향의 정도와 상관없이 최저임금에 미치는 영향이 같다는 암묵적 가정이 전제되어 있다. 이러한 가정을 완화하

[그림 2-1] 이중차분법을 이용한 정책효과 분석



자료: 필자 작성.

기 위해서 식 (2-2)에서 d_j 대신에 임금격차(wage gap)을 이용하기도 한다. 임금격차는 다음과 같이 정의된다.

$$w_j^g = \begin{cases} w_{j1}^m - w_{j0} & , \text{if } w_{j0} < w_{j1}^m \text{ and } j = 1 \\ 0 & , \text{otherwise} \end{cases} \quad (2-3)$$

여기서 w^m 은 최저임금액, w 는 임금액을 의미한다. 이를 식 (2-1)과 같은 추정식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_{jt} = \alpha + \gamma d_j + \delta d_t + \beta w_j^g d_j \cdot d_t + \epsilon_{jt}$$

식 (2-1) 또는 식 (2-2)를 이용한 정책효과 추정에는 두 가정이 전제되어 있다. 첫 번째 가정은 최저임금의 인상이 없는 상황에서 취업자 수를 $y_{jt}^0 = d_j + d_t + \epsilon_{jt}$ 로 표현할 수 있다는 것이다. 여기서 y_{jt}^0 은 최저임금이 없을 경우에 j 집단의 t 시점에 취업자 수이다. 여기에 최저임금이 없을 때 취업자 수의 결정에 영향을 주는 여러 변수를 추가함으로써 현실을 더 세밀하게 반영할 수도 있다. 두 번째 가정은 최저임금 인상이 없는 경우에 각 집단의 두 시점 사이에 변화는 동일하다는 것이다. 즉 $[y_{11}^0 - y_{10}^0] - [y_{01}^0 - y_{00}^0] = 0$ 으로 표현할 수 있다. 그러나 이 가정은 비교집단이 매우 잘 설정되지 않는 한 만족되기 힘들다. 따라서 이중차분법 적용에 있어서 비교집단을 잘 설정하는 것은 매우 중요하다.

지역별 차등 최저임금제를 시행하는 국가에서 지역별로 인상시기가 다르다면 비교집단 설정이 상대적으로 용이하다. 이 경우에 최저임금이 인상된 한 지역의 가장 좋은 비교집단은 최저임금이 인상되지 않은 인접 지역이다. 인접 지역의 경우 지역적 특성이 비슷할 가능성이 높기 때문이다. 이것이 Card and Krueger(1994)가 뉴저지와 인접한 펜실베이니아 지역을 비교집단으로 설정한 이유이다.²⁾

2) 지금까지 거의 지적되지 않았지만, 인접지역을 비교집단으로 설정하는 것에도 여전히 문제가 있다. 관심집단과 비교집단이 인접해 있기 때문에 관심집단의 노동시장이 비교집단의 노동시장 변화에 영향을 받을 수 있기 때문이다. 예를 들어, 최저임금 인상으로 관심집단 저임금 노동수요가 감소할 경우 이들이 비교집단으로 이동할 수 있으며, 반대로 관심집단의 노동가격 상승은 비교집단 저숙련 노동력의 이탈 유인으로 작용할 수도 있다. 이 두 효과는 서로 반대방향으로 영향을 미치는

전국 단일최저임금제를 시행하는 국가에서는 인접 지역을 비교집단으로 설정할 수 없다. 인접 지역에도 인상된 최저임금이 적용되기 때문이다. 이때 이중차분법을 이용하기 위해서는 다른 접근법을 쓸 수밖에 없다. 일반적으로 다음과 같이 개인별 데이터를 이용하여 고용유지효과를 추정하게 된다.

$$P(e_{t+1} = 1 | e_t = 1) = f(\delta + \beta d_j + \epsilon_{jt}) \quad (2-4)$$

여기서 e_t 는 고용상태에 있으면 1, 그렇지 않으면 0이다. $f(\cdot)$ 은 확률 함수이며, 보통 정규분포나 로지스틱 분포를 가정한다. 앞에서와 같이 고용유지에 영향을 주는 여러 변수를 설명변수에 추가함으로써 현실을 더 세밀하게 반영할 수 있다.

일반적으로 비교집단으로 최저임금액보다 높은 임금을 받는 집단을 이용한다. 이 방법은 Linneman(1982)에서 이용된 바 있으며 Card and Kureger(1995)에서도 차선택으로 소개되고 있다. 전국 단일최저임금제에서 최저임금의 고용효과 분석에 본격적으로 이용된 것은 Stewart(2004a) 이후이다. Stewart(2004a)는 인상될 최저임금액보다 높지만 1.1배보다는 낮은 임금근로자를 비교집단으로 설정하였다. 그런데 이 비교집단에는 두 가지 문제가 있다. 첫째, 인상될 최저임금보다 높은 임금을 받는 집단이 최저임금의 영향을 받는 집단과 비슷한 성질을 갖지 않을 수도 있다. 최저임금의 영향을 받는 집단이 노동시장 상황의 변화에 훨씬 더 취약하다면 여기에 제시된 비교집단은 적절하지 않을 수도 있다. 두 번째 문제는 비교집단이 파급효과의 영향을 받을 수도 있다. 이 경우 최저임금 인상의 영향을 받지 않아야 할 비교집단이 최저임금 인상의 영향을 받게 된다. 이 경우에는 비교집단에 대해서도 최저임금 인상으로 인한 고용감소의 가능성이 생기게 된다. 그러나 최저임금 인상이 영향집단(저숙련)의 고용을 비교집단(중숙련)의 고용으로 대체하는 효과가 발생한다면 최저임금 인상이 비교집단의 고용을 증가시키게 된다. 파급효과와 대체효과는 비교집단에 대한 최저임금 인상의 효과를 서로 상쇄시키게 된다. 다만 순효과의 크기는 알 수 없다.³⁾

데, 순효과가 어떻게 될지는 판단하기 어렵다.

제4절 패널모형

패널모형은 주로 지역별 패널을 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정한다. 이러한 시도는 Neumark and Wascher(1992)에서 발견할 수 있는데, 그들은 주별 패널자료를 구축한 후 주별 더미변수와 시차 더미변수를 추가함으로써 시계열 모형의 한계를 극복하였다. 주별 최저임금 차이를 이용함으로써 최저임금 영향변수의 추가적인 변동(variation)도 이용하였다. 그러나 이 모형에는 여전히 한계가 있는데, 미국과 같은 영토가 넓은 나라에서 미국 전체에 대한 연도별 추세만 통제함으로써 지역별 경기변동을 제대로 반영하지 못했다는 비판을 받고 있다.⁴⁾ 본 절에서는 연도별 추세가 경기변동을 적절히 통제한다고 가정한다. 한국과 같이 영토가 좁은 국가에서는 이러한 가정이 크게 문제가 되지 않을 것이라 판단된다.

패널모형의 전형적인 추정식은 다음과 같다.

$$y_{jt} = \alpha + \beta w_{jt}^m + X_j \gamma + S_{jt} \delta + \eta d_j + \zeta d_t + \epsilon_{jt} \quad (2-5)$$

여기서 y 는 취업자 수 또는 고용률이며, w^m 은 최저임금액 또는 최저임금 영향변수이다. X_j 는 시간에 따라 변하지 않는 j 의 특성, S_{jt} 는 시간에 따라 변하는 j 의 특성이다. d_j 와 d_t 는 더미변수이다. 최저임금 영향변수로는 Neumark and Wascher(1992)와 같이 Kaitz index를 쓸 수도 있고, 최저임금 인상의 영향을 받는 근로자 비중이나 임금격차를 이용할 수도 있다. 그런데 식 (2-5)의 함의는 추정에 이용하는 제도적 특성에 따라 달라지게 된다. 만약 하나의 j 의 최저임금(w_{jt}^m)만이 바뀌고 나머지 j 의 최저임금에 변화가 없는 상황에서 이 모형을 추정한다면, 식 (2-5)를 추

3) Currie and Fallick(1996)은 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)를 이 방법에 적용하여 미국의 최저임금 고용효과를 추정하였다.

4) 지역별 경기변동에 대한 통제에 대해서는 여전히 논쟁 중인데, 다음 절을 참조하기 바란다. Neumark and Washer(1992)에 대해서는 하나의 비판의 더 있는데, 설명변수에 재학률을 추가한 것이다.

정하는 것은 실질적으로 식 (2-1)을 추정한 것과 같으며 이 경우 j 는 관심집단이고 나머지를 비교집단인 것으로 해석할 수 있다. 이 경우에는 X 나 S 에 어떤 변수가 포함되느냐가 덜 중요할 수 있다.

그러나 전국 단일최저임금제의 경우에는 모든 j 의 최저임금이 동시에 변하게 되어 위와 같은 해석이 불가능하다. 이 경우에는 노동시장의 수요와 공급을 설명하는 외생변수들이 균형 취업자 수 y_{jt}^0 를 결정하고, 여기에 w_{jt}^m 의 충격이 가해져서 관측되는 취업자 수 y_{jt} 가 실현되는 것으로 해석해야 한다. 이는 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저 균형 취업자 수는 다음의 네 개 식에 의해 결정된다.

$$\begin{aligned} L^d &= l^d(X^d) \\ L^s &= l^s(X^s) \\ L^0 &= L^d = L^s \\ W^0 &= w(X^w) \end{aligned}$$

여기에 전체 식을 취업자 수에 대해 풀면 다음과 같다.

$$L^0 = l(X^d, X^s, X^w) = X\theta + \epsilon \quad (2-6)$$

노동 수요 및 공급에 대해서만 풀면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} L^0 &= l(X^d, X^s, W^0) = Z\zeta + \delta W^0 + u_l \\ W^0 &= w(X^w) = X^w\lambda + u_w \end{aligned} \quad (2-7)$$

식 (2-6)에 최저임금의 충격이 가해지면,

$$L = f(L^0, w^m) = \beta w^m + X\theta' + \epsilon' \quad (2-8)$$

식 (2-7)에 최저임금의 충격이 가해지면,

$$\begin{aligned} L &= l'(X^d, X^s, W) = Z\zeta' + \delta' W + u_l' \\ W &= w'(W^0, w^m) = \gamma w^m + X^w\lambda' + u_w' \end{aligned} \quad (2-9)$$

여기서 모든 식은 선형으로 표현 가능하다고 가정하고 있다. X^d , X^s 는 노동수요 및 노동공급에 영향을 주는 외생변수, X^w 는 임금에 영향을

주는 외생변수이다. 많은 외생변수는 노동수요, 노동공급, 임금 모두에 영향을 미치게 된다. X 는 모든 외생변수를 포함하고, Z 는 노동수요와 노동공급에 관한 외생변수만 포함한다. 식 (2-9) 첫 번째 식의 W 는 내생변수이며, 식 (2-9)를 축약식으로 표현하면 식 (2-8)과 같다. 단일최저임금제 국가에서 최저임금의 고용효과 분석에서 많이 이용하는 Card(1992)의 추정식도 식 (2-8)과 식 (2-9)에 바탕을 두고 있다. 그는 연방최저임금의 변화만을 고려하였기 때문에 사실상 단일최저임금제 국가와 같은 상황에 대해 분석한 것이다.

여기서 주의해야 할 것은 β 가 최저임금 인상로 인한 취업자 수 변동을 나타내도록 적절한 외생변수를 포함해야 한다는 것이다. 앞서서도 언급하였지만, 최저임금 영향변수로 Kaitz index를 쓰면서 경기변동이 제대로 통제되지 않으면 경기변동으로 인한 고용변동이 Kaitz index 변동으로 인한 요인으로 포착되면서 최저임금의 영향이 과잉추정될 수 있다. 개인 더미변수와 시간더미변수를 포함할 경우 많은 외생적 변화를 통제하게 되지만, 노동수요와 노동공급에 영향을 주는 주요 변수를 추가로 통제할 필요가 있다. 예를 들어 생산변수나 인구변수가 이에 해당할 것이다. 물론 종속변수가 고용률인 경우 인구변수의 통제는 불필요할 것이다.

제5절 방법론 관련 논쟁

최저임금 관련 논쟁은 이미 1900년대 초에 시작되었다. 처음의 논쟁의 주로 이론적 설명과 관련되었는데, Lester(1946)와 Stigler(1946) 사이에 벌어졌다. 실증적 논쟁은 1900년대 중반에 들어와서 시작되었는데, Peterson(1957, 1959, 1960)과 Lester(1960) 사이에 실증분석 결과를 바탕으로 한 논쟁이 이어졌다. 이후에 주별 최저임금이 거의 없는 미국의 상황에서 시계열 분석이 주류를 이루면서 논쟁이 사그라드는 듯했다.

현재의 논쟁과 맥락을 같이하는 최초의 논쟁은 1992년 *Industrial and Labor Relations Review*가 최저임금에 대한 특집호를 발표하면서 시작되

었다. 여기에 최저임금의 고용효과에 대한 네 편의 논문이 발표되었는데 서로 상반된 결과가 제시되었으며, 저자들 사이에 상반된 결과의 원인에 대한 논쟁이 같은 학술지 다음 호에서 오고 갔다. Card, Katz, and Krueger (1994)는 Neumark and Wascher(1992)가 추가한 재학률 변수에 대해 문제를 제기하였고, 이에 대해 Neumark and Wascher(1994)는 자신의 변수가 크게 문제가 없다고 대응하였다. 이어서 양측의 논쟁이 반대의 상황으로 전개되었다. Neumark and Wascher(2000)가 Card and Krueger(1994)의 이용 자료에 문제를 제기하였으며, 이에 대해 Card and Krueger(2000)는 Neumark and Wascher가 문제를 제기하면서 이용한 비교집단이 부적절하다고 대응하였다.

현재는 지역별 추세변수 추가 여부에 대한 논쟁이 진행 중이다. 지역별 추세변수 추가 여부에 따라 고려하는 비교집단에 대한 해석이 달라지는데, 서로 다른 비교집단을 적절하다고 주장하면서 논쟁이 이어지고 있다. Dube et al.(2010)과 Allegretto et al.(2011)은 Neumark and Washer (1992, 2007, 2008, 2011)가 1992년 이후 줄곧 이용하고 있는 추정방법에 문제를 제기하였다. 앞 절에서 설명한 바와 같이 Neumark and Washer는 주별 패널자료를 이용하면서 최저임금 영향변수에 주별 더미변수와 추세변수를 추가한 모형을 활용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였는데, Dube et al.(2010)과 Allegretto et al.(2011)은 지역별로 경제상황의 변화가 크게 다르기 때문에 이를 추가적으로 통제해야 한다고 주장하였다. 그들은 Card and Krueger(1994)를 일반화하여 주(州)는 다르지만 경계를 공유하는 시(county)를 모아서(pooling) 분석하였다. 지역별 추세변수를 추가할 경우 그 지역 내에서 최저임금의 효과만을 보게 되므로 해당 지역 중에 최저임금 인상이 없는 시들이 최저임금이 인상된 시의 비교집단이 된다. Neumark et al.(2014)는 지역 중에 최저임금 인상이 없는 시들이 적절한 비교집단이 아니라고 주장하였다. 그들은 합성비교집단(synthetic control)을 활용하여 정책효과를 분석한 Abadie et al.(2010)에서 착안하여 지역 내에 있는 주의 가중치(weight)가 다른 지역 내에 있는 주보다 높은지를 비교하여 지역 내에 있는 다른 주가 적절한 비교집단인지 확인하였다. 그런데 지역 내의 주의 가중치가 지역 외의 가중치보다 낮다는

것을 확인하고 지역별 추세변수 추가는 부적절하다고 주장하였다. 이에 대해 Allegretto et al.(2017)은 Neumark et al.(2014)의 합성비교집단의 설정에 오류가 있음을 지적하고 Belloni et al.(2014)이 권고한 대로 LASSO(Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) 분석을 수행하여 자신들의 이전 결과가 유효하다고 주장하였다. 더구나 그들은 Neumark et al.(2014)의 합성비교집단 설정에 문제가 있다는 점을 밝혔고, Neumark et al.(2017)은 가중치 계산에 오류를 범했다는 점을 인정하였다.

미국 내에서 최저임금의 고용효과에 대한 방법론적 논쟁은 여전히 진행 중이며 Data mining에서 쓰는 기법까지 동원하여 변수의 적절성에 대해 평가하고 있는 실정이다. 방법론 면에서 최근 시작된 한 가지 경향은 합성비교집단을 이용하는 것이다. 시애틀의 최저임금 인상에 대한 영향을 분석한 Jardim et al.(2017)과 Reich et al.(2017)도 합성비교집단을 이용한 분석을 시도하였다. 그러나 아직 합성비교집단을 이용한 분석은 한계가 있는데, 통계적 유의성을 평가하기 위한 통일된 방법론이 아직 제시되지 않았다. 아쉬운 점은 미국에서 진행되고 있는 논쟁이 전국 단일최저임금제에서는 유효하지 않다는 것이다.

제 3 장

전국 단일최저임금제 시행 국가의 고용효과

앞 장에서 설명한 바와 같이 전국 단일최저임금제하에서 최저임금의 고용효과 추정에는 많은 제약이 따른다. 정책효과 분석에 가장 많이 이용되고 있는 이중차분법을 문제없이 적용하기 쉽지 않다. 비교집단의 설정이 어렵기 때문이다. 패널모형을 이용한 분석에서는 이중차분법과 같은 프레임의 해석이 어렵고 최저임금 영향변수의 변동이 제한적이다. 지역별 최저임금의 차이가 없기 때문에 최저임금액을 직접 이용하기 어려워서 영향 근로자 비율, 임금격차, Kaitz index 등을 이용한다.

본 장에서는 전국 단일최저임금제를 시행하는 국가의 최저임금의 고용효과를 추정한 연구를 살펴본다. 개도국에서도 연구결과들이 나오고 있지만, 자국어로 작성되었거나 단순 통계 비교에 그치는 연구들이 많아서 여기에서는 최저임금에 대한 연구가 활발한 영국을 비롯한 서유럽 국가를 주로 살펴도록 한다. 각 국가의 최저임금 관련 상황에 대해서 간단히 설명하고 앞 장에서 제시한 추정방법별로 연구의 특징과 결과를 소개한다.

제1절 영 국

영국에서는 1907년부터 산업별 최저임금제도가 시행되었다. 그러나 이 제도는 현대적 최저임금제도라고 보기 힘들다. 보호가 필요한 소수의 취

약업종 종사자를 보호하기 위해서 만들어진 제도이기 때문이다. 산업별 최저임금은 해당 산업에 구성된 임금위원회(wage council)에서 결정되었다. 그러나 업종별 임금위원회가 점차 해체되면서 1993년부터 이 제도는 더 이상 시행되지 않았다. 노동당에서 전국단위 법정 최저임금제 시행을 약속하였지만 1992년 선거에서 패배하면서 그 시행이 미뤄졌다. 1997년 악화되는 노동시장 상황을 개선하기 위해 전국단위 최저임금제 시행이 결정되고 1998년 저임금위원회(Low pay commission)가 구성되었으며, 1999년 4월에 최초의 최저임금이 적용되었다. 당시 최저임금은 3.6파운드였다. 이후 매년 최저임금이 인상되었는데, 시행 첫해를 제외하고는 10월에 새로운 최저임금이 적용되었다.

이러한 상황은 최저임금의 효과를 분석하기에 매우 좋은 여건을 조성하였다. 최저임금이 없던 시기에서 시행된 시기로 전환되었기 때문에 최저임금이 없는 가상적 시기가 존재하는 것이며, 최저임금 시행 전 시기의 고용변화를 분석하여 비교집단의 적절성에 대한 평가가 가능하기 때문이다. 이러한 이유로 영국은 전국 단일최저임금제 시행 국가들 중 최저임금에 대한 연구가 가장 활발한 국가가 되었다. 이렇게 영국의 최저임금 연구가 활발하게 된 다른 배경에는 저임금위원회의 역할도 컸다. 저임금위원회는 최저임금 시행 전인 1998년부터 매년 10개 내외의 연구주제에 대한 연구를 발주하고 있다. 2016년부터 저소득층에 대한 정부의 부담을 줄이기 위해 생활임금제가 시행되고 있지만, 생활임금제는 성격상 그 전에 시행된 최저임금제와 같은 제도이다.

영국에서 수행된 연구 중 가장 잘 알려진 논문은 Stewart(2004a)이다. 그는 뒤에서 소개할 Linneman(1982)와 Abowd(2000b)가 제시한 방법을 이용하여 최저임금 도입이 고용에 미치는 효과를 추정하였다. 그는 세 종류의 자료를 각각 이용하였다. 한국의 경제활동인구조사와 같은 Labor Force Survey를 2년간 연결한 자료와 가구패널자료인 British Household Panel Survey, 고용보험자료와 같은 New Earnings Survey를 연결한 자료이다. New Earning Survey의 경우에, 영국은 사회보험료를 개인소득세와 같이 납부하는데(Pay As You Earn : PAYE) 소득이 일정 이하인 경우에는 아예 사회보험료 납부를 하지 않기 때문에 이 조사에 포착되지 않

게 된다. 이럴 경우 사회보험료 납부 여부의 변동으로 인해 저임금 근로자의 고용의 변동이 심한 것처럼 추정될 수가 있어서 Stewart는 New Earnings Survey의 경우 이러한 가능성이 큰 18세 미만과 60세 이상, 복수의 일을 하는 자, 1주일에 1시간 미만 일한 사람을 분석에서 제외하였다. 그는 인상될 최저임금 미만인 근로자를 관심집단으로 인상될 최저임금 이상이며 1.1배 미만인 근로자를 비교집단으로 두고 이중차분법을 적용하여 고용유지효과를 추정하였다. 그는 최저임금 도입의 영향을 받는 지 여부뿐만 아니라 임금격차를 이용함으로써 영향의 정도에 따른 고용유지효과도 분석하였다. 그는 모든 분석에서 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 아울러 국가 최저임금 시행 이전 기간의 자료를 이용하여 이중차분법의 가장 중요한 가정인 최저임금이 없을 경우 관심집단과 비교집단의 추세적 차이가 없음을 보였다. 임금에 대한 측정오차는 관심집단과 비교집단의 구분을 잘못하게 만들 수 있어서 매우 중요한 문제인데, Bollinger(1996)을 따라 측정오차를 보정하여 기존의 결과와 거의 차이가 없음을 보였다. 최저임금제도의 도입이 이미 1997년에 결정된 것이기 때문에 기업의 사전적 대응이 있었을 수 있는데, 이를 감안한 분석을 수행하였으나 이것이 큰 이슈가 아님을 보였다. 과급효과(spillover effect)는 최저임금이 비교집단에도 영향을 주어 고용효과를 과소추정하게 할 수 있으며, 대체효과는 관심집단의 고용감소가 비교집단의 고용으로 이어져 고용효과를 과대추정하게 할 수 있음을 지적하였다. 두 효과는 서로를 상쇄하게 하는데 합이 얼마인지 알기는 어렵지만, 이럴 가능성을 고려하여 비교집단을 인상될 최저임금보다 조금 더 높은 임금을 받는 사람들로 구성하여 분석하기도 하였다. 아울러 Stewart는 과급효과가 없다는 Dickens and Manning(2004a) 연구결과를 인용하였다.⁵⁾ 그가 설정한 관심집단의 문제에 대해서도 임금이 인상될 최저임금에 거의 근접한 근로자의 경우 최저임금 도입에 영향을 받지 않을 수도 있다. 이 경우에는 일상적인 인상폭으로도 최저임금법을 지킬 수 있기 때문이다. 이를 고려한 분석도 자신의 기존 결과를 바꾸지 않음을 보였다. Stewart(2004b)는 2000년과

5) Dickens and Manning(2004b)는 저임금 업종을 분석한 다른 연구에서 약간의 과급 효과가 있음을 보인 바 있다.

2001년 최저임금 인상까지 분석기간을 늘렸으며, Stewart(2004a)와 질적으로 동일한 결과를 얻었다. Dickens et al.(2005)는 2003년 최저임금 인상에 대해서 분석하였다. 최저임금 영향변수로 임금격차를 이용하여 최저임금 인상이 고용유지효과에 유의한 영향을 미치지 않았음을 보였다. 그는 1999년부터 Labor Force Survey에 포함된 시급근로자에 대한 항목을 이용하여 시급근로자의 고용효과를 따로 추정하기도 하였는데 유의한 영향을 발견하지 못하였다.

Machin et al.(2003)은 전화번호부에 있는 영국의 전체 가정 내 장기요양서비스(residential care home, 이하 요양서비스) 업체를 조사하여 고용유지효과를 분석하였다. 그의 연구는 Card and Krueger(1994)의 직접 조사한 자료를 이용한 분석과 비슷한데, 직접적인 비교집단을 설정하지 않았다는 점에서 차이가 있다. 최저임금 영향변수로 영향 근로자 비중과 임금격차를 이용하였다. 그들은 1992년 총선 전후에 시행된 조사를 이용하여 최저임금이 없는 상황에 초기 임금수준이 고용변화에 어떤 영향을 미쳤는지도 점검하였다. 추정 결과 최저임금 도입이 요양서비스의 고용에 약간의 부정적 영향을 끼치는 것으로 밝혀졌다. Machin et al.(2004)는 2001년 최저임금 인상 전후에 한 차례 조사를 더 수행하여 최저임금 인상의 효과를 추가적으로 살펴보았다. 나머지 연구방법은 이전과 동일한데, 이 연구에서도 약간의 부정적 고용효과를 발견하였다. 그러나 Machin et al.(2003)은 결론에서 자신의 연구결과를 경제 전체적인 고용효과로 해석하지 않도록 당부하였다. 그들의 연구대상은 최저임금에 특별히 취약하고 비용인상을 가격인상으로 흡수하기 어려운 업종이기 때문이다.

Dickens et al.(2015)는 1998년부터 2009년까지 New Earnings Survey를 이용하여 최저임금 도입 및 인상의 고용유지효과를 추정하였다. 그들은 Stewart(2004a)와 같은 전형적인 이중차분법을 이용하였으며 임금이 인상될 최저임금보다 낮은지 높은지에 따라 관심집단과 비교집단으로 구분하였다. 그들은 특히 여성 파트타임어의 고용유지효과에 관심을 두었는데, 최저임금 도입 및 인상이 여성 파트타임어에게 부정적인 영향을 미쳤음을 보였다. 앞에서 언급한 단점으로 인해 파트타임어의 연구에 New Earnings Survey가 부적절하다는 기존의 의견에 대해 분석에 크게 문제

가 없음을 보이기도 하였다. 전년도에 한 번이라도 사회보험료를 납부한 경우나 그렇지 않더라도 사업주가 임의로 신고한 경우에는 New Earning Survey에 기록되기 때문에 사회보험료 납부 기준선 미만 여부가 어떠한 영향을 미치는지 분석할 수 있었다.

지금까지 이중차분법을 이용하여 고용유지효과를 분석한 연구결과들을 소개하였는데 지역별 임금수준 차이를 이용한 패널분석도 다수 존재한다. Stewart(2002)는 Card(1992)와 같은 방법으로 이용하였는데, 140개 지역별 최저임금 미만 근로자 비중이 고용률에 어떠한 영향을 미쳤는지 추정하였다. 그는 영향 근로자 비중이 높은 지역들을 관심집단으로, 낮은 지역들은 비교집단으로 두고 이중차분법을 이용하기도 하였다. 분석결과 통계적으로 유의한 영향을 발견하지 못하였다.

Dolton et al.(2010)와 Dolton et al.(2012)는 Stewart(2002)와 같이 New Earnings Survey를 이용하였으며, 2007년 최저임금 인상까지 고려하였다. 최저임금 영향변수로 Kaitz index, 최저임금 이하 비중, 최저임금액을 받는 비중을 고려하였는데, 최저임금 이하 비중을 가장 문제가 적은 영향변수로 고려하였다. 최저임금 인상은 고용률에 영향을 미치지 않는다는 결과를 얻었다.

제2절 독일

법정 최저임금 인상에 부정적이던 독일이 노조조직률 저하와 저임금 근로자 증가로 법정 최저임금을 도입하기로 하였다. 최저임금 도입에 대한 논의는 2013년 9월 연방선거기간에 처음 시작되었으며 그해 12월에 도입 시기와 금액이 결정되었고 2014년 7월에 연방의회의 최종 결정이 이루어졌으며 2015년 1월에 8.5유로의 법정 최저임금이 시행되었다. 그 전부터 시행되던 업종별 단체협약에 따른 최저임금은 3년간 한시적으로 유효하며, 다만 2017년의 업종별 최저임금은 8.5유로 이상이어야 한다. 18세 미만 근로자, 수습근로자, 인턴, 장기실업자는 적용이 제외된다. 장기

실업자에 대한 적용제외는 6개월만 허용된다. 최저임금액은 2년에 한 번 인상되며, 2017년에 8.84유로로 인상되었다. 2014년 4월 기준으로 감액규정이 적용되지 않는 근로자 중 8.5유로 이하의 비중은 11.3%에 이르렀다 (Caliendo et al., 2017: 4). 단순 통계에 따르면, 법정 최저임금 도입 후 독일은 양호한 고용상태를 지속하고 있으며 고용에 큰 부정적인 영향은 없는 것으로 보고되고 있다.

법정 최저임금 도입 후 이것의 효과에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 통계의 이용 시기 때문에 계량적 방법론을 이용한 최저임금의 효과 분석의 대부분은 2016년 하반기 이후에 발표되고 있다. Bossler and Gerner (2016)은 법정 최저임금 도입 효과에 대해 가장 먼저 발표된 연구결과로, IAB의 사업체패널자료를 이용하여 최저임금 도입에 따른 사업체 단위의 고용 변화를 추정하였다. Card and Krueger(1994)의 변형으로 볼 수 있는데, 사업체들을 명시적으로 관심집단과 비교집단으로 나누었다. 독일은 전국 단일최저임금제를 시행하고 있기 때문에 Card and Krueger(1994)와 같이 이상적인 집단 구분은 불가능하다. Bossler and Gerner는 최저임금 미만 근로자가 한 명이라도 있는 사업체를 관심집단에, 그렇지 않은 사업체를 비교집단에 포함시켰다. 최저임금 영향변수로 도입되는 최저임금 미만 근로자의 비중을 이용하기도 하였다. 종속변수는 취업자 수이다. 그들은 최저임금 도입이 고용을 감소시킨다는 결과를 얻었다. 주요 이유는 신규채용 감소인 것으로 추정되었다. 그런데 최저임금 미만 근로자를 고용하지 않은 모든 사업체가 최저임금 미만을 고용하는 사업체의 비교집단으로 적절한 것이지에 대해서는 의문이 든다.

Caliendo et al.(2017)은 독일의 대표적인 가구패널인 SOEP(Socio-Economic Panel)을 이용하여 최저임금 도입의 고용효과를 추정하였다. 그들은 Card(1992)의 추정방식을 이용하였다. 연방최저임금이 지역별로 다르게 영향을 준다는 점을 이용하였는데, 영향변수로 Card와 같이 영향을 받는 근로자 비중과 Kaitz index를 이용하였다. 그들은 추가적으로 영향을 많이 받는 상위 30%를 관심집단으로, 하위 30%를 비교집단으로 두고 이중차분법을 적용하기도 하였다. 분석 결과, 정규근로자에게 영향을 미치지 않았지만, 미니잡과 같은 한계근로자의 고용률은 약간 낮추었다.

이러한 결과는 패널분석이든 이중차분법이든 질적으로 차이는 없다.

Schmitz(2017)과 Garloff(2017)는 county별 또는 노동시장지역-성-연령별 최저임금 영향 근로자 비중의 변화를 이용하여 최저임금 도입의 고용효과를 분석하였다. 둘 모두 종속변수로 취업자 수 변화율을 이용하였다. 이는 로그 차분과 같다. 이들이 이용한 노동청 데이터에는 근로시간에 대한 정보가 없어서 미니잡이 아닌 근로자의 월급여를 이용하여 최저임금의 영향을 받는 근로자 비중을 계산하였다. 둘 모두 미니잡에 대해서는 부정적인 영향을 추정하였지만 정규직의 경우에는 다른 결과를 얻었다. Garloff(2017)는 최저임금의 영향이 없다는 결과를 얻었지만, Schmitz(2017)는 명확하지 않은 결과를 얻었다. 이들의 분석은 Card(1992)의 방법을 이용하였지만 종속변수에서 Card와 차이를 보인다. 이들은 차분형태의 식을 추정하였기 때문에 차분하기 전의 종속변수를 로그(취업자 수)로 해석할 수 있는데, 이 경우에 노동공급의 영향을 반영할 수 있는 인구변수가 포함되었어야 할 것이다.

제3절 프랑스

프랑스는 1950년에 최저임금을 도입하였고, 초창기에는 물가인상이 일정 수준 이상일 때 최저임금을 인상하였지만, 이러한 인상 방식이 실질 최저임금의 영향을 줄이면서 1970년부터 물가인상과 생산직 근로자 임금 인상률까지 감안하도록 개정하였다. 물론 정부의 의지에 따라 별도의 인상도 가능하며 지금까지 이러한 조치로 몇 차례 추가적인 인상이 있었다. 1980년대에 노동시장이 악화되면서 1990년대 들어 사업주의 부담을 경감하는 조치를 취하게 되는데, 사회보험료를 최저임금 대비 시간당임금 수준에 따라 달리 지원하였다. 이러한 조치는 사업주에게 실질적 최저임금의 부담을 낮추는 결과를 가져오게 된다. 지금까지 진행된 최저임금 효과에 대한 연구는 이러한 요소를 고려하고 있다.

Kramarz et al.(2001)은 1991~97년 프랑스 가구통계(Enquete Emploi)

를 이용하여 실질 최저임금 인상과 인하의 비대칭적 고용효과를 추정하였다. 그들은 최저임금의 영향을 받는 그룹을 관심집단으로, 인상될 최저임금보다 약간 높은 그룹을 비교집단으로 두고 Stewart(2004a)와 같은 추정을 수행하였다. 1993년부터 시행된 사회보험료 지원으로 인해 근로자에 따라 실질 최저임금이 인상될 수도 인하될 수도 있으며, 인상과 인하 시에 효과가 비대칭적으로 발생할 수 있다는 점을 감안하였다. 분석 결과, 인상 시에는 상당한 고용감소가 일어나지만 인하 시에는 영향이 없었다. 실질 최저임금 인하는 사업주에 대한 사회보험료 보조로 이루어졌기 때문에 노동공급에는 영향을 끼치지 않는다는 점을 감안하면 인하시 효과는 당연한 결과일 수도 있다. 그들은 노동시장 진입효과도 분석하였다. 현재 임금근로자가 현재 최저임금 대비 임금수준에 따라 이전에 일을 했을 가능성이 다른지 여부를 추정함으로써 진입효과를 분석하였다. Abowd et al.(2000b)은 동일한 분석을 프랑스와 미국의 자료를 이용하여 분석하였다.⁶⁾

Abowd et al.(2000a)는 프랑스와 미국의 실질 최저임금 인상 및 인하가 고용에 미치는 효과를 분석하였는데, 동일한 데이터와 동일한 방법을 이용하였다. 그런데 분석시기를 프랑스의 경우 1982~89년, 미국의 경우 1981~87년으로 정하고, 인상시기만 포함된 프랑스의 경우 고용유지효과를, 인하시기만 포함된 미국의 경우 노동시장 진입효과만을 분석하였다. 연령 또는 수습기간 감액규정까지 고려하였다.

제4절 포르투갈

포르투갈은 1974년 최저임금을 도입하였으며, 이때는 20세 이상의 임금근로자만이 적용대상이었다. 1979년에 적용대상이 15세까지 확대되었

6) Kramarz et al.(2001)은 Abowd(2000b)의 프랑스 결과로 볼 수 있다. 미국의 분석에 CPS를 이용하였으며, 실질 최저임금 인하시기로 1981~82년을, 인상시기로 1990~91년을 분석하였다.

지만 20세 미만에 대해서는 상당폭의 감액규정이 적용되었다. 이러한 감액규정은 1980년대 후반에 상당한 변화를 겪게 된다. 1987년에 18~19세에 대한 감액규정이 없어지고 17세에 대한 감액 비율도 축소되었으며, 1988년에는 17세 이하에 대한 감액규정은 기존에 17세에 대해 적용되던 규정으로 통일되었다. 지금까지 발표된 포르투갈의 최저임금의 영향과 관련된 논문들의 대부분에서 이러한 청년 감액 축소 상황을 다룬다. 포르투갈에서는 정부의 조사에 대해 사업주의 정보제공의무를 강하게 부과하고 있어서 정부에서 공개하는 데이터는 근로자의 포괄범위가 넓고 제공되는 정보가 자세하다. 따라서 정부의 조사로 만들어진 데이터를 이용할 경우 특정 연령별 연구에 크게 무리가 없다.

Portugal and Cardoso(2006)은 사업체-근로자 연결패널(노동, 연대, 사회보장부에서 제공하는 패널)을 이용하여 감액비율 축소에 따른 최저임금 인상이 근로자의 고용상황에 어떠한 영향을 미쳤는지 자세하게 살펴 보았다. 1987년에 감액비율 축소로 17~19세 청년의 최저임금이 33~50% 인상되었다. 연결패널의 장점을 십분 활용하여 기존에 있었던 사업체에서 이직과 입직, 신규 사업체에 입직, 폐업 사업체에서 이직을 구분하여 살펴 보았다. 관심집단은 17~19세 청년이며 비교집단은 이들을 제외한 16~35세 청년이다. 최저임금 영향변수로는 임금격차를 이용하였다. 분석 결과 전체 고용을 증가시킨다는 결론을 내렸다. 기존 사업체에 입직 감소, 신규 사업체에 입직 감소, 폐업 사업에서 이직 증가에도 불구하고 기존 사업체에서 이직 감소가 크면서 전체 고용이 증가하게 된 것이다. Portugal and Cardoso의 분석에서 비교집단의 적절성에 대해서는 의문이 든다. 그들은 비교집단의 연령 상한을 25세로 제한한 분석에서 동일한 결과를 얻었다고 주장하는데, 20대 초반이 10대 후반과 같은 특성을 갖는지에 대해서 여전이 의문스럽다.

Pereira(2003)도 Portugal and Cardoso(2006)과 같은 상황에서 사업체-근로자 연결패널(자격, 고용부에서 제공하는 패널)을 이용하여⁷⁾ 감액규정 폐지가 18~19세의 고용에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴 보았다. 그

7) Portugal and Cardoso(2006: 995)에 따르면 Pereira의 자료는 그들 자료의 일부이며 대표성이 없고 임의 표본이 아니라고 지적하였다.

24 최저임금의 고용효과 추정방법 국제비교 : 단일최저임금제를 중심으로

들은 20대 초반과 30대 초반을 비교집단으로 두고 개별 기업에서 18~19세의 고용변화를 추정하였다. Card and Krueger(1994)와 같은 방법으로 볼 수 있는데, 비교집단이 인접한 다른 지역이 아니고 인접한 다른 연령대라는 차이가 있다. 이 분석에서 그들은 감액 폐지 또는 실질 최저임금 인상이 10대 고용에 부정적인 영향을 미쳤다는 것을 보였다.⁸⁾

8) Portugal and Cardoso(2006: 995)은 그들과 동일한 분석을 수행하였는데 부정적인 효과를 발견하지 못하였다.

제 4 장 한국의 최저임금 고용효과

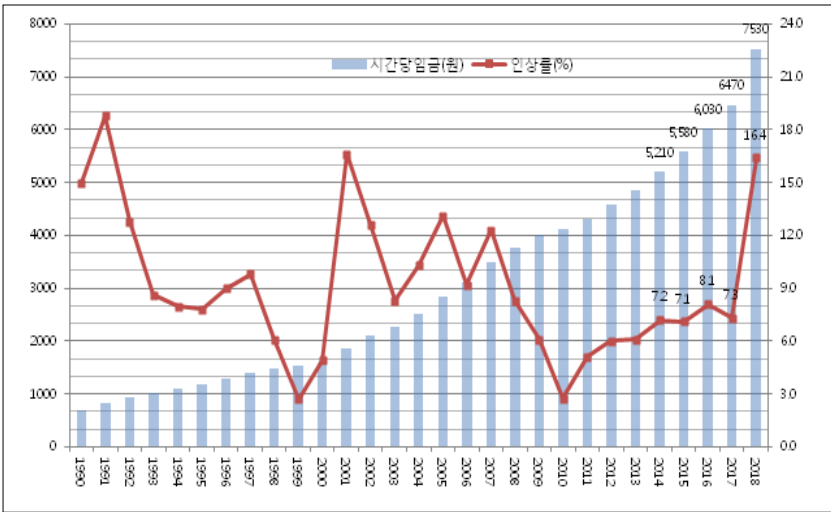
제1절 한국의 최저임금 현황

1988년 처음 최저임금이 도입된 후 매년 높은 인상률과 적용대상 확대로 최저임금의 영향력을 지속적으로 확대하여 왔다. 그러나 1990년대 말에 IMF 구제금융을 받기 전까지 우리나라의 명목임금 상승률이 10%대를 기록했다는 점을 생각한다면 당시의 최저임금 인상률은 높다고 할 수 없을 것이다. 실제로 최저임금이 사회적 영향력을 발휘하기 시작한 시점은 적용대상이 전 산업, 전 규모로 확대되고, 낮아진 명목임금 인상률에도 불구하고 상당히 높은 최저임금 인상률을 기록한 2000년대 이후로 볼 수 있을 것이다. 2008년 금융위기 이후 최저임금 인상률이 한 자릿수로 떨어지기는 하였지만, 5% 이하로 떨어진 명목임금 인상률을 감안한다면 상당히 높은 인상률로 볼 수 있을 것이다.

이렇게 최저임금의 상대적 수준이 높아지고 적용대상이 확대되면서 현재 최저임금의 영향력은 그 어느 때보다 크다. 매년 발표되는 영향률은 20%에 이른다. 영향력 확대는 한편으로 법의 사각지대의 확대로 이어졌다. 2000년대 중반 이후 최저임금 미만율은 약 10%에 이른다. 통계에 따라 미만율에 상당한 차이가 있지만 대부분의 선진국에서 5% 미만인 것에 비해 상당히 높은 것은 사실이다.

높은 미만율은 최저임금 영향의 분석에 상당한 주의를 야기하는 요인이다. 관심집단과 비교집단을 비교하여 최저임금의 정책효과를 분석할 경우 관심집단과 비교집단의 특성이 비슷해야 한다. 그런데 임금이 최저임금에 비해 많이 낮은 근로자는 최저임금보다 일정금액 높은 근로자와 비슷한 특성을 갖고 있을 가능성이 높지 않다. 따라서 정책효과 분석에 비교집단의 설정뿐만 아니라 비교집단에 적합한 관심집단의 설정도 고려해야 한다.

(그림 4-1) 최저임금 인상을 추이



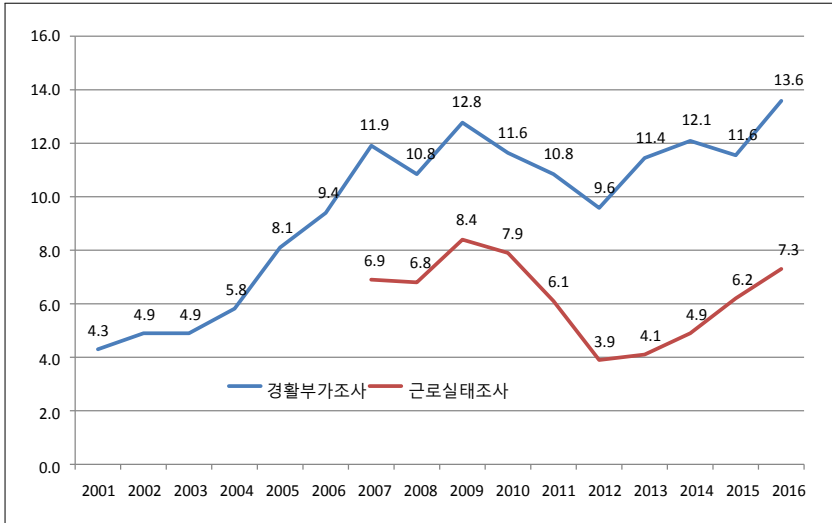
자료 : 최저임금위원회 홈페이지.

(표 4-1) 최저임금 적용대상 확대

| 적용 시기 | 적용 대상 | |
|---------------------------|--------------|--------------|
| | 산업 | 규모 |
| 1988. 1. 1 ~ 1988. 7. 6 | 제조업 | 상시근로자 10인 이상 |
| 1988. 7. 7 ~ 1989. 12. 31 | 제조업, 광업, 건설업 | 상시근로자 10인 이상 |
| 1990. 1. 1 ~ 1999. 8. 31 | 전 산업 | 상시근로자 10인 이상 |
| 1999. 9. 1 ~ 2000. 11. 23 | 전 산업 | 상시근로자 5인 이상 |
| 2000. 11. 24 ~ | 전 산업 | 전 규모 |

자료 : 필자 작성.

[그림 4-2] 최저임금 미만을 추이



자료: 최저임금위원회 홈페이지.

제2절 기존 문헌

1. 이중차분법을 이용한 분석

국내에서 이중차분법을 이용한 최초의 분석은 이병희(2008)이다. 이병희는 경제활동인구조사 2003년 8월과 2004년 2월을 연결하고, 2004년 8월과 2005년 2월을 연결한 자료를 결합하여 고용유지효과를 추정하였다. 분석방법은 다음과 같이 Stewart(2004a)의 방법을 이용하였다. 그는 분석 집단을 넷으로 나눴는데, 첫 번째가 최저임금 미만 집단, 두 번째가 최저임금 영향집단, 세 번째가 차상위집단, 네 번째가 고임금집단이다. 관심집단(treatment group)은 두 번째 집단이며, 비교집단(control group)은 세 번째 집단이다. 차상위집단은 인상될 최저임금 이상이며 1.1배 미만의 임금을 받는 근로자를 포함한다. 이는 정확히 Stewart(2004a)와 같다. 이 분석에서 그는 최저임금의 인상이 통계적으로 유의하게 고용에 부

정적 영향을 끼치지 않는다는 결과를 얻었다.

김주영(2011)은 한국노동패널 1차(1998년)에서 11차(2008년)까지 자료를 결합하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 이병희(2008)과 같이 Stewart(2004a)의 방법을 이용하였는데, 관심집단을 현재 최저임금보다 높지만 인상될 최저임금보다 낮은 집단으로 설정하고, 서로 다른 비교집단 셋을 설정하였다. 첫 번째는 인상될 최저임금 이상이며 1.2배 미만, 두 번째는 인상될 최저임금 이상이며 1.5배 미만, 세 번째는 인상될 최저임금의 1.2배 이상 1.5배 미만을 받는 근로자이다. 세 가지 비교집단 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 효과를 추정하였다. 그의 연구의 특징은 파급효과를 고려하여 인상될 최저임금보다 다소 높은 임금을 받는 근로자를 비교집단으로 설정하였다는 것이다. 그러나 두 번째 비교집단의 경우 관심집단에 비해 너무 높은 임금을 받는 근로자로 구성되어 다른 특성을 가질 가능성을 배제할 수 없다.

최근에 이루어진 연구인 김우영(2015)도 이중차분법을 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 그는 고령화패널을 이용하여 최저임금이 50세 이상 고령자고용에 미치는 효과를 추정하였다. 추정 결과 최저임금 인상이 최저임금 미만 근로자 고용에는 통계적으로 유의한 부정적 영향을 미치지만 최저임금 이상이며 인상될 최저임금 미만에 대해서는 통계적으로 유의한 부정적 영향을 미치지 않았다. 비교집단으로 인상될 최저임금 이상이며 일정금액 미만인 근로자로 네 개의 집단을 고려하였다. 네 번째 집단인 인상될 최저임금 이상 전체 근로자는 관심집단과 너무 달라 비교집단으로 적절하지 않은 것 같다. 또 최저임금 미만 근로자 전체는 비교집단과 특성이 달라 이를 관심집단으로 설정한 분석의 결과를 최저임금의 고용효과로 보는 것이 적절한지 의문이다.

남재량 외(2009)는 임금격차를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 관심집단은 현재 최저임금 이상이며 인상될 최저임금 미만인 근로자로 구성되며, 비교집단은 인상될 최저임금의 1.1배 미만인 근로자로 구성된다. 그들은 다른 분석과 달리 이산모형을 이용하지 않고 최소좌승법을 적용하였으며, 고정효과모형도 추정하였다. 분석 결과, 최소좌승법을 이용할 때는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을, 고정효과모형을 추정할 때

는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 얻었다. 일반적으로 선형모형의 결과가 이산모형과 아주 크게 차이나지 않는다고 하더라도 종속변수가 이산변수이므로 이산모형으로 분석하는 것이 더 적절하다고 판단된다.

2. 패널모형을 이용한 분석

남성일(2008)은 2007년 감시단속근로자에 대한 최저임금 적용이 아파트 경비원의 고용에 미치는 효과를 추정하였다. 그는 다른 연구와 달리 경비업체들을 통해 직접 조사한 자료를 이용하였는데, 그가 이용한 자료는 2005년, 2006년, 2007년 패널자료이다. 그는 Hausman test의 결과에 따라 random effect model을 이용하였다. 추정 결과 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 얻었다. 그런데 그는 최저임금액을 최저임금 영향변수로 이용하고 있는데, 이는 최저임금이 도입된 2007년 한 해에만 0이 아닌 값으로 포함된다. 이 모형에는 경기변동이나 아파트 경비원의 추세적 변화를 통제하는 변수가 포함되어 있지 않아서, 최저임금 도입의 효과에는 추세 변화까지 반영되어 있다고 볼 수 있을 것이다. 즉 최저임금 도입 효과 추정 계수에는 2005년과 2006년에 비해 2007년에 아파트 경비원 고용의 추세적 변동과 최저임금 도입의 효과가 모두 포함되어 있다.

이시균(2008)은 2000~06년 경제활동인구조사의 중분류 업종과 중분류 직종을 이용하여 일자리단위를 만들고 패널고정효과모형을 추정하였다. 종속변수로 고용률과 취업자 수를 정하였고, 최저임금 영향변수로 Kaitz index와 실질 최저임금을 이용하였다. 분석 결과 최저임금이 고용에 미치는 유의한 영향을 발견하지 못하였다. 고용률이 아닌 취업자 수를 종속변수로 둘 때에는 노동공급 요인을 반영할 수 있는 인구변수를 포함하는 것이 더 낫지 않을까 생각된다.

김우영(2010)은 연도별(2002~07년) 및 지역별(16개 시도) 패널자료를 이용하여 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 주요 이용자료는 산업직업별 고용구조조사(OES, 현재의 지역별고용조사)이다. 종속변수는 고용률이며, 최저임금 영향변수로 Kaitz index를 이용하였다. 추정식에 포함된 전기 고용률의 자기상관, Kaitz index 및 재학률의 내생성

등을 고려하여 GMM으로 추정하였다. 저자는 연도더미를 포함하지 않은 결과와 포함한 결과를 동시에 제시하고 있는데, 포함하지 않을 경우에는 유의한 부정적 효과가 발견되지만, 포함할 경우에는 유의한 효과가 발견되지 않는다. 다년도 패널분석을 하고 있기 때문에 기간별 경기변화 반영을 위해 연도더미를 포함하는 것이 더 적절하지 않을까 생각된다.

이정민·황승진(2016)은 2006~16년 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 그들은 성, 교육수준, 사업체 규모, 연령, 근속연수를 기준으로 일자리단위를 만들고, 이를 모든 연도에 대해서 모아서(pooling) 분석 자료를 구축하였다. 기본적으로 Card(1992)의 축약식을 이용하였다. 그런데 그들의 분석에는 이시균(2008)과 같은 문제가 있는데, $\log(\text{취업자 수})$ 의 변화를 종속변수로 쓰고 있기 때문에 노동공급요인을 통제할 인구변수가 추가하는 것이 나올 것으로 판단된다. Card(1992)는 고용률을 종속변수로 쓰고 있기 때문에 이러한 고려가 필요하지 않았다.

제3절 실증분석

1. 이중차분법을 이용한 분석

먼저 전국 단일최저임금제 국가에서 최저임금의 고용효과 추정에 전형적으로 이용되는 이중차분법을 적용한다. 이를 위해서는 두 기간의 고용 변화와 전기의 시간당 임금을 알아야 하는데, 이에 대한 정보를 모두 이용할 수 있는 유일한 자료가 한국노동패널이기 때문에 이를 이용한다. 오래전 자료를 이용한 연구는 여러 차례 있었기 때문에 여기서는 가능한 한 최근 자료를 이용한다. 분석에 필요한 관측치 수 등을 고려하여 한국노동패널 15차(2013년)부터 19차(2017년)까지 5년치 자료를 이용하였다.

관심집단을 최저임금 0.95배 이상이고 인상될 최저임금 1.05배 미만인 근로자로 구성된다. 이는 앞에서 언급한 바와 같이 최저임금 인상의 직접

적 영향을 받으면서 비교집단과 특성 차이가 되도록 적게 하기 위해서 하한을 두었다. 한국노동패널에 조사된 임금이 1만 원 단위라는 점과 적절한 관측치를 확보하기 위해서 구간을 조금 넓게 잡았다. 비교집단으로 다음과 같은 두 집단을 고려하였다. 하나는 인상될 최저임금 1.05배 이상이고 1.25배 미만인 근로자로 구성되며, 다른 하나는 과급효과를 고려하여 인상될 최저임금 1.15배 이상이고 1.35배 미만인 근로자로 구성된다.

최저임금 영향변수로 두 가지를 고려하였다. 첫 번째는 최저임금 영향 여부와 두 번째는 임금격차이다. 임금격차는 다음과 같이 계산하였다.

$$w_j^g = \begin{cases} [w_{j1}^m - w_{j0}] / w_{j1}^m, & \text{if } w_{j0} < w_{j1}^m \text{ and } j = 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

두 가지 추정식을 고려하였는데, 첫 번째는 연도더미에 개인의 인적특성과 고용형태(이하 인적특성)를 추가하였으며, 두 번째는 원래 고용되어 있던 사업체와 직종의 특성(이하 사업체특성)을 추가적으로 통제하였다. 고용유지 여부는 개인의 인적 특성에 따라 다른 패턴을 보일 가능성이 높다. 예를 들면, 비정직의 경우 정규직에 비해 고용유지 가능성이 훨씬 낮을 것이다. 사업체 특성에 따라서도 고용유지 가능성에 차이가 발생할 수 있다. 예를 들어, 소규모사업체의 경우 폐업이 잦기 때문에 비자발적 이직의 가능성이 높다.

영향 여부를 최저임금 영향변수로 이용한 추정 결과, 모든 비교집단과 모형에서 최저임금의 고용효과는 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 임금격차를 이용한 추정 결과는 모형에 따라 다르다. 사업체 특성 및 직종을 통제할 경우는 통계적으로 유의하지 않지만, 통제하지 않을 경우 10% 수준에서 유의하다. 이중차분법을 이용한 분석에서는 전반적으로 통계적 유의성이 낮기 때문에 최저임금이 고용에 부정적 영향을 미쳤다고 보기는 힘들 것이다. 여기에 제시된 모든 값은 한계효과이다.

〈표 4-2〉 이중차분법 추정 결과 : 영향 여부(2014~17)

| | 비교집단: 인상될 최저임금 1.05~1.25배 | | 비교집단: 인상될 최저임금 1.15~1.35배 | |
|------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 영향 여부 | -0.093 (-1.30) | -0.085 (-1.16) | -0.116 (-1.59) | -0.074 (-0.98) |
| 2015 | -0.090 (-0.88) | -0.087 (-0.86) | -0.088 (-0.83) | -0.099 (-0.92) |
| 2016 | -0.127 (-1.19) | -0.131 (-1.24) | -0.160 (-1.55) | -0.193 (-1.85) |
| 2017 | -0.147 (-1.49) | -0.164 (-1.63) | -0.144 (-1.46) | -0.169 (-1.69) |
| 고졸 | 0.129 (1.40) | 0.130 (1.40) | 0.062 (0.66) | 0.048 (0.50) |
| 전문대졸 | -0.010 (-0.07) | -0.043 (-0.29) | -0.212 (-1.53) | -0.280 (-1.93) |
| 대졸 | 0.151 (1.08) | 0.174 (1.13) | 0.041 (0.29) | 0.002 (0.01) |
| 대학원졸 | 0.000 (.) | 0.000 (.) | 0.695 (1.45) | 0.581 (1.12) |
| 여성 | -0.206* (-2.40) | -0.170 (-1.68) | -0.229** (-2.79) | -0.218* (-2.31) |
| 20대 | 0.805* (2.53) | 0.833** (2.61) | 1.019** (2.73) | 1.079** (2.93) |
| 30대 | 0.867** (2.73) | 0.865** (2.70) | 1.076** (2.90) | 1.104** (3.02) |
| 40대 | 1.231*** (3.91) | 1.207*** (3.79) | 1.382*** (3.76) | 1.411*** (3.89) |
| 50대 | 1.234*** (3.90) | 1.204*** (3.75) | 1.347*** (3.66) | 1.374*** (3.77) |
| 60 이상 | 1.166*** (3.62) | 1.105*** (3.36) | 1.159** (3.10) | 1.142** (3.07) |
| 비정규직 | -0.182* (-2.30) | -0.179* (-2.13) | -0.147 (-1.89) | -0.131 (-1.58) |
| 지역 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 직종, 규모, 업종 | × | ○ | × | ○ |
| | 2,778 | 2,728 | 2,764 | 2,705 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

〈표 4-3〉 이중차분법 추정 결과 : 임금격차(2014~17)

| | 비교집단: 인상될 최저임금 1.05~1.25배 | | 비교집단: 인상될 최저임금 1.15~1.35배 | |
|------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 임금격차 | -2.300* (-2.10) | -1.912 (-1.68) | -2.567* (-2.27) | -1.673 (-1.42) |
| 2015 | -0.040 (-0.37) | -0.046 (-0.44) | -0.031 (-0.27) | -0.060 (-0.53) |
| 2016 | -0.115 (-1.08) | -0.121 (-1.15) | -0.148 (-1.43) | -0.183 (-1.76) |
| 2017 | -0.125 (-1.25) | -0.146 (-1.44) | -0.120 (-1.21) | -0.153 (-1.52) |
| 고졸 | 0.122 (1.33) | 0.126 -1.36 | 0.055 (0.59) | 0.045 (0.46) |
| 전문대졸 | -0.020 (-0.14) | -0.049 (-0.32) | -0.221 (-1.59) | -0.284* (-1.96) |
| 대졸 | 0.146 (1.04) | 0.177 -1.14 | 0.037 (0.26) | 0.002 (0.01) |
| 대학원졸 | 0.000 (.) | 0 (.) | 0.672 (1.41) | 0.580 (1.12) |
| 여성 | -0.206* (-2.39) | -0.172 (-1.69) | -0.230** (-2.80) | -0.221* (-2.33) |
| 20대 | 0.784* (2.47) | 0.815* -2.56 | 0.991** (2.64) | 1.060** (2.87) |
| 30대 | 0.841** (2.66) | 0.842** -2.63 | 1.045** (2.81) | 1.082** (2.95) |
| 40대 | 1.200*** (3.83) | 1.181*** -3.72 | 1.348*** (3.66) | 1.387*** (3.81) |
| 50대 | 1.207*** (3.83) | 1.181*** -3.69 | 1.316*** (3.57) | 1.353*** (3.70) |
| 60 이상 | 1.143*** (3.57) | 1.084*** -3.3 | 1.128** (3.01) | 1.121** (3.00) |
| 비정규직 | -0.180* (-2.25) | -0.179* (-2.11) | -0.144 (-1.84) | -0.130 (-1.56) |
| 지역 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 직종, 규모, 업종 | × | ○ | × | ○ |
| | 2,778 | 2,728 | 2,764 | 2,705 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

2. 패널모형을 이용한 분석

가. 시군구별 패널을 이용한 분석

최저임금의 고용효과를 추정하기 위해 이용되는 패널모형은 지역별 최저임금의 영향의 차이를 이용한다. 앞에서 언급한 바와 같이, 전국 단일 최저임금제하의 패널모형에서 최저임금의 영향은 가상적 노동시장의 균형상태에 최저임금 인상이라는 충격의 효과를 측정하는 것과 같다. 이러한 해석이 가능하기 위해서는 각 관측치가 전체 노동시장을 담고 별도의 노동시장의 형성하는 경우에 가능하다. 이러한 조건을 만족시키기 가장 좋은 관측치는 각 지역이다.

지역별 자료로 충분한 관측치를 확보할 수 있는 데이터로는 지역별 고용조사가 유일할 것이다. 한국노동패널이나 보건복지패널의 지역 구분이 시도 수준을 넘지 않는 것에 비해서 지역별 고용조사는 시군 단위로 지역을 구분하고 있다. 다만 광역시의 경우 보다 자세한 구분을 하지 않고 있다. 본 보고서에서는 비교적 최근 자료인 2012년에서 2016년까지 자료를 이용하였다.

종속변수는 고용률을 이용하였다. 최저임금 영향변수로 세 가지를 고려하였다. 첫째는 영향 근로자 비중이고, 둘째는 임금격차이며, 셋째는 과거에 많이 이용되었던 Kaitz index이다. 영향 근로자 비중은 Card(1992)에서 이용된 바 있다. 영향 근로자 비중과 임금격차를 이용할 때 영향을 받는 모든 근로자를 대상으로 계산한 결과와, 영향을 받지만 현재의 임금이 최저임금의 0.95배 이상인 경우만을 대상으로 계산한 결과를 모두 제시하였다. 임금격차는 개별근로자 임금격차의 평균값이다.

모든 모형에 연도더미변수와 지역더미변수를 포함하였다. Neumark and Washer(1992) 이후로 대부분의 패널모형이 지역더미변수를 포함하고 있다. 다만 영향변수로 Kaitz index를 고려할 때는 연도더미변수를 제외하고 평균임금을 포함한 결과도 제시한다. Card and Krueger(1995)는 Kaitz index의 분모에 있는 평균임금이 경기변동의 영향을 받기 때문에 계수 추정치에 편의가 발생할 수 있다는 점을 지적하고 평균임금을 추가

적으로 통제할 것을 권고하였다. 그런데 이 변수를 추가할 경우 연도더미 변수와 다중공선성이 발생하기 때문에 연도더미변수와 평균임금 중 하나만 포함할 수 있다. 노동수요에 영향을 주는 요인으로 지역별 부가가치를 추가하였다. 지역총생산(GRDP) 발표 시 포함된 부가가치 자료를 이용하였다. 시군별 부가가치를 이용할 수 없는 연도에 대해서는 부가가치를 이용할 수 있는 연도의 시군 부가가치 비중과 그 연도의 시도 부가가치 금액을 곱하여 계산하였다. 인구변화는 노동공급에 영향을 주는 주요 변수이지만 종속변수의 분모로 들어가 있기 때문에 독립변수에 추가하지 않았다.

〈표 4-4〉 지역별 패널모형 추정 결과 : 영향 비중(2012~16)

| | 인상될 최저임금 미만 전체 관심집단 | | 인상될 최저임금 미만이면서 최저임금의 0.95배 이상만 관심집단 | |
|----------|------------------------|---------------------|---|---------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 영향 비중 | 0.409*** (4.92) | 0.237* (2.21) | 0.134 (1.01) | 0.148 (0.86) |
| 2013년 | -0.002 (-0.37) | 0.017*** (3.44) | 0.004 (0.64) | 0.014 (1.82) |
| 2014년 | 0.014** (2.85) | 0.046*** (7.74) | 0.022*** (4.01) | 0.044*** (7.14) |
| 2015년 | 0.017* (2.47) | 0.068*** (10.36) | 0.037*** (4.74) | 0.068*** (8.85) |
| 2016년 | 0.035*** (5.10) | 0.098*** (13.07) | 0.051*** (5.70) | 0.092*** (10.63) |
| 부가가치 | 0.037 (1.07) | -0.036 (-0.60) | 0.020 (0.54) | -0.044 (-0.70) |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.987 | 0.993 | 0.986 | 0.993 |
| 관측치 수 | 810 | 810 | 810 | 810 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

인상될 최저임금 미만 근로자 전체를 영향을 받는 근로자로 고려하고 영향 비중을 계산한 경우 최저임금은 낮은 유의수준에서 긍정적인 영향을 끼치지만 영향을 받는 근로자를 최저임금의 0.95배 이상으로 제한할 경우 통계적으로 유의하지 않다.

인상될 최저임금 미만 전체 근로자를 관심집단으로 두고 시도 선형추세를 고려하지 않는 경우를 제외하고는 통계적으로 유의하지 않다. 정리하자면, 영향 비중과 임금격차를 이용한 추정에서는 최저임금이 고용에 유의한 영향을 끼쳤다고 보기 힘들다.

〈표 4-5〉 지역별 패널모형 추정 결과 : 임금격차(2012~16)

| | 인상될 최저임금 미만 전체 관심집단 | | 인상될 최저임금 미만이면서 최저임금의 0.95배 이상만 관심집단 | |
|----------|--------------------------------|---------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 임금격차 | 1.124 ^{***} (4.54) | 0.366 (1.15) | 1.190 (0.80) | 0.423 (0.23) |
| 2013년 | 0.001 (0.34) | 0.018 ^{***} (3.49) | 0.004 (0.48) | 0.018 (1.95) |
| 2014년 | 0.012 [*] (2.31) | 0.042 ^{***} (6.72) | 0.021 ^{***} (3.51) | 0.044 ^{***} (6.62) |
| 2015년 | 0.024 ^{***} (3.96) | 0.068 ^{***} (9.08) | 0.037 ^{***} (5.13) | 0.071 ^{***} (9.64) |
| 2016년 | 0.038 ^{***} (6.02) | 0.093 ^{***} (11.94) | 0.050 ^{***} (5.15) | 0.094 ^{***} (9.94) |
| 부가가치 | 0.032 (0.91) | -0.038 (-0.62) | 0.021 (0.55) | -0.043 (-0.67) |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.987 | 0.993 | 0.986 | 0.993 |
| 관측치 수 | 810 | 810 | 810 | 810 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

〈표 4-6〉 지역별 패널모형 추정 결과 : Kaitz index(2012~16)

| | 평균임금 포함 | | 연도더미 포함 | |
|-------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| Kaitz index | 0.281 *** (7.07) | 0.115 (1.47) | 0.198 ** (2.84) | 0.215 ** (3.20) |
| 평균 임금 | 0.113 * (2.43) | -0.064 (-0.67) | | |
| 부가가치 | 0.034 (0.95) | -0.028 (-0.47) | 0.030 (0.81) | -0.016 (-0.27) |
| 연도더미 | × | × | ○ | ○ |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.986 | 0.993 | 0.986 | 0.993 |
| 관측치 수 | 810 | 810 | 810 | 810 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

Kaitz index를 이용한 고용효과 추정 결과, 대부분은 통계적으로 유의하다. 그러나 최저임금의 고용효과를 가장 잘 보여줄 것으로 판단되는 평균임금과 시도 선형추세를 포함한 추정의 경우에는 통계적으로 유의하지 않다.

나. 지역 및 인적속성 패널을 이용한 분석

여기서는 시도, 성, 연령, 교육수준별 패널을 만들어서 분석한다. 연령은 10세 구간별로 구분하고 60세 이상은 하나의 연령대로 분류한다. 교육수준은 중졸 이하와 석박사를 각각 하나의 교육수준으로 분류하였다. 분석자료와 분석기간은 앞과 동일하다.

영향 비중이나 임금격차를 영향변수로 분석한 모든 경우에 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 발견되었다. 이는 앞의 지역별 패널을 이용한 분

석과 대비된다. 다만 Kaitz index를 이용한 분석에서는 추정식에 따라 결과가 달라진다.

〈표 4-7〉 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과 : 영향 비중(2012~16)

| | 인상될 최저임금 미만 전체 관심집단 | | 인상될 최저임금 미만이면서 최저임금의 0.95배 이상만 관심집단 | |
|----------|-----------------------|-----------------------|-------------------------------------|-----------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 영향 비중 | -0.791 *** (-9.56) | -0.868 *** (-8.88) | -0.746 *** (-5.84) | -0.743 ** (-3.81) |
| 2013년 | 0.038 (1.78) | 0.026 (1.01) | 0.069 *** (4.73) | -0.476 *** (-4.83) |
| 2014년 | 0.072 * (2.62) | 0.044 (1.15) | 0.087 *** (4.13) | -0.992 *** (-5.71) |
| 2015년 | 0.117 ** (3.68) | 0.076 (1.47) | 0.138 *** (4.74) | -1.476 *** (-5.58) |
| 2016년 | 0.114 ** (3.02) | 0.050 (0.85) | 0.160 *** (5.55) | -1.991 *** (-5.80) |
| 부가가치 | -0.053 (-0.14) | 0.793 (0.99) | -0.409 (-1.29) | 0.075 (0.07) |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.774 | 0.804 | 0.824 | 0.857 |
| 관측치 수 | 5,388 | 5,388 | 4,260 | 4,260 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

〈표 4-8〉 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과 : 임금격차(2012~16)

| | 인상될 최저임금 미만 전체 관심집단 | | 인상될 최저임금 미만이면서 최저임금의 0.95배 이상만 관심집단 | |
|----------|------------------------|---------------------|---|--------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| 임금격차 | -1.078*** (-4.40) | -1.431** (-4.04) | -3.454*** (-3.47) | -3.733* (-2.90) |
| 2013년 | 0.033 (1.41) | 0.207*** (9.73) | 0.043** (2.75) | 0.216*** (9.34) |
| 2014년 | 0.059 (1.85) | 0.399*** (8.61) | 0.050** (2.68) | 0.387*** (7.86) |
| 2015년 | 0.066 (1.59) | 0.574*** (9.56) | 0.058* (2.31) | 0.563*** (8.69) |
| 2016년 | 0.073 (1.55) | 0.743*** (8.25) | 0.071* (2.34) | 0.740*** (7.43) |
| 부가가치 | 0.289 (0.63) | -0.397 (-0.46) | 0.429 (1.20) | -0.426 (-0.45) |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.739 | 0.771 | 0.737 | 0.766 |
| 관측치 수 | 6,982 | 6,982 | 6,982 | 6,982 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

〈표 4-9〉 지역 및 인구특성별 패널모형 추정 결과 : Kaitz index(2012~16)

| | 평균임금 포함 | | 연도더미 포함 | |
|-------------|-----------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| | 추정식 1 | 추정식 2 | 추정식 1 | 추정식 2 |
| Kaitz index | 0.032 (0.18) | -0.415 (-1.14) | -0.297*** (-6.74) | -0.349*** (-6.40) |
| 평균 임금 | 0.328 (2.10) | -0.068 (-0.18) | | |
| 부가가치 | 0.465 (1.10) | -0.345 (-0.36) | 0.336 (0.73) | -0.387 (-0.44) |
| 연도더미 | × | × | ○ | ○ |
| 시도더미 | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 시도 선형추세 | × | ○ | × | ○ |
| R-square | 0.744 | 0.775 | 0.744 | 0.775 |
| 관측치 수 | 6,981 | 6,981 | 6,981 | 6,981 |

주: 1) *은 10% 수준, **은 5% 수준, ***은 1% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값.

자료: 필자 작성.

제 5 장

평가 및 시사점

전국 단일최저임금제의 경우 지역별 차등 최저임금제에 비해서 적용 가능한 추정방법이나 추정 결과의 해석에 제약이 있다. 모든 지역에 동일한 최저임금이 적용되기 때문에 최저임금 인상의 영향이 없는 비교집단이 존재하지 않기 때문이다. 따라서 본 보고서에서는 전국 단일최저임금제에 초점을 맞추고 최저임금의 고용효과 추정에 적용할 수 있는 방법에 어떤 것들이 있고 그것들의 의미와 적용 시 유의사항에 대해서 살펴보았다. 이어서 전국 단일최저임금제 국가의 연구를 살펴보면서 각 연구에서 어떤 추정방법을 사용하였고 어떠한 문제가 있는지, 결과는 어떠한지 살펴보았다. 마지막으로 한국의 최저임금 고용효과에 대해서 살펴보았는데, 이전 연구결과를 정리하면서 각 연구의 추정방법 및 문제점에 대해서 살펴보고, 앞의 논의에 바탕을 두고 최근 자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다.

최저임금의 고용효과를 추정과 관련해서 가장 잘 알려진 추정방법은 이중차분법이다. 미국과 같이 지역별로 다른 최저임금이 다른 시기에 인상되는 경우에는 인상된 지역의 고용효과를 추정하기 위해서 인상되지 않은 인근지역을 비교집단으로 이용한다. 이 방법에 문제가 전혀 없는 것은 아니지만 가장 적합한 방법으로 알려져 있고 널리 이용되고 있다. 전국 단일최저임금제하에서는 이러한 방법을 적용할 수밖에 없기 때문에 지역적 구분 대신 임금수준별로 관심집단과 비교집단을 구분한다. 인상될 최저임금 미만인 근로자 집단을 관심집단으로, 인상될 최저임금보다

약간 높은 근로자 집단을 비교집단으로 이용한다. 비교집단은 관심집단과 비슷한 성질을 가져야 하고 정책 충격의 영향이 없어야 한다는 두 가지 조건은 비교집단 임금수준의 상한과 하한을 제한한다. 상한을 너무 높게 잡으면 비교집단이 관심집단과 성질이 전혀 다른 집단이 될 수 있고, 하한을 너무 낮게 잡으면 최저임금의 파급효과로 인해 최저임금의 영향을 받게 되기 때문이다.

이중차분법에 대한 대안으로 패널모형을 이용하기도 한다. 일반적으로 패널모형은 이중차분법과 달리 노동시장 전체를 분석대상으로 한다. 패널모형의 경우에는 비교집단이 명시적으로 없기 때문에 다른 논리에 따라 모형을 설정하고 해석한다. 먼저 최저임금이 없는 가상적 노동시장을 가정하고 여기서 균형 취업자 수를 설명하는 추정식을 설정한다. 여기서 최저임금 영향변수를 추가함으로써 최저임금 도입 또는 인상의 효과를 추정한다. 따라서 패널모형 이용 시 최저임금이 없을 경우 균형 취업자 수를 설명할 수 있는 설명변수를 적절히 포함하여야 한다. 또한 패널의 개별 관측치가 하나의 노동시장을 대변할 수 있어야 하기 때문에 각 지역이 하나의 관측치로 주로 이용된다.

전국 단일최저임금제를 시행하는 국가들 중에 최저임금의 고용효과에 대해서 가장 활발한 연구를 수행하는 국가는 영국이다. 이중차분법을 이용한 분석이 주류를 이루는데, Stewart(2004a)는 이 방법을 이용하여 영국의 국가최저임금 도입의 효과를 분석하고, 이 분석방법과 관련된 이슈를 포괄적으로 검토한 연구이다. 최저임금 도입과 이후 추가적인 인상까지 고려한 많은 논문들이 이후에 발표되었다. Card and Krueger(1994)와 같이 저임금 업종을 대상으로 자체 조사한 결과를 이용한 논문도 있다. 여러 연구결과를 종합하면, 최저임금 도입 또는 인상은 대체로 고용에 부정적인 영향을 끼치지 않았다는 것인데, 일부 취약업종이나 계층에는 약간의 부정적인 영향을 준다. 패널모형을 이용한 분석도 여러 차례 수행되었는데 결과는 이중차분법을 이용할 때와 크게 다르지 않다.

2015년 법정 최저임금을 도입한 독일에서도 2016년 하반기 이후 많은 연구결과가 소개되고 있다. 발표된 연구의 대부분 패널모형을 이용하였다. 주로 지역패널을 이용하였는데, 지역과 인적속성을 패널화한 연구도

있다. 이중차분법을 이용한 경우도 없지는 않는데, Stewart(2004a)와 달리 사업체나 지역을 영향이 있거나 큰 집단과 영향이 없거나 적은 집단으로 구분하여 관심집단과 비교집단을 구성하였다. 연구결과를 종합하면 고용에 부정적 영향은 없지만 미니잡 근로자에게는 약간의 부정적 영향을 발견하였다. 그러나 많은 연구에서 분석의 적절성에 의문점을 발견하였다. 프랑스의 최저임금 연구는 영국보다 앞서서 측면도 있는데, 주로 이중차분법을 이용하였다. 특이한 것은, 고용유지효과뿐만 아니라 1993년부터 사회보험료를 지원하면서 실질 최저임금이 인하되었는데, 이를 이용하여 최저임금의 노동시장 진입효과도 분석하였다. 이용가능한 자료 측면에서 포르투갈은 장점이 있다. 다양한 정보가 포함된 사업자-근로자 패널자료를 이용하여 모든 경로의 고용변화를 볼 수 있기 때문이다. 주로 이중차분법을 이용하였고, 상반된 결론을 내린 두 연구가 발표된 바 있다. 고용증가를 발표한 논문에는 이직 및 입직과 관련된 모든 가능성에 대해서 검토하였는데, 기존 사업체에서 이직 감소가 고용증가로 이어진 주요 원인을 밝혔다.

한국의 경우에도 여러 차례 연구가 수행되었다. 이중차분법과 패널모형 모두 비슷하게 이용되었다. 최근에 패널모형을 이용한 분석에서 부정적 효과를 발표하였지만 고용에 유의한 부정적 영향이 없다는 것이 지금까지 대체적인 연구결과인 것으로 판단된다.

앞에서 살펴본 방법론에 대한 평가에 바탕을 두고 최근 한국 자료를 이용한 분석을 직접 수행하였다. 대체로 이중차분법과 패널모형을 이용한 분석에서 유의한 음(-)의 효과를 발견하기는 어려웠다. 그러나 지역과 인적특성을 패널화한 자료를 이용한 분석에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 발견하였다. 패널의 각 관측치를 하나의 노동시장으로 정의하기 어려워 마지막 결과를 신뢰하기 어렵지만 이에 대한 면밀한 검토가 필요하다고 판단된다. 최저임금 인상의 영향이 커지면서 부정적 효과의 발생 가능성이 과거보다는 높아졌기 때문이다.

본 보고서는 그동안 한국에서 수행된 많은 연구가 방법론에 따라 상반된 결과를 제시하는 측면이 있다는 판단에서 시작되었다. 따라서 어떤 방법론이 있고 이러한 방법이 어떻게 적용되어야 하는지를 제시하였고, 우

리와 비슷한 상황에 있는 국가에서는 어떠한 방법으로 연구를 수행하는지 살펴보았다. 마지막으로 한국에서 수행된 각 연구의 크고 작은 문제점에 대해서 점검하고 최근의 자료를 이용하여 한국의 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 그러나 여전히 추정방법에 따라 일치되지 않는 결과를 얻었으며, 앞으로 추가적인 연구에 대한 필요를 남기게 되었다. 방법별 최저임금이 고용에 영향을 주는 경로와 실제 상황에서 이것이 어떻게 작동하는지에 대한 연구가 앞으로 더 진행되어야 할 것 같다. 물론 이러한 연구가 수행되더라도 최저임금의 고용효과에 대한 상반된 결과가 지속적으로 발표되고 논쟁이 계속될 가능성을 배제할 수는 없다. 그러나 이러한 기초적인 연구결과가 축적된다면 이러한 논쟁도 생산적으로 바뀔 것이라 예상된다.

참고문헌

- 김우영(2010), 「최저임금이 청년고용에 미치는 영향: 지역-시계열 분석」, 2010 한국고용정보원 고용동향조사 심포지엄.
- _____ (2011), 「최저임금의 고용효과」, 정진호 외, 『최저임금 효과분석』, pp.23~53, 한국노동연구원.
- _____ (2015), 「최저임금의 고령자 고용효과: 고령화 연구 패널을 중심으로」, 한국노동경제학회 공동학술대회 발표자료.
- 남성일(2008), 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」, 『노동경제논집』 31(3), pp.1~19.
- 남재량·안대현·안중범·전영준(2009), 『근로빈곤 대책연구 I』, 노동부.
- 이병희(2008), 「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」, 『산업노동연구』 14(1), pp.1~24.
- 이시균(2008), 「최저임금의 고용효과」, 『노동리뷰』 30, pp.43~51, 한국노동연구원.
- 이정민·황승진(2016), 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』 39(2), pp.1~19.
- Abadie, Alberto, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller(2010), “Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program,” *Journal of the American Statistical Association* 105(490), pp.493~505.
- Abowd, John, Francis Kramraz, Thomas Lemieux, and David Margolis (2000a), “Minimum wages and youth employment in France and the United States,” in Blanchflower, David and Richard Freeman (eds.), *Youth employment and joblessness in advanced countries*,

University of Chicago press, pp.427~472.

_____(2000b), "The tail of two countries: Minimum wages and employment in France and the United States," IZA Discussion Paper No.203.

Allegretto, Sylvia, Arindrajit Dube, and Michael Reich(2011), "Do minimum wages really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data," *Industrial Relations* 50(2), pp.205~240.

Allegretto, Sylvia, Arindrajit Dube, Michael Reich, and Ben Zipperer (2017), "Credible research designs for minimum wage studies: A response to Neumark, Salas, and Wascher," *ILR Review* 70, pp.559~592.

Belloni, Alexandre, Victor Chernozhukov, and Christian Hansen(2014), "High-dimensional methods and inference on treatment and structural effects in economics," *Journal of Economic Perspectives* 28(2), pp.29~50.

Bollinger, Christopher(1996), "Bounding mean regressions when a binary regressor is mismeasured," *Journal of Econometrics* 73, pp.387~399.

Bossler, Mario and Hans-Dieter Gerner(2016), "Employment effects of the new German minimum wage: Evidence from establishment-level micro data," IAB Discussion Paper 10/2016, IAB.

Caliendo, Marco, Alexandra Fedorets, Malte Preuss, Carsten Schroder, and Linda Wittbrodt(2017), "Evaluating the minimum wage in Germany: Regional variation in wages, bite measurement and short-term effects on employment," mimeo.

Card, David(1992), "Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage," *Industrial and Labor Relations Review* 46(1), pp.22~37.

Card, David and Alan Krueger(1994), "Minimum wages and employ-

- ment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review* 84(4), pp.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), pp.1397~1420.
- Card, David, Lawrence Katz, and Alan Krueger(1994), “Comment on David Neumark and William Wascher, ‘Employment effects of minimum and subminimum wages: Panel data on state minimum wage laws,’” *Industrial and Labor Relations Review* 47, pp.487~497.
- Currie, Janet and Bruce Fallick(1996), “The Minimum Wage and the Employment of Youth: Evidence from the NLSY,” *Journal of Human Resources* 31, pp.404~428.
- Dickens, Richard and Mirko Draca(2005), “The Employment Effects of the October 2003 Increase in the National Minimum Wage,” CEP Discussion Paper No.693.
- Dickens, Richard, and Alan Manning(2004a), “Has the national minimum wage reduced UK wage inequality,” *Journal of Royal Statistics Society Association* 167(4), pp.613~626.
- _____(2004b), “Spikes and Spillovers: The Impact of the national minimum wage on the wage distribution in a Low-wage Sector,” *Economic Journal* 114(494), pp.C95~C101.
- Dickens, Richard, Rebecca Riley, and David Wilkinson(2015), “A Re-examination of the Impact of the UK National Minimum Wage on Employment,” *Economica* 82, pp.841~864.
- Dolton, Peter, Chiara Rosazza Bondibene, and Jonathan Wadsworth (2010), “The UK national minimum wage in retrospect,” *Fiscal Studies* 31(4), pp.509~534.

- _____ (2012), "Employment, inequality and the UK national minimum wage over the medium-term," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74(1), pp.78~106.
- Dube, Arindrajit, William Lester, and Michael Reich(2010), "Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties," *Review of Economics and Statistics* 92(4), pp.945~964.
- Garloff, Alfred(2017), "Side effects of the introduction of the German minimum wage on employment and unemployment: Evidence from regional data - Update," German Federal Ministry for Economic Affairs and Energy Discussion Paper No.4.
- Jardim, Ekaterina, Mark Long, Robert Plotnick, Emma Inwegen, Jacob Vigdor, and Hilary Wething(2017), "Minimum wage increases, wages, and low-wage employment: evidence from Seattle," NBER Working Paper 23532.
- Karmarz, Francis and Thomas Philippon(2001), "The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment," *Journal of public economics* 82(2001), pp.115~146.
- Lester, Richard(1946), "Shortcomings of marginal analysis for wage-employment problems," *American Economic Review* 36(1), pp.63~82.
- _____ (1960), "Employment effects of minimum wages: Comment," *Industrial and Labor Relations Review* 13(2), pp.254~264.
- Linnerman, Peter(1982), "The Economic Impacts of Minimum Wage Laws: A New Look at an Old Question," *Journal of Political Economy* 90, pp.443~469.
- Machin, Stephen., Alan Manning, and Lupin Rahman(2003), "Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wage to a low wage sector," *Journal of the European Economic Association* 1(1), pp.154~180.

- Machin, Stephen. and Joan Wilson(2004), “Minimum Wages in a Low-wage Labour Market: Care Homes in the UK,” *Economic Journal* 114(494), pp.C102~C109.
- Neumark, David and William Wascher(1992), “Employment effects of minimum and subminimum wages: Panel data on state minimum wage laws,” *Industrial and Labor Relations Review* 46(1), pp.55.81.
- _____(1994), “Employment effects of minimum and subminimum wages: Reply to Card, Katz, and Krueger,” *Industrial and Labor Relations Review* 47, pp.497~512.
- _____(2000), “The effect of New Jersey’s minimum wage increase on fast-food employment: A reevaluation using payroll records,” *American Economic Review* 90(5), pp.1362~1396.
- _____(2007), “Minimum wages and employment,” *Foundations and trends in microeconomics* 3(1-2), pp.1~182.
- _____(2008), *Minimum Wages*. Cambridge, MA: MIT Press.
- _____(2011), “Does a higher minimum wage enhance the effectiveness of the earned income tax credit?,” *Industrial and Labor Relations Review* 64(4), pp.712~746.
- _____(2017), “Reply to ‘Credible research designs for minimum wage studies’,” *American Economic Review* 90(5), pp.1362~1396.
- Neumark, David, Ian Salas, and William Wascher(2014), “Revisiting the minimum wage and employment debate: Throwing out the baby with the bathwater?,” *ILR Review* 67(Supplement), pp.608~648.
- Pereira, Sonia(2003), “The impact of minimum wages on youth employment in Portugal,” *European Economic Review* 47(2003), pp.229~244.
- Peterson, John(1957), “Employment effects of minimum wages: 1938-1950,” *Journal of Political Economy* 65(5), pp.412~430.
- _____(1959), “Employment effects of state minimum wages for

- women: Three historical cases re-examined,” *Industrial and Labor Relations Review* 12(3), pp.406~422.
- _____(1960), “Employment effects of minimum wages: Reply,” *Industrial and Labor Relations Review* 13(2), pp.264~273.
- Portugal, Pedro and Anna Rute Cardoso(2006), “Disentangling the minimum wage puzzle: An analysis of worker accessions and separations,” *Journal of the European Economic Association* 4(5), pp.988~1013.
- Reich, Michael, Sylvia Allegretto, and Anna Godoey(2017), “Seattle’s minimum wage experience 2015–16,” CWED Policy Brief, Institute for Research on Labor and Employment, University of California, Berkeley.
- Schmitz, Sebastian(2017), “The effect of Germany’s new minimum wage on employment and welfare dependency,” Discussion Paper 2017/21, School of Business and Economics, FU Berlin.
- Stewart, Mark(2002), “Estimating the Impact of the Minimum Wage using Geographical Wage Variation,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64, pp.583~605.
- _____(2004a), “The Impact of the Introduction of the UK Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low Wage Workers,” *Journal of the European Economic Association* 2(1), pp.67~97.
- _____(2004b), “The Employment Effects of the National Minimum Wage,” *The Economic Journal* 114(494), pp.C110~C116.
- Stigler, George(1946), “The economics of minimum wage legislation,” *American Economic Review* 36(3), pp.358~365.

◆ 執筆者

- 오상봉(한국노동연구원 연구위원)

최저임금의 고용효과 추정방법 국제비교

- 발행연월일 | 2017년 12월 26일 인쇄
2017년 12월 29일 발행
- 발 행 인 | 김 승 택 원장직무대행
- 발 행 처 | **한국노동연구원**
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판 · 인쇄 | 거목정보산업(주) (044) 863-6566
- 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일
- 등 록 번 호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2017

ISBN 979-11-260-0171-2