

▶▶ 최저임금이 인력수급에 미치는 효과

김 수 현
이 시 균
박 진 희
김 두 순
이 정 아

KEIS

【 차 례 】

| | |
|--|----|
| 제1장 서론 | 1 |
| 제1절 연구의 배경 및 목적 | 1 |
| 제2절 연구의 구성 | 4 |
| 제2장 최저임금이 인력수요에 미치는 영향 | 6 |
| 제1절 서론 | 6 |
| 제2절 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 선행연구 | 9 |
| 제3절 연구 방법 및 분석 자료 | 18 |
| 제4절 분석 결과 | 26 |
| 제5절 소결 | 33 |
| 제3장 최저임금이 노동공급에 미치는 영향 | 35 |
| 제1절 서론 | 35 |
| 제2절 최저임금이 노동공급에 미치는 영향에 관한 이론적 배경과 선행연구 .. | 39 |
| 제3절 분석 방법 | 50 |
| 제4절 최저임금이 노동공급에 미치는 영향 | 53 |
| 제5절 소결 | 61 |
| 제4장 최저임금의 일자리 및 노동력 변동 효과 | 63 |
| 제1절 문제 제기 | 63 |
| 제2절 분석 자료 및 분석 방법 | 65 |
| 제3절 기초 분석 | 67 |

| | |
|---|------------|
| 제4절 최저임금의 일자리 및 노동력 변동 효과 분석 | 73 |
| 제5절 소결 | 79 |
| 제5장 최저임금이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향 | 81 |
| 제1절 서론 | 81 |
| 제2절 국내 노동시장 내 불평등 양상 | 84 |
| 제3절 분석 방법 및 자료 | 93 |
| 제4절 분석 결과 | 98 |
| 제5절 소결 | 109 |
| 제6장 최저임금이 실업급여 분포와 재고용에 미치는 영향 | 111 |
| 제1절 서론 | 111 |
| 제2절 최저임금 상승과 실업급여 수급액 변화 | 113 |
| 제3절 최저임금 상승과 재고용 효과 | 116 |
| 제4절 소결 | 121 |
| 제7장 결 론 | 122 |
| 참고문헌 | 128 |
| 부 록 | 133 |

[표 차례]

| | |
|---|----|
| 〈표 2-1〉 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 국내 주요 연구 결과 | 16 |
| 〈표 2-2〉 기업 패널자료 표본 수 | 19 |
| 〈표 2-3〉 분석에 활용되는 통제변수 기초 통계(불균형패널) | 22 |
| 〈표 2-4〉 분석에 활용되는 변수 기초 통계(neglog 전환, 불균형패널) | 23 |
| 〈표 2-5〉 분석에 활용되는 변수 기초 통계(neglog 전환, 균형패널 분석) | 24 |
| 〈표 2-6〉 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(불균형패널자료 이용) | 26 |
| 〈표 2-7〉 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(균형패널자료 이용) | 29 |
| 〈표 2-8〉 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(고정효과 상호작용 모형) | 31 |
| | |
| 〈표 3-1〉 성별·연령별 노동공급 행태 방정식 추정 결과 | 54 |
| 〈표 3-2〉 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향: KEISIM 결과 | 56 |
| 〈표 3-3〉 최저임금이 성별 경제활동참가에 미치는 영향: KEISIM 결과 | 58 |
| | |
| 〈표 4-1〉 일자리 및 노동력 변동 현황 | 67 |
| 〈표 4-2〉 월평균 보수총액 현황 | 68 |
| 〈표 4-3〉 최저임금 영향률 정도별 현황 | 69 |
| 〈표 4-4〉 최저임금 영향률 정도별 일자리 및 노동력 변동 현황 | 70 |
| 〈표 4-5〉 사업체 규모별 최저임금 영향 수준별 일자리 및 노동력 변동 현황 | 72 |
| 〈표 4-6〉 일자리 변동 효과(일반회귀분석) | 74 |
| 〈표 4-7〉 노동력 변동 효과(일반회귀분석) | 75 |
| 〈표 4-8〉 순 고용증가 효과 | 76 |
| 〈표 4-9〉 사업체 규모별 순 고용증가 효과 | 77 |
| | |
| 〈표 5-1〉 시간당 임금 기준 노동시장 내 임금분배구조 변동 추이 | 94 |

| | |
|---|-----|
| <표 5-2> 월임금 기준 노동시장 내 임금분배구조 변동 추이 | 95 |
| <표 5-3> 최저임금 인상이 저임금 근로자(시간당 임금 기준) 비중에 미치는 영향 | 99 |
| <표 5-4> 최저임금 인상이 저임금 근로자(월임금 기준) 비중에 미치는 영향 | 101 |
| <표 5-5> 최저임금 인상이 저임금 근로자(시간당 임금 기준)에 미치는 영향 | 102 |
| <표 5-6> 최저임금 인상이 저임금 근로자(월임금 기준)에 미치는 영향 | 104 |
| <표 5-7> 최저임금 인상이 성별 임금격차(시간당 임금 기준)에 미치는 영향 | 106 |
| <표 5-8> 최저임금 인상이 성별 임금격차(월임금 기준)에 미치는 영향 | 107 |
| | |
| <표 6-1> 실업급여 적용 구간 분포 | 113 |
| <표 6-2> 실업급여 적용 구간 분포(최저임금 유지, 2018년 가정) | 114 |
| <표 6-3> 최저임금 구간에서 규모의 변화 | 115 |
| <표 6-4> 성별, 연령별 재고용률 | 116 |
| <표 6-5> 집단별 재고용률 | 117 |
| <표 6-6> 재고용률 분석 | 118 |
| <표 6-7> 재고용률 분석(하한액 인접집단 비교) | 120 |
| | |
| <표 부록-1> 연도별 성별·연령대별 임금근로자 구성 | 134 |
| <표 부록-2> 2017년 업종별 등위선 분포 | 139 |

[그림 차례]

| | |
|--|-----|
| [그림 2-1] 완전경쟁 노동시장에서 최저임금 인상 효과 | 9 |
| [그림 2-2] 수요독점적 노동시장에서 최저임금 인상 | 10 |
| | |
| [그림 3-1] 최근 생산가능인구 및 취업자 증감 추이 | 36 |
| [그림 3-2] 취업자 증가율 요인 분해 추이 | 36 |
| [그림 3-3] 완전경쟁시장에서 임금 및 고용 수준 | 40 |
| [그림 3-4] 일자리 탐색 모형에서 임금 및 고용 수준 | 42 |
| [그림 3-5] 최저임금이 없을 때 노동력 참가에 대한 수요와 공급 | 44 |
| [그림 3-6] 임금과 비임금 보상과 근로자 효용에 대한 최저임금 효과 | 45 |
| [그림 3-7] 연령별 남성 경제활동참가율 추이 | 60 |
| [그림 3-8] 연령별 여성 경제활동참가율 추이 | 60 |
| | |
| [그림 5-1] 노동시장 내 임금 지니계수 | 85 |
| [그림 5-2] 10분위 대비 90분위, 50분위 대비 90분위, 10분위 대비 90분위 임금 수준 | 86 |
| [그림 5-3] 타일지수 및 성별에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해 | 89 |
| [그림 5-4] 타일지수 및 연령대에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해 | 89 |
| [그림 5-5] 타일지수 및 교육 수준에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해 ... | 90 |
| [그림 5-6] 타일지수 및 사업체 규모에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해 | 90 |
| | |
| [그림 부록-1] 전체 임금근로자 등위임금선 분포 | 135 |
| [그림 부록-2] 특수형태, 재택·가내, 일일, 단시간 제외 등위임금선 분포 | 135 |
| [그림 부록-3] 2009년 성별·연령대별 등위선 분포 | 137 |

[그림 부록-4] 2017년 성별·연령대별 등위선 분포 137

요약

제1장 서론

최저임금제도는 근로자 임금의 최저 수준을 보장하여 근로자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 목표로 한다. 국내에서는 1986년 12월 「최저임금법」을 제정하고 1988년 1월부터 최저임금제도가 시행되고 있는데 경제성장과 함께 최저임금의 수준과 적용 대상은 점차 확대되는 양상을 보인다. 1989년 600원으로 시작한 최저임금은 경제성장에 따른 소득 수준 향상과 함께 2018년 현재 7,530원으로 상승하였으며 적용 대상은 1988년 제조업, 상시근로자 10인 이상 사업체 종사자에서 2000년 11월 24일부터는 전 산업, 1인 이상 사업체 종사자로 확대되었다.

최저임금 수준이 경제와 노동시장에 미치는 영향이 확대되면서 최저임금 제도에 관한 연구의 중요성도 더욱 커지고 있다. 특히 최근 소득주도성장 정책 추진과 함께 최저임금 인상폭이 증가하면서 최저임금이 고용에 미치는 영향의 분석 필요성이 증대되었다. 그러므로 본 연구는 최저임금이 인력수급에 미치는 영향을 다양한 측면에서 분석하였다.

2장에서는 최저임금 인상이 기업의 인력수요에 미치는 영향에 대해 기업 패널 자료를 이용해 분석하였으며 3장에서는 중장기 인력수급 전망에 사용되는 KEISIM 모형을 활용해 최저임금 인상이 노동공급에 미치는 영향을 고찰하였다. 4장에서는 고용 변동 측면에서 최저임금 인상이 일자리 및 노동력 변동

ii 요약

에 미치는 영향을 살펴보았다. 5장에서는 최저임금이 임금분배구조에 미치는 영향을 분석하고 이를 바탕으로 장기적인 측면에서 최저임금이 노동시장 인력 수급에 미치는 영향을 고찰하였다. 6장에서는 최저임금 인상의 제도적 측면의 효과를 살펴보기 위해 실업급여 분포와 재고용에 최저임금이 미치는 영향을 분석하였다.

제2장 최저임금이 인력수요에 미치는 영향

2장에서는 최저임금 인상이 인력수요에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석은 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업 정보 자료를 이용해 구축한 기업 단위 패널 자료를 활용하여, 임금 수준에 따른 고용 규모를 결정하는 기업 단위에서 인력수요에 최저임금이 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 기존의 연구와 차별성이 있다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석에는 패널 자료의 장점을 활용하기 위해 패널 고정효과 모형을 기본적으로 이용하고 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형(Interactive fixed effects model) 또한 분석에 활용하였다. 기업의 고용 규모를 종속변수로, 최저임금 영향 변수와 최저임금 외 기업의 고용 규모에 영향을 미칠 수 있는 매출액, 유형고정자본투자, 부채, 임금, 교육훈련비, 연구개발비 등 기업정보를 독립변수로 활용해 다른 요인이 통제되었을 때 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과, 최저임금 인상이 기업의 고용, 인력수요에 부정적인 영향을 미친다는 가설은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 불균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 고정효과 상호작용 모형에서 모두 기업의 성과와 관련된 매출액, 기업의 설비 투자와 관련된 유형고정자본투자 그리고 부채는 고용에 긍정적인 요인으로 작용하는 것으로 확인되었지만 경쟁시장이론이 지지하는 최저임금 인상의 부정적 고용 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

인력수요를 결정하는 기업 단위 수준의 분석 결과는 최저임금 인상이 인

력수요에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없음을 보여준다. 하지만 이와 같은 분석 결과가 최저임금을 급격하게 인상하더라도 고용이 줄지 않음을 의미하는 것은 아니다. 분석 대상 기간인 2009년부터 2017년까지 최저임금 인상이 고용에 미친 영향의 일반화에 주의할 필요가 있으며 급격한 최저임금 인상의 효과에 대해서는 향후 추가적인 연구가 추진될 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 2장의 분석 결과는 2009년~2017년에 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않았으며 최저임금제도가 목적으로 하는 바를 추구하였음을 실증적으로 보여준다는 점에서 중요한 의미를 지니는 것으로 생각된다.

제3장 최저임금이 노동공급에 미치는 영향

최저임금은 노동시장 참가 가치에 영향을 끼쳐 개인의 경제활동참가를 고무한다. 노동경제학 이론에 따르면 최저임금 인상은 시장임금을 개인의 의중임금보다 높임으로써 노동시장을 퇴장했던 개인의 경제활동참여를 촉진하는 역할을 한다. 하지만 반드시 최저임금 인상이 경제활동참가율을 상승시키는 것은 아니다. 최저임금이 경제활동참가율에 미치는 영향에 대한 실증연구에 따르면 최저임금 인상으로 노동참가와 여가 간의 상대임금 변화를 반영한 의사결정이 이루어지며 이 과정에서 노동공급이 감소할 수도 있는 것으로 나타났다.

3장에서는 최근의 급격한 최저임금 인상이 경제활동참가 여부에 어떠한 영향을 미치는지 한국고용정보원의 노동공급전망 모형인 KEISIM을 이용해 분석하였다. 최저임금 인상을 고려하는 경우와 고려하지 않는 경우를 구분하여 시뮬레이션한 후 최저임금 인상을 고려하지 않았을 때의 경제활동인구와 최저임금 인상이 포함되었을 때의 경제활동인구 변화를 비교하여 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 도출하였다.

분석 결과에 따르면 잠재임금이 경제활동참가에 미치는 영향은 성별·연령별로 차이를 보였으며 최저임금 인상이 미치는 영향 역시 성별·연령별로 다르다. 이는 최저임금이 노동시장에 참가할 수 있는 모든 개인에게 동일한

영향을 미치지 않는 것을 의미하는 것으로 기존 최저임금과 경제활동참가의 관계에 대한 연구에서도 관측되었던 특성이다.

최저임금 인상이 고려되지 않은 기존 전망 결과와 비교하여 최저임금 인상을 반영한 모형을 통한 전망 결과는 최저임금이 경제활동참가에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 인구증가에 따라 경제활동인구가 증가하지만, 그 증가폭은 기본 경제활동인구 전망 결과보다 최저임금을 반영한 경제활동인구 전망에서 더 크다. 급격한 최저임금 인상을 보인 2018년, 2019년에도 동일한 결과가 관측되었다.

또한 최저임금 인상은 성별·연령별로 경제활동참가에 차별적인 영향을 미칠 수 있다. 성별로는 기본 전망 결과에 비해 최저임금을 반영한 전망 결과에서 남성보다는 여성의 경제활동인구 증가폭이 더 작고 경제활동참가율 상승폭도 더 낮은 것으로 나타났다. 연령별로는 청년층과 65세 이상 고령층이 다른 연령층과 비교했을 때 최저임금을 반영한 전망 결과에서 경제활동인구 증가폭이 더 커졌으며, 이에 따라 경제활동참가율 역시 더 높아지는 결과가 관측되었다.

KEISIM을 이용한 3장의 분석 결과는 최저임금 인상이 10대에 부정적인 영향을 크게 미친다는 기존의 선행연구와는 차이를 보인다. 한국 노동시장에서 최저임금 인상이 상대적으로 저임금층인 청년층과 고령층에 더 큰 영향을 미치며 최저임금 인상으로 인해 노동시장 퇴장보다는 참가의 가치가 더 커지기 때문에, 상대적으로 저연령층과 고연령층의 경제활동참가가 증가한다는 결과가 도출된 것으로 생각된다.

제4장 최저임금의 일자리 및 노동력 변동 효과

4장에서는 최저임금이 일자리 창출 및 소멸, 채용, 이직 등으로 이루어진 일자리 및 노동력 변동에 미치는 영향을 분석하였다. 일자리 및 노동력 변동 개념은 고용, 취업자 수 변화를 구체적으로 분석하기 위한 방법 중 하나로 최근 고용 변화를 구체적으로 고찰하기 위해 활용하였다. 일자리 및 노동력 변동에 최저임금의 인상이 미치는 영향을 실증분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 2017년 최저임금에 영향을 받는 사업체는 전체 사업체 중 60%가 넘는 것으로 추정된다. 한 명이라도 최저임금의 영향을 받는 임금근로자가 있다면 최저임금의 영향을 받는 사업체로 보았기 때문에 다소 적용 비중이 높게 보이지만, 최저임금이 직접적으로 최저임금 대상이 되는 임금근로자뿐만 아니라 파급효과에 따라 영향을 받는 임금근로자를 포함하면 최저임금의 정책적 영향 범위는 상당할 것으로 판단된다.

둘째, 최저임금 영향률이 높은 사업체일수록 일자리 창출은 증가하고 일자리 소멸은 감소하여 고용을 증가시키는 것으로 추정된다. 이는 최저임금 인상으로 채용이 줄지만 이직이 더욱 감소하면서 고용이 증가하기 때문이다.

셋째, 10인 미만 소규모 사업체는 최저임금 인상으로 이직이 감소하면서 고용이 증가하는 효과를 보였으며 100인 미만 사업체 규모에서는 최저임금인상으로 빈 일자리가 채워지는 채용 증가 효과가 고용 증가를 유도한 것으로 보인다. 그러나 100인 이상 사업체 규모에서 최저임금 상승은 고용에 다소 부정적인 영향을 주는 것으로 추정된다.

이와 같은 실증분석 결과 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 주지 않으며 오히려 고용을 증가시키는 효과가 있을 수 있다는 사실을 확인시켜 준다. 특히 소규모 사업체에서는 임금근로자의 이직 감소 효과, 중규모 사업체에서는 채용 증가를 통해 최저임금의 동학적 고용변동 효과를 설명할 수 있을 것이다.

제5장 최저임금이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향

5장에서는 최저임금 인상이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향을 살펴 보았다. 최저임금의 인상이 임금 하한선을 강제해 임금을 상승시킬 경우 임금 구조와 임금체계에 영향을 미칠 수 있으며 이는 다시 노동시장 내 임금분배구조의 변화를 가져올 수 있기 때문이다. 따라서 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형 등을 이용해 통제변수와 관련된 요인뿐만 아니라 관측되지 않는 산업 고유의 특성과 연도별 산업에 미치는 공통적 충격 그리고 그에 따

른 각 산업의 이질적인 반응까지도 통제함으로써 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과에 따르면 최저임금 인상은 노동시장 내 임금구조에 영향을 미치는 한편 노동시장 내 임금불평등 문제 완화에 정(+)의 영향을 미친다. 우선 최저임금 인상은 시간당 임금 기준 저임금 근로자를 줄이는 효과가 있을 뿐만 아니라 월임금 기준 저임금 근로자를 줄이는 것으로 나타났다. 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석에서 최저임금 인상은 시간당 임금 기준 저임금 근로자와 월임금 기준 저임금 근로자 비중에 모두 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 최저임금 인상이 노동시장 내 차별 개선과 상대적 저임금 근로자의 소득 수준 개선에 도움을 줄 수 있음을 가리킨다.

대표적인 불평등 지수 중 하나인 지니계수를 이용한 분석에서는 최저임금 인상이 시간당 임금과 월임금의 분배구조를 개선할 수 있는 것으로 나타났다. 시간당 임금 기준 지니계수와 월임금 지니계수를 종속변수로 한 분석에서 모두 최저임금 인상은 부(-)의 영향을 미쳤다. 이는 최저임금 인상이 노동시장 내 임금 불평등을 완화하는 역할을 할 수 있음을 의미한다. 또한 노동시장 내 존재하는 불평등 중 하나인 성별 임금격차 분석에서는 최저임금 인상이 여성 임금근로자의 상대적으로 낮은 임금을 상승시킴으로써 동일한 1시간 노동에 대한 성별 임금격차 완화에도 기여할 수 있는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 최저임금법에 명시된 최저임금제도의 목표인 노동시장 내 임금 불평등 개선과 저임금 근로자의 생계 안정에 최저임금제도가 기여하였음을 보여준다. 또한 노동시장 내 임금분배구조에 영향을 미친다는 점에서 장기적으로 경제성장과 인력수급에도 영향을 미칠 수 있다.

제6장 최저임금이 실업급여 분포와 재고용에 미치는 영향

6장에서는 국내 실업급여 제도가 최저임금과 연동된다는 점에 착안하여, 비교적 높은 최저임금의 상승에 따른 최근 실업급여 수급액 분포의 변화와 재고용확률을 살펴보았다.

분석 결과 최저임금이 유지되었다는 가정하에서 최저임금에 연동된 실업급여 하한액의 2018년 적용 규모는 36만 8천 명이었으나, 실제 2018년 최저임금 상승에 따른 하한액 적용자는 41만 1천 명이었다. 이는 최저임금 상승에 따른 하한액 적용자가 약 4만 2천 명 증가한 것을 의미한다. 2017년과 2018년의 최저임금 수준을 각 연도의 실업급여 집단에 적용한 분석 결과에서는 2017년 수급자의 임금 변화가 없다면 5만 2천 명이 증가하는 것으로 나타났지만, 실제 그들 중 일부는 최저임금 상승과 함께 임금이 상승하였으므로 하한액 적용자의 증가 규모가 4만 2천 명으로 분석되었다.

또한 6장에서는 최저임금이 재취업에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금이 상승하면 저임금 집단의 실업급여액이 함께 증가하기 때문에 실직 후 빠른 재취업 유인이 작동할 가능성이 있다. 이를 검토하기 위해 6장에서는 2017년과 2018년의 동일한 재고용확률을 분석하였는데 그 결과 기대와 달리 자격효과에 대한 유의한 영향은 발견되지 않았다. 이는 재고용확률을 증대하는 데까지 최저임금이 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친다고 하기는 힘들다는 것을 보여준다고 할 수 있다.

제1장

서론

제1절 연구의 배경 및 목적

최저임금제도는 근로자 임금의 최저 수준을 보장하여 근로자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 목표로 한다. 1894년 뉴질랜드에서 시작된 최저임금제도는 점차 많은 국가에서 도입했는데 한국도 1986년 12월 「최저임금법」을 제정하고 1988년 1월부터 최저임금제도를 시행하고 있다. 현재 최저임금 수준은 최저임금위원회의 심의로 최저임금안이 도출되면 장관이 고시함으로써 결정된다. 최저임금위원회는 적절한 수준의 최저임금을 통한 저임금 해소로 임금격차 완화와 소득분배 개선, 근로자 생활안정과 사기 진작을 통한 노동생산성 향상, 적절한 임금 수준을 바탕으로 한 공정한 경쟁 체제 구축 및 경영합리화에 기여함을 목적으로 하고 있다.

국내 최저임금 수준은 경제성장, 소득 수준 향상과 함께 상승했으며 그 적용 대상도 늘어났다. 1989년 600원으로 시작한 최저임금은 2018년 현재 7,530

원으로 상승하였으며 적용 대상도 1988년 제조업, 상시근로자 10인 이상 사업체 종사자에서 2000년 11월 24일부터는 전 산업, 1인 이상 사업체 종사자로 확대되었다(오상봉, 2015; 정진호 외, 2011). 이처럼 최저임금이 노동시장과 경제에 미치는 영향이 커지면서 최저임금 인상을 둘러싼 대립이 더욱 치열해졌다. 1997년 경제위기 이후 비정규직 확대와 함께 늘어난 저임금 근로자의 생활안정과 노동시장 내 불평등 완화를 위해 최저임금을 인상해야 한다는 주장과 높은 최저임금 수준으로 비자발적 실업이 증대되고 기업의 비용 증가에 따른 투자 축소가 우려된다는 주장이 매년 대치되었으며 이에 따른 최저임금 결정 과정에서 순조롭지 못한 상황이 반복되었다.

경제와 노동시장에서 최저임금이 미치는 영향이 커지면서 최저임금제도 관련 연구의 중요성도 증대하였다. 특히 최근 소득주도성장 정책 추진과 함께 최저임금 인상폭이 커지면서 최저임금이 고용 및 노동시장에 미치는 영향에 대한 연구가 다양하게 진행되고 있다. 2018년 최저임금은 2017년 6,470원에서 7,530원으로 전년 대비 16.4% 증가하였다. 2018년의 최저임금 인상률은 1990년 690원에서 820원으로 18.8% 증가한 1991년 그리고 2000년 1,600원에서 1,865원으로 16.6% 증가한 2001년 다음으로 높은 수준이다. 그런데 2018년 들어 통계청의 경제활동인구조사상 취업자 수 증가폭이 예년에 미치지 못하면서 최저임금이 고용에 미치는 영향에 대한 사회적 관심 역시 높아졌다.

최저임금 인상은 정교한 인력수급 전망과 노동시장 정책 수립에 중요한 의미를 지닌다. 경쟁시장이론에 따르면 최저임금 인상이 인력수요 감소 또는 비자발적 실업의 증대로 이어져 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 특히 최근과 같이 전년 대비 최저임금 인상률이 높은 수준에서 유지되면 최저임금 인상이 고용에 미치는 부정적인 영향은 커질 수 있다. 하지만 현실에서 최저임금의 영향이 고용에 미치는 영향은 논쟁적이다. 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다는 주장도 있지만 최저임금 인상이 고용에 미친 부정적인 영향이 발견되지 않는다는 분석 결과를 내놓은 연구도 있다.

본 연구는 국내 노동시장에서 최저임금의 인상이 고용에 미치는 영향을 인력수요 측면과 인력공급 측면에서 고찰하였다. 먼저 인력수요 측면의 영향

분석은 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업정보를 바탕으로 구축한 기업 패널 자료를 이용해 인력수요의 주체인 기업에 최저임금 인상이 미치는 효과를 분석하였다. 인력공급 측면에서는 중장기 인력수급 전망에 이용되는 한국고용정보원의 KEISIM 모형을 통해 최저임금 인상이 경제활동참가 여부에 어떤 영향을 미치는지 분석함으로써 인력공급에 미치는 영향을 살펴보았다. 나아가 최저임금이 고용에 미치는 영향을 동학적 측면에서도 분석하였다. 일자리 창출 및 소멸, 채용, 이직이라는 일자리 및 노동력 변동 양상을 통해 최저임금이 노동시장에 미치는 영향을 다양한 측면에서 고찰하였다.

최저임금 인상은 노동시장의 양적 측면에 영향을 미칠 뿐만 아니라 노동시장 내 임금구조에도 영향을 미친다. 근로자에게 지급되는 임금의 하한을 강제하는 최저임금의 인상은 임금 수준이 가장 낮은 근로자의 임금뿐만 아니라 노동시장 내 임금분배구조 전반에 영향을 주기 때문이다. 저임금 근로자의 임금 상승을 통한 노동시장 내 분배구조 개선, 불평등 완화는 최저임금제도가 추구하는 긍정적인 효과 중 하나이다. 최저임금의 이러한 특성을 고려해 본 연구에서는 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분포에 미치는 영향을 분석하는 한편, 최저임금 상승이 노동시장 내 분배구조와 불평등 수준에 미치는 영향을 고찰하였다.

최저임금이 임금구조와 노동시장 분배구조에 미치는 영향은 단기적으로는 노동시장의 질적 측면과 관련된 문제이지만 장기적으로 노동시장에 참여하는 인력의 수요와 공급에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 인력수급 전망 측면에서도 중요한 의미를 지닌다. OECD(2014)의 주장처럼 소득 불평등이 경제성장에 부(-)의 영향을 미친다면 장기적으로 최저임금 인상으로 발생할 수 있는 노동시장 내 임금분배구조의 변화 역시 인력수급에 영향을 미칠 것이다.

최저임금 수준은 고용과 임금구조 외에도 제도 측면에서 변화를 통해 노동시장과 인력수급에 영향을 미친다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 특히 실업급여제도도 최저임금 수준과 밀접한 관계가 있기 때문에 최저임금의 인상 정도는 제도 전반에 큰 변화를 불러온다. 이러한 점을 반영해 본 연구는 최저임금 수준 변화에서 파생된 실업급여와 관련된 변화를 고찰하였는데 구체적으로 실업급여 분포와 실업급여 수급자의 재고용에 최저임금이 미치는 영향을 살펴보았다.

제2절 연구의 구성

최저임금제도의 정책적 효과와 최저임금이 인력수급 등 노동시장 전반에 미치는 영향을 분석한 본 연구의 구성은 다음과 같다.

우선 2장은 최저임금이 인력수요에 미치는 영향을 분석하였다. 최근 활발하게 논의되고 있는 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 선행연구를 먼저 살펴보고 분석을 위해 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업 정보를 이용한 기업 패널 자료를 구축하여 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형(Interactive fixed effects model)으로 최저임금 인상이 고용, 기업의 인력수요에 어떤 영향이 미치는가를 실증분석함으로써 최저임금이 인력수요에 미치는 효과를 고찰하였다.

3장에서는 최저임금이 인력공급에 어떤 영향을 미치는지 살펴보았다. 분석에는 한국고용정보원의 노동공급 전망 모형인 KEISIM을 이용하였다. 최저임금 인상은 개인의 노동시장참가와 여가 사이 상대적 가치에 변화를 가져옴으로써 노동공급 결정에 영향을 미칠 수 있다. KEISIM을 이용해 최저임금 인상이 고려되었을 때와 그렇지 않았을 때를 구분하여 시뮬레이션한 후 그 결과를 비교함으로써 최저임금 인상이 개인의 경제활동참가에 어떤 영향을 미치는가를 분석하였다.

4장에서는 최저임금이 노동시장 내 일자리 창출 및 소멸, 채용, 이직 등 일자리와 노동력 변동에 미치는 영향을 고찰하였다. 이시균(2013)의 일자리 동학 관련 연구 방법을 이용해 일자리 창출 및 소멸, 채용, 이직 등 일자리 및 노동력 변동 측면에서 고용 변동을 살펴보고 최저임금 인상이 이와 같은 일자리 변동 및 노동력 이동에 미친 영향을 분석하였다. 분석에는 일자리 동학 관련 분석에서 주로 활용되는 고용보험 행정자료를 이용하였다.

5장은 최저임금 인상이 임금불평등에 미치는 영향을 실증분석하였다. 최저임금 인상이 임금구조 및 임금체계에 영향을 미칠 경우 이는 노동시장 내 임금분배구조에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 그러므로 5장에서는 이러한 최저임금 인상이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분

석에는 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사 자료를 활용하였으며 연도별 산업 패널 자료를 구축해 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 구체적으로 살펴보았다.

6장에서는 최저임금이 실업급여제도와 관련해 가져올 수 있는 효과를 실업급여 분포와 재고용 측면에서 살펴보았다. 이를 위해 먼저 최근 최저임금 인상으로 어느 정도 임금 하한액 상승의 혜택을 보는가를 검토하였다. 다음으로 재고용 효과를 살핌으로써 저임금 취업자의 재고용이 증가하는가를 고찰하였다. 분석은 고용보험 피보험자 DB를 활용하였다.

제2장

최저임금이 인력수요에 미치는 영향

제1절 서론

최저임금제도는 근로자 임금의 하한선을 강제함으로써 저임금 근로자의 임금을 증가시켜 생활안정과 사기 진작을 통한 노동생산성 향상을 도모한다. 또한 임금 하한선을 설정함으로써 최저임금제도는 노동시장 내 분배구조 개선에 기여할 뿐만 아니라 빈곤, 소득불평등 같은 사회적 문제를 완화하는 역할도 수행한다. 1894년 뉴질랜드에서 처음 시행된 최저임금제도가 다른 국가로 확산된 데에는 이와 같은 긍정적 기능이 중요하게 작용했다. 한국 역시 1988년부터 최저임금제도를 시행하였다.

하지만 최근 큰 폭의 최저임금 인상과 함께 고용지표가 좋지 않게 나오면서 최저임금의 부정적인 영향에 사회적 관심이 증대되고 있다. 2018년 한국의 최저임금은 시간당 7,530원으로 전년 대비 16.4%나 증가했다. 2000년대에 들어서는 2001년 전년 대비 16.6% 최저임금이 인상된 데 이어 두 번째로 높은 상

승률을 보인 것이다. 같은 시기에 통계청의 경제활동인구조사 상 취업자 수 증가 규모는 크게 줄어들었다. 2018년 10월 현재 취업자 수는 2,709만 명으로 전년 동월 대비 6만 4천 명(0.2%) 증가하는 데 그쳤다.

경쟁시장이론에 따르면 큰 폭의 최저임금 인상 이후 고용 증가폭이 줄어들며 최근의 상황은 최저임금 인상에 따른 부정적인 효과 때문일 수 있다. 경쟁시장이론에서 최저임금 인상은 임금을 균형임금 이상으로 상승시켜 비자발적 실업과 고용 감소의 원인이 된다고 본다. 기업의 비용 증가에 따른 인력수요 감소가 고용 감소로 이어진다는 것이다. 하지만 실증분석에서 최저임금이 고용에 미치는 영향은 여전히 논쟁적이다. 미국을 중심으로 진행된 연구 중 Baskaya et al.(2015), Neumark and Wascher(1992, 2000, 2007), Neumark et al.(2014), Powell(2017) 같이 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다고 분석한 연구가 있는 반면에 Allegretto, Dube and Reich(2011), Card and Krueger(1994, 2000), Dube, Lester and Reich(2010, 2014)처럼 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 보기 힘들다고 주장하는 연구도 있다.

국내에서도 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향의 분석 결과는 논쟁적이다. 강승복·박철성(2015), 김대일(2012), 박기성(2016), 이정민·황승진(2016)처럼 최저임금 인상이 고용에 통계적으로 유의한 부정적인 영향을 미친다는 분석도 있지만 김민성 외(2013), 김유선(2014), 이병희(2008), 홍민기(2018), 황선웅(2018) 같이 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 단정할 수 없다고 주장하는 연구도 있다. 또한 동일한 자료를 이용한 연구에서 최저임금 인상의 영향을 다르게 분석하는 경우도 있다.

이 장에서는 이처럼 최근까지도 논쟁적이라 할 수 있는 최저임금 인상이 기업의 인력수요에 미치는 효과를 고찰한다. 분석에는 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업정보를 이용해 구축한 기업 단위 패널 자료를 활용한다. 최저임금 수준에 따라 인력수요를 어떻게 변화시킬 것인가 하는 결정이 기업 또는 사업체 수준에서 이루어진다는 점을 고려할 때 이와 같은 기업 단위 패널 자료는 최저임금 변화에 대한 기업의 반응을 분석 대상으로 한다는

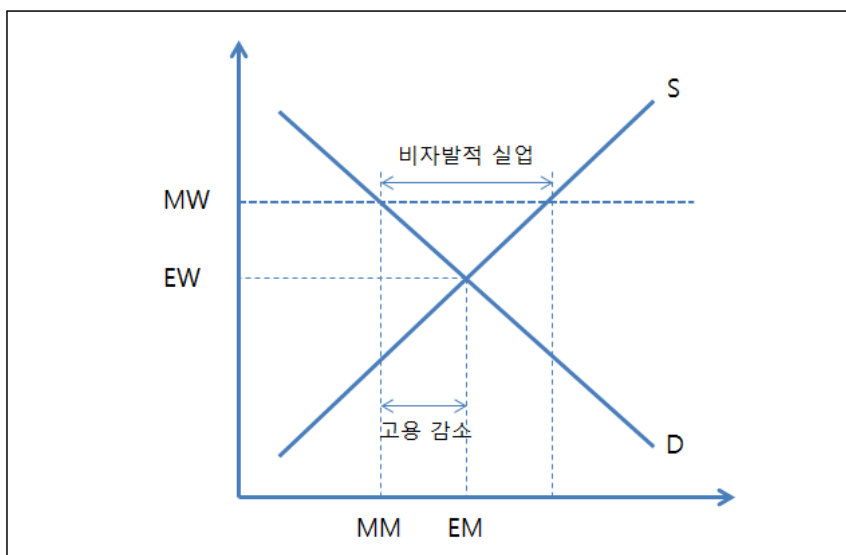
장점을 지닌다. 최저임금의 영향을 받는 기업과 그렇지 않은 기업을 대상으로 한 분석을 통해 최저임금 인상이 기업의 고용에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴 본다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 영향의 분석에는 패널 자료의 장점을 활용하는 패널 고정효과 모형(Panel fixed effect model)을 이용한다. 패널 고정효과 모형은 기업 단위 패널 자료를 이용한 분석에서 관측되지 않는 개별 기업의 고유한 특성을 통제하고 최저임금 인상이 기업의 고용에 미치는 영향을 분석할 수 있도록 한다. 매출액, 유형고정자본투자 등 기업의 고용에 영향을 미치는 다양한 변수를 포함한 패널 고정효과 모형을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 이와 함께 Totty(2015) 등 최근 최저임금 관련 연구에서 활용된 바 있는 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형(Interactive fixed effects model)을 이용한 분석도 수행한다. 이는 이론적으로 관측되지 않은 공통적인 충격과 이와 관련한 기업의 이질적인 반응을 통제할 수 있다는 장점이 있는 분석 방법으로 패널 고정효과 모형과 함께 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 검토하는 데 활용한다.

제2절 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 선행연구

통상적으로 경쟁시장이론은 최저임금 인상을 고용에 부정적인 영향을 미치는 요인으로 다룬다. 하지만 최저임금이 고용에 미치는 영향은 신고전학과 이론 내에서도 시장에 대한 가정에 따라 달라진다. 완전경쟁 노동시장을 가정하는 신고전학과 경쟁시장이론에서는 최저임금이 시장의 균형임금보다 높게 설정될 경우 [그림 2-1]에서와 같이 노동수요가 감소하여 고용은 줄고 비자발적 실업은 증가하게 된다. 완전경쟁 노동시장에서 수요곡선과 공급곡선이 교차하는 균형임금(EW)보다 높은 수준에서 최저임금(MW)이 결정됨에 따라 고용(EM-MM)이 감소하게 되는 것이다.

[그림 2-1] 완전경쟁 노동시장에서 최저임금 인상 효과

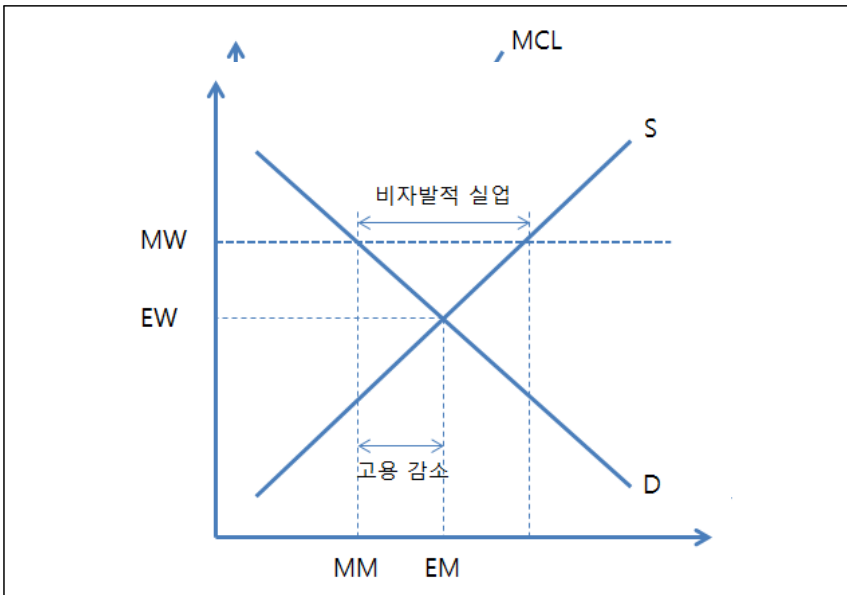


하지만 신고전학과 경제학에서도 경쟁시장이 아니면 최저임금 인상이 오히려 고용을 증가시킬 수도 있다. 노동수요가 독점적인 수요독점 시장의 경우,

10 최저임금이 인력수급에 미치는 효과

적정 수준의 최저임금은 오히려 고용을 증가시키는 결과를 부른다. 수요독점 시장에서 수요독점 기업이 직면하는 노동공급곡선은 우상향한다([그림 2-2] 참조). 기업은 이윤을 극대화하기 위해 노동의 한계비용(MCL)과 한계생산수입(MRP)을 일치시키는 수준(RM)에서 고용을 결정하게 된다. 이때 고용 수준(RM)은 완전경쟁시장의 고용 수준(EM)보다 작으며 시장 임금 역시 완전경쟁시장에서의 균형임금(EW)보다 낮은 수준에서 결정될 수 있다. 이와 같은 수요독점 노동시장에서는 최저임금이 완전경쟁시장 균형임금(EM)보다 낮은 수준에서 결정될 경우 고용이 증가한다. [그림 2-2]와 같이 균형임금(EW)보다 낮은 수준에서 최저임금(MW)이 결정될 경우 고용(MM-RM)이 증가하게 된다.

[그림 2-2] 수요독점적 노동시장에서 최저임금 인상



최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 대한 이와 같은 이론적 논의는 다양한 실증분석으로 이어졌다. 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 실증하는 연구는 미국을 중심으로 활발하게 진행되었다(오상봉, 2015; 이정민·황승

진, 2016). 1990년대 말까지 최저임금이 고용에 미치는 영향에 대한 실증분석의 상당수는 시계열 분석 방법을 활용하였다(Cahuc and Michel, 1996). Mincer(1976)는 최저임금에 최저임금 영향률을 곱한 후 이를 농업 외 전 산업의 평균 시간당 임금으로 나눈 최저임금지수를 독립변수로 이용해 최저임금 인상과 고용률 사이의 관계를 분석하였으며 Heckman and Sedlacek(1981)은 남캐롤라이나(South Carolina)의 1948년부터 1971년까지 자료를 이용해 최저임금 상승에 따른 고용 감소 효과를 분석하였다. 최저임금법 적용 이후 발표된 최저임금 관련 논문을 정리한 Brown et al.(1982)은 기존 시계열 분석 결과에 따르면 16~19세 청년의 고용은 최저임금 인상에 통계적으로 유의한 영향을 받는다고 주장하였다. 1980년대까지 최저임금과 관련된 많은 연구가 이처럼 시계열 방법을 활용해 최저임금의 부정적인 영향을 분석하였다. 그리고 분석 결과를 통해 전체 고용은 아니더라도 청년층, 저임금층 등 소위 고용 취약계층의 고용에 최저임금 인상이 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장했다.

1990년대 들어 횡단면 자료 또는 패널 자료를 이용한 연구가 활발하게 이루어지면서 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는다고 주장하는 연구가 증가했다. Card(1992)는 실증분석을 통해 연방 최저임금 상승이 청소년의 임금을 증가시키는 결과를 가져오는 것은 사실이지만 취업률과 취학률에는 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치지 않았다는 결론을 내렸다. 또한 Card and Krueger(1994)는 거시경제적 환경과 노동시장 상황이 유사한 뉴저지주와 펜실베이니아주 접경 지역에 있는 레스토랑을 대상으로 한 분석을 바탕으로 최저임금 인상이 청소년 고용에 통계적으로 유의미한 부정적 효과를 미치지 않는다고 주장했다.

그러나 이들과 상반되는 주장으로 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 연구도 계속되었다. Neumark and Wascher(2000)는 전화설문을 활용했을 때 발생할 수 있는 측정오차 문제를 언급하며 Card and Krueger(1994)가 연구에 활용한 준실험적(quasi-experiment) 방법에서 나타날 수 있는 문제점을 지적하면서, 행정자료를 이용하면 동일한 방법으로 최저임금 인상이 고용 감소로 이어질 수 있다는 분석 결과를 내놓았다. 이러한 Neumark and

Wascher(2000)의 지적에 대해 Card and Kreuger(2000)는 다시금 전화설문 자료, 행정자료, 미국 노동통계국(BLS: Bureau of Labor Statistics) 자료를 이용하여 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 말할 수 없다는 분석 결과를 발표하며 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 논쟁을 이어갔다.

최저임금이 고용에 미치는 영향에 관한 이와 같은 논쟁은 여전히 진행 중이다. Neumark and Wascher(2000)와 Card and Krueger(1994)의 분석 이후 최근에는 지역 패널 자료(State panel)를 활용한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 지역 패널 자료를 활용한 연구는 미국에서 지역마다 최저임금이 각기 다른 현실을 이용해 이중차분법(DID: Difference-in-Difference)이나 고정효과 분석 같은 패널 자료 분석 방법으로 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 분석 대상으로 전체 고용 규모를 고려하는 경우도 있지만 최근에는 상대적으로 고용 취약계층으로 볼 수 있는 미국의 청년층, 음식점업(Food industry) 종사자 등으로 국한해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하는 연구가 많다.

Dube et al.(2010)은 미국의 지역 패널 자료를 이용해 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 Card and Krueger(1994)의 분석을 전국으로 확대하여 실증분석을 수행하였는데 인접한 지역을 비교하는 분석 방법을 통해 최저임금 인상에 따른 고용 감소 효과가 관측되지 않는다고 주장하였다. 또한 Allegreto et al.(2011) 역시 유사한 방법으로 1990년부터 2009년까지의 상시인구조사(CPS: Current Population Survey) 자료를 분석하여 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 분석 결과를 내놓았다. 하지만 Neumark et al.(2014) 등이 미국의 지역 패널 자료를 활용해 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보이면서 여전히 최저임금 인상의 효과에 관한 논의를 이어가고 있다. 이들은 Dube et al.(2010), Allegreto et al.(2011) 등에서 선형 추세 가정을 완화하여 추세 다항식을 포함해 분석할 경우 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석된다고 주장하였다.

지역 패널 자료를 활용하면서 고정효과 모형이 사용되고 있지만 지역별로 다른 추세적 특성이 고용에 영향을 미친다는 점을 고려해 이를 통제할 수 있

는 좀더 개선된 모형을 분석에 활용하려는 노력도 이루어지고 있다. 지역별로 다른 특성의 통제 여부에 따라 최저임금이 고용에 미치는 효과가 다르게 도출되기 때문이다. 최근에는 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형을 이용한 연구(Totty, 2015), Abadie et al.(2010)의 결합통제방법(Synthetic control method)을 사용한 연구(Powell, 2017)가 진행되었다.

미국 외의 국가에서도 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하게 수행되었다. Stewart(2004)는 영국의 최저임금제 재도입의 영향을 분석하였다. 그는 최저임금의 영향을 받는 집단과 상위 임금을 받는 집단의 고용 변화를 비교함으로써 최저임금제 도입이 고용에 미치는 영향을 고찰했는데 최저임금제 재도입이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 보았다. 또한 Mayneris et al.(2014)는 중국의 기업 데이터를 이용해 최저임금 인상 효과를 분석했는데 최저임금의 영향을 받는 기업의 경우 생존확률은 낮지만 기업을 유지할 경우 고용은 감소하지 않고 생산성은 향상된다는 분석 결과를 도출하였다.

Kawaguchi and Yamada(2007)는 일본 소비자 패널 조사를 활용한 분석을 통해 일본의 최저임금 인상이 20대 여성의 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금과 최저임금의 110%를 받는 근로자 집단으로 한정하여 새롭게 인상된 최저임금보다 낮은 임금을 받던 여성 근로자가 높은 임금을 받던 여성 근로자에 비해 고용이 통계적으로 유의하게 감소하였음을 보이며 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다. Kawaguchi and Mori(2009) 역시 일본의 고용가구조사 자료를 이용한 분석을 통해 최저임금 인상이 중년 기혼 여성의 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 분석 결과를 내놓았다.

국내에서도 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 연구가 다양하게 진행되었다. 1988년 이후 최저임금이 빠르게 증가하면서 최저임금이 노동시장과 경제에 미치는 영향에 관한 연구가 수행되기 시작했으며 2000년대 중반 이후부터 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관해 활발한 연구가 진행되고 있다. 남성일(2008)은 수도권 132개 아파트 감시단속 근로자 관련 자료를 수집하여 2007년의 감시단속적 근로자를 대상으로 한 최저임금제 적용이 임금과

고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이에 따르면 최저임금제 적용은 임금을 증가시키지만 고용량에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 달리 이병희(2008)는 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없다고 주장하는 연구 결과를 내놓았다. 이중차분법을 이용해 2004년과 2005년의 최저임금 인상에 따른 고용효과를 실증분석한 이병희(2008)는 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않음을 보여주었다.

김대일(2012)은 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용해 저임금 근로자의 채용 억제 효과를 분석하였다. 김대일(2012)은 분석 결과를 바탕으로 최저임금이 저임금 근로자의 신규채용에 통계적으로 유의한 부정적인 효과를 미친다고 주장했으며 남성 청년층과 여성 고령층, 5인 미만 영세업체, 광공업의 신규채용 규모에도 부정적인 영향을 미친다고 주장했다. 김유선(2014)은 2000년에서 2013년까지 16개 시도별 자료를 이용해 최저임금 인상에 따른 고용효과를 분석하였다. 분석 결과에 따르면 김대일(2012)과 달리 청년, 고령자, 여성층에서도 최저임금 인상에 따른 통계적으로 유의한 고용 감소 효과가 관측되지 않는 것으로 나타났다.

강승복·박철성(2015)은 시계열 분석 모형을 통해 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 이들은 최저임금에 영향을 받는 청년층 남성(18~24세), 청년층 여성(18~22세), 노년층 남성(60세 이상), 노년층 여성(60세 이상) 그룹을 구분해 벡터오차수정 모형(Vector error correlation model)을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 시계열 분석 결과를 바탕으로 최저임금 인상은 최저임금의 영향을 많이 받는 이들 집단의 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 결론지었다.

이정민·황승민(2016)은 2006년부터 2014년의 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 추정하였다. 이들은 최저임금 인상의 영향력이 인구사회적 집단별로 다르다는 점을 이용해 집단별 최저임금 영향률을 바탕으로 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과를 바탕으로 이들은 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치며 여성, 고졸 이하, 청년층과 고령층, 근속기간이 짧은 근로자, 5인 이상

30인 미만 사업체 종사자에서 이와 같은 부정적인 효과가 더욱 크다고 주장하였다.

강승복(2017)은 도구변수 방법을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 그는 최저임금의 효과를 일반적인 최소자승추정법을 통해 분석할 경우 내생성 문제가 있어 제대로 된 인과관계를 분석할 수 없다고 주장하며 정부의 진보성을 도구변수로 활용해 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석에는 시계열 자료와 카이츠(Kaitz) 지수를 이용하였는데 강승복(2017)은 분석 결과를 이용해 최저임금 인상률의 상승은 고용을 감소시키는 영향을 미친다는 결론을 내놓았다.

홍민기(2018)는 2018년 큰 폭의 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석에는 경제활동인구조사 자료, 사업체노동력조사 자료, 고용보험 자료 등을 활용하고 있으며 산업 단위에서 최저임금 영향률을 구해 최저임금 인상의 고용 효과를 분석하였다. 분석 모형으로는 산업별로 각기 다른 추세를 통제하기 위해 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형을 활용하였으며 이를 이용한 분석을 통해 최저임금 인상이 고용에 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 미치지 않으며 최근의 최저임금 인상이 고용 증가율 축소의 원인이 아님을 보여주었다.

홍민기(2018)와 마찬가지로 황선웅(2018) 역시 최근의 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 황선웅(2018)은 성별, 연령, 학력을 기준으로 집단을 구분하고 각 집단의 고용률을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석에는 홍민기(2018)가 이용한 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형이 아닌 Pesaran(2006)이 제시한 바 있는 공통상관요인(common correlated effect)을 통제하는 집단별 계수 동일 모형(CCEP)과 집단별 계수 상이(CCEMG) 모형을 이용했는데 분석 결과 최근 이루어진 높은 수준의 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 확정적으로 결론내릴 수 없다고 주장한다.

이상의 국내 최저임금 인상에 관한 선행연구를 종합했을 때 국내에서도 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향은 여전히 논쟁거리라 할 수 있다. 미국

과 마찬가지로 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 미친다는 실증분석 결과를 보여주는 연구가 있는 반면에 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 말할 수 없음을 보여주는 실증분석 결과도 존재한다. 하지만 국내 최저임금제도는 모든 지역, 모든 근로자가 대상이라는 점에서 미국과는 다른 분석 방법이 요구된다. 한국의 최저임금법에 최저임금 적용 예외 사례가 있으나 기본적으로 전 산업 1인 이상 사업체 근로자 전체를 최저임금제도의 대상으로 하고 있기 때문이다(오상봉, 2015).

<표 2-1> 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 국내 주요 연구 결과

| 저자 | 연도 | 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 |
|-----------|------|----------------------------|
| 남성일 | 2008 | 부정적 |
| 이병희 | 2008 | 고용 지속에 부정적 영향을 미치지 않음 |
| 김대일 | 2012 | 저임금 근로자 고용에 부정적 |
| 김유선 | 2014 | 통계적으로 유의미한 효과 없음 |
| 강승복 · 박철승 | 2015 | 최저임금의 영향을 많이 받는 집단 고용에 부정적 |
| 이정민 · 황승민 | 2016 | 부정적 |
| 강승복 | 2017 | 부정적 |
| 홍민기 | 2018 | 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않음 |
| 황선웅 | 2018 | 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않음 |

분석 방법상 한국의 최저임금제도 설계는 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 측정하기 어렵게 만드는 요인으로 작용한다. 지역마다 최저임금 수준이 다른 미국은 지역별 최저임금 인상 수준의 차이를 바탕으로 최저임금 인상의 고용 효과를 분석할 수 있지만 한국은 모든 지역에서 동일한 최저임금 인상이 이루어짐에 따라 미국과 동일한 분석 방법을 이용할 수 없다. 시계열 분석 방법 역시 통제해야 할 요인에 관한 정보가 부족하고 최저임금 인상이 1년에 한 번 결정됨에 따라 활용할 수 있는 표본이 많지 않기 때문에 국내 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하기에는 한계가 있다.

최근 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 관한 연구에서는 최저임금

영향률을 활용하는 연구가 다수 수행되고 있다. 이상에서 살펴본 이정민·황승민(2016)은 인구사회적 집단별 최저임금의 영향률을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였으며 홍민기(2018)는 산업별 최저임금 영향률을 최저임금 인상에 따른 고용 효과 분석에 이용하였다. 황선웅(2018) 역시 성별, 연령별, 학력별 집단을 구분하고 각 집단의 최저임금 영향률을 이용해 최저임금 인상이 고용에 어떤 영향을 미치는가를 분석해 최저임금 인상의 고용 효과를 도출하였다.

제3절 연구 방법 및 분석 자료

최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 보는 이유는 최저임금 인상으로 기업의 비용이 증가하기 때문이다. 경쟁시장이론에서 가정하고 있는 바와 같이 기업이 정상 이윤을 얻고 있는 상황에서 균형임금 이상으로 최저임금 수준을 강제할 경우 기업이 동일한 노동력을 생산에 투입하기 위한 비용이 증가하여 상대적으로 수익이 줄어든다. 이런 수익 감소는 투자 감소, 인력수요 하락으로 이어져 고용 감소로 이어진다. 경쟁시장이론의 주장과 같이 현실에서도 최저임금 인상이 기업의 비용을 증대시키는 요인이 될 수 있다. 다만 이론과 달리 정상 이윤보다 높은 수준의 이윤을 얻고 있는 기업이 존재하는 상황이라면 기업은 높아진 노동력 투입 비용을 고려해 인력수요를 결정하게 될 것이다.

결국 최저임금 인상과 관련한 인력수요, 고용 수준의 결정은 기업 단위 또는 사업체 단위에서 결정된다. 기업은 상품시장에서 생산과 상품공급의 주체임과 동시에 노동시장에서는 인력수요의 주체이다. 이와 같은 현실을 고려해 기업 단위에서 최저임금 인상이 기업의 인력수요에 어떤 영향을 미치는가를 분석함으로써 최저임금 인상의 효과를 좀더 명확하게 살펴보고자 한다.

본 연구는 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 자료를 이용해 연도별 기업 패널 자료를 만들어 분석에 활용함으로써 최저임금 인상이 기업 단위에서 인력수요에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다. 이때 기업 단위 패널 자료는 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터가 제공하는 기업 정보 자료를 결합하는 방법으로 구축하였다. 두 자료의 결합은 기업을 식별할 수 있는 변수가 두 자료 모두에 존재하기 때문에 가능하다. 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업정보를 결합해 구축한 자료의 연도별 기업 표본 수는 <표 2-2>에서 보는 바와 같다. 분석에서 활용하고 있는 해당 기업 패널 자료는 2011년부터 2017년까지 총 107만 3,306개의 표본으로 구성되며 고용보험 피보험자 DB상의 개별 근로자의 정보와 한국기업데이터가 제공하는 각 기업 재무정보를 모두 포함하고 있어 이를 활용한 다양한 분석이 가능하다.

<표 2-2> 기업 패널자료 표본 수

(단위: 개소, %)

| 연도 | 기업 수 | 비중(%) |
|------|-----------|--------|
| 2011 | 149,865 | 13.96 |
| 2012 | 160,825 | 14.98 |
| 2013 | 169,857 | 15.83 |
| 2014 | 172,254 | 16.05 |
| 2015 | 163,822 | 15.26 |
| 2016 | 148,500 | 13.84 |
| 2017 | 108,183 | 10.08 |
| 합계 | 1,073,306 | 100.00 |

이 장에서는 기업 패널 자료를 바탕으로 한 패널 고정 효과 모형, 고정효과 상호작용 모형 등을 활용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 패널 자료를 이용한 분석 방법은 미국의 기존 최저임금 인상의 고용 효과 관련 연구에서 수행되었던 방법 중 하나이다. 지역 패널 자료를 이용한 미국의 최저임금 관련 연구에서는 최저임금 인상률이 다른 지역을 비교 대상으로 삼아 최저임금 수준의 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 하지만 국내에서는 단일한 최저임금 인상률이 적용되기 때문에 이와 같은 분석 방법을 그대로 이용하기는 힘들다.

앞서 언급한 이정민·황승민(2016), 홍민기(2018), 황선웅(2018) 등 최근의 국내 연구는 산업별, 인구·사회적 집단별로 최저임금 영향률을 추산하고 그 값을 이용해 최저임금 인상의 효과를 분석하였다. 최저임금 인상 수준은 동일하지만 집단별로 최저임금 인상이 미치는 영향이 상이할 경우 최저임금 인상이 각 집단의 고용에 다른 영향을 줄 수 있다는 점에서 착안한 것이다. 하지만 산업별, 인구·사회적 집단별 고용의 변동 분석은 실제 최저임금 인상 외 다른 요인이 고용에 미치는 영향을 충분히 통제하기 어렵다는 문제가 있으며 집단 내 최저임금 인상에 따른 고용 변동이 실제 인력수요의 주체인 기업 차원의 결정과 상이한 양상으로 나타날 가능성도 있다는 한계가 있다.

그러므로 최저임금 수준에 따라 고용 수준을 결정하는 기업 단위에서 다

양한 요인을 통제해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 최저임금 인상의 영향을 받는 기업과 받지 않는 기업 집단을 구분하고 최저임금 인상이 두 집단에 미치는 영향을 비교함으로써 최저임금 인상이 고용에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다.

최저임금 인상의 영향을 받는 기업은 연도별 채용 인력의 임금 수준 정보를 이용해 구분하였다. 두 가지 방법을 이용하고 있는데 먼저 최저임금 인상의 영향을 받는 채용을 했는가 여부를 통해 최저임금의 영향을 받는 기업을 분류하였다. 직전 연도 기업이 채용한 인력의 월평균 임금이 올해 최저임금 수준(월급, 209시간 기준) 미만일 경우 해당 기업은 최저임금 인상의 영향을 받는 기업으로 구분했다. 최저임금 인상의 영향을 받는 채용인가를 통해 최저임금 영향 여부를 구분하는 방법은 최저임금 영향을 관련 다른 연구에서도 사용되었던 방법으로, 이를 이용했을 때 2012년부터 2017년까지 전체 기업의 62.5%가 최저임금 인상의 영향을 받는 기업인 것으로 나타났다. 직전 연도 채용 시 월임금 수준에서 보았을 때 상당수 기업이 올해 최저임금 수준에 미치지 못하는 임금으로 인력을 채용하고 있음을 나타낸다.

또 다른 방법은 당해 연도 채용 시 최저임금 수준의 임금으로 고용하는 기업을 최저임금의 영향을 받는 기업으로 구분하는 방법이다. 최저임금 수준으로 고용하는 기업은 향후 최저임금 인상으로 생산에 투입하는 노동력에 지출되는 비용과 인력수요 수준에 직접적인 영향을 받을 수 있음을 고려한 것이다. 상대적으로 올해 최저임금 수준의 임금으로 채용한 기업은 다른 기업에 비해 다음해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향이 클 것이라는 판단에서 이와 같은 변수를 생성해 분석에 활용한다. 그러므로 2011년부터 2017년까지 각 연도 최저임금 이하의 월임금으로 인력을 채용한 기업을 최저임금의 영향을 받는 기업으로 구분하였다. 이 방법을 이용했을 때 분석에 활용하는 2011년부터 2017년까지 전체 기업 최저임금 인상의 영향을 받는 기업은 26.9% 수준으로 나타났다.

이상의 최저임금의 영향을 받는 기업을 구분하는 방법은 임의적이라는 점에서 일정 부분 한계가 있다. 두 가지 방법을 활용하고 있지만 이를 통해 최

저임금의 영향을 받는 기업을 정확히 분류하기는 힘들다. 하지만 최저임금의 영향을 받는 기업을 정확히 구분하거나 최저임금의 영향률을 정확히 구분할 수 있는 자료가 없는 현실에서 고용보험 피보험자 DB라는 행정자료를 이용한 이와 같은 분석 방법은 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석에 활용할 수 있는 유의미한 방법이라 생각된다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석에는 기존의 Card and Krueger(1994) 등에서 사용되었던 분석 방법을 활용한다. 이때 회귀식은 다음과 같다.

$$\ln(Y_{it}) = \beta \cdot MW_t \cdot D_{it} + \gamma \cdot X_{it} + e_{it}$$

종속변수인 $\ln(Y_{it})$ 는 연도별 기업의 고용 규모¹⁾, Y_{it} 를 로그전환한 값이다. MW_t 는 각 연도 최저임금 수준이며 D_{it} 는 최저임금 영향을 받는 기업 여부의 변수로, 앞서 설명했던 최저임금의 영향을 받는 기업인가의 변수에 해당한다. MW_t 와 D_{it} 를 이용해 생성한 변수를 분석 모형에 포함해 최저임금 인상의 영향을 받는 기업에서 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석함으로써 최저임금의 인상이 기업의 고용, 노동시장 내 고용 수준에 어떤 영향을 미치는가를 고찰한다.

X_{it} 는 기업 정보의 변수로 최저임금 외 기업의 고용 수준에 영향을 미치는 요인으로 구성된다. 이를 통제함으로써 최저임금 인상이 기업의 고용에 미치는 영향을 분석한다. 주로 한국기업데이터에서 제공한 기업정보를 활용해 변수를 구성하였는데 매출액, 유형고정자본투자, 부채, 임금, 교육훈련비, 연구개발비 등과 같은 기업 재무 정보를 통제변수 X_{it} 로 분석 모형에 포함했다. 통제변수로 활용되는 변수의 기초 통계는 <표 2-3>과 같다.

1) 고용보험 피보험자 수를 통해 기업의 고용 규모를 산출하고 있음

〈표 2-3〉 분석에 활용되는 통제변수 기초 통계(불균형패널)

| | 표본 수 | 평균(백만 원) |
|----------|-----------|----------|
| 매출액 | 1,073,306 | 14,069 |
| 유형고정자본투자 | 1,073,306 | 5,474 |
| 부채 | 1,073,306 | 8,811 |
| 임금 | 1,073,306 | 980 |
| 교육훈련비 | 1,073,306 | 5 |
| 연구개발비 | 1,073,306 | 118 |

분석에 활용되는 기업 재무제표 정보는 표본에 따라 큰 차이를 보이며 분석에 활용하는 변수의 값이 0 이하인 기업도 존재한다는 점을 고려해 neglog 변환 방법을 통해 전환한 값을 독립변수로 이용한다(김수현 외, 2017). 일반적으로 변수 변환에 사용되는 로그 변환 방법을 이용할 경우 변수의 값이 0 또는 음의 값을 가지는 표본은 분석에서 제외된다는 문제가 발생한다. 하지만 아래 식을 이용하는 neglog 변환 방법을 이용할 경우 0 이하의 값을 가지는 표본도 분석에 포함할 수 있다(Whittaker, Whitehead and Somers, 2005; Ycart, Pont and Fournie, 2013).

$$\text{neglog}(x) = \begin{cases} -\log(-x+1) & x \leq 0, \\ \log(x+1) & x > 0 \end{cases}$$

neglog 변환을 통해 전환된 변수의 기초 통계는 〈표 2-4〉에서 볼 수 있다. 앞서 〈표 2-3〉에서 보았던 표본이 neglog 변환 방식을 통해 모두 전환되어 분석에 포함됨을 확인할 수 있다.

최저임금이 고용에 미치는 영향 분석에는 기업정보를 포함한 기업 단위 패널 자료임을 고려해 패널 고정효과 분석 방법을 기본적으로 활용한다. 다양한 패널 분석에 활용되고 있는 패널 고정효과 모형은 표본 고유의 미관측 특성을 통제할 수 있다는 장점을 지닌다. 기업 패널 자료를 활용한 본 장의 분

석은 <표 2-4>의 변수로 통제하지 못하는 기업 고유의 특성 중 최저임금 인상의 고용 변동에 영향을 미칠 수 있는 요인을 일정 부분 통제할 수 있을 것으로 생각된다.

<표 2-4> 분석에 활용되는 변수 기초 통계(neglog 전환, 불균형패널)

| | 표본 수 | 평균 | 표준편차 |
|----------|-----------|--------|-------|
| 매출액 | 1,073,306 | 14.290 | 2.365 |
| 유형고정자본투자 | 1,073,306 | 11.551 | 3.490 |
| 부채 | 1,073,306 | 13.288 | 2.252 |
| 임금 | 1,073,306 | 12.309 | 1.989 |
| 교육훈련비 | 1,073,306 | 1.862 | 3.177 |
| 연구개발비 | 1,073,306 | 0.169 | 1.482 |

고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업정보 자료를 결합해 구축한 기업 패널 자료는 불균형 형태의 패널 자료(Unbalanced panel data)이다. 기업의 창업과 폐업이 활발하게 이루어지고 중소기업은 정보 공개가 지속적이지 않기 때문에 가능한 한 많은 기업정보를 포함하는 불균형한 기업 패널 자료를 구축했다. 이는 분석 기간 연도별로 기업 표본의 차이가 존재함을 의미한다. 가능한 한 많은 표본을 활용하는 불균형 패널 자료를 기반으로 한 패널 고정효과 모형을 통해 최저임금 인상이 기업의 고용에 미치는 영향을 분석한다.

불균형 패널 자료를 토대로 균형 패널(Balanced panel data) 자료를 또한 구축하여 분석에 활용할 수도 있다. 균형 패널은 모든 연도에 존재하는 기업만을 대상으로 한 패널 자료로, 2011년부터 2017년까지 모두 존재하는 기업체 수는 연도별 2만 4,241개이며, 총 16만 9,687개의 표본으로 구성된 균형 패널을 이용해 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석한다. 균형 패널 자료를 활용하는 분석에 포함되는 변수의 neglog 변환값은 <표 2-5>와 같다.

〈표 2-5〉 분석에 활용되는 변수 기초 통계(neglog 전환, 균형패널분석)

| | 표본 수 | 평균 | 표준편차 |
|----------|---------|--------|--------|
| 매출액 | 169,687 | 15.514 | 1.9460 |
| 유형고정자본투자 | 169,687 | 13.371 | 2.7583 |
| 부채 | 169,687 | 14.582 | 2.0014 |
| 임금 | 169,687 | 13.506 | 1.6431 |
| 교육훈련비 | 169,687 | 3.541 | 3.8083 |
| 연구개발비 | 169,687 | 0.477 | 2.4745 |

기업 단위 패널 고정효과 모형을 활용한 분석은 개별 기업의 인력수요에 영향을 미치는 관측되는 요인 외에도 관측되지 않는 기업 고유의 특성 중 일부를 통제할 수 있다. 그럼에도 불구하고 통제되지 않는 변수가 존재할 수 있다. 따라서 본 장에서는 균형 기업 패널 자료를 바탕으로 Bai(2009)의 고정효과와 상호작용 모형을 이용해 연도별 기업에 공통적인 충격과 이와 관련한 이질적인 기업의 반응까지도 통제하여 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한다.

고정효과 상호작용 모형을 활용할 때 분석에 활용되는 기본적인 식은 다음과 같다(Bai, 2009).

$$\ln(Y_{it}) = \beta \cdot MW_t \cdot D_{it} + \gamma \cdot X_{it} + u_{it}$$

$$u_{it} = \lambda_i F_t + e$$

이때 $\ln(Y_{it})$ 는 종속변수로, 앞서와 마찬가지로 기업의 각 연도 고용 규모의 로그값이다. 독립변수인 MW_t 는 연도별 최저임금 수준이며 D_{it} 는 최저임금의 영향을 받는 기업 여부의 변수로 앞서 패널 고정효과 모형과 동일하다. f_t 와 λ_i 는 연도별 공통 충격과 그와 관련한 각 기업의 이질적 반응을 통제하는 미관측 변수로, Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형에서는 이를 통해

고용에 영향을 미치는 해당 요인의 영향을 통제한다. 이 회귀식을 활용해 β 를 추정함으로써 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과를 분석한다.

제4절 분석 결과

고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업정보를 결합해 구축한 기업 단위 패널 자료를 토대로 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 결과는 이하와 같다.

<표 2-6>은 불균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 분석 결과이다. 분석에는 3절에서 밝힌 바와 같이 107만 3,306개의 기업 표본이 이용되었다. <표 2-6>에서 모형 (1)은 직전 연도 채용 인력의 임금이 당해 연도 최저임금 수준 이하인 경우에 최저임금의 영향을 받는 기업으로 구분하고 최저임금의 영향을 분석한 것이다. 직전 연도 채용 인력 정보를 사용하기 때문에 분석에는 2012년부터 2017년까지 기업 표본 63만 3,228개가 이용되었다. 모형(2)는 당해 연도에 최저임금보다 낮은 수준의 임금으로 채용한 인원이 존재하는가 여부를 통해 최저임금의 영향을 받는 기업을 구분한 것으로, 2011년부터 2017년까지 기업 표본 107만 3,306개를 분석에 활용하였다.

<표 2-6> 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(불균형패널자료 이용)

| | 모형(1) | 모형(2) |
|------------|----------|----------|
| 최저임금 인상 효과 | 0.000*** | 0.000*** |
| 매출액 | 0.066*** | 0.046*** |
| 유형고정자본투자 | 0.024*** | 0.023*** |
| 부채 | 0.056*** | 0.050*** |
| 임금 | 0.095*** | 0.093*** |
| 교육훈련비 | 0.007*** | 0.010*** |
| 연구개발비 | 0.004*** | 0.005*** |

주1: 산업변수 통제.

주2: *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

모형(1)과 모형(2) 모두 고용보험 피보험자 수를 통해 산출한 기업의 고용 규모를 종속변수에 포함해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 것이다. 이때 독립변수로 최저임금 인상 효과와 관련된 변수 외 기업의 고용 규

모에 영향을 미칠 수 있는 매출액, 유형고정자본투자 규모, 부채, 임금 수준, 교육훈련비, 연구개발비 등 기업 재무 정보를 활용하였으며 한국표준산업분류 대분류 수준의 산업 변수도 모형에 포함해 실증분석을 수행하였다.

<표 2-6>의 분석 결과를 살펴보면 모형(1)과 모형(2) 모두에서 매출액은 고용에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 매출액은 기업의 생산 활동과 연관되는 변수로 더 많은 생산 또는 매출을 하는 기업일수록 더 많은 고용을 하는 현실을 반영하는 결과로 해석된다. 매출액과 함께 고정자본 투자 역시 기업의 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유형고정자본투자는 일반적으로 기업의 시설, 설비 투자로, 생산기반시설 확충으로 이어질 가능성이 크다. 이와 같은 분석 결과는 더 많은 설비를 투자하는 기업일수록 더 많이 고용함을 의미하며 현실에서도 설비 증설에 따라 추가적인 인력수요가 발생하고 있음을 가리킨다.

기업이 지급하는 임금 수준 규모도 고용에 정(+)의 영향을 미친다. 분석에 활용한 임금 수준 변수는 제품 생산 과정에 소요되는 임금과 이후 판매 및 관리비로 사용되는 임금의 합으로, 기업이 지급하는 총 임금 수준을 반영한다. 분석 결과는 대체로 더 많은 임금을 지급하는 기업에서 더 많이 고용하고 있음을 보여준다.

기업의 또 다른 인적자본 투자이자 비용이라 할 수 있는 교육훈련비와 새로운 기술 개발에 주로 투자되는 연구개발비 역시 기업의 고용에 긍정적인 영향을 미친다. 분석 결과에 따르면 교육훈련비 투자가 많은 기업일수록, 연구개발비 투자가 많은 기업일수록 더 많이 고용한다. 이는 인적자본 또는 새로운 기술에 투자한 기업일수록 고용을 줄이는 선택을 하지 않을 가능성이 크기 때문일 것으로 판단된다.

부채 역시 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부채는 이론적으로 기업의 고용에 긍정적인 영향을 미칠 수도 있고 부정적인 영향을 미칠 수도 있는 변수이다. 지나치게 높은 부채 수준은 기업의 투자 여력과 추가 인력 채용 여력을 축소시켜 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 하지만 지나치지 않은 수준의 부채는 새로운 투자와 고용을 위한 것으로 고용에 긍정적인

영향을 미칠 수 있다. 기업 패널 자료에 포함된 기업을 기준으로 했을 때 통상적으로 부채가 고용에 긍정적인 영향을 미치고 있다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 효과는 두 모형 모두에서 고용을 감소시키지 않는 것으로 나타났다. 오히려 최저임금 인상의 영향을 받는 기업은 그렇지 않은 기업을 비교 대상으로 했을 때 최저임금 인상 효과는 매우 미미한 수준이지만 통계적으로 유의하게 고용에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과는 기존의 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미칠 것이라고 주장하는 경쟁시장이론을 바탕으로 한 연구와 차이를 보인다.

기업 단위 표본을 이용한 이상의 분석 결과는 최저임금 인상의 영향을 받는 기업이 최저임금이 인상되었음에도 고용을 증가시켰음을 가리킨다. 실제 구축된 기업 패널 자료에서 최저임금 인상의 영향을 받을 가능성이 있는 기업 중 상당수가 최저임금 인상에도 고용을 증가시킨 것으로 나타났다. 이는 국내 노동시장에서 최저임금의 인상이 고용에 부정적인 영향을 미쳤다고 단언하기 힘들다는 것을 의미한다.

<표 2-7>은 균형 패널 자료를 바탕으로 패널 고정효과 모형을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 균형 패널 자료를 이용한 분석에는 3절에서 설명한 바와 같이 2011년부터 2017년까지 총 16만 9,687개, 연도별 2만 4,241개의 기업 표본이 이용되었다.

이 분석에는 불균형 패널 자료를 이용한 분석과 마찬가지로 최저임금이 고용에 미치는 효과를 측정하기 위한 변수와 함께 기업 재무 정보 관련 변수가 통제변수로 활용되었으며 한국표준산업분류 대분류 수준의 산업 변수 역시 포함해 분석을 수행하였다. <표 2-7>에서 모형(1)과 모형(2)는 불균형 패널 분석과 동일한 의미를 지닌다. 직전 연도 채용 인력의 월임금 수준을 바탕으로 최저임금의 영향을 받는 기업을 구분한 모형(1)에서는 2012년부터 2017년까지 14만 5,446개의 기업 표본을 분석하였으며, 당해 연도 채용 인력의 월임금 수준을 당해 연도 최저임금과 비교해 최저임금 인상의 영향을 받는 기업을 분류한 모형(2)에서는 2011년부터 2017년까지 16만 9,687개의 기업 표본을 분석하였다.

〈표 2-7〉 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(균형패널자료 이용)

| | 모형(1) | 모형(2) |
|------------|----------------------|----------------------|
| 최저임금 인상 효과 | 0.000 ^{***} | 0.000 ^{***} |
| 매출액 | 0.105 ^{***} | 0.096 ^{***} |
| 유형고정자본투자 | 0.028 ^{***} | 0.032 ^{***} |
| 부채 | 0.076 ^{***} | 0.088 ^{***} |
| 임금 | 0.141 ^{***} | 0.149 ^{***} |
| 교육훈련비 | 0.006 ^{***} | 0.007 ^{***} |
| 연구개발비 | 0.008 ^{***} | 0.009 ^{***} |

주1: 산업변수 통제.

주2: *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

균형 패널 자료를 이용한 〈표 2-7〉의 분석 결과와 불균형 패널 자료를 이용한 〈표 2-6〉의 분석 결과는 전반적으로 비슷한 특성을 보인다. 매출액, 유형고정자본투자, 부채, 임금, 교육훈련비, 연구개발비는 모두 불균형 패널 자료를 이용한 분석과 마찬가지로 기업의 고용과 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

또한 최저임금의 인상 수준이 기업의 고용에 미치는 영향 역시 매우 미미한 수준이지만 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 분석되었다. 균형 패널 자료를 이용한 분석에서도 활용 가능한 모든 기업의 정보를 이용하는 불균형 패널 자료를 이용한 분석과 동일한 결과가 도출된 것이다. 이처럼 2011년부터 2017년까지의 기업 패널 자료를 바탕으로 한 패널 고정효과 모형 분석에서는 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미쳤다고 판단할 수 있는 근거를 찾기 어렵다. 분석 결과는 최저임금 인상의 영향을 받는 기업 또한 최저임금 인상의 영향을 상대적으로 작게 받는 기업과 비슷한 수준으로 고용이 증가하였음을 보여준다.

패널 고정효과 모형은 관측되지 않는 기업의 고유한 특성을 통제할 수 있다는 장점이 있기 때문에 많은 패널 분석에 이용되었다. 최근에는 Totty(2015), Powell(2017)과 같이 패널 고정효과 모형으로 통제되지 않는 비관측 요인을 통

제할 수 있다고 알려진 분석 방법도 활발하게 이용되고 있다. 이에 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상이 기업의 고용에 미치는 영향을 분석하였다.

고정효과 상호작용 모형은 최저임금이 고용 수준에 미치는 영향과 관련한 최근 연구에서 이용되고 있는 분석 방법 중 하나로, 패널 자료로 연도별 공통 충격과 분석 단위에 따른 각기 다른 이질적인 반응을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 지역 단위 패널 자료를 이용하여 미국의 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 연구에서 활용되었다(Totty, 2015). 국내에서도 산업 단위에서 최저임금 영향률의 변화가 고용에 미치는 영향을 통해 최저임금 인상의 고용 효과를 분석한 홍민기(2018)의 연구에 활용되었다.

<표 2-8>은 기업 균형 패널 자료로 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 각종 기업 정보를 통제변수로 포함한 패널 고정효과 모형의 활용은 고용에 영향을 미치는 기업의 성과와 투자 등의 요인을 통제하고 관측되지 않는 기업의 고유한 특성까지 통제한다는 점에서 의미 있는 분석 방법이다. 하지만 여전히 통제되지 않는 연도별 공통적 충격과 그에 따른 각 기업의 반응이 존재할 수 있으므로 Totty(2015), 홍민기(2018) 등이 최저임금의 고용효과 분석에서 활용한 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상을 분석하였다.

이 분석에는 패널 고정효과 모형을 이용한 분석과 마찬가지로 한국기업데이터로부터 제공받은 기업 정보를 통제변수로 활용하였으며 한국표준산업분류 대분류 수준의 산업 변수 역시 통제변수로 모형에 포함해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. <표 2-8>에서 모형(1)과 모형(2)는 패널 고정효과 모형을 이용한 분석에서와 마찬가지로 직전 연도 임금 수준과 당해 연도 임금 수준을 이용해 최저임금 인상의 영향을 받는 기업을 각각 구분한 것이다.

고정효과 상호작용 모형을 이용해 공통된 연도별 충격과 그에 따른 기업의 이질적인 반응을 통제한 분석에서도 기업의 성과 및 투자와 관련된 통제변수 중 매출액, 유형고정자본투자, 부채, 임금 수준, 교육훈련비는 고용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 앞서 패널 고

정효과 모형을 이용한 분석과 동일한 결과이다. 생산 또는 매출이 많고, 설비 등 고정자본 투자가 많은 기업일수록 많은 고용을 할 가능성이 크며, 임금이나 교육훈련비 등 인적자본 투자(또는 비용)가 많은 기업일수록 역시 많은 인력을 채용할 가능성이 있다. 또한 일정 수준의 부채 역시 인력 채용에 이용됨으로써 고용과 정(+)의 관계를 가질 수 있다.

<표 2-8> 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 결과(고정효과 상호작용 모형)

| | 모형(1) | 모형(2) |
|------------|----------|----------|
| 최저임금 인상 효과 | 0.000*** | 0.000*** |
| 매출액 | 0.040*** | 0.045*** |
| 유형고정자본투자 | 0.005*** | 0.009*** |
| 부채 | 0.016*** | 0.019*** |
| 임금 | 0.067*** | 0.071*** |
| 교육훈련비 | 0.002*** | 0.002*** |
| 연구개발비 | -0.001 | 0.000 |

주1: 산업변수 통제.

주2: *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

다른 분석 결과를 보인 변수도 있었다. 연구개발비는 패널 고정효과 모형에서는 고용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타난 반면에 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석에서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이와 같은 분석 결과는 고정효과 상호작용 모형을 이용해 분석할 경우 패널 고정효과 모형을 사용했을 때와 상이한 분석 결과를 얻을 수도 있음을 의미한다. 즉, 패널 고정효과 모형에서 통계적으로 유의하게 분석되었던 변수도 연도별 공통 충격과 그에 따른 기업의 이질적인 반응을 통제할 경우 통계적으로 유의하지 않은 변수로 분석될 수 있는 것이다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 영향은 앞서 패널 고정효과 모형을 이용한 분석과 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 직전 연도 채용 인원의 임금 수준이 당해 연도 최저임금 미만인 기업을 최저임금 인상의 영향을 받는 기업으로 구분한 모형(1)과 당해 연도 채용 인원의 임금과 당해 연도 최저임금을 통해

최저임금 인상의 영향을 받는 기업을 분류한 모형(2) 모두에서 최저임금 인상은 아주 낮은 수준이지만 고용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석 결과 역시 최저임금 인상이 고용에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데, 이는 이병희(2008), 홍민기(2018), 황선웅(2018)의 주장과 마찬가지로 국내 노동시장에서 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없음을 의미한다.

제5절 소결

이상의 분석은 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업 정보 자료를 결합하여 구축한 기업 단위 패널 자료를 이용해 최저임금 인상이 기업의 고용, 인력수요에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없음을 보여준다. 불균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 고정효과 상호작용 모형 모두에서 기업의 성과와 관련된 매출액, 기업의 설비 투자와 관련된 유형고정자본투자, 인적자본투자와 관련된 임금과 교육훈련비, 부채 등의 변수는 고용에 긍정적인 요인으로 분석되었다. 또한 경쟁시장이론에서 주장하듯 최저임금 인상의 부정적인 고용 효과도 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다.

최저임금 인상이 고용 감소로 이어지지 않는 이유는 다양할 것이다. Schmitt(2013) 등은 이와 관련해 기업이 근로자의 노동시간 단축, 임금 외 부분에서 근로자 지원 및 비용 투입 축소, 가격 인상, 생산성 향상 등의 방법으로 대응하거나 단지 이윤을 조금 줄이는 수준에서 충분히 대응할 수 있는 기업도 많기 때문이라고 지적했다. 또한 생산성 향상, 최저임금 인상에 따른 상품 수요 증대, 이직률 감소가 최저임금 인상에 따른 기업의 비용 증가와 그로부터 과생될 수 있는 부정적인 고용 효과를 어느 정도 상쇄할 수도 있다.

최저임금 수준에 따른 인력수요를 결정하는 기업 단위에서 최저임금 인상에 따른 고용 변동을 분석한 본 연구는 기업 단위 패널 자료를 구축해서 직접적으로 기업의 고용 변동을 관측하고 최저임금이 고용에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의미를 지닌다. 하지만 한계 또한 존재한다. 기업의 재무 정보를 활용하므로 재무 정보를 제공하지 않는 기업 또는 사업체는 분석에서 제외되었다. 이는 기업의 재무 정보를 활용하는 분석의 공통적인 한계라고 할 수 있다. 그렇지만 가능한 한 많은 기업을 포함하는 패널 자료를 구축하여 분석함으로써 의미 있는 결과를 얻고자 하였다.

본 연구의 분석 결과를 급격한 최저임금 인상에 적용하는 것은 주의가 필요하다. 2011년부터 2017년까지의 최저임금 인상과 관련한 분석 결과이므로,

상대적으로 최저임금 인상의 폭이 매우 컸던 2018년은 분석에 포함되지 않았다. 따라서 최근의 급격한 최저임금 인상이 고용에 미친 영향에 대한 분석은 향후 분석 기간을 연장해 진행돼야 할 것으로 보인다. 적어도 2018년 기업 정보가 제공되는 시점 이후 다시 기업 패널 자료를 기반으로 이와 관련된 연구를 수행할 수 있을 것이다.

최저임금 인상과 그에 따른 노동시장의 변화를 고찰한 본 연구의 분석 결과는 그동안 최저임금 인상이 전체 고용에 부정적인 영향을 미쳤다는 통계적으로 유의한 효과를 찾을 수 없음을 보여주고 있다. 이는 분석 기간이 한정되어 있기는 하지만 최저임금제도가 향후 고용 감소라는 문제를 발생시키지 않고 국내 노동시장 현실을 개선할 수 있음을 의미하는 것으로 적정 수준의 최저임금 인상을 통해 최저임금제도가 목적으로 하는 저임금 근로자의 삶의 질 개선과 이들의 생산능력 제고를 위한 노력을 앞으로도 지속해야 할 필요가 있음을 보여준다.

제3장

최저임금이 노동공급에 미치는 영향

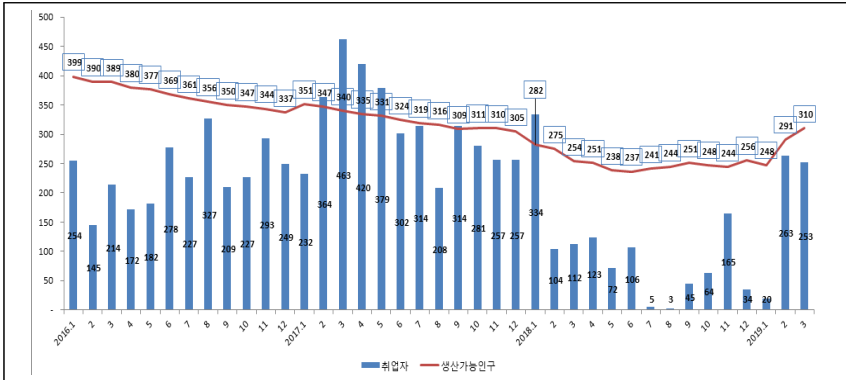
제1절 서론

2018년 최저임금이 시간당 7,530원으로 전년 대비 16.4% 급증한 데 이어 2019년에도 10.9% 오른 8,350원으로 결정되었다. 연이은 두 자릿수 최저임금 인상은 공교롭게도 2018년 내내 취업자 증가폭이 급감하면서 낮은 고용성과의 원인으로 지적되고 있다. [그림 3-1]은 2016년부터 최근까지 월별 생산가능인구 및 취업자 증감 폭을 그림으로 나타낸 것이다. 2016년, 2017년과 비교해 2018년 2월부터 2019년 1월까지 취업자 증가율이 급격히 낮아진 것을 확인할 수 있다. 이런 노동시장 상황에 대해 일부에서는 최저임금의 급격한 인상 때문에 노동수요가 급격히 줄어들어 낮은 고용성과를 보이고 있다고 주장하고 있다. 그런데 다른 한편에서는 최근의 낮은 고용성과는 인구변동과 조선업 등 제조업발 경기침체에 따른 것으로 최저임금의 인상만으로 설명할 수 없다는 주장이 맞서고 있다. 실제로 2018년 전체 취업자 증가율의 요인을 분해해 보

면 인구변동 요인은 취업자를 증가시키는 방향으로 영향을 끼친 반면에 노동 수요의 감소와 경제활동참가율 변동으로 전년 대비 취업자 증가율이 낮아진 것을 알 수 있다(그림 3-2 참조).

[그림 3-1] 최근 생산가능인구 및 취업자 증감 추이

(단위: 천 명)

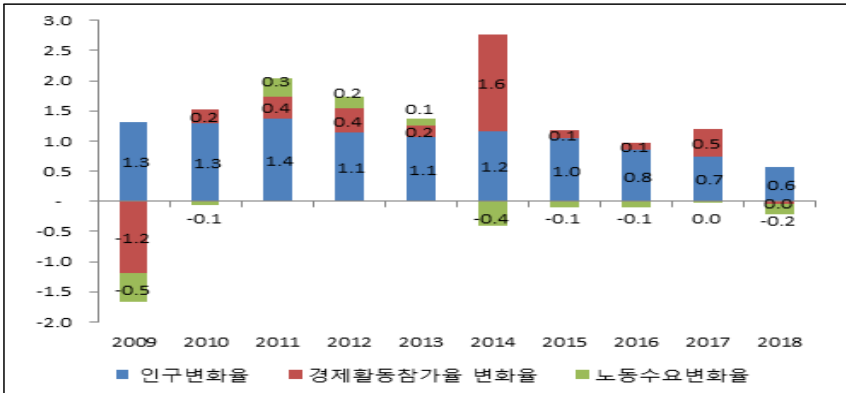


주: 전년 동월 증감임.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 원자료, 각 연월.

[그림 3-2] 취업자 증가율 요인 분해 추이

(단위: 천 명)



주: $E = P \times E/P = P \times L/P \times E/L$, $E = P \times E/P = P \times L/P \times E/L$

(E: 취업자 P: 생산가능인구 L: 경제활동인구)

자료: 통계청, 경제활동인구조사 원자료, 각 연도.

[그림 3-2]에서 보는 바와 같이 글로벌 금융위기였던 2009년을 제외하고는 2010년부터 2017년까지 경제활동참가율 변화율은 취업자 증가율에 긍정적인 영향을 끼쳤다. 더욱이 노동수요가 감소하던 2014년 이후에도 경제활동참가율이 높아지면서 취업자 증가율은 상대적으로 안정적인 추이를 보였다. 그렇다면 2018년의 경제활동참가율이 전년 수준과 같은 현상이 최저임금의 급격한 인상과 관련이 있는 것인지 의문이 든다.

최저임금은 노동시장 참가 가치에 영향을 끼쳐 경제활동참가율을 낮추거나 높일 수 있다. 예를 들어 고용을 감소시키지 않는 급격한 최저임금의 인상은 고용주가 비임금성 보상을 줄이거나 채용을 동결시킴으로써 근로자에게 부정적인 영향을 끼칠 수 있다(Wessels, 2001).

최저임금이 노동공급 즉, 노동시장 참가 가치에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 최저임금이 경제활동참가에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴보면 된다.

직관적으로 최저임금 인상으로 시장임금이 높아질 것이다. 이는 개개인의 의중임금보다 높아져 노동시장에서 퇴장했던 개개인의 경제활동참가가 늘어날 것으로 평가한다.

그러나 최저임금이 경제활동참가율에 미치는 영향을 분석한 선행연구에서는 최저임금 인상으로 노동 참가와 여가 간의 상대임금이 변화를 반영한 의사결정이 이루어지며 이 과정에서 소득효과와 대체효과가 발생하여 노동공급을 줄이는 소득효과와 노동공급을 늘리는 대체효과 간의 순효과에 따라 노동공급이 영향을 받는다는 사실을 밝히고 있다. 또한 젊은층일수록 최저임금이 노동공급에 영향을 미치는 효과가 부정적이라는 연구 결과를 제시하고 있다.

본 장에서는 최근의 급격한 최저임금 인상이 경제활동참가 여부에 어떻게 영향을 미치는지 분석함으로써 노동공급에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 최저임금은 노동수요뿐 아니라 노동공급에도 영향을 미친다(Wessels, 2001; Brouillette et al., 2017).

그런데 이제까지 국내에서 수행된 최저임금 연구는 고용(노동수요)에 끼치는 영향에 집중되어 있다. 본 장은 최저임금 연구의 또 다른 한 축인 노동공급에 끼치는 영향을 분석함으로써 기존의 국내 선행연구와 차별성을 지닌다.

38 최저임금이 인력수급에 미치는 효과

본 장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 최저임금이 노동공급에 미치는 영향의 이론적 배경과 선행연구를 검토하고, 3절에서는 본 연구의 분석 방법과 자료를 소개하며, 4절에서는 최저임금 인상이 노동공급에 어떤 영향을 미치는지 그 전망 결과를 제시한다.

제2절 최저임금이 노동공급에 미치는 영향에 관한 이론적 배경과 선행연구

1. 이론적 배경

최저임금이 고용, 실업 등 노동시장에 미치는 영향에 관한 그동안의 연구 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

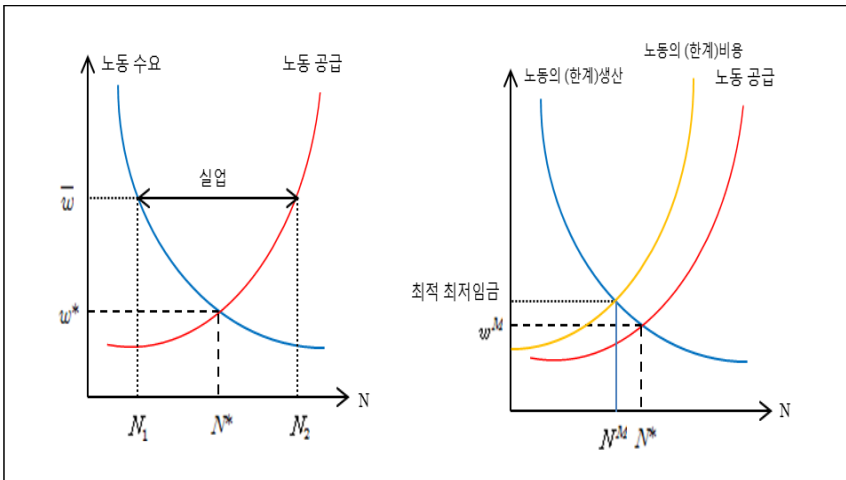
먼저 최저임금 인상이 노동시장에 긍정적인 영향을 미치는 연구 결과는 4가지 정도로 정리된다. 첫째, 최저임금 제도화는 최저임금 인상에 따라 근로시간이 단축되지 않는다면 취업 청년층의 소득을 증가시킬 것이다. 둘째, 취업자가 얻는 이득이 일을 구하지 못한 실업자가 보는 손실보다 크다면 최저임금은 청년층의 총소득을 증가시킬 것이다. 셋째, 고용주가 시장에서 임금결정권을 갖고 있는 경우 즉, 수요독점적 지위에 있다면 청년 고용을 증가시킬 수 있다. 넷째, 최저임금이 노동시장에 부정적인 영향을 미친다는 연구 결과 중 일부 연구에는 방법론적 문제점이 있다. 다음으로 최저임금 인상이 노동시장에 부정적인 영향을 미치는 연구 결과 역시 4가지로 정리할 수 있다. 먼저 미숙련 청년층 노동시장은 경쟁 노동시장이므로 최저임금은 청년 고용을 감소시킨다. 둘째, 최저임금은 높은 임금을 받을 수 있는 일자리 취업에 실패할 가능성이 높아 노동시장에 늦게 진입하게 됨으로써 생애소득을 감소시킨다. 셋째, 최저임금은 구직자의 수를 늘리고 구인 일자리 수를 줄임으로써 청년 실업을 늘린다. 넷째, 최저임금은 취업 중 직업훈련 기회를 감소시켜 청년층의 생애소득을 줄인다(Kalensoski, 2016).

견해가 상반된 최저임금 연구 결과는 노동시장 구조의 형태를 어떻게 정의하여 분석하는가에 따라 최저임금의 영향이 차이를 보인다. 크게 노동시장이 경쟁적이어서 고용주가 임금 결정에 영향을 끼치지 못하는 경우와 고용주가 임금 결정에 상당한 권한을 행사하는 경우로 나눌 수 있다.

먼저 노동시장이 경쟁적이어서 개별 고용주가 임금 결정에 영향을 끼치지 못하는 경우는 노동시장에서 임금이 결정된다. 만약 기업이 이 균형임금수준

에서 벗어나면 장기적으로는 근로자에게 낮은 임금을 지급한 기업은 근로자가 다른 기업으로 이직하여 최적 생산을 하지 못하며 이윤 극대화에 실패하게 되고, 근로자에게 높은 임금을 지급한 기업은 손실을 견디며 생산 활동을 하거나 아니면 퇴장하게 된다. 완전경쟁 노동시장이라면 노동수요 측면에서 시장 임금은 노동력의 한계생산물(MRPL)과 같을 때 기업의 이윤이 극대화된다. 노동공급 측면에서 시장임금은 또한 근로자의 가장 높은 의중임금(Reservation wage)과 같아야 한다. [그림 3-3]은 완전경쟁 노동시장에서 임금 및 고용의 균형 상태를 보여준다.

[그림 3-3] 완전경쟁시장에서 임금 및 고용 수준



자료: Guillaume Rocheteau and Murat Tasci(2007).

w^* 는 노동수요곡선인 노동력의 한계생산물과 노동공급곡선인 유보임금이 만나 결정된 시장임금이다. 이때 정부가 최저임금을 \bar{w} 에서 결정하게 된다고 가정하자. 최저임금은 시장임금 w^* 보다 높은 수준이다. 임금이 높아지면 기업 근로자의 노동수요는 감소한다. 반면에 노동시장에 참여하여 노동을 공급하고자 하는 근로자는 증가한다. 노동시장은 일시적으로 불균형 상태에 머물다가 새로운 균형점을 찾게 된다. 이때 더 비자발적인 실업이 $N_2 - N_1$ 만큼 생기게 된다.

다음으로 노동시장 구조가 독과점적 성격을 지닌 경우 특정 지역에서 고용주는 자신의 이윤을 극대화할 수 있는 수준에서 근로자의 임금을 결정할 수 있다. 그러나 이 노동시장 구조하에서 기업은 원하는 만큼의 근로자를 고용하지는 못한다. 왜냐하면 현재의 임금 수준에서 노동을 공급하려는 근로자가 줄어들었기 때문이다.

기업은 노동력의 한계비용과 한계수입이 같을 때 수익을 극대화하므로 [그림 3-3]에서 노동력의 한계생산물이 노동력의 한계비용과 만나는 지점에서 고용이 결정된다. 이때 고용 수준은 완전경쟁 노동시장의 고용 수준보다 낮고, 임금 역시 완전경쟁 노동시장의 임금 수준보다 낮다. 따라서 독점 노동시장에서는 기업이 완전경쟁 노동시장보다 더 적은 수의 근로자를 고용하고, 한계생산물가치보다 더 낮은 임금을 지급한다. 이때 정부가 최저임금을 독점 기업의 임금보다는 높지만 완전경쟁 기업보다는 낮은 최저임금 w^M 을 책정한다고 가정해 보자. 노동력의 한계비용을 나타내는 노동수요곡선은 노동공급곡선을 만나는 점까지 평행을 이룬다. 왜냐하면 추가 노동력 비용이 최저임금이기 때문이다. 이 경우에 최저임금은 독점 기업의 임금결정권에 관한 부정적인 영향을 완화시켜 고용을 늘리게 된다. 기업은 이윤 극대화 전략을 실현하지 못한다. 그러나 최저임금 w^M 은 고용을 극대화하는 경쟁력 있는 임금이라고 평가할 수 있다.

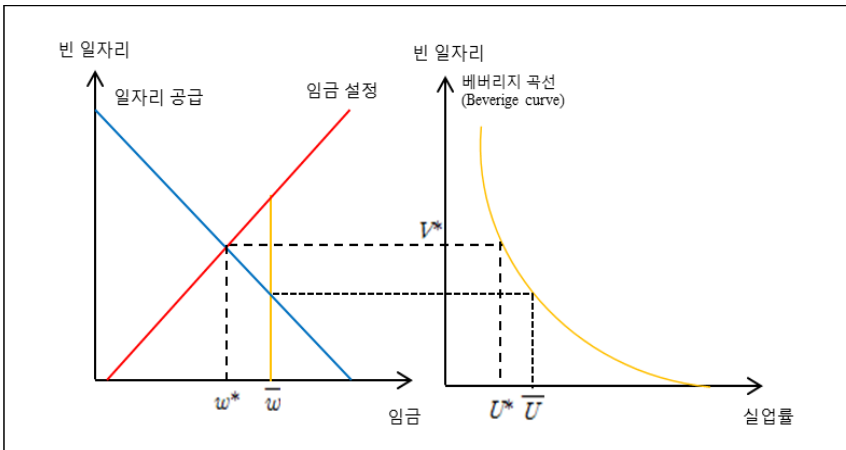
한편 일자리 탐색 모형에서는 기업과 근로자 모두 노동시장에서 임금을 정할 수 있는 권한이 있어 이 과정에서 노동시장 마찰이 발생하게 된다. 근로자는 모두 고용되거나 실업 상태에 있으며 일자리는 공석이거나 이미 충원되어 있다. 실업자는 일자리를 찾고 있고 기업은 이윤을 극대화하기 위해 공석인 일자리에 근로자를 충원하고자 한다. 기업은 구인광고 등을 통해 일자리에 근로자를 충원하고자 하는데 이는 [그림 3-4]와 같다.

임금이 낮을 때 기업은 빈 일자리에 더 많은 근로자 충원을 하고자 하므로 우하향하는 빈 일자리 곡선을 그릴 수 있다. 이때 임금은 기업과 근로자 간의 협상으로 결정된다.

빈 일자리가 일자리를 찾는 구직자보다 많을 때 기업은 근로자가 더 나은

취업 가능성이 있다고 판단할 수 있다. 따라서 기업의 결원이 증가할수록 임금은 높아진다. 따라서 임금 설정은 우상향의 기울기를 띤다. 그런데 정부가 시장임금을 초과하는 최저임금 \bar{w} 을 도입하게 되면 [그림 3-4]에서 보는 바와 같이 최저임금에 따라 임금결정곡선은 수직선이 된다. 최저임금 인상으로 기업의 수익이 감소함에 따라 빈 일자리는 줄어들고 실업률은 증가한다. 따라서 일자리 탐색 모형에서 최저임금은 임금과 실업을 동시에 높이는 효과를 보인다.

[그림 3-4] 일자리 탐색 모형에서 임금 및 고용 수준



자료: Guillaume Rocheteau and Murat Tasci(2007).

그런데 구직자는 일자리 탐색 기간, 일자리 탐색 강도 등을 선택할 수 있다. 이 상황에서 최저임금 인상은 다음의 상반된 두 가지 효과를 나타낼 수 있다. 높은 최저임금 인상은 기업이 일자리 창출의 동기를 약화시키고 구직자의 일자리 탐색 성공 가능성을 낮추게 되어 구직자의 일자리 탐색 노력을 낮춘다. 따라서 최저임금 인상에 따른 순효과는 최저임금 인상 이전의 임금 수준에 따라 달라진다.

먼저 근로자에게 임금협상권이 없어서 기업이 일방적으로 임금을 정하고 근로자가 이를 받아들일 만한 임금 제의를 찾을 때까지 일자리 탐색을 한다고 가정해 보자. 구직자는 일자리를 적극적으로 탐색할 동기가 거의 없다. 그 결

과 높은 실업률이 나타난다.

다음으로 근로자에게 임금협상권이 있다고 가정하면 기업은 더 많은 근로자를 고용할 유인이 없다. 구인을 위한 광고는 비용이 많이 들기 때문에 구인을 줄여 실업률이 높아지게 된다. 즉, 고용주가 지배하거나 시장에서 근로자의 임금협상력이 그다지 높지 않다면 최저임금 같은 강제적인 임금 인상으로 일자리 탐색 강도와 고용이 모두 증가할 수 있다. 만약 노동시장에서 임금 수준이 충분히 낮은 상황이라면 최저임금은 구직활동을 강화시켜 취업 상태를 선호하게 된다. 만약 시장임금이 높으면 최저임금 때문에 근로자가 일자리 탐색에 실패할 수 있다.

이러한 최저임금이 고용에 미치는 효과에 관한 분석 이론은 경제활동참가에 어떻게 영향을 미치는지 설명하지 못한다(Wessels, 2001).

따라서 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 분석해야 노동공급총량에 어떤 영향을 미치는지 판단할 수 있다.

경제활동참가에 미치는 영향을 일자리 탐색 이론으로 설명하면 다음과 같다. 만약 근로자에게 임금협상력이 거의 없어 시장임금이 매우 낮다면 일자리를 탐색하지 않을 것이다. 근로자는 경제활동보다 비경제활동의 가치가 훨씬 크다고 느끼기 때문에 노동시장에 진입할 유인이 거의 없다. 그러므로 고용은 낮다. 반대로 시장임금이 매우 높다면 기업은 채용하려 하지 않을 것이므로 실업기간은 길고 근로자는 노동시장에서 퇴장할 것이다.

근로자의 일자리 탐색 노력과는 별개로 실업은 임금과 함께 감소한다. 임금이 낮을 때 경제활동참가는 낮지만 기업은 이익을 창출하기 때문에 여전히 일자리를 만들어 낸다. 이 같은 상황은 구인 일자리 수를 늘려 구직자가 일을 찾을 수 있는 가능성을 높인다.

한편 시장임금이 매우 낮고 근로자의 임금협상력이 떨어질 때 강제적인 최저임금제를 도입하면 실업기간이 길어지기는 하겠지만 경제활동참가는 많아진다. 반면에 시장임금이 높은 상황에서 최저임금은 구인 일자리 수를 줄이고 실업기간을 늘리므로 노동시장 참가를 낮추는 실망 실업 효과가 작동한다.

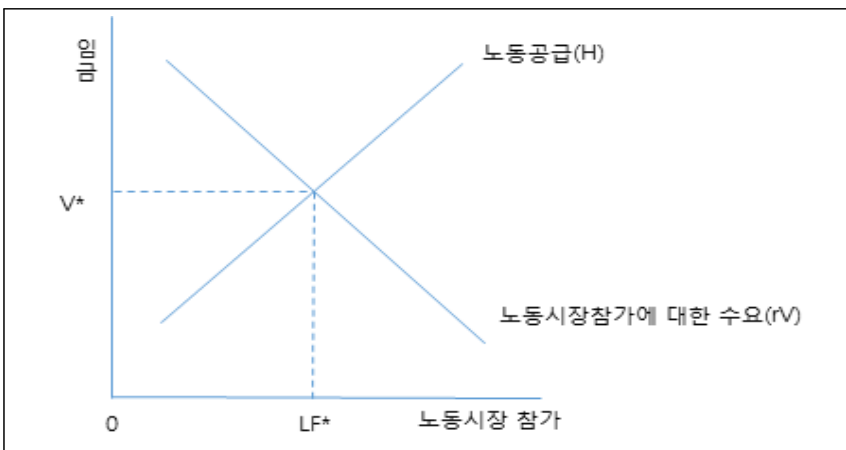
이러한 논의를 구체적으로 설명한 Wessels(2001, 2005)의 연구를 보면 다음

과 같다.

노동시장에 실업자 혹은 취업자로 머물러 있는 한 개인을 가정하고 노동시장에 진입하여 머무는 가치를 V 라고 가정하자. 여기에는 어떤 한 개인이 현기에 경제활동참가를 통해 얻는 효용을 포함하고 있고 일자리 탐색에 소요되는 기대비용과 더 많은 경력을 통해 얻을 수 있는 미래의 높은 소득 가치도 포함하고 있다.

한 개인이 경제활동참여를 통해 얻는 소득흐름(rV)이 노동시장에 참여하지 않을 때 얻는 소득(H 효용: 의증임금)을 초과한다면 노동시장에 진입한다. 일반적으로 H 는 현재 일하지 않을 때 효용의 현재 가치이다. 이때 $rV \geq H$ 이면 노동시장에 참여한다. [그림 3-5]에서 보는 바와 같이 경제활동참가의 공급은 H 를 따라 움직인다. 노동력 참가의 수요곡선은 rV 로 나타난다. 높은 노동공급은 임금을 낮추기 때문에 이 기울기 rV 는 우하향하는 형태를 띤다. 노동시장에서 고용 수준이 일정하다면 더 많은 노동력의 경제활동참가는 일자리를 얻으려고 하는 실업자의 취업 경쟁을 높인다는 의미이다. 이는 일자리 탐색에 더 많은 시간을 들여야 하므로 일자리 탐색 비용을 높이게 된다. 따라서 이러한 상황은 경제활동참가 가치 V 를 감소시킨다.

[그림 3-5] 최저임금이 없을 때 노동력 참가에 대한 수요와 공급



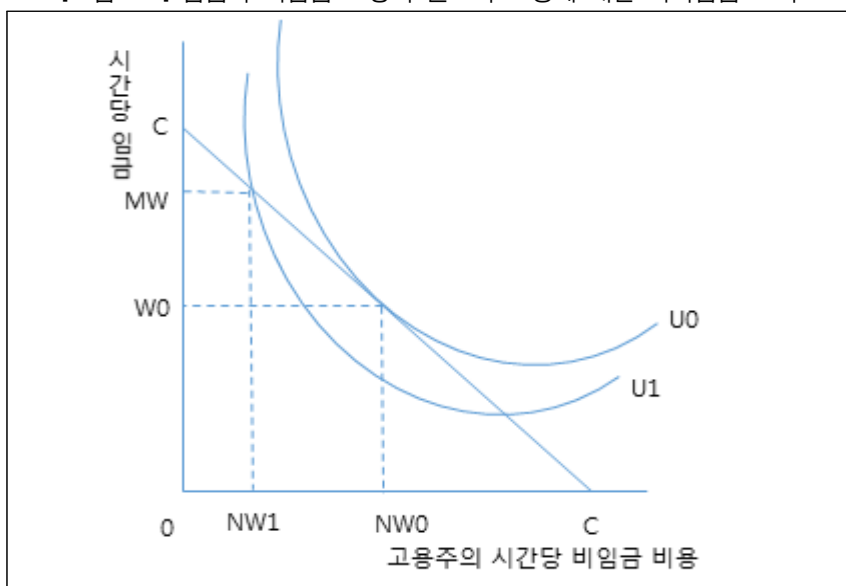
자료: Wessels(2001).

이 경우 최저임금은 노동력 참가에 대한 수요곡선을 아래로 이동시킨다. 비록 취업자가 최저임금에 따라 현재 더 나은 상황이라 해도 그들이 이직을 통해 노동시장에 재진입할 때 그들은 V 가 낮아지기 때문에 더 나빠질 수 있다.

이 경우 최저임금이 V 를 줄이면 수요곡선은 낮아져 노동력 참가가 줄어든다. 여기서 경제활동참가 수요를 고용주의 근로자 수요와 혼동하면 안 된다. 예를 들어 최저임금 인상은 고용을 감소시킬 수 있지만 최저임금 인상에 따라 임금이 인상되기 때문에 경제활동참가를 더 매력적으로 보이게 함으로써 노동력의 경제활동참가 수요를 증가시킨다.

최저임금은 임금과 고용에 미치는 효과 외에 V 에 많은 영향을 미친다. 첫째, 임금이 인상되는 반면에 고용주는 비임금 급여를 삭감함으로써 이를 상쇄할 수도 있다. 예를 들어 고용주는 근로시간의 유연성을 낮추고 작업속도를 높이며 하지 않던 일을 요구하거나 근로시간을 줄여 현장훈련을 감소시킬 수 있다. [그림 3-6]은 이러한 상쇄 효과를 보여준다.

[그림 3-6] 임금과 비임금 보상과 근로자 효용에 대한 최저임금 효과



자료: Wessels(2001).

기업이 지급해야 하는 보상 수준이 정해져 있다면(C선) 기업은 근로자를 채용(유지)하기 위해서는 임금과 비임금급여 간의 적정 수준을 선택한다. 이 적정 임금과 비임금급여는 E점에서 근로자의 효용이 극대화된다. 근로자의 임금은 U0이다. 그림에서 기업은 W0의 임금과 NW0의 비임금급여를 지급한다. 기업의 총비용을 변화시키지 않는 최저임금 MW는 임금을 늘리고 그만큼 비임금급여를 줄이는 결정을 하게 되어 결과적으로 근로자의 효용을 낮추게 된다. 그림에서 만약 기업이 전체 임금을 시장 수준으로 유지하기 위해 행동한다면 노동수요와 노동공급의 상호작용으로 균형임금이 E와 F 사이에서 결정된다. 모든 근로자는 효용이 낮아지게 된다.

둘째, V에 대한 최저임금 효과는 일자리와 이직 가능성에 미치는 영향이다. 경험적으로 최저임금이 이직률에 미치는 사실상의 효과는 알려져 있지 않다.²⁾ 그런데 이직률이 낮아지면 보통 노동시장에 신규로 진입하기가 더 어려워진다. 이직률이 낮아진다는 것은 구인공고가 더 적어진다는 것을 의미하기 때문이다. 이는 최저임금 인상이 공급곡선을 크게 바꾸지 않는다는 주장이 제기된다. 최저임금이 노동공급 H에 영향을 미치는 방법은 두 가지이다. 하나는 소득 효과로, 임금 상승에 따른 여가 혹은 노동시장 미 참가 가치가 높아져 노동공급곡선을 안쪽으로 이동시키는 경우이다. 이러한 소득 효과가 주로 나타나는 경로는 최저임금이 근로자의 가구 내 다른 사람의 소득을 증가시킴으로써 발생할 수 있다. 그러나 Neumark, Schweitzer and Wascher(1999)의 연구에서는 최저임금이 가구(특히 빈곤선 이하 가구) 소득에 미치는 영향은 거의 미미하다는 결과를 제시하고 있다. 이와 관련된 효과는 최저임금에서 오는 부(Wealth)의 효과로, 근로자의 미래직업 기회 가치가 상승하는 것이다. 그런데 상대적으로 청년층에는 효과가 있을 텐데 그 효과 역시 전체 생애 중 짧은 기간에만 영향을 미칠 수 있으므로 노동생애 전체적으로 보면 부의 효과는 매우 작은 수준일 것이다.

2) 본 보고서 중 ‘최저임금의 일자리 및 노동력변동효과’에서는 고용보험 행정 DB를 이용하여 임금근로자의 이직 감소를 통한 고용 증가를 실증분석하고 있다.

2. 선행연구

최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 이론적으로나 연구자별로 혹은 국가별로 실증분석한 연구 결과는 일관된 결론을 내리기 어렵다. 완전경쟁 모형에서 임금이 높아지면 더 많은 근로자가 노동시장에 진입한다. 그러나 일자리 탐색 과정에서 나타나는 마찰(Friction)은 노동시장 진입 여부에 상반된 효과를 일으킨다. 즉, 임금이 높아지면 노동시장 밖에 머물던 개개인을 노동시장 안으로 진입하게 하여 일자리 탐색 정도를 높이기도 하지만 높은 임금은 기업에 일자리 창출 유인을 낮추어 결과적으로 구직 가능성을 낮춤으로써 일자리 탐색 정도를 낮추기도 한다. 따라서 최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 분석한 선행연구 결과도 일관된 결론을 보여주지 못하였다.

최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 분석한 최초의 연구는 Mincer(1976)이다. Mincer(1976)는 최저임금이 노동공급에 미치는 영향은 노동시장에 머물러 있을 때 얻을 수 있는 가치에 달려 있다고 주장하면서 임금이 임금 상승에 따른 고용 감소보다 더 증가하면 노동시장 참가의 순 가치는 높아져 개개인의 경제활동참가율이 높아진다는 것을 실증적으로 보였다. 반대로 임금 인상보다 고용이 더 크게 감소하면 구직 가능성이 낮아지고 개개인은 노동시장에서 일자리 탐색 가치가 낮아져 노동시장에서 퇴장하고 교육 혹은 퇴직 등 다른 선택을 한다. 반면에 가구원 중 최저임금으로 일자리를 잃게 되면 다른 가구 구성원의 노동시장 유입을 늘려 경제활동참가율을 높이는 부가노동 효과가 나타날 수 있다. 따라서 이러한 결과는 최저임금이 노동공급에 미치는 효과와 관련해 일관된 결론을 내리지 못하고 있다.

Giuliano(2013)의 연구는 최저임금 인상이 10대 청소년층의 경제활동참가율을 높인다는 연구 결과를 제시하고 있다. Giuliano(2013)는 미국 대형 소매 기업체의 근로자 자료를 이용하여 1996년 연방 최저임금 인상에 대한 기업의 반응을 분석한 결과 최저임금 인상에 따른 평균임금 상승은 전반적인 고용에 부정적인 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지 않다는 것을 밝혔다. 그러나 심층분석을 통해 수요 독점적 노동시장에서 최저임금의 효과 즉, 적정 수준의

최저임금 도입이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않고 근로자의 소득을 높인다는 것을 보였다. 즉, 최저임금은 10대 청소년의 상대임금을 높여 이들의 경제활동참가와 고용을 증가시킨다는 점을 보였다.

그러나 Shaafsma and Walsh(1983), Wessels(2001), CBO(2014) 등의 연구에서는 최저임금이 노동공급 특히 10대 청소년층의 노동공급을 낮추는 방향으로 영향을 미치고 있는 것으로 분석하였다. Shaafsma and Walsh(1983)는 캐나다에서 1975~1979년 최저임금이 고용, 노동공급 및 실업에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 최저임금은 모든 연령에서 남녀 모두 고용과 경제활동참가에 상당히 부정적인 영향을 미친다는 것을 보였다. 그런데 이 효과는 연령이 높아질수록 사라짐을 실증적으로 분석하였다.

Wessels(2001) 역시 최저임금이 10대 경제활동참가율을 낮춘다는 분석 결과를 제시하였다. Wessels(2001)는 기업이 고용을 일정하게 유지시키는 경우 최저임금이 인상되면 신규채용과 이직률이 낮아지고 그에 따라 노동시장에는 구인 수가 감소함으로써 구직자의 일자리 획득 가능성이 낮아지며 노동시장에 진입할 유인이 없어 경제활동참가율이 감소한다고 설명하였다. 또한 Wessels는 또 다른 연구(2005)에서 좀더 명확하게 경제활동참가는 노동시장에 들어가는 가치와 정의 상관관계가 있고, 따라서 경제활동참가에 미치는 최저임금의 효과는 노동시장참가자의 후생에 최저임금이 어떻게 영향을 미치는지를 보여줘야 한다고 주장한다. 최저임금이 고용에 미치는 효과 분석은 경제활동참가자의 후생을 높이는지 혹은 낮추는지를 보여주지 않는데 경제활동참가자는 가까이 일자리를 찾을 가능성이 줄어드는 것보다 높은 임금을 선호할 수 있다. 임금이 매우 높아지면 노동시장에 진입하는 근로자의 후생은 높아질 수 있다. 따라서 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향은 노동시장 진입자의 후생에 미치는 영향을 살펴봐야 한다. 다른 연구에서는 이를 분석한 결과 최저임금이 10대의 경제활동참가에 유의한 수준으로 부정적인 영향을 미쳤으며 최저임금이 노동시장 진입의 가치를 낮춘다는 결론을 도출하고 있다.

마이크로시뮬레이션(미시모의실험) 모형을 이용하여 최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 분석한 Müller and Steiner(2010)의 연구에서는 가계 최저임

급이 노동공급에 미치는 영향은 매우 낮은 수준(약 1만 6천 명 증가)이라고 결론짓고 있다.

CBO(2014)에서는 최저임금이 고용과 가구소득에 미치는 영향을 분석하면서 최저임금은 노동수요와 공급(경제활동참가)에 영향을 미치지만 최저임금의 주된 효과는 노동공급보다는 노동수요를 통해서 나타난다는 것을 밝혔다. 최저임금이 노동공급에 미치는 효과는 다른 가구원의 임금 증가에 따른 소득 효과, 생애 잠재소득 증가라는 부(Wealth)의 효과, 현재에 비해 미래노동의 가치 증가에 따른 시간의 상대임금 효과라는 세 가지 경로를 통해서 개인의 경제활동참가에 영향을 미친다고 보았다. 그런데 이 세 가지 효과는 최저임금이 가구소득에 거의 영향을 미치지 않고 부의 효과는 주로 10대 청소년층에 영향을 미치기는 하지만 매우 작고, 10대의 경우 최저임금의 인상은 현재보다는 미래노동 가치를 높이므로 노동공급을 늘릴 이유가 없어 전체 노동시장의 노동공급에는 별 영향을 미치지 않으며 오히려 경제활동참가율을 낮춘다는 분석 결과를 제시하고 있다.

Brouillett, et al.(2017)은 최저임금 인상이 소비자물가, 소비, 경제활동참가 등 캐나다 거시경제에 미치는 영향을 전망하였다. 전망 결과 소비자물가는 0.1%p 높아지고 노동 소득에 미치는 순효과는 긍정적이지만 고용은 약 6만 명 감소를 전망했다. 산출은 단기적으로는 변화가 없을 것이며 장기적으로는 자동화, 생산성 이득, 노동력 참가에 영향을 미칠 것이나 그 방향은 모호함을 보였다.

제3절 분석 방법

본 분석에서는 최저임금이 노동공급, 구체적으로 경제활동참가에 끼치는 영향을 살펴보기 위해 한국고용정보원 인력수급전망팀에서 개발한 KEISIM을 활용하였다. KEISIM은 한국고용정보원의 미시모의실험 모형으로 2015년 인구주택총조사 2% 자료를 기본 자료로 하여 한국노동패널, 여성가족패널, 교육패널, 청년패널, 고령화패널, 대졸자 직업 이동조사, 교육통계연보, 지역별 고용조사, 도시가계동향조사, 지역별 고용조사, 경제활동인구조사 자료, 고용보험 행정 자료 등을 이용하여 행태결정 방정식을 추정하여 사망, 출생, 결혼·이혼, 진학 등 각 개인의 생애사건을 예측하고 노동시장 참가 등 노동공급을 전망하기 위해 구축되었다.³⁾

KEISIM은 일반적으로 개별 주체의 생애사건(취업, 실업, 결혼, 출산, 사망 등)을 순차과정(Ageing process)으로 모형화하며 이를 위해서 앞에서 언급한 미시적인 다양한 통계자료가 활용된다.

KEISIM의 노동시장 모듈의 행태 방정식은 남녀 각각 12개 연령별 범주로 경제활동참가 여부를 추정하여 결정한다. 여기서는 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 분석하기 위해 KEISIM의 노동시장 모듈의 행태 방정식을 다음과 같이 수정하였다.

첫째, 기존의 KEISIM 노동시장 모듈의 행태 방정식에는 독립변수로 임금이 빠져 있다. 기본 데이터로 활용하는 2015년 인구주택총조사에 임금 부분이 누락되어 있기 때문이다. 따라서 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 보기 위해서는 임금변수를 추가해야 한다. 여기서는 통계청의 지역별 고용조사 원자료를 이용하여 성별, 연령별로 소득결정 방정식을 추정하고 이 추정 방정식의 계수와 2015년 등록센서스 기본 자료를 활용하여 개인별 잠재 소득을 구한 후 생산가능인구에 소득정보를 부여하였다. 여기서 소득결정 방정식에 포함되는 변수는 가구주 여부, 결혼 유무, 연령, 연령제곱, 근속연수, 학력, 산업, 직업, 지역변수가 포함된다. 소득결정 방정식은 지역고용조사 자료에서 임금근

3) KEISIM의 자세한 내용은 「2018 인력수급전망모형개선」 보고서를 참고하면 된다.

로자만을 대상으로 하며 시간당임금과 월평균임금 방정식을 각각 추정한다. 성별 노동시장 구조가 다른 점을 반영하여 성별로 나누어 임금 방정식을 추정한다. 이렇게 추정된 소득결정 방정식을 활용하여 비임금근로자의 소득을 추정한다.⁴⁾

최저임금 같은 정책 효과를 반영하기 위해서 잠재소득이 필요하다. 잠재소득을 등록센서스 자료에 부여하기 위해서 별도의 잠재소득 방정식을 추정한다. 이 방정식은 가구주 여부, 결혼 유무, 연령, 학력, 지역변수가 포함되지만 임금근로자만 가지고 있는 일자리 정보는 포함되지 않는다.

둘째, 기존의 KEISIM 노동시장 모듈의 행태 방정식에 독립변수로 임금을 추가하여 추정하였다. 행태 방정식을 추정하는 모형은 다음과 같은 로지스틱 모형(logistic model)을 사용하였다. 이때 $P(Y_i = 1|x_i)$ 는 경제활동참가 여부를 판단하는 더미변수이다. 모형에 사용된 설명변수는 가구주 여부, 유배우 더미, 연령, 학력 더미, 거주지역 더미, 시간추세변수이다. 여기에서 최저임금 효과를 보기 위해 잠재임금을 추정하여 설명변수에 추가하였다.

$$P(Y_i = 1|x_i) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_8 X_8)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_8 X_8)} \quad (1)$$

셋째, 임금변수가 추가된 수정 노동시장 모듈을 기존 KEISIM에 추가하여 최저임금 인상 전의 경제활동인구를 추정한다.

넷째, 최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 보기 위해 임금변수가 추가된 수정 노동시장 모듈에 최저임금 이하의 잠재소득을 가진 경우는 최저임금을 잠재소득으로 하여 최저임금 효과를 시뮬레이션한다. 즉, 각 개인의 노동공급 선택을 위한 행태 방정식을 추정하고 인상된 최저임금이 경제활동참가에 어떤 변화를 가져오는지 예측하였다.

구체적으로 KEISIM을 이용하여 최저임금 인상이 없을 때와 인상이 있을 때로 구분하여 각각 시뮬레이션한 후 최저임금 인상이 없을 때의 경제활동인

4) 소득 추정 방법은 「2018 인력수급전망모형개선」 보고서의 제8장 소득모듈을 참조하면 된다.

구 및 경제활동참가율과 최저임금 인상이 있을 때의 경제활동인구와 경제활동참가율 변화를 비교하는 방식으로 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 분석하였다.

제4절 최저임금이 노동공급에 미치는 영향

여기서는 한국고용정보원의 노동공급 전망 마이크로시뮬레이션 모형인 KEISIM을 이용하여 최저임금이 노동공급에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여 준다.

먼저 KEISIM에서 각 개인의 노동공급 행태 방정식은 통계청의 2013~2017년도 지역별고용조사 자료를 이용하여 추정한다. 이 행태 방정식은 기존의 KEISIM과는 로그잠재 시간당임금이 독립변수로 포함되어 있다는 차이를 보인다. 각 개인의 노동공급 행태 방정식 추정 결과를 보면 <표 3-1>과 같다. <표 3-1>과 같이 경제활동참가에 잠재임금이 미치는 영향은 성별·연령별로 차이를 보인다.

대체로 40~44세를 기점으로 45세 이전은 여성이 남성보다 잠재임금이 경제활동참가에 미치는 영향이 컸으며 45세 이후는 남성이 여성에 비해 잠재임금이 경제활동참가에 미치는 영향이 컸다. 특히 남성 10대의 경우 경제활동참가 의사결정에서 잠재임금의 영향도가 45세 이후와 마찬가지로 매우 크다는 것을 확인할 수 있다. 25~29세 여성, 30~34세 남성의 경우 잠재 임금의 영향도가 가장 낮게 나타났고 45~59세 남성, 40~49세 여성의 경제활동참가에 잠재임금의 영향도가 가장 컸다. 잠재임금이 경제활동참가에 미치는 영향이 크다는 것은 최저임금 수준에 따라 경제활동참가 의사결정이 크게 변동할 가능성이 있다고 해석할 수 있다.

이와 같이 경제활동참가에 잠재임금이 미치는 영향은 성별·연령별로 차이를 보이므로 노동시장 전체로 볼 때 임금 인상이 경제활동참가에 어떤 영향을 미치는지 단언하기 어렵다. 당연하게 경제활동참가에 최저임금이 미치는 영향도 성별·연령별로 차이를 보일 것이다. 앞서 살펴본 선행연구 결과는 최저임금 인상이 30~54세 핵심 노동인구에 미치는 영향보다는 청년기 특히 10대의 경제활동참가에 영향을 미친다는 것을 밝히고 있다. 선행연구 결과를 고려할 때 KEISIM 분석 결과도 이와 유사한 결론을 보일 것으로 추론한다.

〈표 3-1〉 성별·연령별 노동공급 행태 방정식 추정 결과

| | 상수항 | 가구주더미 | 기혼더미 | 연령 | 로그잠재임금 | 추세 | 학력더미 | | | 지역더미 | | |
|--------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | | | | | | 중졸이하 | 고졸 | 전문대졸 | 대졸이상 | 부산 | 대구 |
| 15~19세 | -9.4394 | 0.5606 | 0.4573 | 0.4429 | 0.1163 | | -2.0682 | -0.1116 | | 0.1476 | 0.2544 | 0.1665 |
| 20~24세 | -2.5685 | 0.3669 | -0.7441 | 0.1681 | 0.2587 | | -0.8258 | -1.3901 | 0.8061 | -0.2143 | -0.3021 | 0.1087 |
| 25~29세 | -1.0850 | 0.5449 | -1.6164 | 0.0783 | -0.0506 | | | -0.1072 | 0.7761 | 0.6536 | -0.0172 | -0.0590 |
| 30~34세 | 6.4789 | 0.6232 | -1.5931 | -0.0260 | 1.5312 | -0.2678 | | -0.1217 | -0.1303 | -0.4149 | -1.1074 | -0.9888 |
| 35~39세 | 0.2762 | 0.5622 | -1.0887 | 0.0309 | 1.3301 | | | -0.0583 | -0.3008 | -0.5533 | -0.6129 | -0.7582 |
| 40~44세 | 5.1723 | 0.6011 | -0.5052 | 0.0506 | 2.1736 | -0.3992 | | -0.3118 | -0.8943 | -1.7317 | -1.2572 | -1.0111 |
| 45~49세 | 11.4017 | 0.6913 | -0.0516 | -0.0103 | 2.1881 | -3.3769 | | -0.4676 | -1.0340 | -1.9637 | -1.2123 | -1.0339 |
| 50~54세 | 10.7520 | 0.8919 | 0.1563 | -0.0594 | 1.6617 | -2.3731 | | -0.4946 | -0.8761 | -1.5544 | -0.9001 | -0.9413 |
| 55~59세 | 7.6933 | 1.1882 | 0.4413 | -0.0627 | 1.0876 | -1.3467 | | -0.5342 | -0.6895 | -1.2861 | -0.6672 | -0.6336 |
| 60~64세 | 4.0686 | 1.4997 | 0.8858 | -0.1277 | -0.7630 | 0.1658 | 0.0243 | -0.2800 | | | 0.0895 | 0.2297 |
| 65~69세 | 3.1788 | 1.2644 | 0.9592 | -0.1474 | -1.5422 | 0.3151 | -0.4374 | -0.7818 | | | 0.5361 | 0.7138 |
| 70세 이상 | 4.4573 | 1.2572 | 1.0867 | -0.2078 | -2.7646 | 0.5432 | -1.3990 | -1.4841 | | | 1.1813 | 1.3736 |
| 15~19세 | 2.3208 | 0.6159 | | 0.5211 | 2.7315 | -4.2826 | -0.7567 | | | | -1.8636 | -1.3383 |
| 20~24세 | -1.7355 | 0.3086 | 2.0862 | 0.0972 | 0.2166 | | | -0.9497 | 0.9983 | 0.2417 | -0.2588 | -0.1946 |
| 25~29세 | -6.7470 | 0.5988 | 1.4541 | 0.2812 | 1.253 | | | -0.4089 | 1.1014 | 0.3336 | -0.3261 | -0.1621 |
| 30~34세 | -0.8218 | 1.2450 | 0.9970 | 0.0107 | -0.0842 | 0.0881 | 0.9214 | 1.6256 | 1.1782 | 1.1782 | -0.3651 | -0.0447 |
| 35~39세 | 5.9253 | 1.3677 | 0.8243 | -0.0429 | 1.7191 | -0.2356 | 0.4278 | 0.4967 | -0.0434 | -0.0434 | -1.3155 | -0.9927 |
| 40~44세 | 7.2292 | 1.6592 | 0.7330 | -0.0785 | 2.0043 | -0.1944 | 0.2739 | 0.1621 | -0.3372 | -0.3372 | -1.7537 | -1.6759 |
| 45~49세 | 9.2681 | 1.9035 | 0.8493 | -0.0565 | 2.9029 | -0.4286 | -0.2571 | -0.4427 | -1.2577 | -1.2577 | -2.3119 | -1.9408 |
| 50~54세 | 10.4571 | 1.8541 | 0.7837 | -0.0660 | 2.9064 | -0.4890 | -0.3013 | -0.7716 | -1.5160 | -1.5160 | -2.1373 | -1.7377 |
| 55~59세 | 17.1310 | 1.9972 | 0.5959 | -0.1244 | 2.5403 | -3.6647 | -0.4538 | -1.0874 | -1.7124 | -1.7124 | -1.8026 | -1.5073 |
| 60~64세 | 11.2322 | 1.8402 | 0.5292 | -0.0854 | 1.4829 | -2.1086 | -0.4970 | -0.8739 | -1.5891 | -1.5891 | -1.1521 | -0.9639 |
| 65~69세 | 8.0910 | 1.6888 | 0.5909 | -0.1485 | 0.1184 | 0.1037 | -0.1297 | -0.1358 | -0.6701 | -0.6701 | -0.2875 | -0.2567 |
| 70세 이상 | 5.8492 | 1.4538 | 0.5579 | -0.1281 | -0.1071 | 0.3932 | -0.2815 | -0.5041 | -0.5669 | -0.5669 | -0.2554 | 0.0171 |

지역더미

| | 광주 | 대전 | 울산 | 경기 | 강원 | 충북 | 충남 | 전북 | 전남 | 경북 | 경남 | 제주 |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 15-19세 | -0.1208 | -0.2324 | 0.1258 | -0.1484 | -0.3660 | 0.2581 | -0.5534 | 0.2575 | 0.0112 | -0.3234 | 0.2137 | 0.3727 |
| 20-24세 | -0.3267 | -0.3012 | -0.3827 | -0.0888 | -0.3168 | 0.0440 | -0.3152 | -0.3204 | -0.0586 | -0.0488 | -0.2914 | 0.1792 |
| 25-29세 | -0.2416 | -0.2276 | -0.2181 | 0.1151 | -0.1786 | 0.0342 | -0.0447 | -0.5192 | 0.0014 | 0.0925 | -0.2882 | 0.0416 |
| 30-34세 | -0.8967 | -0.7772 | -1.7618 | -1.1328 | -1.1141 | -0.8550 | -0.9959 | -1.0542 | -1.1142 | -1.3003 | -1.2643 | -0.5241 |
| 35-39세 | -0.5120 | -0.3000 | -1.0992 | -0.7795 | -0.0987 | -0.3486 | -0.4758 | -0.4708 | -0.2234 | -0.4017 | -0.7806 | 0.5946 |
| 40-44세 | -1.1246 | -1.1232 | -1.7351 | -1.3570 | -0.9447 | -1.0216 | -0.9595 | -0.9606 | -0.8934 | -0.8371 | -0.9412 | -0.3088 |
| 45-49세 | -1.1929 | -1.3071 | -1.8195 | -1.3868 | -0.9729 | -0.9800 | -0.9568 | -1.0729 | -0.9134 | -0.7995 | -1.0717 | -0.2378 |
| 50-54세 | -1.0841 | -0.7621 | -1.5254 | -1.0338 | -0.8571 | -0.5676 | -0.6395 | -0.6450 | -0.4940 | -0.5166 | -0.8235 | 0.1088 |
| 55-59세 | -0.7777 | -0.8253 | -1.3720 | -0.7497 | -0.5335 | -0.3055 | -0.0743 | -0.3271 | -0.1184 | -0.0532 | -0.7222 | 0.1803 |
| 60-64세 | 0.3478 | 0.2283 | 0.0515 | 0.4319 | 0.6028 | 0.8855 | 0.8940 | 0.7450 | 1.2053 | 1.0594 | 0.6250 | 1.1349 |
| 65-69세 | 0.9820 | 0.7995 | 0.9738 | 0.9406 | 1.6043 | 1.6957 | 1.8896 | 1.6552 | 2.1192 | 1.9878 | 1.5431 | 1.9165 |
| 70세 이상 | 1.7743 | 1.4560 | 1.7958 | 1.6503 | 2.3252 | 2.4761 | 2.6109 | 2.3347 | 2.7924 | 2.6455 | 2.3088 | 2.5040 |
| 15-19세 | -1.4426 | -2.1809 | -2.4052 | -1.8528 | -2.0781 | -1.8314 | -1.7807 | -1.5377 | -1.6350 | -2.1147 | -2.2108 | -0.9424 |
| 20-24세 | -0.2373 | -0.0019 | -0.1603 | 0.1176 | -0.1169 | 0.0655 | 0.5842 | -0.0169 | -0.0445 | -0.0943 | -0.0351 | 0.4433 |
| 25-29세 | -0.5123 | -0.2174 | 0.3320 | 0.2987 | -0.3977 | -0.0737 | 0.3269 | -0.4754 | 0.2580 | 0.1548 | -0.1175 | 0.1151 |
| 30-34세 | -0.3185 | -0.1847 | 0.4584 | 0.1672 | -0.2467 | -0.2197 | 0.3564 | -0.3666 | -0.1348 | 0.0006 | -0.0485 | 0.0688 |
| 35-39세 | -1.2650 | -0.9953 | -1.1992 | -1.1386 | -0.9548 | -1.1683 | -0.6597 | -1.1398 | -1.1465 | -1.0877 | -1.2332 | -0.2857 |
| 40-44세 | -1.6940 | -1.3963 | -1.4123 | -1.5163 | -1.4560 | -1.4994 | -0.9155 | -1.2275 | -1.2827 | -1.3477 | -1.4268 | -0.8336 |
| 45-49세 | -1.9528 | -2.0901 | -2.5050 | -2.0015 | -1.8955 | -1.9077 | -1.6842 | -1.8533 | -1.8739 | -1.8467 | -2.2924 | -1.4756 |
| 50-54세 | -1.7461 | -1.5384 | -2.1225 | -1.9267 | -1.7932 | -1.3757 | -1.4191 | -1.4179 | -1.7018 | -1.6704 | -2.2747 | -1.0449 |
| 55-59세 | -1.7572 | -1.4847 | -2.2654 | -1.6654 | -1.6983 | -1.7075 | -1.4442 | -1.3270 | -1.6063 | -1.3332 | -2.0796 | -1.3587 |
| 60-64세 | -1.1691 | -0.9677 | -1.6954 | -0.8673 | -0.9786 | -0.9910 | -0.7400 | -0.7268 | -0.7780 | -0.7654 | -1.2665 | -0.7212 |
| 65-69세 | -0.2934 | -0.3217 | -0.1149 | 0.0569 | -0.0240 | 0.1534 | 0.5413 | 0.3910 | 0.5242 | 0.5485 | -0.0616 | 0.3215 |
| 70세 이상 | 0.0872 | 0.1447 | 0.4194 | 0.3237 | 0.8428 | 1.0255 | 1.2421 | 1.0727 | 1.3806 | 1.4114 | 0.7720 | 1.0747 |

자료: 박진희 외, 「2018 인력수급전망모형개선」, 한국고용정보원.

KEISIM 분석 결과 최저임금의 인상은 경제활동참가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 2018년 전체로 보면 최저임금을 반영한 경제활동인구는 2017년 2,774만 8천 명에서 2018년 2,815만 8천 명으로 약 1.5% 높아지는 것으로, 이에 따른 경제활동참가율은 2017년 63.2%에서 2018년 63.6%로 높아지는 것으로 전망된다. 최저임금을 반영하지 않은 기본 경제활동인구 전망치가 2018년 2,805만 6천 명으로 전년 대비 1.1% 높아진 것으로 보여 최저임금을 반영한 경제활동인구 증가율이 약 0.4%p 높게, 경제활동참가율 역시 약 0.2%p 높게 전망되었다. 앞 2절의 이론과 선행연구에서 살펴본 바와 같이 최저임금은 노동시장에 머물러 있을 가치에 영향을 미쳐 각 개인이 노동시장 참가 혹은 미 참가를 결정하게 한다. 이러한 상황은 최저임금이 높아져 경제활동에 참가하려는 개인이 노동시장에 머물러 있을 가치가 그렇지 않은 경우보다 높다고 판단하기 때문으로 보인다.

<표 3-2> 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향: KEISIM 결과

(단위: 천 명, %)

| | | | 기본 경제활동인구 전망 | | | | 최저임금을 반영한 경제활동인구 전망 | | | |
|--------|--------|------|-----------------|------|--------|------|------------------------|------|--------|------|
| | 2017년 | | 2018년 | | 2019년 | | 2018년 | | 2019년 | |
| 15~19세 | 270 | 9.2 | 264 | 9.3 | 261 | 9.6 | 268 | 9.5 | 268 | 9.8 |
| 20~24세 | 1,531 | 50.6 | 1,552 | 50.6 | 1,581 | 51.1 | 1,559 | 50.8 | 1,616 | 52.2 |
| 25~29세 | 2,532 | 75.9 | 2,527 | 76.3 | 2,533 | 76.7 | 2,570 | 77.6 | 2,630 | 79.6 |
| 30~34세 | 2,704 | 77.9 | 2,630 | 78.6 | 2,538 | 79.0 | 2,630 | 78.6 | 2,526 | 78.7 |
| 35~39세 | 3,129 | 77.8 | 3,129 | 78.2 | 3,140 | 78.7 | 3,127 | 78.1 | 3,142 | 78.7 |
| 40~44세 | 3,222 | 79.4 | 3,146 | 79.5 | 3,063 | 79.5 | 3,151 | 79.6 | 3,065 | 79.6 |
| 45~49세 | 3,709 | 82.7 | 3,769 | 83.0 | 3,830 | 83.3 | 3,762 | 82.8 | 3,801 | 82.7 |
| 50~54세 | 3,310 | 79.8 | 3,302 | 80.3 | 3,290 | 80.7 | 3,315 | 80.6 | 3,302 | 81.0 |
| 55~59세 | 3,132 | 74.2 | 3,313 | 75.0 | 3,481 | 75.7 | 3,307 | 74.9 | 3,460 | 75.2 |
| 60~64세 | 1,982 | 62.5 | 2,101 | 63.0 | 2,237 | 63.7 | 2,100 | 63.0 | 2,220 | 63.3 |
| 65세 이상 | 2,228 | 31.5 | 2,324 | 31.7 | 2,417 | 31.8 | 2,371 | 32.4 | 2,568 | 33.8 |
| 전체 | 27,748 | 63.2 | 28,056 | 63.4 | 28,372 | 63.7 | 28,158 | 63.6 | 28,600 | 64.2 |

주: 2018, 2019년 경제활동인구는 KEISIM의 전망치로, 실적치 및 중장기 인력수급 전망과는 차이를 보일 수 있음.

자료: KEISIM 결과.

최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향은 연령별로도 차이를 보였다. 노동시장 참가·미 참가의 상대 가치가 연령별로 차이를 보이기 때문이다.

위의 <표 3-2>에서 보는 바와 같이 최저임금은 청년층과 65세 이상 고령층의 경제활동참가에 긍정적인 영향을 미치는 반면에 30~64세 연령층에는 그다지 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 전망되었다. 15~19세는 기본 경제활동인구 전망에 비해 최저임금의 인상으로 경제활동인구가 약 4천 명 더 증가하는 것으로 전망되었고, 20~24세 역시 기본 경제활동인구 전망에 비해 최저임금의 인상으로 경제활동인구가 약 7천 명 더 증가하는 것으로 전망되었다. 본격적인 노동시장 진입 연령인 25~29세는 최저임금의 영향을 더욱 크게 받아 기본 경제활동인구 전망에 비해 4만 3천 명 더 증가하는 것으로 전망되었다. 또한 거대 인구집단인 베이비붐 세대를 포함하고 있는 65세 이상 인구의 경제활동인구 역시 기본 경제활동인구 전망에 비해 최저임금을 반영한 경제활동인구가 4만 7천 명 더 증가하는 것으로 나타났다.

청년층과 65세 이상 인구는 해당 연령층의 경제활동인구 증가로 기본 경제활동참가율보다 0.2%p에서 1.3%p까지 경제활동참가율이 높아지는 것으로 전망되었다. 15~19세의 최저임금을 반영한 경제활동참가율은 9.5%, 20~24세의 최저임금을 반영한 경제활동참가율은 50.8%로 기본 경제활동참가율에 비해 각각 0.2%p 높게 전망되었고, 25~29세 최저임금을 반영한 경제활동참가율은 77.6%로 기본 경제활동참가율보다 1.3%p 높게 전망되었다. 25~29세 연령층은 베이비붐 세대의 에코붐 세대로 생산가능인구가 급격히 증가하는 인구집단이어서 인구 증가가 커 최저임금 효과도 더 크게 나타나는 것으로 추정된다. 65세 이상 인구 역시 베이비붐 세대가 경제활동참가 성향이 큰 집단임을 고려할 때 최저임금 인상은 이들 인구집단의 성향이 노동시장 참가 가치를 미 참가보다 크다고 판단하여 경제활동참가를 높이는 것으로 추정된다.

다음으로 성별로 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 보면 남성, 여성 모두 비슷하게 기존 전망보다 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과가 경제활동인구 증가폭 및 참가율을 다소 높이는 방향으로 영향을 미쳤다. KEISIM 모형 결과 기본 전망에서는 남성 경제활동인구가 2018년 1,609만 8천 명이었으

나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2018년에 1,615만 5천 명으로 다소 높아졌으며, 최저임금을 반영한 남성 경제활동인구 증가는 1.1%로 기본 남성 경제활동인구보다 0.04%p 더 증가한 것으로 전망되었다.

최저임금을 반영한 남성의 경제활동참가율 역시 2018년 74.3%로 전망되어 기본 남성의 경제활동참가율보다 0.2%p 높게 전망되었다.

여성의 경우도 기존 전망에서 여성 경제활동인구는 2018년 1,195만 9천 명이었으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2018년 1,200만 3천 명으로 다소 높아졌으며, 경제활동참가율 역시 기존 전망에서는 2018년 여성이 53.1%였으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2018년 여성 경제활동참가율이 53.3%로 0.2%p 높아졌다.

<표 3-3> 최저임금이 성별 경제활동참가에 미치는 영향: KEISIM 결과

(단위: 천 명, %)

| | 2017 | | 기본 경제활동인구 전망 | | | | 최저임금을 반영한 경제활동인구 전망 | | | |
|----|--------|------|--------------|------|--------|------|---------------------|------|--------|------|
| | | | 2018 | | 2019 | | 2018 | | 2019 | |
| 남성 | 15,975 | 74.1 | 16,098 | 74.1 | 16,237 | 74.2 | 16,155 | 74.3 | 16,373 | 74.8 |
| 여성 | 11,773 | 52.7 | 11,959 | 53.1 | 12,135 | 53.6 | 12,003 | 53.3 | 12,227 | 54.0 |

주: 2018, 2019년 경제활동인구는 KEISIM의 전망치로, 실적치 및 중장기 인력수급 전망과는 차이를 보일 수 있음.

자료: KEISIM 결과.

한편 2019년에도 최저임금이 2018년과 같이 두 자릿수로 인상되었다. 2019년에도 2018년과 유사하게 각 개인의 노동시장 참가에 영향을 미치는 것으로 전망되었다. 기본 전망과 비교해서는 2018년보다 경제활동참가에 더 크게 영향을 미치는 것으로 전망되었다. 기본 전망에서 경제활동인구는 2019년 2,837만 2천 명이었으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2,860만 명으로 2018년보다 증가폭이 더 컸으며, 2년 연속 두 자릿수로 높아진 최저임금의 영향이 더 크게 나타나는 것으로 전망되었다. 경제활동참가율도 기본 전망 63.7%에서 최저임금을 반영한 KEISIM 모형에서는 64.2%로 다소 높아질 것으로 전망되었다.

연령별로 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향 역시 2018년과 유사하게 청년층과 은퇴기 고령층의 경제활동참가에 좀더 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

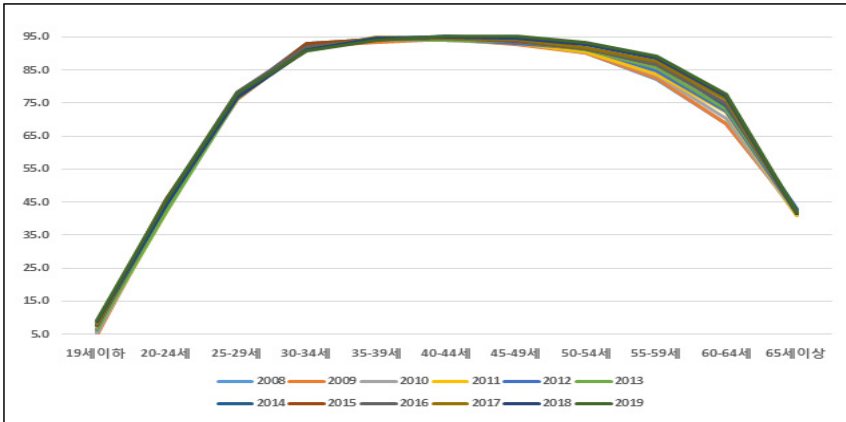
2019년에 최저임금이 성별로 경제활동참가에 미치는 영향을 보면, 2018년과 유사하게 남녀 모두 기존 전망보다 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과가 경제활동인구 증가폭 및 참가율을 다소 높이는 방향으로 영향을 미쳤다.

기본 남성 경제활동인구 전망에서 남성 경제활동인구는 2019년 1,615만 7천 명이었으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2019년에 1,637만 3천 명으로 다소 높아졌다. 경제활동참가율을 역시 기본 전망에서는 2019년 남성이 74.2%였으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2019년 남성 경제활동참가율이 74.8%로 0.6%p 높게 전망되었다. 여성의 경우도 기본 전망에서 경제활동인구는 2019년 1,213만 5천 명이었으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2019년 1,222만 7천 명으로 증가폭이 다소 높아졌으며, 경제활동참가율 역시 기본 전망에서는 2019년 여성이 53.6%였으나 최저임금을 반영한 KEISIM 모형 결과는 2019년 여성 경제활동참가율이 54.0%로 0.4%p 높아졌다.

성별·연령별로 최저임금이 경제활동참가율에 미치는 영향을 보면 노동시장참가 가치 변동이 큰 청년층과 고령층이 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

[그림 3-7] 연령별 남성 경제활동참가율 추이

(단위: %)



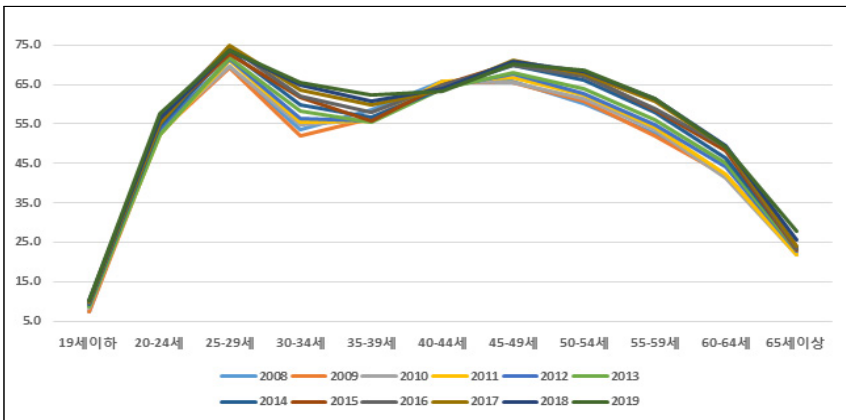
주1: 2018년과 2019년은 최저임금을 반영한 경제활동참가율 전망치임.

주2: 2018, 2019년 경제활동인구는 KEISIM의 전망치로, 실적치 및 중장기 인력수급 전망과는 차이를 보일 수 있음.

자료: 경제활동인구조사, KEISIM 결과.

[그림 3-8] 연령별 여성 경제활동참가율 추이

(단위: %)



주1: 2018년과 2019년은 최저임금을 반영한 경제활동참가율 전망치임.

주2: 2018, 2019년 경제활동인구는 KEISIM의 전망치로, 실적치 및 중장기 인력수급 전망과는 차이를 보일 수 있음.

자료: 경제활동인구조사, KEISIM 결과.

제5절 소결

본 장은 최저임금이 경제활동참가에 어떠한 영향을 미치는지 한국고용정보원의 노동공급 전망 모형인 KEISIM을 이용하여 분석하였다. 최저임금 인상은 개개인의 노동시장 참가 가치 변화에 작용해 노동공급에 영향을 미치게 된다. 이에 본 장에서는 KEISIM을 이용하여 최저임금 인상이 없을 때(기본 전망)와 인상이 있을 때로 구분하여 시뮬레이션한 후 최저임금 인상이 없을 때의 경제활동인구와 최저임금 인상이 있을 때의 경제활동인구의 변화를 비교하는 방식으로 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 분석하였다.

KEISIM 모형에 사용된 각 개인의 노동공급 행태 방정식 추정 결과를 보면 경제활동참가 의사결정에 잠재임금이 미치는 영향은 성별·연령별로 차이를 보였으며, 이에 노동시장 전체로 볼 때 임금 인상이 경제활동참가에 어떤 영향을 미치는지 단언하기 어렵다. 또한 당연하게 경제활동참가에 최저임금이 미치는 영향도 성별·연령별로 차이를 보였다. 이는 선행연구에서 최저임금은 30-54세 핵심 노동인구에 미치는 영향보다는 청년기 특히 10대의 경제활동참가에 영향을 미친다는 분석 결과와 맥을 같이하는 연구 결과였다.

구체적으로 보면, 최저임금 인상이 없는 기존 전망 결과와 비교하여 최저임금 인상을 반영한 모형을 통한 전망 결과는 경제활동참가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인구증가에 따라 경제활동인구가 증가하지만 그 증가폭이 기본 경제활동인구 전망 결과보다 최저임금을 반영한 경제활동인구 전망 결과의 증가폭이 더 커지는 것으로 나타났다. 급격한 최저임금 인상을 보인 2018년, 2019년 모두 동일한 결과를 보였다. 또한 이러한 결과는 성별·연령별로 경제활동참가에 차별적으로 영향을 미쳤다. 성별로는 기본 전망 결과에 비해 최저임금을 반영한 전망 결과가 남성보다는 여성의 경제활동인구 증가폭이 더 작고 경제활동참가율도 더 낮게 나타났다. 연령별로도 청년층과 65세 이상 고령층은 다른 연령에 비해 기본 전망 결과에 비해 최저임금을 반영한 전망 결과에서 경제활동 증가폭이 더 커졌으며, 이에 따라 경제활동참가율도 더 높아진 결과를 보였다. 이러한 결과는 최저임금 인상이 10대에 크게

부정적인 영향을 미친다는 앞에서 살펴본 선행연구의 결과와는 차이를 보이고 있다. 우리나라 노동시장의 경우 최저임금 인상은 상대적으로 저임금층인 청년층과 고령층에 큰 영향을 미치며 최저임금이 노동시장 퇴장보다는 참가 가치를 더 크게 하여 이들 연령층의 경제활동참가를 증가시키는 것으로 나타났다.

제4장

최저임금의 일자리 및 노동력 변동 효과

제1절 문제 제기

최저임금이 고용에 미치는 영향에 관한 논쟁은 최근까지도 국내외적으로 치열하게 지속되고 있다. 국내 논의는 여전히 불명확하지만 외국에서 진행되어 온 기존의 논의를 보면 총량 수준에서 최저임금의 고용효과는 미미하다는 것이 대체적인 결론이다. 최근 외국에서 진행되는 최저임금에 관한 연구는 크게 두 가지 방향으로 진행되고 있다. 우선 최저임금 상승에 관한 고용 효과에 직접적인 영향을 받는 취약계층을 대상으로 한 연구가 있다. 특히 미국에서 최근 청소년이나 소매업을 대상으로 한 연구가 그것이다. 또 다른 하나는 최저임금의 영향을 임금소득 및 불평등, 생산성, 물가 등으로 확대해서 분석하는 것이다. 임금 및 소득분배에 관한 연구는 기존에도 지속되어 왔으나 거시적 측면에서 물가나 생산성 등에 관한 연구도 제시되고 있다. 이와 같이 최저임금에 관한 고용효과 연구는 국내외에서 현재 심각하게 논쟁이 되는 주제로 상

반된 주장과 실증적 결과가 제시되고 있다. 또한 최저임금 연구는 고용에 관한 것뿐만 아니라 다양한 영역으로 확대되어 가는 추세이기도 하다.

본 장은 최저임금이 동학적인 차원에서 고용에 미치는 효과에 초점을 두고자 한다. 최저임금에 관한 논쟁이 치열한 만큼 노동시장제도로서 중요한 영향을 미치는 것은 분명하다. 이제까지의 최저임금 연구를 보면 최저임금 제도는 고용구조를 변화시키는 영향력을 지니고 있다. 본 장은 이러한 맥락에서 최저임금의 동학적 고용구조 변화 효과를 실증적으로 분석해 보고자 한다. 이를 위해서 고용보험 자료를 활용하여 일자리 창출과 소멸, 채용과 이직 같은 일자리 및 노동력 변동성을 측정하고, 최저임금이 이에 미치는 효과를 분석할 것이다. 이와 관련된 기존 연구가 전무한 상황에서 최저임금의 동학적 고용효과 분석은 최저임금 효과를 더욱 분명하게 확인시켜 줄 것으로 기대한다.

제2절 분석 자료 및 분석 방법

최저임금의 일자리 및 노동력 변동에 미치는 효과를 추정하기 위해서 일자리 변동과 노동력 변동을 측정할 수 있는 자료를 활용해야 한다. 고용보험 행정자료를 활용하면 일자리 변동(Job flows)과 노동력 변동(Worker flows) 자료를 구축할 수 있다. 고용보험 행정자료 중 취득, 상실 자료를 통해 이력자료를 만들고 사업체 단위별 피보험자 행정자료와 연계하여 일자리 변동과 노동력 변동 자료를 구축할 수 있다. 일자리 변동은 일자리 창출 및 소멸로 구성되며 노동력 변동은 채용과 이직으로 구분된다.⁵⁾

고용보험 자료를 활용하여 사업체 단위로 일자리 창출 및 소멸, 채용량과 이직량을 추정할 수 있으며 고용 규모, 회사업력, 노동력 구성 등과 같은 기본적인 사업체 특성 정보를 포함하고 있다. 다만 고용보험 행정자료가 고용보험 가입 대상 사업체만을 포함하고 있어 전체 임금근로자를 포괄하지 못하는 한계가 있다. 특히 고용보험에 가입하지 못한 취약계층이 누락되어 있어 대표성이 떨어진다는 문제도 있다. 다만 최근 들어 사업체에 속한 대부분의 상용직 임금근로자는 고용보험 행정자료에서 상당 부분 포괄하는 것으로 판단되며 최저임금의 영향을 받는 사업체가 전체 사업체 중 60% 정도인 것으로 파악되어 저임금 부문도 상당히 포괄하고 있는 것으로 판단된다.

최저임금의 일자리 및 노동력 변동에 미치는 효과를 분석하기 위해서 보수정보를 포함한 자료를 구축해야 한다. 최저임금 영향 여부를 개별적으로 식별하기 위해서 2016년과 2017년 피보험자 행정자료와 보수총액 자료를 연계하였다. 이 경우 한 사업장에서 한 달 미만 근무한 경우는 제외하며, 보수총액 정보가 없는 건설, 별목업 피보험자도 제외된다. 건설업과 별목업의 경우 자진 신고 방식으로 고용보험료를 산정하기 때문에 보수총액 정보가 누락되어 있다.

보수총액 자료상 보수는 비과세 부문을 제외한 것이기 때문에 실제 임금 소득과는 다소 차이가 발생한다. 보수총액 자료에 연 보수총액과 월보수액 정

5) 고용보험 행정자료를 활용한 일자리 및 노동력 변동의 측정방식은 이시균(2013), 김수현 외(2017) 참조

보가 포함되어 있는데, 월보수액은 근로복지공단에서 별도로 추계한 정보이다. 여기서 보수정보는 월보수액을 사용하여 최저임금 영향 여부를 개인별로 식별한다. 이 경우 비과세 부문이 제외되어 있기 때문에 다소 과대 추산될 소지가 있다. 다만 최저임금 영향 여부나 영향률이 사업체별 보수 수준에 따라 추정되기에 분석 결과에는 큰 영향이 없을 것으로 판단된다. 한편 월보수액을 활용하는 경우 40시간 미만의 경우 월보수액이 낮은 수준일 것이므로 전일제 기준으로 월보수액을 환산하여야 한다. 소정 근로시간이 40시간 미만인 경우 보수총액 자료에서 제시한 월보수액에 가중치(40시간을 근로시간으로 나눈 값)를 부여하여 전일제 기준 월보수액을 추정하였다.

사업체별 최저임금 영향률 변수는 최저임금에 영향을 받는 임금근로자의 사업체별 비율로 판단하였다. 이때 최저임금에 영향을 받는 임금근로자는 2016년 보수 기준으로 2017년 최저임금 월 환산 최저임금액 135만 2,230원 이하인 경우로 판단하였다. 일자리 변동 및 노동력 변동은 2017년 측정된 자료를 사용하여 최저임금의 효과를 분석한다.

최종적으로 분석 자료는 사업체 단위로 129만 9천 개의 자료가 구축되었다. 이 분석 자료에 최저임금 영향률 정보와 함께 사업체의 피보험자 규모, 성별, 연령별, 학력별 노동력 구성비, 직업별 노동력 구성비, 회사업력, 평균 근속기간, 월평균보수액이 포함되어 있다. 특히 2017년 기준으로 일자리 창출량, 소멸량, 채용량, 이직량, 순고용증가량이 연도별로 추정되어 있다.

본 연구에서 일자리 변동(일자리 창출, 소멸, 일자리 변동량)과 노동력 변동(채용, 이직, 노동력 변동량)을 종속변수로 선형회귀모형을 활용하여 최저임금의 효과를 분석하고자 한다. 기존의 최저임금 고용효과 연구에서 널리 알려진 바와 같이 사업체 단위의 분석 자료가 가장 이상적 자료이며, 본 연구에서 활용하는 자료가 이와 가장 유사한 자료가 될 것이다. 다만 사업체 단위의 재무정보가 없다는 것이 한계이나 월평균보수액 정보가 사업체의 노동생산성 등의 특성을 어느 정도 통제할 수 있을 것으로 판단한다.

제3절 기초 분석

일자리 창출량은 2016년에 183만 9천 명, 일자리 소멸량은 134만 명으로 순 일자리 증가량은 49만 9천 명으로 나타났다. 2016년 평균 피보험자 수는 1,274만 9천 명이며 일자리 창출 비중은 14.4%, 일자리 소멸 비중은 10.5%, 순 일자리 증가 비중은 3.9%로 나타났다. 채용량은 2016년 684만 4천 명으로 전체 피보험자의 53.7%를 차지하는 것으로 나타났고 이직량은 49.8%에 해당하는 634만 5천 명으로 추산되었다. 노동력 변동량은 1,319만 명으로 100%가 넘는 것으로 나타났다. 2017년의 경우 일자리 창출량은 178만 8천 명으로 전년보다 다소 감소하였지만 일자리 소멸량은 136만 6천 명으로 다소 증가하였으며 채용은 687만 1천 명, 이직은 644만 9천 명으로 다소 증가하였다. 일자리 변동량은 24.5%로 나타났으며 노동력 변동량은 102.6%로 나타나 여전히 높은 수준을 유지하고 있다.

<표 4-1> 일자리 및 노동력 변동 현황

(단위: 천 명, %)

| | | 2016년 | | 2017년 | |
|---------|---------|--------|-------|--------|-------|
| | | 피보험자 수 | 비중 | 피보험자 수 | 비중 |
| 일자리 변동 | 창출(JC) | 1,839 | 14.4 | 1,788 | 13.8 |
| | 소멸(JD) | 1,340 | 10.5 | 1,366 | 10.5 |
| | 일자리 변동량 | 3,179 | 24.9 | 3,179 | 24.5 |
| 노동력 변동 | 채용 | 6,844 | 53.7 | 6,871 | 52.9 |
| | 이직 | 6,345 | 49.8 | 6,449 | 49.7 |
| | 노동력 변동량 | 13,190 | 103.5 | 13,320 | 102.6 |
| 순일자리 증가 | | 499 | 3.9 | 422 | 3.2 |
| 피보험자 수 | | 12,749 | 100.0 | 12,982 | 100.0 |

자료: 고용보험 DB.

2016년 월평균보수액은 275만 5천 원, 2017년 월평균보수액은 286만 4천 원으로 4.0% 증가한 것으로 나타났다. 다음해 최저임금 이하의 월평균보수를 받는 사람의 비중은 2016년에 24.4%로 나타났고 2017년에는 29.0%로 높아졌다. 차기 최저임금 이하 보수를 받은 근로자의 평균임금은 2016년 95만 7천 원에서 2017년 108만 8천 원으로 다소 높아진 것을 확인할 수 있다. 이와 같이 보수 수준은 당해 연도 최저임금 월 환산 임금 수준보다 낮은 편이다. 이것은 전일제가 아닌 경우를 다수 포함하고 있기 때문으로 추론된다.

<표 4-2> 월평균 보수총액 현황

(단위: 천 명, %)

| | 2016년 | | | 2017년 | | |
|----------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 천 명 | 비중 | 평균 임금 | 천 명 | 비중 | 평균 임금 |
| 차년도 최저임금 | 3,908 | 24.4 | 957 | 4,698 | 29.0 | 1,088 |
| 1.2배 | 1,814 | 11.3 | 1,486 | 2,130 | 13.1 | 1,720 |
| 1.5배 | 2,338 | 14.6 | 1,821 | 2,315 | 14.3 | 2,104 |
| 2배 | 2,542 | 15.8 | 2,345 | 2,479 | 15.3 | 2,718 |
| 2배 초과 | 5,441 | 33.9 | 5,061 | 4,583 | 28.3 | 5,678 |
| 전체 | 16,042 | 100.0 | 2,755 | 16,206 | 100.0 | 2,864 |

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

<표 4-3>은 사업체별로 최저임금 영향률 정도에 따른 구성을 살펴본 것이다. 최저임금 영향을 받는지 여부는 2016년 보수 기준으로 2017년 최저임금 이하인 경우로 판단하였다. 사업체별 최저임금 영향률은 피고용주 중 최저임금 적용 대상의 비율로 계산한 것이다. 2017년에 최저임금 영향을 받지 않는 사업체 수는 47만 7천 개, 36.7%로 나타났으며 피보험자 기준 210만 4천 명 (18.3%)으로 확인된다. 10% 이하로 영향을 받는 사업체 수는 7만 3천 개, 5.6%로 나타났으나 피보험자 기준으로는 42.0%로 가장 큰 것으로 확인된다. 10% 초과 30% 이하 최저임금 영향률을 지닌 사업체 수는 14만 2천 개, 10.9%로 나타났고 피보험자 기준으로 19.5%, 224만 1천 명으로 나타났다. 한편 50% 이상

의 영향률을 지닌 사업체 수는 45만 4천 개로 34.9%를 차지하였고 피보험자 기준으로 135만 2천 명, 11.8%를 차지하는 것으로 나타났다.

전체 사업체 중 60% 이상에서 최저임금의 영향을 받는 임금근로자가 존재하는 것으로 나타났다. 피보험자 기준으로 보면 절반 이상이 30% 이하의 영향률을 지닌 사업체에 속한 것으로 확인된다.

<표 4-3> 최저임금 영향률 정도별 현황

(단위: %)

| | 사업체 수 | 비중 | 피보험자 수 | 비중 |
|--------|-----------|-------|--------|-------|
| 미 영향 | 476,783 | 36.7 | 2,104 | 18.3 |
| 10% 이하 | 73,198 | 5.6 | 4,814 | 42.0 |
| 30% 이하 | 142,247 | 10.9 | 2,241 | 19.5 |
| 50% 이하 | 153,358 | 11.8 | 960 | 8.4 |
| 50% 이상 | 453,921 | 34.9 | 1,352 | 11.8 |
| 합계 | 1,299,507 | 100.0 | 11,471 | 100.0 |

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

최저임금 영향률 정도별로 일자리 및 노동력 변동을 살펴보면 최저임금 영향이 없는 사업체는 일자리 창출률이 소멸률보다 높으며 채용률도 이직률보다 높게 나타나면서 고용이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 최저임금 영향률이 높은 사업체는 대체로 일자리 창출률이 소멸률보다 낮고 채용률도 이직률보다 낮은 편으로 나타나면서 고용이 감소하는 것으로 확인된다.

최저임금 영향률 정도에 따라 살펴보면 피보험자 규모가 가장 큰 10% 이하 영향률을 보인 사업체에서 일자리 창출률은 5.4%인 반면 일자리 소멸률은 5.8%로 약간 높았고 채용률은 30.0%로 이직률 30.3%보다 낮았다. 결국 고용증가율은 -0.3%로 나타났다. 최저임금 영향률이 30% 이하로 높아지면 일자리 창출률이나 채용률은 높아지는 것으로 나타났으나 일자리 소멸률과 이직률도 높아지면서 고용증가율은 -0.5%로 나타났다. 최저임금 영향률이 50% 이하인 사업체의 경우 일자리 창출과 소멸, 채용률과 이직률은 거의 비슷한 수준으로 나타났지만 영향률이 50% 이상인 사업체는 일자리 창출률과 소멸률의 격차가

더 커지고 채용률과 이직률도 더 커지면서 고용감소폭도 커지는 것으로 나타났다.

결과적으로 최저임금의 영향을 받지 않은 사업체보다 영향을 받는 사업체에서 일자리 및 노동력 변동률이 대체로 높았으며, 일자리 창출률보다 소멸률이 높았고 채용률보다 이직률이 높게 나타나 고용이 감소하는 것으로 나타났다. 최저임금 영향률이 높아지면 일자리 변동이나 노동력 변동도 커지는 것으로 나타났다. 그러나 최저임금 영향률이 50% 이하인 경우 일자리 창출과 소멸, 채용과 이직은 비슷한 수준을 보였고, 최저임금 영향률이 50% 이상인 경우에 창출률과 소멸률, 채용률과 이직률의 격차가 벌어지면서 고용감소폭이 커지는 것으로 나타났다.

<표 4-4> 최저임금 영향률 정도별 일자리 및 노동력 변동 현황

(단위: %)

| | 일자리 창출률 | 일자리 소멸률 | 채용률 | 이직률 | 증가율 |
|--------|------------|------------|------|------|------|
| 미 영향 | 10.9 | 9.6 | 36.7 | 35.4 | 1.3 |
| 10% 이하 | 5.4 | 5.8 | 30.0 | 30.3 | -0.3 |
| 30% 이하 | 8.6 | 9.1 | 60.1 | 60.6 | -0.5 |
| 50% 이하 | 11.0 | 11.0 | 72.0 | 72.0 | -0.1 |
| 50% 이상 | 12.1 | 13.4 | 66.7 | 68.1 | -1.4 |

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

<표 4-5>는 최저임금 영향 수준별 일자리 변동 및 노동력 변동 현황을 사업체 규모별로 살펴본 것이다. 최저임금이 일자리 및 노동력 변동에 미치는 효과는 사업체 규모별로 다양하게 나타나고 있다. 5인 미만 사업체 규모에서 최저임금 영향률이 높아지면 일자리 및 노동력 변동성도 다소 높아지기는 하지만 큰 차이는 나지 않는 것으로 확인된다. 5인 이상 10인 미만 사업체의 경우는 최저임금 영향률이 높아지면서 일자리 및 노동력 변동도 높아지는 경향을 보인다. 그러나 최저임금 영향률 10% 이하와 30% 이하를 제외하면 일자리 창출률이 소멸률보다 높고, 채용률이 이직률보다 높아서 고용은 증가하는 것

으로 나타나고 있다. 10인 이상 100인 미만 사업체 규모의 경우 최저임금 영향률이 높아지면 일자리 및 노동력 변동성도 커지는 것으로 나타났지만 고용증가율도 높아지는 경향이 발견되고 있다. 또한 100인 이상 300인 미만 사업체 규모에서도 비록 미 영향 사업체보다 고용증가율이 낮았지만 대체로 고용이 증가하는 양상을 확인할 수 있다. 그러나 300인 이상 사업체는 미 영향 사업체의 고용증가율이 상당히 높았으며, 최저임금 영향률이 50% 이상인 사업체는 고용이 감소하는 것으로 확인된다.

이와 같이 최저임금 영향률에 따른 일자리 및 노동력 변동과 고용증가율은 사업체 규모별로 상당한 차이를 보이는 것으로 확인된다. 중규모 사업체에서는 최저임금 영향률이 높아진다고 해도 일자리 및 노동력 변동성이 큰 차이를 보이지 않았고 고용감소 현상도 발견하기 어려웠다. 그러나 300인 이상 대 규모에서는 최저임금 영향률이 높아지면서 채용률과 이직률이 급변하고 고용감소폭도 커지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최저임금의 일자리 및 노동력 변동 효과를 파악하기 위해서 사업체 규모와 같은 속성이 통제되어야 적절한 결과를 얻을 수 있음을 암시한다.

〈표 4-5〉 사업체 규모별 최저임금 영향 수준별 일자리 및 노동력 변동 현황

(단위: %)

| | | 일자리 창출률 | 일자리 소멸률 | 채용률 | 이직률 | 증가율 |
|-----------|--------|------------|------------|-------|-------|-------|
| 5인 미만 | 미 영향 | 13.6 | 16.8 | 42.3 | 45.6 | -3.3 |
| | 10% 이하 | 11.0 | 102.9 | 86.6 | 178.6 | -91.9 |
| | 30% 이하 | 9.9 | 25.8 | 55.3 | 71.1 | -15.8 |
| | 50% 이하 | 12.8 | 19.7 | 50.6 | 57.6 | -7.0 |
| | 50% 이상 | 13.5 | 19.2 | 49.7 | 55.5 | -5.8 |
| 10인 미만 | 미 영향 | 11.4 | 9.4 | 40.7 | 38.8 | 2.0 |
| | 10% 이하 | 7.2 | 19.5 | 51.9 | 64.3 | -12.3 |
| | 30% 이하 | 10.2 | 12.3 | 49.4 | 51.5 | -2.0 |
| | 50% 이하 | 12.6 | 12.5 | 57.8 | 57.7 | 0.1 |
| | 50% 이상 | 13.1 | 12.6 | 62.1 | 61.5 | 0.5 |
| 100인 미만 | 미 영향 | 9.5 | 6.5 | 34.2 | 31.2 | 3.0 |
| | 10% 이하 | 7.1 | 9.0 | 41.5 | 43.4 | -2.0 |
| | 30% 이하 | 8.9 | 9.2 | 55.7 | 55.9 | -0.2 |
| | 50% 이하 | 11.5 | 10.1 | 68.5 | 67.1 | 1.4 |
| | 50% 이상 | 12.4 | 9.5 | 73.4 | 70.5 | 2.9 |
| 300인 미만 | 미 영향 | 7.8 | 2.6 | 23.6 | 18.5 | 5.2 |
| | 10% 이하 | 6.1 | 5.7 | 35.3 | 35.0 | 0.4 |
| | 30% 이하 | 8.8 | 8.8 | 71.3 | 71.3 | 0.1 |
| | 50% 이하 | 10.4 | 6.3 | 82.2 | 78.0 | 4.1 |
| | 50% 이상 | 6.9 | 6.0 | 62.2 | 61.4 | 0.8 |
| 300인 이상 | 미 영향 | 9.2 | 1.3 | 21.8 | 14.0 | 7.8 |
| | 10% 이하 | 4.1 | 3.0 | 19.7 | 18.6 | 1.1 |
| | 30% 이하 | 7.0 | 3.9 | 66.9 | 63.8 | 3.1 |
| | 50% 이하 | 8.0 | 4.8 | 100.1 | 97.0 | 3.2 |
| | 50% 이상 | 8.5 | 10.5 | 140.5 | 142.5 | -2.0 |

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

제4절 최저임금의 일자리 변동 및 노동력 변동 효과 분석

최저임금의 일자리 변동에 미치는 효과를 보다 정확하게 추정하기 위해서 일자리 창출 및 소멸, 일자리 변동량을 회귀분석하였다. 분석 결과 최저임금 영향률이 높아질수록 일자리 창출은 증가하고 일자리 소멸은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 일자리 창출과 소멸을 합친 일자리 변동을 감소시키는 것으로 추정되었다.

여기서 일자리 창출과 소멸, 변동량은 로그를 취한 값이며 최저임금 영향률은 사업체에서 2016년 보수 기준으로 2017년 최저임금에 적용되는 비율이다. 분석 결과는 최저임금 인상은 일자리 변동성을 낮추는 방향으로 작용하는데, 일자리 소멸의 감소에 따라 주로 설명되는 것으로 파악되었다. 최저임금 인상이 일자리 창출에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고 일자리 소멸은 줄이는 것으로 추정되었다.

다른 변수가 일자리 변동에 미치는 효과를 살펴보면 회사업력이 긴 사업체일수록 일자리 창출량은 감소하는 방향으로 작용하였지만 일자리 소멸량은 증가하는 것으로 추정되고 있다. 로그 평균임금 수준이 높으면 일자리 창출과 소멸 모두 감소하는 방향으로 작용하여 일자리 변동을 줄이는 것으로 나타났다. 한편 로그 피보험자 수가 많을수록 일자리 창출과 소멸 수준을 높이는 것으로 나타났다.

〈표 4-6〉 일자리 변동 효과(일반회귀분석)

| | 일자리 창출 | | 일자리 소멸 | | 일자리 변동 | |
|---------------|-----------|--------|---------|--------|---------|--------|
| | 추정 계수 | p-값 | 추정 계수 | p-값 | 추정 계수 | p-값 |
| 최저임금영향률 | 0.0335 | 0.0000 | -0.0629 | 0.0000 | -0.0294 | 0.0000 |
| 로그 피보험자 수 | 0.3237 | 0.0000 | 0.1043 | 0.0000 | 0.4279 | 0.0000 |
| 로그 평균임금 | -0.0186 | 0.0000 | -0.0320 | 0.0000 | -0.0505 | 0.0000 |
| 여성 비중 | 0.0000 | 0.2690 | 0.0002 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 |
| 청년 비중 | 0.0009 | 0.0000 | 0.0000 | 0.9490 | 0.0009 | 0.0000 |
| 장년 비중 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0013 | 0.0000 |
| 대졸자 비중 | 0.0002 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0880 | 0.0002 | 0.0000 |
| 대학원졸업자 비중 | 0.0005 | 0.0000 | -0.0024 | 0.0000 | -0.0019 | 0.0000 |
| 사무직 비중 | -0.0003 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0020 |
| 판매직 비중 | -0.0005 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0000 | -0.0004 | 0.0000 |
| 서비스직 비중 | -0.0001 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 | -0.0003 | 0.0000 |
| 농림어업숙련직 비중 | 0.0005 | 0.2400 | 0.0008 | 0.1100 | 0.0013 | 0.0080 |
| 기능직 비중 | -0.0002 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0000 | 0.9470 |
| 조립직 비중 | -0.0003 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0010 | -0.0004 | 0.0000 |
| 단순노무직 비중 | -0.0002 | 0.0000 | 0.0009 | 0.0000 | 0.0007 | 0.0000 |
| 평균근속기간 | -0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 |
| 회사업력 | -0.0140 | 0.0000 | 0.0008 | 0.0070 | -0.0132 | 0.0000 |
| 상수항 | 0.1775 | 0.0000 | 0.6917 | 0.0000 | 0.8691 | 0.0000 |
| 사례 수 | 1,059,138 | | | | | |
| Adj R-squared | 0.2858 | | 0.0512 | | 0.3711 | |

주: 산업더미 변수 통제한 결과임.

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

최저임금의 변화가 노동력 변동, 즉 채용과 이직에 미치는 효과를 선형회귀분석 모형을 통해 분석하였다. 최저임금의 영향률이 높은 사업체일수록 노동력 변동 폭이 작은 것으로 추정되고 있다. 최저임금 영향률이 높을수록 채용 수준은 낮은 것으로 추정되었고, 이직 수준도 낮게 나타났다. 결과적으로

최저임금의 상승으로 영향력이 높아지면 사업체는 채용 규모를 줄이는 방향으로 작용하지만 임금근로자의 이직도 줄이는 방향으로 작용하면서 노동력 변동 폭을 줄이는 효과가 있는 것으로 파악되고 있다.

<표 4-7> 노동력 변동 효과(일반회귀분석)

| | 채용 | | 이직 | | 노동력 변동 | |
|---------------|---------|--------|-----------|--------|---------|--------|
| | 추정 계수 | p-값 | 추정 계수 | p-값 | 추정 계수 | p-값 |
| 최저임금 영향률 | -0.0389 | 0.0000 | -0.1074 | 0.0000 | -0.1071 | 0.0000 |
| 로그 피보험자 수 | 0.8506 | 0.0000 | 0.7458 | 0.0000 | 0.9639 | 0.0000 |
| 로그 평균임금 | -0.1266 | 0.0000 | -0.1623 | 0.0000 | -0.1477 | 0.0000 |
| 여성 비중 | 0.0002 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0000 |
| 청년 비중 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0009 | 0.0000 | 0.0007 | 0.0000 |
| 장년 비중 | 0.0018 | 0.0000 | 0.0023 | 0.0000 | 0.0013 | 0.0000 |
| 대졸자 비중 | -0.0002 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 |
| 대학원졸업자 비중 | 0.0001 | 0.2810 | -0.0006 | 0.0000 | 0.0001 | 0.5320 |
| 사무직 비중 | -0.0001 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 |
| 판매직 비중 | -0.0003 | 0.0000 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 |
| 서비스직 비중 | -0.0003 | 0.0000 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 |
| 농림업숙련직 비중 | 0.0074 | 0.0000 | 0.0112 | 0.0000 | 0.0085 | 0.0000 |
| 기능직 비중 | -0.0006 | 0.0000 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0003 | 0.0000 |
| 조립직 비중 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0004 | 0.0000 |
| 단순노무직 비중 | -0.0003 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0030 | -0.0002 | 0.0010 |
| 평균근속기간 | -0.0002 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 | -0.0003 | 0.0000 |
| 회사업력 | -0.0012 | 0.0000 | 0.0027 | 0.0000 | 0.0021 | 0.0000 |
| 상수항 | 0.3877 | 0.0000 | -0.8272 | 0.0000 | -0.4487 | 0.0000 |
| 사례 수 | | | 1,059,138 | | | |
| Adj R-squared | | | 0.6837 | | | |

주: 산업더미 변수 통제한 결과임.

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

〈표 4-8〉 순 고용증가 효과

| | 회귀모형 | |
|---------------|---------|-----------|
| | 추정계수 | p-값 |
| 최저임금 영향률 | 0.0964 | 0.0000 |
| 로그 피보험자 수 | 0.2194 | 0.0000 |
| 로그 평균임금 | 0.0134 | 0.0000 |
| 여성 비중 | -0.0002 | 0.0000 |
| 청년 비중 | 0.0009 | 0.0000 |
| 장년 비중 | 0.0007 | 0.0000 |
| 대졸자 비중 | 0.0001 | 0.0010 |
| 대학원졸업자 비중 | 0.0030 | 0.0000 |
| 사무직 비중 | -0.0006 | 0.0000 |
| 판매직 비중 | -0.0006 | 0.0000 |
| 서비스직 비중 | 0.0000 | 0.1910 |
| 농림어업숙련직 비중 | -0.0003 | 0.7180 |
| 기능직 비중 | -0.0005 | 0.0000 |
| 조립직 비중 | -0.0002 | 0.0000 |
| 단순노무직 비중 | -0.0010 | 0.0000 |
| 평균근속기간 | 0.0000 | 0.0000 |
| 회사업력 | -0.0148 | 0.0000 |
| 상수항 | -0.5142 | 0.0000 |
| 사례 수 | | 1,059,138 |
| Adj R-squared | | 0.0496 |

주: 산업더미 변수 통제한 결과임.

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

일자리 변동과 노동력 변동을 측정하면 사업체 단위의 고용 변동도 파악할 수 있으며 최저임금의 고용 효과도 파악할 수 있다. 여기서 파악되는 고용 변동은 일자리 창출에서 일자리 소멸을 뺀 값이며 채용에서 이직을 뺀 값과 동일하다. 분석 결과 최저임금의 영향률이 높아지면 고용이 증가하는 방향으로 작용하는 것으로 추정되었다. 앞서 일자리 변동과 연계하여 판단하면 최저임금 상승이 일자리 창출은 증가시키고 일자리 소멸은 감소시키면서 고용증가

를 이끌어 내는 것으로 설명되며 채용은 줄어들지만 이직을 더욱 줄이면서 고용은 증가되는 것으로 이해된다.

<표 4-9>는 사업체 규모별로 최저임금 영향률의 일자리 및 노동력 변동 효과를 추정한 결과이다. 앞서 제시한 선형회귀모형을 활용하여 분석한 결과이며 노동력 구성, 산업더미, 평균임금, 평균근속 등을 통제하고 도출된 추정치이다.

<표 4-9> 사업체 규모별 순 고용증가 효과

| | 일자리 창출 | 일자리 소멸 | 채용 | 이직 | 순고용 |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 5인 미만 | 0.0260*** | -0.0555*** | -0.0027* | -0.0684*** | 0.0814*** |
| 5~10인 미만 | 0.0503*** | -0.0341*** | -0.0361*** | -0.0860*** | 0.0844*** |
| 10~100인 미만 | 0.1110*** | -0.0120 | 0.0535*** | -0.0224** | 0.1230*** |
| 100~300인 미만 | -0.3126*** | 0.2189** | -0.0520 | -0.0584 | -0.5315*** |
| 300인 이상 | 0.1147 | 0.1457 | 0.7649*** | 0.6655*** | -0.0309 |

주1: *는 10% 수준, **는 5% 수준, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 값을 의미함.

주2: 노동력 구성비, 평균임금, 평균근속기간, 산업더미 변수 등을 통제한 결과임.

자료: 고용보험 행정자료, 보수총액 DB.

분석 결과를 보면 10인 미만 소규모 사업체에서 최저임금의 고용 효과는 긍정적인 것으로 나타났다. 일자리 창출은 정(+)의 값을 보였으며 일자리 소멸은 부(-)의 결과가 나타났다. 채용은 다소 줄어드는 것으로 나타났으나 이직을 더욱 감소시키는 것으로 추정되었다. 결과적으로 최저임금 영향률이 높아지면 고용을 증가시키는 것으로 나타났는데, 소규모 사업체에서 긍정적인 고용증가 효과는 이직 감소에 따른 것으로 설명된다.

10인 이상 100인 미만 사업체 규모에서도 최저임금 영향률은 고용을 증가시키는 방향으로 작동하는 것으로 나타났다. 이 사업체 규모에서 채용은 늘리고 이직은 줄이면서 고용이 증가하는 것으로 나타나 최저임금 인상이 빈 자리를 채우면서 이직을 제한하는 효과가 있는 것으로 판단된다.

100인 이상 사업체 규모에서 최저임금 영향률은 고용을 감소시키는 방향

78 최저임금이 인력수급에 미치는 효과

으로 작용하는 것으로 추정되었다. 일자리 창출을 줄이면서 일자리 소멸을 늘려 결과적으로 고용 감소 효과를 야기하고 있다. 300인 이상 대규모 사업체의 경우 최저임금 인상은 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 채용을 늘리는 효과가 관찰되지만 이직도 증가하면서 결과적으로 고용에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

제5절 소결

본 장은 최저임금의 상승이 일자리 및 노동력 변동에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 하였다. 최저임금의 고용 효과에 관한 연구는 정책적으로 매우 중요한 연구주제로, 국내외적으로 논쟁이 치열하게 전개되어 왔다. 최근 최저임금 연구는 고용뿐만 아니라 소득분배, 노동생산성 등 다양한 주제에 걸쳐 확대되는 추이를 보이고 있다. 본 연구도 이러한 맥락에서 최저임금이 동학적 고용구조에 미치는 효과를 분석하고자 하였다. 특히 일자리 창출과 소멸, 노동력의 채용과 이직에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 하였다.

최저임금 분석에 활용되는 자료는 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 활용하였다. 이들 자료를 활용하면 사업체별로 최저임금의 영향을 받는 집단을 식별할 수 있으며 동학적 고용 변동 정보도 추정할 수 있다. 비록 고용보험 자료가 대표성이 제한되어 있으며 사업체에 관한 재무정보 등 특성 정보가 누락되어 있지만 최저임금 연구를 위해 국내에서 활용할 수 있는 사업체 자료로 가장 유용할 것으로 판단된다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 2017년 최저임금에 영향을 받는 사업체는 전체 사업체 중 60%가 넘는 것으로 추정되고 있다. 한 명이라도 최저임금에 영향을 받는 임금근로자가 포함되어 있는 경우를 모두 포함하고 있기 때문에 적용 비중이 다소 높게 나타나고 있으나 최저임금이 직접적으로 최저임금 대상이 되는 임금근로자뿐만 아니라 파급효과에 따라 영향을 받는 임금근로자를 포함하면 최저임금의 정책적 영향 범위는 상당할 것으로 판단된다. 둘째, 최저임금 영향률이 높은 사업체일수록 일자리 창출은 증가하고 일자리 소멸은 감소하여 고용을 증가시키는 것으로 추정되고 있다. 이것은 최저임금 인상으로 채용은 줄어들지만 이직이 더욱 감소하면서 고용이 증가하는 것으로 파악되고 있다. 셋째, 10인 미만 소규모 사업체는 최저임금 인상으로 이직이 감소하면서 고용이 증가하는 효과를 보이고 있으며, 100인 미만 사업체 규모에서는 최저임금 인상으로 빈 일자리가 채워지는 채용 증가 효과가 고용 증가를 유도하는 것으로 파악된다. 그러나 100인 이상 사업체 규모에서 최저

임금 상승은 고용에 다소 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되었다.

이와 같은 실증적 결과는 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 주지 않으며 오히려 고용을 증가시키는 효과를 확인해 준다. 특히 소규모 사업체에서는 임금근로자의 이직 감소 효과, 중규모 사업체에서는 채용 증가에 따라 최저임금의 동학적 고용변동 효과가 설명된다.

제5장

최저임금이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향

제1절 서론

소득불평등과 양극화가 중요한 사회적 문제로 부상하면서 최저임금제도가 임금분배구조에 미치는 영향에 대한 관심도 증대되었다. 최저임금제도는 저임금 근로자의 생활안정과 이들 노동력의 질적 수준 향상을 목적으로 임금의 하한을 강제하고 이를 적정 수준 이상으로 인상시킴으로써 노동시장 내 임금구조에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 최저임금의 인상은 노동시장 내 가장 낮은 임금분위의 임금 수준을 상승시킬 뿐만 아니라 전반적인 노동소득 분배구조에도 변화를 가져온다. 이와 같은 이유로 최저임금법은 최저임금제도의 또 다른 목표 중 하나로 노동시장 내 분배구조 개선을 명시하였다.

실제로 최저임금이 노동시장 내 노동소득 분배구조를 개선시키는 역할을 할까? 최저임금의 노동시장 내 임금분배구조 개선 효과에 관한 최근의 국내

연구로는 강승복(2016), 이정민·황승진(2018) 등이 있다. 그중 강승복(2016)은 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용해 최저임금의 사업체 내 임금 압축 효과를 분석하였다. 이에 따르면 최저임금 인상은 직접적으로 저임금 근로자의 임금을 상승시키며 간접적으로는 고임금 근로자의 임금을 하락시키거나 상승 폭을 둔화시켜 임금 분포를 압축시키는 것으로 나타났다. 강승복(2016)은 이와 같은 분석 결과를 바탕으로 최저임금 인상은 임금불평등 수준을 낮추는 효과가 있다고 주장하였다.

이와 달리 이정민·황승진(2018)은 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배 구조를 개선시키는 효과가 그리 크지 않다는 분석 결과를 내놓았다. 이들은 이정민·황승진(2016)의 분석 방법을 활용해 최저임금 인상이 노동시장 내 임금 분포에 미치는 영향을 분석하였다. 이정민·황승진(2016)은 인구사회적 집단별 최저임금 영향률이 다르다는 점을 이용해 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하였는데, 이정민·황승진(2018)에서는 인구사회적 집단별 최저임금 영향률을 이용해 최저임금 인상에 따른 노동시장 내 임금 분포 변화를 살펴보았다. 분석 결과에 따르면 최저임금 인상은 중위임금 대비 하위분위의 상대임금을 상승시키지만 그 효과는 미미했으며, 임금총액 수준에서는 최저임금 인상에 따른 근로시간 단축의 영향으로 중위임금과 하위임금 사이의 격차가 더욱 커졌으나 그 영향 역시 그리 크지 않았다.

이와 같은 상반된 분석 결과는 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과에 관한 주장과 마찬가지로 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향 역시 논쟁적일 수 있음을 보여준다. 노동시장 내 임금분배구조의 개선은 가구소득 불평등과 양극화를 완화시킬 뿐만 아니라 장기적으로 경제성장에도 긍정적인 영향을 미친다는 점에서 중요한 사회적 의제이다. 따라서 최저임금이 임금불평등, 임금분배구조의 개선에 어떤 역할을 하는가에 관한 고찰 역시 중요한 의미를 지닌다.

본 연구는 고용노동부에서 제공받은 2009년부터 2017년까지의 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용해 최저임금 인상이 노동시장 내 임금불평등에 어떤 영향을 미치는가를 구체적으로 분석한다. 고용형태별 근로실태조사 자료는 1

인 이상 사업체 종사자의 임금 정보를 포함하는 대표적인 자료이다. 분석에는 최저임금 인상의 영향이 노동시장 내 임금불평등 양상에 미치는 영향을 분석하기 위해 홍민기(2018) 등이 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 분석하는데 사용했던 산업별 최저임금 영향률을 이용한다. 산업별로 최저임금 영향률이 다르기 때문에 최저임금 인상의 영향이 역시 다르다는 점을 활용해 2009년 이후 최저임금 인상이 노동시장 내 임금불평등에 미친 영향을 분석한다.

최저임금이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 살펴보는 본 장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 최저임금이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향 분석에 앞서 임금불평등에 다양하게 접근해 국내 노동시장 내 임금분배구조의 양상과 특성을 살펴본다. 3절에서는 본 연구에서 활용하고 있는 분석 방법과 분석 자료를 소개하며 4절에서는 이와 같은 방법을 통해 국내 노동시장 내 임금분배구조에 최저임금이 미치는 영향의 실증분석 결과를 도출한다.

제2절 국내 노동시장 내 불평등 양상

2절에서는 최저임금 인상이 국내 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향 분석에 앞서 국내 노동시장의 임금불평등 양상을 고찰한다. 국내 노동시장의 불평등 양상을 살펴보는 방법은 여러 가지가 있다. 그중 하나는 기존 노동시장 내 불평등 양상 관련 연구(강승복, 2005; 김민성·김영민, 2012; 김영민·김민성, 2013; 성재민·정성미, 2013; 정준호·전병유·장지연, 2017)와 마찬가지로 지니계수와 분위별 임금 수준을 비교하는 방법이 있다.

소득불평등 수준을 보여주는 데 주로 이용되는 지니계수는 전반적인 임금 불평등 수준을 확인하는 지표로서 1에 가까울수록 임금불평등 수준이 높음을 의미한다. 지니계수를 이용할 경우 국내 노동시장 내 전반적인 임금불평등 양상을 분석할 수 있다. 이와 함께 분위별 임금 수준의 비교는 임금 10분위 대비 임금 90분위, 임금 50분위 대비 임금 90분위, 임금 10분위 대비 임금 50분위의 임금 수준을 비교해 노동시장 내 임금불평등 양상을 살펴보는 방법이다. 하위 임금층과 중위 임금층, 상위 임금층 간의 임금격차 변화를 살펴봄으로써 노동시장 내 임금분배구조의 변화를 고찰할 수 있다.

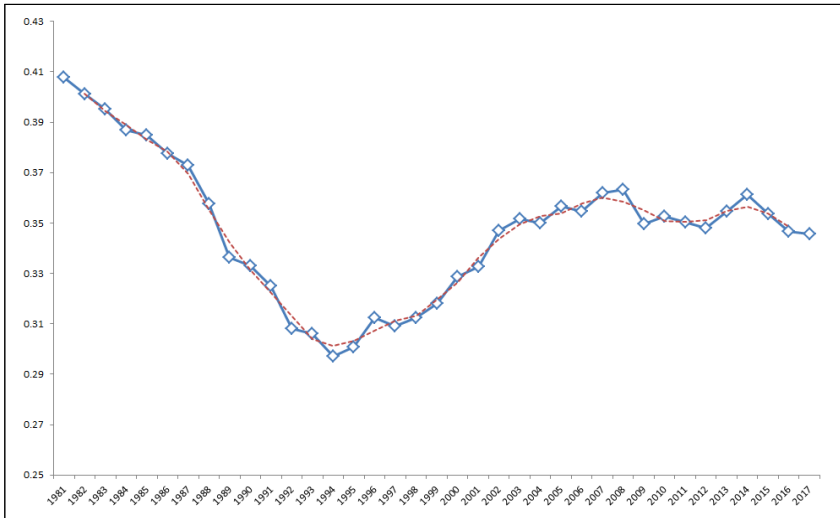
국내 노동시장의 임금분배구조를 가능한 한 장기간에 걸쳐 살펴보기 위해 2절에서는 고용노동부의 임금구조기본조사 자료를 이용한다. 임금구조기본조사 자료는 노동시장 내 임금근로자의 임금 정보를 제공하는 대표적인 자료 중 하나로, 1980년대 초부터 최근까지 임금근로자의 임금 정보를 제공한다는 장점이 있다. 하지만 1인 이상 전체 사업체의 임금근로자의 정보를 담은 고용형태별 근로실태조사 자료와 달리 임금구조기본조사는 상용직 5인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자의 정보만 제공되며 1999년 이전에는 상용직 10인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자의 정보만 제공된다는 단점도 있다.

소규모 사업체에 종사하는 임금근로자의 임금 정보를 활용할 수 없다는 점은 임금구조기본조사의 한계이다. 상대적으로 소규모 사업체의 임금 수준이 낮은 현실을 고려할 때 이러한 한계는 노동시장 내 임금불평등 수준을 과소평가하게 만들 수 있다. 하지만 1980년대부터 현재까지 노동시장 내 임금불평등

양상을 분석할 수 있는 원자료는 임금구조기본조사가 유일하다. 그러므로 이 절에서는 임금구조기본조사를 통해 그 한계에 유의하며 노동시장 내 임금분배 구조의 변화 양상을 고찰한다.⁶⁾

1980년대 초부터 현재까지 노동시장의 임금 정보를 제공하는 고용노동부의 임금구조기본조사를 이용해 1981년부터 2017년까지 전 산업 10인 이상 사업체에 종사하고 있는 임금근로자의 시간당 임금 지니계수를 분석한 결과는 [그림 5-1]과 같다.⁷⁾ 지니계수로 확인한 국내 노동시장 내 임금불평등 수준은 1980년대 초반 이후 개선되는 양상을 보인다. 1981년 0.4가 넘는 지니계수는 이후 꾸준히 하락해 1994년에는 0.3 아래로 낮아졌다.

[그림 5-1] 노동시장 내 임금 지니계수



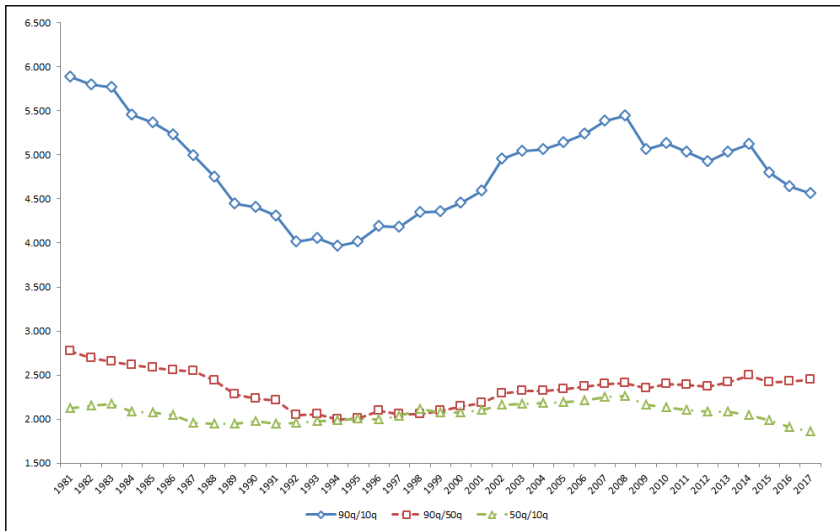
자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

- 6) 1980년대 초부터 2016년까지 동일한 기준으로 임금불평등 양상을 분석하기 위해 임금구조기본조사 자료 중 상용직 10인 이상 사업체 종사자를 기준으로 임금분배구조의 변화 양상을 분석함.
- 7) [그림 5-1]에서 점선은 당해 연도를 중심으로 한 3개 연도 평균값으로, 변화 추이를 보여줌.

하지만 이와 같이 개선되는 양상을 보였던 임금불평등 수준은 1990년대 중반을 지나면서 다시 심화되었다. [그림 5-1]에서 볼 수 있는 바와 같이 시간당 임금을 이용해 구한 지니계수는 1994년 이후 다시 상승하기 시작하였다. 지니계수의 상승은 임금불평등이 더욱 심화되었음을 가리키는데 이와 같은 노동시장 내 임금불평등 수준 심화 양상은 1997년 외환위기를 거쳐 2008년 금융위기 직전까지 이어졌다. 이 기간 지니계수는 1994년 0.297에서 2008년에는 0.363 수준으로 크게 상승하였으며 이는 국내 노동시장 내 임금불평등 수준이 심화되었음을 나타낸다.

1990년대 중반부터 지속되었던 임금불평등 심화 국면은 미국에서 시작된 전세계적 금융위기의 영향을 받았던 2009년 이후 완화되기 시작한다. 금융위기 이후 시간당 임금 지니계수는 상승세가 둔화되어 2017년 현재 시간당 임금 지니계수는 0.346이다. 이는 1980년대 중반이나 2008년 직전에 비하면 낮은 수준에 해당된다. 하지만 1980년대 중반 이후부터 1997년 경제위기 이전, 즉 1990년대 초반까지의 기간과 비교하면 아직도 상대적으로 높은 수준이라고 볼 수 있다.

[그림 5-2] 10분위 대비 90분위, 50분위 대비 90분위, 10분위 대비 90분위 임금 수준



자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

분위별 임금 수준 격차도 전반적으로 비슷한 양상을 보인다. [그림 5-2]는 지니계수 분석에서 사용한 임금구조기본조사의 상용직 10인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자 임금 정보를 이용해 임금 10분위 대비 임금 90분위의 임금 수준, 임금 50분위 대비 임금 90분위의 임금 수준, 임금 10분위 대비 임금 50분위의 임금 수준을 각각 분석한 결과이다.

90분위에 해당하는 상위 임금층의 임금과 10분위에 해당하는 하위 임금층의 임금격차는 1980년대 초반부터 1990년대 중반까지 하락세를 보이다 이후 증가세로 전환되어 2008년 금융위기 전까지 확대되었다. 50분위 대비 90분위 임금 수준과 10분위 대비 50분위 임금 수준을 살펴보면, 1990년대 중반 이전까지의 임금불평등 완화에 상위 임금층에 비해 상대적으로 중위 임금층과 하위 임금층의 임금 상승이 중요한 역할을 한 것으로 보인다. [그림 5-2]에서 이 기간 상위 임금층과 중위 임금층 사이의 임금격차 완화가 상위 임금층과 하위 임금층 사이의 임금격차 완화까지 견인하였음이 확인된다.

1990년대 중반 이후의 상위 임금층과 하위 임금층 간 임금격차 심화는 상위 임금층과 중위 임금층, 중위 임금층과 하위 임금층 사이의 임금격차가 모두 증대되면서 나타난 결과이다. 임금불평등이 심화되었던 이 시기 임금 10분위 대비 임금 50분위 임금 수준과 임금 50분위 대비 임금 90분위 임금 수준은 모두 증대되었으며 임금 10분위 대비 임금 90분위 임금 수준은 빠른 증가세를 보였다.

지니계수를 통해 확인할 수 있었던 임금불평등 심화가 다소 진정되는 양상을 보였던 금융위기 이후의 기간에는 분위별 임금격차 완화가 노동시장 내 임금불평등 개선에도 도움을 준 것으로 생각된다. 특히 중위 임금층과 하위 임금층 사이의 임금격차 완화가 상대적으로 중요한 역할을 한 것으로 보이는데, 이 기간 하위 임금층 대비 중위 임금층 임金的 감소세가 뚜렷하게 진행되었다. 이러한 경향은 금융위기 이후 하위 임금층의 임금이 상대적으로 빠르게 상승했음을 보여주는 것으로 앞서 [그림 5-1]에서의 시간당 임금 지니계수로 본 임금불평등의 완화에도 이러한 하위 임금층의 상대적 임금 인상이 영향을 미쳤을 것이다.

그렇다면 이와 같은 임금분배구조, 임금불평등 수준의 변화에는 어떤 특성이 있을까? 이를 알아보기 위해 임금불평등에 영향을 미치는 주요 요인과 임금불평등 수준의 관계에 관해 지니계수와 함께 불평등 수준을 측정하는 지표로 널리 활용되는 타일(Theil)지수를 구하고 그것을 집단 간 불평등과 집단 내 불평등으로 구분해 분석한다.

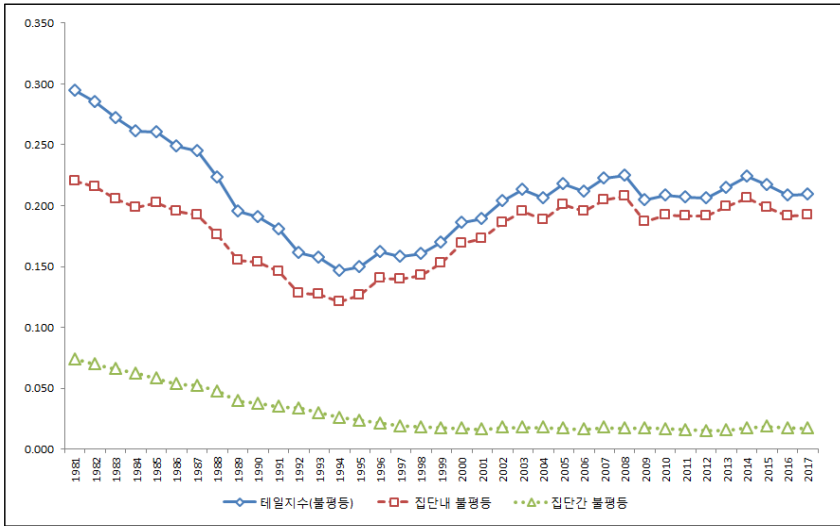
타일지수는 지니계수와 비슷한 불평등지수로, 하한선은 0이고, 불평등 수준이 심화될수록 증가한다. 이러한 타일지수의 장점은 지니계수와 마찬가지로 결과를 직관적으로 해석할 수 있고 불평등 분해가 용이하는 데 있다. 그러므로 본 연구에서는 타일지수를 구하고 이를 다시 요인별로 분해해 임금불평등에 영향을 미치는 주요 요인과 임금분배구조 사이의 관계를 분석하는 데 활용한다.

아래 식은 타일지수 및 타일 지수를 집단 내 불평등과 집단 간 불평등으로 구분하는 방법이다. N명의 사람으로 구성된 어떤 집단의 소득 불평등 수준을 측정한다고 할 때 타일지수는 식의 첫 번째 부분과 같이 계산되며 이는 다시 식의 두 번째 부분으로 분해가 가능하다(김영미·한준, 2007; 유항근, 2004).

$$T = \frac{1}{N} \sum_i^N \left(\frac{y_i}{y} \ln \frac{y_i}{y} \right) = \sum_{k=1}^m s^k \ln \frac{y^k}{y} + \sum_{k=1}^m s^k T_k$$

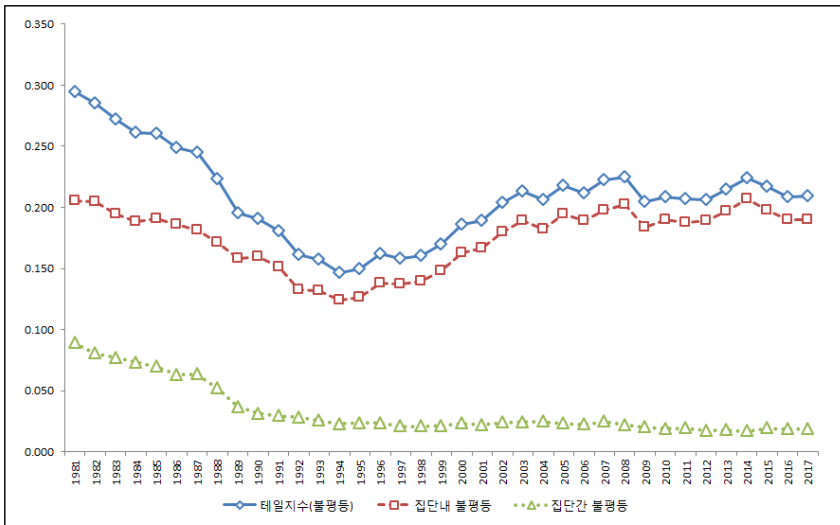
식에서 $\sum_{k=1}^m s^k \ln \frac{y^k}{y}$ 는 집단 간 불평등, $\sum_{k=1}^m s^k T_k$ 는 집단 내 불평등에 해당한다. 타일지수 분해 방식을 활용해 임금 불평등 추세와 함께 성별, 연령대별, 교육 수준별, 사업체 규모별 집단 내 불평등 수준과 집단 간 불평등 수준의 변화 추이도 살펴본다.

[그림 5-3] 타일지수 및 성별에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해



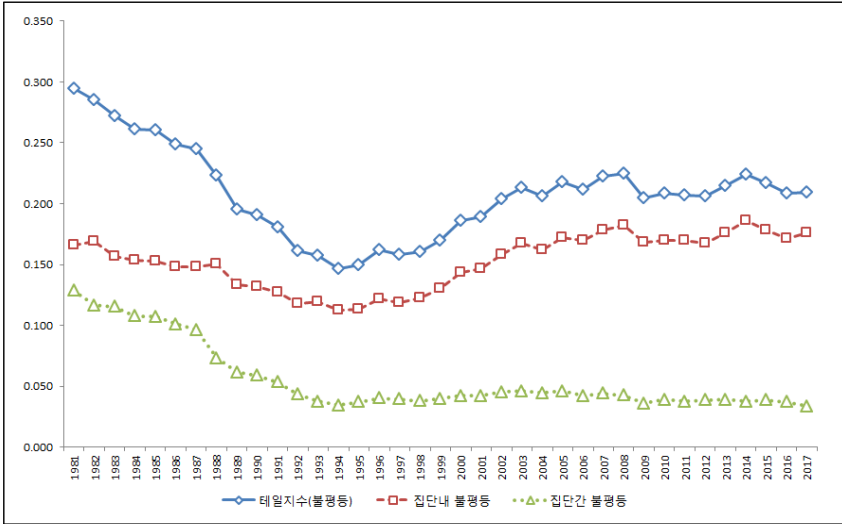
자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

[그림 5-4] 타일지수 및 연령대에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해



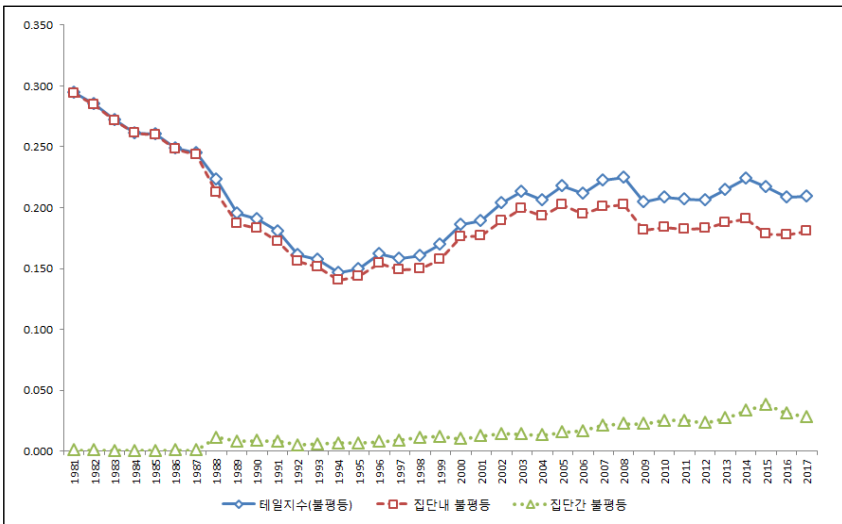
자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

[그림 5-5] 타일지수 및 교육 수준에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해



자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

[그림 5-6] 타일지수 및 사업체 규모에 따른 집단 내 불평등, 집단 간 불평등 분해



자료: 고용노동부 임금구조기본조사,

[그림 5-3], [그림 5-4], [그림 5-5], [그림 5-6]은 성별, 연령대별, 교육 수준별, 사업체 규모별로 집단 간 임금불평등과 집단 내 임금불평등 수준이 어떻게 변화하였는지를 타일지수로 구하고 분해하여 나타낸 것이다.

[그림 5-3]은 타일지수를 성별 집단을 기준으로 분해한 결과이다. 남성과 여성 집단 간 불평등은 꾸준히 완화되는 경향을 보였다. 여전히 한국의 성별 임금격차가 OECD 회원국 중 최고 수준이지만 과거와 비교했을 때 상대적으로 줄어든 현실을 반영하는 결과로 생각된다. 또한 남성 임금근로자 또는 여성 임금근로자 집단 내의 임금불평등 수준이 높아졌다. 다양한 원인이 있겠지만 이와 관련해 남성뿐만 아니라 여성 임금근로자의 다양한 고임금 일자리가 과거에 비해 늘어난 점을 하나의 원인으로 볼 수 있을 것이다.

[그림 5-4]는 연령대를 기준으로 타일지수를 통해 분해한 결과이다. 분석 결과에 따르면 연령대별 집단에서도 집단 간 불평등은 지속적으로 완화되는 양상을 보인다. 특히 1990년대 중반 이전까지 지니계수로 보았을 때 임금불평등 수준이 하락했던 시기에 연령대 간 임금불평등 수준이 완화되는 것을 확인할 수 있는데 이는 연령대별 집단 간 임금불평등 수준의 완화가 1990년대 중반 이전의 노동시장 불평등 완화에 기여했음을 가리킨다. 반면 상대적으로 동일 연령대 내 임금불평등 수준은 1990년대 중반 이후 증가하였는데, 1990년대 중반 이후 노동시장 내 불평등이 심화되었던 기간 동일 연령대의 일자리에서 임금격차가 커졌음을 나타낸다.

[그림 5-5]는 교육 수준별 집단 내 불평등과 집단 간 불평등 정도를 분석한 것이다. 교육 수준별 집단 내 불평등은 1990년대 중반까지 빠르게 완화되면서 노동시장 내 임금불평등 완화에 기여하였다. 하지만 1990년대 중반 이후에는 이러한 집단 간 불평등 수준의 하락세가 둔화되었는데 이는 이전과 달리 1990년대 중반 이후에는 경제성장과 함께 교육 수준별 임금 수준의 불평등도가 크게 개선되지 않았음을 보여준다.

[그림 5-6]은 사업체 규모별 집단 내 임금불평등과 집단 간 불평등 수준을 타일지수를 이용해 분석한 결과이다. 사업체 규모별 집단 간 불평등은 앞서 다른 집단 간 불평등과 달리 1987년 이후 완만하지만 지속적인 증가세를 보이

는 것으로 나타났다. 성별, 연령대별, 교육 수준별 집단 간 불평등 수준이 1990년대 이후 완화된 양상을 보이는 것과는 상이한 결과이다. 사업체 규모별 집단 간 불평등은 1990년대 중반 이후 상승하면서 최근의 노동시장 내 임금불평등 심화에 영향을 미친 것으로 생각된다. 이는 대규모 사업체와 중규모 사업체 간의 임금격차가 노동시장 내 임금불평등 개선을 더디게 하는 요인일 수 있음을 보여준다.

제3절 분석 방법 및 자료

이상에서는 1980년대 초부터 최근까지 국내 노동시장 내 임금분배구조의 변동 양상을 살펴보았다. 그렇다면 이와 같은 국내 노동시장의 임금분배구조에 최저임금 인상은 어떤 영향을 미칠까?

최저임금제도는 임금의 하한선을 제한함으로써 저임금 근로자의 임금 수준을 보장하는 제도이다. 이처럼 최저임금제도는 직접적으로 임금 수준에 영향을 미침으로써 임금체계, 임금구조, 임금분포에 모두 영향을 미친다. 최저임금법은 최저임금 인상의 목적과 관련해 이와 같은 저임금 근로자의 생계 보장과 생산력 향상뿐만 아니라 노동시장 내 임금불평등 완화를 명시하고 있다. 이는 최저임금 인상의 긍정적인 효과 중 하나로 꼽히는데 저임금 근로자의 임금을 인상함으로써 전체 노동시장 내 임금불평등을 완화할 수 있을 것으로 본 것이다. 최저임금 인상은 상대적으로 낮은 임금을 받는 여성, 저학력, 저연령대, 고연령대, 중소기업 근로자의 임금을 상승시킴으로써 노동시장 내 불평등을 개선시키는 역할을 할 수 있다.

하지만 최저임금 인상이 반드시 노동시장 내 임금불평등을 완화하는 것은 아니다. 최저임금 인상은 저임금 근로자의 임금 상승에만 영향을 미치는 것이 아니기 때문이다. 최저임금은 가장 낮은 수준의 임금을 받는 근로자 외 다른 이들의 임금 수준에도 영향을 미치며 고용 수준에도 영향을 줌으로써 최저임금 인상에 따른 임금불평등 완화 효과가 실제 노동시장에서는 발현되지 않을 수도 있다. 특히 월임금 수준에서 보았을 때 이와 같은 최저임금 인상은 개별 근로자의 노동시간에도 영향을 미치기 때문에 실제 최저임금의 인상 효과가 불평등 완화로 이어진다고 단언하기는 어렵다.

기존의 국내 연구에서도 최저임금 인상은 노동시장 내 임금불평등 개선에 영향을 미친다는 연구(강승복, 2016)도 있고 영향을 미치지 않는다는 연구(이정민·황승진, 2018)도 있다. 그러므로 이와 같은 최저임금 인상과 노동시장 내 임금 분배구조의 관계를 실증분석한다.

분석에는 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용한다. 고용형태별 근로실태조사 자료는 1인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자의 고용형태와 임금 정보를 제공하는 대표적인 통계 중 하나로 노동시장 내 임금격차, 임금불평등과 관련된 다양한 연구에서 활용되고 있다. 본 연구에서는 한국표준산업분류(9차 개정) 중분류 정보를 이용하여 산업별 최저임금 영향률을 분석할 수 있는 2009년부터 2016년까지의 고용형태별 근로실태조사자료로 최저임금 인상이 노동시장의 임금분배구조에 미치는 영향을 분석한다.

<표 5-1> 시간당 임금 기준 노동시장 내 임금분배구조 변동 추이

| | 시간당 최저임금 | 지니계수 | 테일지수 | p90/p10 | p90/p50 | p10/p50 |
|-------|-------------|-------|-------|---------|---------|---------|
| 2009년 | 4,000 | 0.371 | 0.235 | 5.452 | 2.603 | 0.477 |
| 2010년 | 4,110 | 0.374 | 0.239 | 5.517 | 2.663 | 0.483 |
| 2011년 | 4,320 | 0.370 | 0.235 | 5.330 | 2.624 | 0.492 |
| 2012년 | 4,580 | 0.363 | 0.231 | 5.096 | 2.569 | 0.504 |
| 2013년 | 4,860 | 0.368 | 0.237 | 5.147 | 2.621 | 0.509 |
| 2014년 | 5,210 | 0.373 | 0.244 | 5.163 | 2.663 | 0.516 |
| 2015년 | 5,580 | 0.364 | 0.237 | 4.782 | 2.574 | 0.538 |
| 2016년 | 6,030 | 0.355 | 0.224 | 4.567 | 2.545 | 0.557 |
| 2017년 | 6,470 | 0.351 | 0.223 | 4.417 | 2.545 | 0.576 |

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사.

〈표 5-2〉 월임금 기준 노동시장 내 임금분배구조 변동 추이

| | 월임금 환산 최저임금 | 지니계수 | 타일지수 | p90/p10 | p90/p50 | p10/p50 |
|-------|-------------------|-------|-------|---------|---------|---------|
| 2009년 | 836,000 | 0.367 | 0.228 | 5.545 | 2.482 | 0.448 |
| 2010년 | 858,990 | 0.368 | 0.228 | 5.654 | 2.512 | 0.444 |
| 2011년 | 902,880 | 0.374 | 0.236 | 5.813 | 2.530 | 0.435 |
| 2012년 | 957,220 | 0.371 | 0.235 | 5.644 | 2.470 | 0.438 |
| 2013년 | 1,015,740 | 0.374 | 0.239 | 5.667 | 2.498 | 0.441 |
| 2014년 | 1,088,890 | 0.388 | 0.259 | 6.484 | 2.585 | 0.399 |
| 2015년 | 1,166,220 | 0.386 | 0.259 | 6.281 | 2.552 | 0.406 |
| 2016년 | 1,260,270 | 0.379 | 0.249 | 6.126 | 2.506 | 0.409 |
| 2017년 | 1,352,230 | 0.376 | 0.245 | 6.246 | 2.480 | 0.397 |

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사.

〈표 5-1〉과 〈표 5-2〉는 국내 노동시장 내 임금분배구조 정보이다. 시간당 임금과 월임금을 기준으로 했을 때 2009년부터 2017년까지 노동시장 내 임금불평등 변화 추이가 다르게 분석되었다. 시간당 임금을 기준으로 하면 상대적으로 불평등 수준이 개선된 것으로 나타나는 반면에 월임금을 기준으로 분석했을 때는 노동시장 임금불평등이 심화된 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 개별 근로자의 노동시간 변화가 중요한 요인임을 상기시킨다. 이에 본 연구는 시간당 임금을 기준으로 한 경우와 월임금을 기준으로 한 경우 노동시장 내 임금불평등 수준, 임금분배구조에 최저임금이 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴본다.

분석에는 홍민기(2018)가 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향에 대한 연구에서 활용했던 방법을 이용한다. 이와 같이 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석 방법을 이용해 최저임금 인상이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한 연구로는 이정민·황승진(2018)이 있다. 이들은 이정민·황승진(2016)의 연구 방법을 최저임금이 노동시장 내 임금불평등에 미치는 영향의 분석에 활용하였다.

본 연구와 이정민·황승진(2018)의 차이는 분석에 활용하는 표본의 단위에 있다. 한국의 최저임금제도는 국내 모든 근로자를 대상으로 한다는 점에서 주별로 최저임금 수준이 책정되는 미국과 다르다. 이와 같은 국내 최저임금제도의 특성은 최저임금 인상이 노동시장에 미치는 영향 분석을 어렵게 만드는 요인 중 하나이다. 그러므로 최근의 최저임금 인상의 효과 관련 연구는 최저임금 적용률을 주로 활용하였다. 이정민·황승진(2018)은 이정민·황승진(2016)과 마찬가지로 인구사회적 집단을 통해 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 분석하였다.

이와 달리 본 연구는 이정민·황승진(2016)의 표본 집단 선택에 대한 홍민기(2018)의 문제제기를 고려해 산업을 개별 표본 단위로 하여 산업별 최저임금 적용률을 구하고 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 분석한다. 즉, 고용형태별 근로실태조사를 이용해 한국표준산업분류 중분류 수준의 산업 단위 패널 자료를 구성하고 각 산업의 최저임금 적용률과 함께 노동시장 내 임금분배구조에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수가 포함된 자료를 구축해 분석에 활용한다.

분석을 위한 기본적인 모형은 아래와 같다.

$$\ln(Y_{it}) = \beta \cdot MWR_{it} + \gamma \cdot X_{it} + e_{it}$$

이때 i 는 산업, t 는 연도를 의미한다. Y_{it} 는 종속변수로 노동시장 내 임금 불평등과 관련된 변수이다. 여기서는 산업별 상대적 저임금 근로자(전체 노동시장 내 중위임금의 3분의 2 수준 이하) 비중, 임금불평등 정도를 나타내는 지니계수 등을 종속변수로 하여 최저임금 인상의 효과를 분석한다. 종속변수는 변화율을 측정하기 위해 로그 변환한 값을 이용한다.

독립변수로 이용되는 MWR_{it} 는 해당 연도 해당 산업의 최저임금 영향률이며 X_{it} 는 노동시장 내 임금불평등에 영향을 미칠 수 있는 산업별 특성과 관련된 성별 구성, 연령대별 구성, 교육 수준별 구성, 평균 근속연수, 사업체 규모별 종사자 구성, 직종 구성, 정규직 근로자 비중, 노동조합 가입 근로자

비중 등의 변수이다. 최저임금 영향률 외 변수는 노동시장 내 임금불평등에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하기 위해 분석에 포함되었다. 각 산업의 최저임금 영향률은 직전 연도 각 산업에 종사하고 있는 전체 임금근로자 중 시간당 임금 기준으로 당해 연도 최저임금에 못 미치는 임금을 받는 임금근로자 비중으로 계산하였다.

최저임금 인상이 노동시장 내 임금불평등에 미치는 영향 분석에는 앞서 이야기한 바와 마찬가지로 고용형태별 근로실태조사를 이용해 구축한 산업별 패널 자료를 이용한다. 2009년부터 2017년까지 균형 패널 자료를 바탕으로 패널 고정효과 모형과 Bai(2009)의 고정효과 상호작용 모형을 활용해 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 분석한다.

패널 고정효과 모형은 관측되지 않는 산업의 고유 특성을 통제할 수 있다는 장점을 지닌다. 다양한 독립변수가 포함된 패널 고정효과 모형은 분석에 포함된 변수를 통해 각 산업의 특성을 통제함과 동시에 관측되지 않는 각 산업의 고유한 특성을 통제하고 최저임금 인상이 임금분배구조에 미치는 영향을 분석할 수 있도록 한다.

고정효과 상호작용 모형은 산업별로 각기 다른 추세적 특성을 통제할 수 있다는 점에서 최근 다양한 분석에 활용되고 있다. 본 연구에서는 분석 모형에 포함된 독립변수를 이용해 통제할 수 있는 노동시장의 임금분배구조에 영향을 미칠 수 있는 요인 외 관측되지 않는 연도별 각 산업에 공통적인 충격과 그에 따른 각 산업의 각기 다른 이질적인 반응을 통제하는 데 고정효과 상호작용 모형을 이용한다.

제4절 분석 결과

본 연구는 실증분석을 통해 최저임금의 인상이 노동시장 임금분배구조에 미친 영향을 살펴본다. <표 5-3>은 최저임금 인상이 저임금 근로자의 비중에서 어떤 영향을 미치는가를 분석한 결과이다. 이때 저임금 근로자는 중위 임금의 3분의 2 수준보다 낮은, 상대적으로 저임금을 받는 근로자를 의미한다. <표 5-3>에서는 시간당 임금을 기준으로 저임금 근로자를 계산하였고 최저임금 인상이 이처럼 상대적으로 낮은 임금을 받는 근로자의 비중에서 미치는 영향을 분석하였다.

종속변수로는 저임금 근로자 비중을 사용하였으며 독립변수로는 최저임금 영향률과 함께 산업별 남성 비중, 연령대 비중 등 인적 구성 변수와 교육 수준 비중, 평균 근속연수 등 인적자본 수준 변수, 사업체 규모별 비중, 직종별 비중, 정규직 비중, 노동조합 유무 등 사업체 및 노동시장 특성과 관련된 비중 등을 사용하였다. 최저임금 영향률 외 다른 변수는 통제변수로, 다른 특성이 통제되었을 때 최저임금 인상이 노동시장 내 저임금 근로자 비중에서 미치는 영향을 분석하고자 하였다.

<표 5-3>에서 모형(1)과 모형(2)는 각각 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형을 이용했을 때의 분석 결과이다. 패널 고정효과 모형의 경우 이상의 독립변수에 따라 통제되는 특성 외에도 각 산업의 관측되지 않는 고유의 특성을 통제해 분석한다는 장점을 지닌다. 고정효과 상호작용 모형은 이와 같은 패널 고정효과 모형의 이점을 지니면서 연도별 각 산업에 미치는 공통적 충격과 이에 따른 각 산업의 상이한 반응까지 통제할 수 있다는 점에서 두 모형 모두를 이용해 실증분석을 수행하였다.

분석 결과에 따르면 최저임금 인상은 시간당 임금을 기준으로 저임금 근로자 비중을 줄이는 역할을 하는 것으로 나타났다. 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형 모두에서 최저임금 영향률은 시간당 임금 기준 저임금 근로자의 비중에서 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 최저임금 인상이 한 시간의 동일 노동에 차별적으로 낮은 대우를 받는 근

로자를 줄이는 기능을 한 것이다.

<표 5-3> 최저임금 인상이 저임금 근로자(시간당 임금 기준) 비중에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형 (1) | 모형 (2) |
|------------------|-------------------|-----------|-----------|
| 최저임금 영향률 | | -0.057*** | -0.080*** |
| 남성 비중 | | -0.204 | 0.672 |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | 3.285 | -0.529 |
| | 30대 비중 | 1.168 | -1.150 |
| | 40대 비중 | 2.756 | -0.135 |
| | 50대 비중 | 1.211 | -0.307 |
| | 60세 이상 비중 | -1.814 | -1.886 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | -0.255 | -0.433 |
| | 전문대졸 | -2.142*** | -0.535 |
| | 4년제대졸 | -0.705 | 1.240* |
| | 대학원졸 | 0.100 | 1.046 |
| 평균 근속연수 | | 0.000 | -0.004* |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.333 | -1.401*** |
| | 30인 이상 100인 미만 | -0.462 | -0.428 |
| | 100인 이상 300인 미만 | -0.508 | -1.519*** |
| | 300인 이상 | -0.699* | -0.671* |
| 직종별 비중 | 관리자 | 1.063 | -6.720*** |
| | 전문가 및 관련 종사자 | -1.345** | -2.575*** |
| | 사무종사자 | -2.837*** | -2.191*** |
| | 서비스종사자 | -2.159*** | -2.905*** |
| | 판매종사자 | -1.182 | -2.158*** |
| | 농림어업숙련종사자 | -1.010 | -0.286 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | -1.145** | -1.170*** |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | 0.154 | -0.429 |
| 정규직 비중 | | -1.662*** | -1.287*** |
| 노조가입 비중 | | 0.326 | -0.334 |

주: *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

최저임금 인상은 시간당 임금 기준 저임금 근로자 비중을 감소시켜 노동시장 내 임금분배구조 개선에 긍정적인 영향으로 분석되었지만 이와 같은 분석 결과가 월임금 수준에서도 동일한 결과를 담보하지는 않는다. 3절에서 본 바와 같이 시간당 임금과 월임금의 임금분배구조에 차이가 존재하기 때문이다. 시간당 임금이 상승하더라도 노동시간이 줄어들 경우 월임금은 크게 감소할 수 있다.

이를 고려해 본 연구는 최저임금 인상이 월임금을 기준으로 했을 때의 저임금 근로자 비중에 미치는 영향도 분석하였다. <표 5-4>는 월임금을 기준으로 중위임금의 3분의 2 수준에 미치지 못하는 임금근로자를 저임금 근로자로 보고 그들의 비중을 종속변수로 하는 분석을 통해 최저임금이 월임금을 기준으로 저임금 근로자 비중에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

분석에서 독립변수로는 앞서와 마찬가지로 최저임금 영향률과 함께 각 산업의 인적 구성 관련 변수와 인적자본 수준 관련 변수, 사업체 및 노동시장 특성과 관련된 비중 변수를 이용하였다. <표 5-4>에서 역시 모형(1)은 패널 고정효과 모형을 이용한 분석 결과이며 모형(2)는 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상이 월임금 기준 저임금 근로자 비중에 미치는 영향을 분석한 것이다.

분석 결과에 따르면 월임금을 이용해 저임금 근로자를 구분하는 경우에도 최저임금 인상은 저임금 근로자 비중 감소에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 최저임금 영향률은 패널 고정효과 모형을 이용한 모형(1)과 고정효과 상호작용 모형을 이용한 모형(2) 모두에서 저임금 근로자의 비중에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이와 같은 분석 결과는 최저임금 인상이 동일한 시간의 노동에 대해 낮은 수준의 임금을 받는 근로자를 줄이는 한편 월임금 수준에서도 낮은 임금을 받는 근로자를 줄이는 데에도 효과적인 제도적 방안일 수 있음을 나타낸다.

월임금 기준 저임금 근로자 비중의 감소는 임금소득이 가구소득에서 차지하는 비중이 큰 현실을 고려할 때 최저임금 인상이 임금불평등뿐만 아니라 가계 소득 수준에서 저소득, 빈곤 가구의 비중 축소에도 긍정적인 영향을 미칠 수

있음을 의미한다. 이는 사회 전반의 빈곤 문제 해결과 관련해 다른 정책과 함께 최저임금제도 역시 긍정적인 기여를 할 수 있음을 보여준다.

<표 5-4> 최저임금 인상이 저임금 근로자(월임금 기준) 비중에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형1 | 모형2 |
|------------------|-------------------|-----------|-----------|
| 최저임금 영향률 | | -0.065*** | -0.050*** |
| 남성 비중 | | -0.932 | 0.025 |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | 2.704 | -2.110 |
| | 30대 비중 | 1.130 | -2.349 |
| | 40대 비중 | 2.011 | -1.127 |
| | 50대 비중 | 0.727 | -2.386 |
| | 60세 이상 비중 | -0.305 | -3.387 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | 0.367 | -0.333 |
| | 전문대졸 | -2.715*** | -0.075 |
| | 4년제대졸 | -1.557** | 1.067 |
| | 대학원졸 | -0.257 | 1.437 |
| 평균 근속연수 | | 0.000 | 0.000 |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.216 | -1.035*** |
| | 30인 이상 100인 미만 | -0.390 | -0.929*** |
| | 100인 이상 300인 미만 | -0.663 | -1.800*** |
| | 300인 이상 | -0.947** | -1.593*** |
| 직종별 비중 | 관리자 | 0.389 | -4.792*** |
| | 전문가 및 관련 종사자 | -1.275* | -1.961*** |
| | 사무종사자 | -2.523*** | -2.035*** |
| | 서비스종사자 | -0.263 | -2.084*** |
| | 판매종사자 | -0.270 | -1.294* |
| | 농림어업숙련종사자 | -1.258 | -1.262 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | -2.177*** | 0.338 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | -0.549 | -0.468 |
| 정규직 비중 | | -1.910*** | -1.877*** |
| 노조가입 비중 | | 0.058 | 0.698 |

주: *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

〈표 5-5〉 최저임금 인상이 지니계수(시간당임금 기준)에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형1 | 모형2 |
|------------|-------------------|-----------|----------|
| 최저임금 영향률 | | -0.005 | -0.014** |
| 남성 비중 | | -0.227* | -0.048 |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | -1.042* | -1.346* |
| | 30대 비중 | -1.268** | -1.019 |
| | 40대 비중 | -1.514*** | -1.366* |
| | 50대 비중 | -1.193** | -1.255* |
| | 60세 이상 비중 | -2.307*** | -0.795 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | 0.150 | 0.304* |
| | 전문대졸 | 0.110 | 0.592** |
| | 4년제대졸 | 0.145 | 0.516** |
| | 대학원졸 | 0.205 | 0.817*** |
| 평균 근속연수 | | 0.002*** | 0.002** |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.068 | 0.050 |
| | 30인 이상 100인 미만 | -0.229** | -0.090 |
| | 100인 이상 300인 미만 | -0.291*** | -0.237** |
| | 300인 이상 | -0.068 | 0.054 |
| 직종별 비중 | 관리자 | 0.823** | 0.350 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | -0.088 | -0.248 |
| | 사무종사자 | -0.303** | -0.328** |
| | 서비스종사자 | -0.104 | -0.309 |
| | 판매종사자 | -0.243 | -0.390* |
| | 농림어업숙련종사자 | -0.257 | -0.408 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | -0.201* | -0.034 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | -0.186* | -0.082 |
| 정규직 비중 | | -0.335*** | -0.169* |
| 노조가입 비중 | | 0.003 | -0.038 |

주. *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

노동시장의 전반적인 임금분배구조, 임금불평등에 최저임금 제도가 미치는 영향에 대한 분석을 위해서는 지니계수를 이용한다. 불평등 수준을 나타내는

대표적인 지표 중 하나인 지니계수는 기존의 많은 연구에서도 노동시장 내 임금불평등 관련 분석에 사용되었다. <표 5-5>는 시간당 임금을 이용해 산업별 지니계수를 계산하고 그것을 종속변수로 하여 최저임금 인상이 시간당 임금 기준으로 노동시장 내 임금불평등 수준에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

독립변수로는 최저임금 영향률과 함께 각 산업의 인적 구성 관련 변수와 인적자본 수준 관련 변수, 사업체 및 노동시장 특성과 관련된 비중 변수를 사용하였다. 또한 모형(1)은 패널 고정효과 모형을 이용한 분석이며 모형(2)은 고정효과 상호작용 모형을 이용해 최저임금 인상이 시간당 임금을 기준으로 계산된 지니계수에 미치는 영향을 분석한 것이다.

<표 5-5>의 분석 결과에 따르면 최저임금 인상은 노동시장 내 시간당 임금의 불평등 개선에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 패널 고정효과 모형을 이용한 분석에서는 최저임금 영향률이 시간당 임금 지니계수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었지만 분석에 사용된 통제변수, 관측되지 않는 각 산업의 고유한 특성, 관측되지 않는 연도별 각 산업의 공통 충격과 이에 따른 이질적인 각 산업의 반응을 통제한 고정효과 상호작용을 이용한 분석에서는 최저임금 영향률이 시간당 임금 지니계수에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났기 때문이다.

지니계수는 0에 가까울수록 평등하고 1에 가까울수록 불평등함을 의미한다. 그러므로 이상의 분석 결과는 최저임금 인상이 노동시장 내 시간당 임금을 기준의 임금불평등을 개선할 가능성이 있음을 나타낸다. 최저임금 인상에 따라 시간당 임금이 낮은 근로자의 임금이 상승되면 전체 노동시장 내 시간당 임금의 불평등 수준은 완화될 수 있다. 이와는 반대로 패널 고정효과 모형을 이용한 분석 결과는 최저임금 인상이 노동시장 내 불평등을 개선하지 못하고 저임금 근로자의 임금 수준만 상승시키는 역할을 하는 데 그칠 수도 있음을 보여준다. 하지만 그 경우에도 최저임금 인상이 노동시장 내 임금불평등을 심화시키는 역할은 하지 않는 것으로 분석되었다.

〈표 5-6〉 최저임금 인상이 지니계수(월임금 기준)에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형1 | 모형2 |
|------------|-------------------|-----------|-----------|
| 최저임금 영향률 | | -0.010** | -0.008* |
| 남성 비중 | | -0.171 | 0.283* |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | -0.056 | -0.216 |
| | 30대 비중 | -0.284 | -0.256 |
| | 40대 비중 | -0.331 | -0.303 |
| | 50대 비중 | -0.020 | -0.448 |
| | 60세 이상 비중 | -0.483 | -0.269 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | 0.472*** | 0.139 |
| | 전문대졸 | 0.195 | -0.125 |
| | 4년제대졸 | 0.546*** | 0.019 |
| | 대학원졸 | 0.454** | 0.036 |
| 평균 근속연수 | | 0.000 | 0.001 |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.164** | -0.152 |
| | 30인 이상 100인 미만 | -0.106 | -0.326*** |
| | 100인 이상 300인 미만 | -0.224** | -0.489*** |
| | 300인 이상 | 0.027 | -0.300*** |
| 직종별 비중 | 관리자 | 0.996** | 0.390 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | 0.002 | 0.040 |
| | 사무종사자 | 0.091 | 0.119 |
| | 서비스종사자 | 0.118 | -0.064 |
| | 판매종사자 | 0.137 | -0.035 |
| | 농림어업숙련종사자 | 0.078 | -0.082 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.042 | 0.193 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | 0.063 | 0.185 |
| 정규직 비중 | | -0.590*** | -0.361*** |
| 노조가입 비중 | | 0.089 | 0.071 |

주. *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

최저임금 인상은 월임금의 불평등 구조에도 영향을 미칠까? 〈표 5-6〉은 월임금으로 구한 산업별 지니계수를 종속변수로 하여 최저임금 인상이 노동시

장 내 월임금의 불평등 구조를 개선시킬 수 있는가를 분석한 결과이다. 이 분석에서 독립변수로는 최저임금 영향률과 함께 이상에서도 사용되었던 각 산업의 인적 구성 관련 변수와 인적자본 수준 관련 변수, 사업체 및 노동시장 특성과 관련된 비중 변수를 활용했다. 모형(1)은 패널 고정효과 모형을 이용한 분석, 모형(2)는 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석 결과이다.

월임금으로 분석한 결과 최저임금 인상은 노동시장 내 임금불평등 상황을 개선시킬 수 있는 것으로 나타났다. 패널 고정효과 모형을 이용한 모형(1)의 분석 결과와 고정효과 상호작용 모형을 이용한 모형(2)의 분석 결과에서 모두 최저임금 영향률은 월임금을 이용해 계산한 지니계수에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미침을 확인할 수 있다. 이는 기본적으로 시간당 임금 수준을 규제하는 최저임금 인상이 노동시장 내 월임금 분배구조 개선에도 기여함을 나타낸다.

최저임금 인상이 월임금을 기준으로 한 노동시장 내 임금불평등 수준을 개선시킬 수 있다는 것은 최저임금 인상이 노동시장의 임금불평등뿐만 아니라 사회 전체의 소득불평등 개선에서도 중요한 기여를 할 수 있음을 가리킨다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 월임금은 실제 근로자가 사용자에게서 받는 임금소득으로 가구소득의 중요한 부분을 차지하기 때문이다. 월임금의 불평등 수준 개선은 가구 수준의 소득불평등 및 양극화 문제를 완화하는 데 중요하다.

최저임금은 노동시장 내에 존재하는 특정 집단 간 임금격차를 줄임으로써 노동시장 내 임금불평등 문제 개선에 기여할 수 있다. 최저임금 인상으로 저임금 근로자의 임금이 상승하면 상대적으로 저임금을 받는 근로자가 많은 집단과 그렇지 않은 집단 사이의 임금격차가 줄어들 수 있기 때문이다. 이에 노동시장 내 존재하는 여러 가지 임금불평등 양상 중 하나인 성별 임금격차의 개선에 최저임금 인상이 미치는 영향을 살펴본다. 앞서 살펴본 바와 같이 국내 노동시장의 성별 임금격차는 이전보다 완화되었지만 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. 따라서 위와 동일한 분석 방법을 활용하여 최저임금 인상이 성별 임금격차 개선에 미치는 영향을 분석한다.

<표 5-7> 최저임금 인상이 성별 임금격차(시간당임금 기준)에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형1 | 모형2 |
|------------|-------------------|-----------|---------|
| 최저임금 영향률 | | 0.007 | 0.016** |
| 남성 비중 | | 0.211 | 0.280* |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | -0.622 | -0.230 |
| | 30대 비중 | -0.760 | -0.499 |
| | 40대 비중 | -0.941* | -0.486 |
| | 50대 비중 | -0.244 | -0.271 |
| | 60세 이상 비중 | -0.454 | -0.511 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | -0.122 | -0.252 |
| | 전문대졸 | 0.234 | 0.231 |
| | 4년제대졸 | 0.502*** | -0.091 |
| | 대학원졸 | 0.365 | -0.312 |
| 평균 근속연수 | | -0.001 | 0.000 |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.096 | 0.111 |
| | 30인 이상 100인 미만 | 0.073 | 0.045 |
| | 100인 이상 300인 미만 | 0.048 | 0.130 |
| | 300인 이상 | 0.001 | -0.053 |
| 직종별 비중 | 관리자 | -0.923** | -0.548 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | -0.234 | 0.325* |
| | 사무종사자 | -0.285* | 0.135 |
| | 서비스종사자 | -0.410*** | 0.275 |
| | 판매종사자 | 0.062 | 0.301 |
| | 농림어업숙련종사자 | 0.344 | 0.321 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.142 | -0.088 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | 0.098 | 0.077 |
| 정규직 비중 | | 0.119 | -0.094 |
| 노조가입 비중 | | -0.053 | 0.007 |

주. *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

〈표 5-8〉 최저임금 인상이 성별 임금격차(월임금 기준)에 미치는 영향

| 구 분 | | 모형1 | 모형2 |
|------------------|-------------------|-----------|-----------|
| 최저임금 영향률 | | 0.013*** | 0.004 |
| 남성 비중 | | 0.130 | 0.344** |
| 연령대 비중 | 20대 비중 | -0.329 | 1.118 |
| | 30대 비중 | -0.563 | 0.729 |
| | 40대 비중 | -0.716 | 0.262 |
| | 50대 비중 | -0.080 | 0.318 |
| | 60세 이상 비중 | -0.555 | -0.183 |
| 교육 수준 비중 | 고졸 | 0.142 | -0.140 |
| | 전문대졸 | 0.606*** | -0.123 |
| | 4년제대졸 | 0.671*** | -0.222 |
| | 대학원졸 | 0.498** | 0.301 |
| 평균근속연수 | | 0.000 | 0.003*** |
| 사업체 규모별 비중 | 5인 이상 30인 미만 | 0.045 | 0.035 |
| | 30인 이상 100인 미만 | -0.017 | 0.001 |
| | 100인 이상 300인 미만 | 0.022 | -0.071 |
| | 300인 이상 | -0.027 | -0.173 |
| 직종별 비중 | 관리자 | -1.485*** | -1.759*** |
| | 전문가 및 관련 종사자 | -0.278* | -0.449** |
| | 사무종사자 | -0.333** | -0.278 |
| | 서비스종사자 | -0.389** | -0.628*** |
| | 판매종사자 | -0.171 | -0.651** |
| | 농림어업숙련종사자 | 0.242 | 0.471 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.030 | -0.122 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | -0.058 | -0.115 |
| 정규직 비중 | | 0.222*** | -0.027 |
| 노조가입 비중 | | -0.086 | -0.132 |

주. *** 는 99%, ** 는 95%, * 는 90%의 통계적 유의성을 만족함을 의미함.

〈표 5-7〉은 시간당 임금을 기준으로 성별 임금격차에 최저임금 인상이 미치는 영향을 분석한 결과이며 〈표 5-8〉은 월임금을 기준으로 성별 임금격차에 최저임금이 미치는 영향을 분석한 결과이다. 이때 성별 임금격차는 남성 대비 여성 임금 수준으로 계산해 종속변수로 활용하였다.

〈표 5-7〉과 〈표 5-8〉에서 보듯이 최저임금 인상은 성별 임금격차 개선에도 일부 효과가 있는 것으로 분석되었다. 산업의 공통적인 충격과 그에 따른 이질적 반응까지 통제한 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석에서 최저임금 인상은 시간당 임금 기준 성별 임금격차의 완화에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 월임금 기준 성별 임금격차의 개선에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 여성의 노동시간이 남성보다 짧고 시간제 근로자의 비중이 높아지는 것과 관계가 있을 것이다.

최저임금 인상은 저임금 근로자의 임금을 상승시켜 노동시장 내 전반적인 임금불평등을 완화하는 데 기여할 뿐만 아니라 특정 집단 간 임금격차 같은 임금분배구조 문제를 개선하는 역할도 수행할 수 있음을 보여준다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 물론 최저임금 인상 수준이 저임금 근로자를 노동시장 밖으로 내몰 정도로 매우 높으면 문제가 될 수 있다. 하지만 적절한 수준의 최저임금 인상은 저임금 근로자의 상대적 임금 상승을 가져와 노동시장 내 임금불평등과 양극화 문제를 개선하는 동시에 저임금 근로자가 많은 취약한 근로자 집단의 임금을 증가시켜 집단 간 임금불평등 완화에도 기여할 수 있다.

제5절 소결

이상의 분석에 따르면 최저임금의 상승은 노동시장 내 임금 구조에 영향을 미치는 한편 노동시장 내 임금불평등 문제 완화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 최저임금 인상은 시간당 임금 기준 저임금 근로자를 줄이는 효과가 있을 뿐만 아니라 월임금 기준 저임금 근로자를 줄이는 효과도 있음을 보여준다. 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석에서 최저임금은 시간당 임금 기준 저임금 근로자와 월임금 기준 저임금 근로자 비중에 모두 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 동일한 한 시간의 노동에 대해 낮은 수준의 임금을 받는 차별적 관행의 시정과 저임금 근로자의 소득 수준 개선에 최저임금이 도움을 줄 수 있음을 가리킨다.

대표적인 불평등 지수 중 하나인 지니계수를 이용한 분석에서는 최저임금 인상이 시간당 임금과 월임금의 분배구조 개선에 기여할 수 있는 것으로 나타났다. 시간당 임금 기준 지니계수와 월임금 지니계수를 종속변수로 한 분석에서 모두 최저임금 인상은 이에 부(-)의 영향을 미쳤다. 이와 같은 분석 결과는 최저임금 인상이 노동시장 내 임금 불평등을 완화하는 역할을 할 수 있음을 의미한다.

또한 성별 임금격차와 관련한 분석에서 최저임금 인상은 상대적으로 낮은 여성 임금근로자의 임금을 상승시킴으로써 동일한 한 시간의 노동에 대한 성별 격차 완화에도 기여할 수 있음을 확인하였다. 이러한 분석 결과는 근로자를 노동시장 밖으로 내몰지 않는 적절한 수준의 최저임금 인상이 노동시장 내 전반적인 임금분배구조 개선에 기여할 뿐만 아니라 상대적으로 저임금 근로자가 많은 임금 취약 집단의 임금 수준을 상승시켜 성별 임금격차 같은 특정 집단 간 임금불평등 문제를 해결하는 데도 도움을 줄 수 있음을 의미한다.

본 연구는 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널 고정효과 모형과 함께 홍민기(2018), Totty(2015) 등이 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석에서 사용한 바 있는 고정효과 상호작용 모형을 이용하였다. 패널 고정효과 모형은 통제변수와 관련된 특성과 함께

산업 고유의 미관측 특성을 통제하는 방법이며, 고정효과 상호작용 모형은 이와 함께 연도별 산업에 미치는 공통적 충격과 그에 따른 각 산업의 이질적 반응까지도 통제하는 방법이다. 분석 결과는 최저임금 인상이 임금분배구조에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 가리키며, 최저임금제도가 노동시장 내 임금 불평등 개선과 저임금 근로자의 생계 안정이라는 최저임금법에서 명시된 목적에 부합하는 역할을 하고 있음을 보여준다.

장기적으로 최저임금제도의 이와 같은 역할은 국내 노동시장의 인력수급에도 영향을 미치는 요인이 될 것이다. 저임금 일자리 비중 감소, 저임금 근로자가 받는 동일한 시간당 임금 기준 불평등 완화 및 월임금 기준 불평등 완화 등은 더 많은 노동력의 노동시장 참여를 촉진함으로써 노동공급 증대라는 결과를 가져올 수 있기 때문이다. 특히 임금 수준이 낮기 때문에, 또는 노동시장에서 받게 되는 임금불평등 때문에 노동시장에 참여하지 않고 있는 청년층과 여성의 노동시장 참여에 긍정적인 역할을 할 것으로 판단된다. 나아가 OECD(2014)의 주장처럼 소득불평등의 완화가 경제 성장에 정(+)의 영향을 미친다면 최저임금 인상에 따른 노동시장 내 임금불평등 개선은 소득불평등 완화로 이어져 경제성장과 이에 따른 인력수요 증대에도 긍정적인 역할을 할 수 있다.

하지만 이와 같은 분석 결과의 내용을 좀더 명확하게 밝히기 위해서는 추가적인 연구가 지속되어야 할 것으로 보인다. 본 연구는 2009년부터 2017년까지 고용형태별 근로실태 자료를 이용하여 상대적으로 최저임금의 인상폭이 컸던 2018년은 분석에 포함되지 않았으므로 급격한 최저임금 인상도 동일한 효과를 거두는가는 추가적으로 분석할 필요가 있다. 그러나 이와 같은 한계에도 본 연구는 최저임금 인상이 전반적으로 국내 노동시장 내 임금분배구조 개선에 기여해 왔음을 보여주는 분석 결과로 중요한 의미를 지닌다고 생각된다.

제6장

최저임금이 실업급여 분포와 재고용에 미치는 영향

제1절 서론

2018년 최저임금은 시간당 7,530원으로 전년 대비 16.4% 인상되었다. 이러한 인상폭은 2017년의 7.3%에 비해 두 배 이상의 높은 인상률이다. 일찍이 최저임금과 실업급여 제도는 소득재분배 기능을 수행하고, 이러한 역할은 사회적 후생을 증진하는 것으로 알려져 있다(Marceau and Boadway, 1994). 우리나라의 실업급여 제도는 최저임금과 연동되기 때문에 최저임금의 급격한 상승은 실업급여의 지급액 규모나 구직행위의 행위를 변화시킬 수 있다.

기본적으로 실업급여는 이직 전 3개월 평균임금의 50%를 90~240일 지급한다. 평균임금이 너무 적거나 많은 집단에는 하한액과 상한액을 설정하게 되는데 이때 하한액 설정은 최저임금의 90%로 정하도록 되어 있다. 최저임금 미만 집단은 물론이고 평균임금의 50%가 하한액 이하에 포함되는 집단 역시 하한

액을 적용하게 된다.

최저임금이 상승하면 하한액 적용자가 증가하는데, 이러한 저임금 구간의 전직 실업자는 과거에 비해 더 높은 실업급여액을 수령하게 된다.

최저임금이 크게 상승하면 비 경제활동집단이 노동시장에 참여하는 유인이 발생할 수 있다. 즉, 저임금 일자리가 이전에 비해 높은 임금을 보전 받을 수 있고 일정 조건이 만족되면 일정 기간 과거에 비해 더 높은 수준의 실업급여를 수급할 수 있다는 것이다.

또한 최저임금 상승은 기존의 임금 수준과 실업 후 구직활동 기간에 수급하는 실업급여의 차이가 좁아지게 하는 효과가 있다. 따라서 최저임금 상승은 노동시장 참여자 특히 저임금 집단 참여자의 재취업확률을 높일 가능성이 있다. 왜냐하면 그것이 비록 단기적이고 저임금 일자리라 하더라도 취업 경험을 통해 실직 후에도 인상된 최저임금 수준의 급여를 연이어 수급할 수 있기 때문이다. 이와 같이 실업급여 수준 인상으로 노동공급의 변화를 초래하거나 실업자의 재고용을 촉진하는 효과는 자격효과(Entitlement effect)로 불리기도 한다.

본고에서 살피고자 하는 내용은 두 가지이다. 첫째는 어느 정도의 규모가 인상된 최저임금에 따른 하한액 상승 혜택을 보는가에 관한 검토이다. 즉, 최저임금 인상에 따라 실업급여의 하한액 적용자 규모의 변화를 검토한다.

둘째는 재고용 효과를 살핌으로써 저임금 취업자의 재고용이 증가하는가에 관한 검토이다. 재고용 효과를 분석하기 위해서 2018년과 2017년의 자료를 이용하여 연도별 계수변화를 비교하는 방식을 취하였다.

분석 자료는 이직일을 기준으로 2017년 1월에서 같은 해 10월까지의 자료와 2018년 1월에서 같은 해 10월까지의 실업급여 신청자 자료이다. 이들 자료와 고용보험 취업자 데이터베이스를 연결하여 재고용 유무를 살펴보았다. 동일한 조건의 비교를 위해 2017년의 재고용 최대 기간을 2018년과 같은 10월까지로 제한하였음을 밝혀둔다.

제2절 최저임금 상승과 실업급여 수급액 변화

최저임금이 상승하면 그에 따라 실업급여의 하한액이 높아진다. 이럴 경우 기존의 실업급여 50% 수령자 집단의 일부가 하한액 범위로 포함되고, 기존 최저임금의 90% 수령자는 더 높은 실업급여액을 수령하게 된다. 이렇듯 최저임금과 실업급여 하한액이 연동되기 때문에 최저임금의 변화가 곧 실업급여액의 분포를 변화시키는 것이다.

〈표 6-1〉 실업급여 적용 구간 분포

(단위: 천 명, %)

| | | 하한액 적용 | 50% 적용 | 상한액 적용 | 전체 |
|------|--------|---------------------|---------|----------|---------------|
| 2017 | 최저임금이상 | 271(83.8) [67.2] | 8(2.5) | 44(13.7) | 323 [71.0] |
| | 최저임금미만 | 132 [32.8] | - | - | 132 [29.0] |
| | 전체 | 403(88.5) | 8(1.8) | 44(9.7) | 455 |
| 2018 | 최저임금이상 | 229(69.5) [55.9] | 23(6.9) | 78(23.6) | 330 [64.6] |
| | 최저임금미만 | 181 [44.1] | - | - | 181 [35.4] |
| | 전체 | 410(80.3) | 23(4.5) | 78(15.3) | 510 |

주: () 안은 가로 비율, [] 안은 세로 비율.

〈표 6-1〉은 2017년과 2018년의 연도별 실업급여액 분포를 이직일 기준 각 연도 10월까지의 자료를 활용하여 보여주고 있다. 최저임금이 6,470원인 2017년에는 이전 직장의 임금 수준이 최저임금 미만인 비중이 29%이며 최저임금이 7,530원인 2018년에는 이전 직장의 임금 수준이 최저임금 미만인 비중이 35.4%에 달한다. 최저임금 미만자 비중이 높아진 것은 기업의 경영상 이유도 있겠지만 실업급여 제도의 변경이 이직일 기준이므로 2018년 이전에 퇴직한

실직자도 다수 포함되기 때문이다.

2017년 하한액 적용자 비중은 88.5%이며 2018년에는 80.3%로 감소하였다. 반면에 실업급여 50% 적용자는 상한액 인상으로 소폭 증가한 것으로 나타났다.

하한액 적용자 중 최저임금 미만자가 차지하는 비중은 2017년 32.8%이며 2018년에는 44.1%로 증가하였다. 이와 같이 최저임금이 인상되면서 하한액 적용자 집단에서 최저임금 미만자가 포함하는 비중이 크게 상승하고 그 규모 역시 증가하였음을 알 수 있다.

<표 6-2> 실업급여 적용 구간 분포(최저임금 유지, 2018년 가정)

(단위: 천 명, %)

| | | 하한액 적용 | 50% 적용 | 상한액 적용 | 전체 |
|--------------|---------|---------------------|----------|-----------|---------------|
| 상한액 변동 가정 | 최저임금 이상 | 283(66.5) [76.8] | 65(15.2) | 78(18.3) | 425 [83.3] |
| | 최저임금 미만 | 85 [23.2] | - | - | 85 [16.7] |
| | 전체 | 368(72.1) | 65(12.7) | 78(15.3) | 510 |
| 상한액 유지 가정 | 최저임금 이상 | 283(66.5) [76.8] | 21(4.8) | 122(28.7) | 425 [83.3] |
| | 최저임금 미만 | 85 [23.2] | - | - | 85 [16.7] |
| | 전체 | 368(72.1) | 21(4.0) | 122(23.9) | 510 |

주: () 안은 가로 비율, [] 안은 세로 비율.

그렇다면 만약 최저임금이 인상되지 않고 유지되었다면 그 규모의 변화는 어떠한지 살펴보자.

최저임금이 유지되었음을 가정하는 경우 최저임금 미만이 차지하는 비중은 23.2%로 낮음을 알 수 있다. 상한액이 그대로 유지되었다면 상한액 적용자는 <표 6-2>의 15.3%에서 23.9%로 상승하게 됨을 확인할 수 있다.

2017년의 수급자에게 2018년의 최저임금을 적용하여 특정 구역의 수급자 규모의 변화를 살펴보자. <표 6-3>은 2017년에 2018년의 최저임금을, 2018년

자료에는 2017년의 최저임금을 적용하여 특정 수급자 집단의 변화를 살펴본 것이다. 예를 들어 2017년에 2018년의 최저임금을 적용하여 2017년 최저임금의 90%와 2018년 최저임금 적용의 90% 사이에 존재하는 집단은 2018년이 되었을 경우 하한액 적용자로 포함되는 예비 규모라 할 수 있다. 그 규모가 동일하게 유지된다고 가정하고 2018년에 적용할 경우 2017년 11.6%에서 2018년 8.2%로 감소한다. 해당 구간의 일부는 최저임금 인상으로 임금이 상승하여 더 넓어진 하한액 규모를 이탈하였기 때문에 비율이 감소한다. 다시 말해 예비 포함자 5만 3천 명 중 1만 명은 임금이 최저임금 인상과 함께 상승한 것으로 추론할 수 있다. 11.6% 중 8.2%p는 그대로 임금 인상이 최저임금과 동반되지 못하였기 때문에 해당 구역에 그대로 남게 되고 3.4%p의 규모는 임금 상승이 동반한 집단이라 할 수 있다.

이는 최저임금이 상승하면 최저임금 상위 구간의 일부는 임금이 동시에 상승하게 되는 효과가 있고, 그런 효과가 실업급여의 하한액 적용자 규모에서 이탈하게 되어 최저임금 하한액 적용자 규모는 증가하더라도 그 비중은 감소할 수 있다. 즉, <표 6-1>에서 보듯이 하한액 적용 규모는 소폭 늘었지만 적용 비중은 전체 실업급여 수급 규모 증가와 함께 줄어든 것을 알 수 있다.

<표 6-3> 최저임금 구간에서 규모의 변화

(단위 :천 명, %)

| | |
|--|-----------|
| 2017년 자료에 2018년 최저임금을 적용: 실업급여액이 2017년 최저임금의 90%와 2018년 최저임금의 90% 사이에 존재하는 수급자 | 52(11.6%) |
| 2018년 자료에 2017년 최저임금을 적용: 실업급여액이 2017년 최저임금의 90%와 2018년 최저임금의 90% 사이에 존재하는 수급자 | 42(8.2%) |

제3절 최저임금 상승과 재고용 효과

최저임금이 상승하게 되면 최저임금 적용자는 그만큼 더 많은 실업급여액을 받을 수 있다. 최저임금이 유의미하게 높이 상승한다면 실업자는 실업급여를 수급하고 난 후 곧바로 재취업을 할 유인이 상승한다. 왜냐하면 저임금 주변의 일자리라도 일정 기간 취업활동을 하면 취업 당시의 임금과 유사한 수준의 실업급여를 소정 급여일 동안 수령할 수 있기 때문이다. 이렇게 될 경우 재고용확률이 높아지게 된다.

<표 6-4> 성별, 연령별 재고용률

(단위 :천 명, %)

| | | 미취업 | 재취업 | 전체 | 재취업률 |
|------|--------|-----|-----|-----|------|
| 2017 | 남성 | 81 | 72 | 153 | 47.1 |
| | 여성 | 90 | 70 | 160 | 43.9 |
| | 30대 미만 | 25 | 29 | 53 | 54.0 |
| | 30대 | 42 | 34 | 75 | 44.8 |
| | 40대 | 34 | 36 | 70 | 51.3 |
| | 50대 이상 | 70 | 44 | 114 | 38.3 |
| | 전체 | 171 | 142 | 313 | 45.5 |
| 2018 | 남성 | 173 | 75 | 248 | 30.3 |
| | 여성 | 189 | 72 | 261 | 27.6 |
| | 30대 미만 | 55 | 30 | 85 | 35.0 |
| | 30대 | 76 | 33 | 109 | 30.4 |
| | 40대 | 75 | 38 | 113 | 33.6 |
| | 50대 이상 | 156 | 46 | 202 | 22.9 |
| | 전체 | 362 | 147 | 510 | 28.9 |

주: 재취업 관찰기간은 같은 해 10월까지임.

2018년의 재취업률은 28.9%로 재취업 규모는 2017년에 비해 소폭 증가하였지만 실업급여 수급자 급증으로 재취업률은 2017년 45.5%에 비해 크게 하락하였다. 전반적으로 재취업률이 하락한 가운데 남성의 재취업률이 여성보다

높게 나타나고 있으며 연령별로는 30대 미만 집단의 재취업률이 가장 높았다. 그 다음으로는 40대의 재취업률이 높게 나타나는 등 인적속성별 재취업률의 순서는 거의 동일한 것으로 나타났다.

<표 6-5> 집단별 재고용률

(단위 :천 명, %)

| | | 최저임금 이상 집단 | | | | 최저임금 미만집단 |
|------|------|------------|---------|---------|------|-----------|
| | | 하한액 적용자 | 50% 적용자 | 상한액 적용자 | 소계 | 하한액 적용자 |
| 2017 | 미취업 | 98 | 3 | 19 | 120 | 51 |
| | 재취업 | 91 | 2 | 12 | 106 | 37 |
| | 전체 | 189 | 5 | 31 | 226 | 88 |
| | 재취업률 | 48.1 | 42.7 | 39.9 | 46.9 | 41.8 |
| 2018 | 미취업 | 161 | 16 | 55 | 231 | 131 |
| | 재취업 | 68 | 7 | 23 | 98 | 49 |
| | 전체 | 229 | 23 | 78 | 329 | 180 |
| | 재취업률 | 29.8 | 31.5 | 29.7 | 29.9 | 27.2 |

재취업률을 실업급여 수급 분포를 통해 살펴보면 최저임금 이상 집단의 재취업률은 2018년 기준 29.9%로 최저임금 미만 집단의 27.2%에 비해 다소 높다.

최저임금 이상 집단 중 재취업률이 높은 집단은 2018년 기준 50% 적용자이며 다음으로 하한액과 상한액 적용자가 유사한 수준이다. 2017년의 하한액 적용자의 재취업률이 가장 높다는 점과는 다소 차이가 존재한다. 이런 점으로 미루어 본다면 2018년은 2017년에 비해 저임금 수급자의 재취업률이 상대적으로 낮아졌을 가능성이 높다.

간단한 모형을 통해 재취업률을 연도별로 비교한 자료가 <표 6-6>에 나타나 있다.

재고용확률 분석 결과를 2018년을 기준으로 살펴보면 남성이 여성보다 재취업확률이 높으며, 30대 미만 집단에 비해 40대의 재취업확률이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 또한 근속연수가 짧을수록 재취업확률이 높게 형성되고

있다. 근속연수가 짧을수록 재취업확률이 높은 것은 저임금 일자리일수록 재취업 가능성이 높고 이러한 일자리를 반복적으로 영위하는 집단이 다소 존재하기 때문이다.

<표 6-6> 재고용확률 분석

| | 2017 | | 2018 | |
|----------------|---------|--------|---------|--------|
| | Est. | P-val | Est. | P-val |
| 상수항 | -1.0674 | <.0001 | -1.4303 | <.0001 |
| 남성 | 0.4693 | <.0001 | 0.3831 | <.0001 |
| 30대 | -0.1953 | <.0001 | -0.0493 | 0.0003 |
| 40대 | 0.1629 | <.0001 | 0.1677 | <.0001 |
| 50대 이상 | -0.3362 | <.0001 | -0.2513 | <.0001 |
| 로그 근속 | -0.2507 | <.0001 | -0.1809 | <.0001 |
| 소정급여일수 90일 | 0.5643 | <.0001 | 0.7013 | <.0001 |
| 120일 | 0.4842 | <.0001 | 0.5607 | <.0001 |
| 150일 | 0.4872 | <.0001 | 0.4842 | <.0001 |
| 180일 | 0.4824 | <.0001 | 0.4286 | <.0001 |
| 210일 | 0.3216 | <.0001 | 0.2766 | <.0001 |
| 최저임금 이상*하한액 적용 | 0.1543 | <.0001 | -0.2711 | <.0001 |
| 최저임금 미만*하한액 적용 | -0.1635 | <.0001 | -0.4399 | <.0001 |
| 경영상 필요에 따른 퇴사 | 0.1943 | <.0001 | 0.186 | <.0001 |
| 계약 만료, 공사 종료 | 0.3931 | <.0001 | 0.266 | <.0001 |
| 10~50인 | 0.2796 | <.0001 | 0.1835 | <.0001 |
| 50~300인 | 0.3234 | <.0001 | 0.2448 | <.0001 |
| 300인 이상 | 0.2751 | <.0001 | 0.1093 | <.0001 |
| | 247,883 | | 387,150 | |

주: 이전 직장 업종 통제.

소정급여일수 240일을 기준으로 각 소정급여일 수 구간별 재취업확률은 소정급여일수가 짧을수록 높았다. 이는 근속연수가 짧을수록 재취업확률이 높다는 사실과 일맥상통한 해석이 가능하다.

이전 직장의 평균임금이 최저임금 이상이면서 하한액 적용자는 재취업확률이 그 외 집단에 비해 낮게 나타났으며 최저임금 미만이면서 하한액 적용자 집단 역시 재취업확률이 낮았다. 이런 결과는 2017년의 결과와 다소 다르다. 2017년의 경우 최저임금 이상이면서 하한액 적용자는 재취업확률이 높게 나타났다. 만약 실업급여의 자격 효과가 존재한다면 최저임금이나 하한액 적용자의 재취업확률이 높아져야 한다. 분석 결과 이와는 반대로 2018년에 들어서면서 오히려 이들 집단의 재취업률이 낮아져 실업급여의 자격 효과는 발견되지 않았다.

폐업이나 도산함으로써 발생한 이직 사유를 기준으로 보면 경영상 필요에 따른 퇴직이나 계약이 만료되어 비자발적으로 이직한 집단의 재취업확률이 일관되게 높게 형성되고 있다. 규모별로는 50~300인 규모에서 재취업확률이 가장 높고 다음으로 10~50인, 300인 이상의 순으로 나타났다.

다음으로 하한액 기준 하위 10%와 상위 10% 집단만을 선별하여 재고용 분석을 수행하였다. 하한액을 기준으로 집단이 구분되기 때문에 이 지점 근방의 통계적 차이는 유의미한 해석을 부여할 수 있다.

분석 결과 2018년과 2017년 모두 유의 수준 5%로, 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이는 하한액의 기준으로 구분되는 인접집단은 재취업확률에 크게 영향을 받지 않는다는 점을 나타낸다. 즉, 하한액의 상승이 재취업확률을 높이지는 않는다는 점을 암시하고 있다.

그 외의 결과는 앞서 분석한 <표 6-6>의 결과와 유사하게 나타났다.

<표 6-7> 재고용확률 분석(하한액 인접집단 비교)

| | 2017년 | | 2018년 | |
|------------------|---------|--------|---------|--------|
| | Est. | P-val | Est. | P-val |
| 상수항 | -1.1074 | <.0001 | -1.6869 | <.0001 |
| 남성 | 0.6995 | <.0001 | 0.5645 | <.0001 |
| 30대 | 0.0621 | 0.0681 | 0.0765 | 0.0997 |
| 40대 | 0.1593 | <.0001 | 0.1619 | 0.0008 |
| 50대 이상 | -0.2122 | <.0001 | -0.1515 | 0.0028 |
| 로그 근속 | -0.249 | <.0001 | -0.2109 | <.0001 |
| 소정급여일수 90일 | 0.6501 | <.0001 | 0.4407 | <.0001 |
| 120일 | 0.5014 | <.0001 | 0.3869 | <.0001 |
| 150일 | 0.486 | <.0001 | 0.3539 | <.0001 |
| 180일 | 0.4717 | <.0001 | 0.4009 | <.0001 |
| 210일 | 0.3686 | <.0001 | 0.3009 | <.0001 |
| 하한액 기준 상위 10% 구간 | -0.0118 | 0.5608 | 0.0426 | 0.0669 |
| 경영상 필요로 퇴사 | 0.1193 | <.0001 | 0.1838 | <.0001 |
| 계약 만료, 공사 종료 | 0.3033 | <.0001 | 0.3183 | <.0001 |
| 10~50인 | 0.3414 | <.0001 | 0.2825 | <.0001 |
| 50~300인 | 0.3077 | <.0001 | 0.3235 | <.0001 |
| 300인 이상 | 0.1348 | <.0001 | 0.1716 | <.0001 |
| N | 75,133 | | 35,690 | |

주: 이전 직장 업종 통제.

제4절 소결

이 장에서는 우리나라의 실업급여 제도가 최저임금과 연동된다는 점에 착안하여 비교적 높은 최저임금의 상승에 따른 최근 실업급여 수급액 분포의 변화와 재고용확률을 살펴보았다.

최저임금이 유지되었다는 가정하에 2018년의 하한액 적용 규모는 36만 8천 명이었으며 실제 2018년 최저임금 상승에 따른 하한액 적용자는 41만 명이다. 따라서 최저임금 상승에 따른 하한액 적용자는 약 4만 2천 명 증가한 것으로 추정된다. 물론 최저임금 상승에 따라 그 이하의 수급액 집단 역시 최저임금 상승분만큼의 실업급여 수급액 증가분을 획득할 것이다. 좀더 세밀한 비교를 위해 2017년과 2018년의 최저임금 수준을 연도별 실업급여 집단에 적용한 결과 2017년 수급자의 임금 변화가 없다면 5만 2천 명 증가하고 실제 그들 집단 일부는 최저임금 상승과 함께 임금 상승이 발생했기 때문에 하한액 적용자의 증가 규모가 4만 2천 명으로 나타난 것으로 확인된다.

최저임금이 상승하면 저임금 집단의 실업급여액이 함께 증가하기 때문에 이들에게는 실직 후 빠른 재취업 유인이 작동할 가능성이 있다. 이를 검토하기 위해 2017년과 2018년 연도별로 동일한 재고용확률을 분석한 결과 기대와는 달리 자격 효과의 실마리는 발견되지 않았다. 또한 하한액 상하위 10%만을 대상으로 분석한 결과 하한액 기준이 재고용에 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않았다.

실업급여와 최저임금제도는 소득재분배를 통해 사회적 후생을 증진하는 역할을 수행한다. 다만 최저임금이 실업급여 제도를 매개로 추가적인 고용을 촉진한다는 가정은 확인할 수 없었다. 최저임금 변동의 실업급여 직용은 이직일을 기준으로 하기 때문에 2018년 최저임금은 이직일이 2018년 이후인 자에게만 적용된다. 이 분석은 그만큼 관찰기간이 짧고 비교집단 구성이 원활하지 못했다는 점이 분석의 한계이며 좀더 엄밀한 계량연구는 추후의 연구과제로 남긴다.

제7장

결론

최저임금제도는 법적으로 임금 하한을 정함으로써 인력수급과 노동시장 전반에 중요한 영향을 미친다. 본 연구는 최저임금이 인력수급과 임금구조 및 임금체계, 노동시장 분배구조, 노동시장 관련 제도 등에 미치는 영향 등을 다각도로 분석하였다.

2장에서는 최저임금 인상이 인력수요에 미치는 영향을 분석하였다. 분석에는 고용보험 피보험자 DB와 한국기업데이터의 기업 정보 자료를 결합하여 구축한 기업 단위 패널 자료를 활용하였다. 패널 자료의 장점을 활용하기 위해 패널 고정효과 모형, 고정효과 상호작용 모형을 이용하여 다른 요인이 통제되었을 때 최저임금이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과에 따르면 최저임금 인상은 기업의 고용, 인력수요에 통계적으로 유의하게 부정적인 영향을 미치지 않았다.

불균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 패널 고정효과 모형, 균형 패널 자료를 이용한 고정효과 상호작용 모형 모두

에서 기업의 성과와 관련된 매출액, 기업의 설비 투자와 관련된 유형고정자본 투자, 부채가 고용에 긍정적인 요인으로 작용하는 것으로 분석되었지만, 경쟁 시장이론에서 주장하듯이 최저임금의 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다는 통계적으로 유의한 분석 결과는 얻을 수 없었다. 오히려 미미한 수준이지만 최저임금 인상이 기업의 고용에 통계적으로 유의한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

인력수요를 결정하는 기업 단위 수준에서 이와 같은 분석 결과는 최저임금 인상이 고용, 인력수요에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없음을 보여준다. 물론 이와 같은 분석 결과가 최저임금을 급격하게 인상하더라도 고용이 줄지 않는다는 것을 의미하지는 않는다. 2009년부터 2017년까지 분석 기간 중 최저임금 인상이 고용에 미친 영향을 분석하였기 때문이다. 하지만 지금까지 한국의 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않았으며 최저임금제도가 목적하는 바를 추구하였음을 실증적으로 보여준다는 점에서 중요한 의미를 지니는 것으로 생각된다.

3장에서는 최저임금이 경제활동참가에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 최저임금으로 인한 노동시장 참가 가치의 변화는 경제활동참가율을 낮추거나 높임으로써 중장기 인력공급에 영향을 미칠 수 있다. 분석은 한국고용정보원의 노동공급전망 모형인 KEISIM을 활용하였다. KEISIM을 이용해 최저임금 인상이 없을 때와 인상이 있을 때로 구분하고 최저임금 인상이 없을 때의 경제활동인구와 최저임금 인상이 있을 때의 경제활동인구를 시뮬레이션하여 비교함으로써 최저임금이 경제활동참가에 미치는 영향을 분석하였다.

KEISIM 모형에 사용된 각 개인의 노동공급 행태 방정식 추정 결과를 보면 경제활동참가에 잠재임금이 미치는 영향은 성별·연령별로 차이를 보였다. 이는 전체 노동시장에서 임금 인상이 경제활동참가에 어떤 영향을 미치는지 단언하기는 어려움을 가리킨다. 또한 경제활동참가에 최저임금이 미치는 영향 역시 성별·연령별로 차이를 보였다. 최저임금이 30-54세 핵심 노동인구에 미치는 영향보다는 청년기 특히 10대의 경제활동참가에 영향을 미친다는 선행연구와 같은 맥락이다.

최저임금 인상을 고려하지 않은 전망 결과와 비교하여 최저임금 인상을 반영한 모형을 이용한 전망 결과는 경제활동참가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인구증가에 따라 경제활동인구가 증가하지만 그 증가폭이 기본 경제활동인구 전망 결과보다 최저임금을 반영한 경제활동인구 전망 결과에서 더 크게 나타났다. 급격한 최저임금 인상을 보인 2018년과 2019년 모두 동일한 결과를 보였다.

또한 분석 결과는 최저임금이 성별·연령별로 경제활동참가에 다른 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 남성보다는 여성의 경제활동인구 증가폭이 더 적고, 경제활동참가율도 더 낮았다. 연령별로도 청년층과 65세 이상 고령층은 다른 연령에 비해 최저임금을 반영한 전망 결과에서 경제활동 증가폭이 더 컸으며, 이에 따라 경제활동참가율도 더 높아졌다.

이상의 분석 결과는 최저임금 인상이 10대에 크게 부정적인 영향을 미친다는 최저임금과 경제활동참가의 관계에 관한 기존 선행연구와는 차이를 보인다. 한국 노동시장에서 최저임금 인상은 상대적으로 저임금층인 청년층과 고령층에 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 최저임금이 노동시장 퇴장보다는 참가 가치를 더 크게 하여 이들 연령층의 경제활동참가를 증가시키므로 이와 같은 결과가 도출된 것으로 생각된다.

4장에서는 최저임금이 일자리 및 노동력 변동에 미치는 영향을 분석하였다. 일자리 및 노동력 변동은 고용, 취업자 수 변화를 구체적으로 고찰할 수 있도록 하는 방법 중 하나로 이를 일자리 창출과 소멸이라는 일자리 변동 측면, 채용과 이직이라는 노동력 변동 측면으로 구분해 분석하였다. 4장에서는 이와 같은 일자리 및 노동력 변동에 최저임금 인상이 미치는 영향을 실증분석해 고찰하였는데 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 2017년 최저임금에 영향을 받는 사업체는 전체 사업체 중 60%가 넘는 것으로 추정된다. 한 명이라도 최저임금의 영향을 받는 임금근로자가 포함되어 있는 경우도 모두 포함하고 있기 때문에 다소 적용 비중이 높게 나타나고 있으나 최저임금이 직접적으로 최저임금 대상이 되는 임금근로자뿐만 아니라 파급 효과에 따라 영향을 받는 임금근로자를 포함하면 최저임금의 정책적

영향 범위는 상당할 것으로 판단된다. 둘째, 최저임금 영향률이 높은 사업체일 수록 일자리 창출은 증가하고 일자리 소멸은 감소하여 고용을 증가시킨 것으로 추정된다. 최저임금 인상으로 채용이 줄지만 이직이 더욱 감소하면서 고용이 증가하는 것이다. 셋째, 10인 미만 소규모 사업체에서는 최저임금 인상으로 이직이 감소하면서 고용이 증가하였으며 100인 미만 사업체 규모에서는 최저임금 인상으로 빈 일자리가 채워지는 채용 증가 효과가 고용증가를 유도한 것으로 보인다. 그러나 100인 이상 사업체 규모에서 최저임금 상승은 고용에 다소 부정적인 영향을 주었던 것으로 추정된다.

이와 같은 실증적 결과는 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 주지 않으며 오히려 고용을 증가시키는 효과가 있음을 확인해 준다. 특히 소규모 사업체에서는 임금근로자의 이직 감소 효과, 중규모 사업체에서는 채용 증가를 통해 최저임금의 동학적 고용변동 효과를 설명할 수 있을 것이다.

5장에서는 최저임금 인상이 노동시장 임금분배구조에 미치는 영향을 고찰하였다. 최저임금 인상이 임금 하한선을 상승시켜 임금 구조와 임금체계에 영향을 미칠 경우 이는 다시 노동시장 내 임금분배구조의 변화를 가져올 수 있기 때문이다. 이에 6장에서는 최저임금 인상이 고용에 미치는 영향 분석에서 사용되는 패널 고정효과 모형과 고정효과 상호작용 모형 등을 이용하여, 통제변수와 관련된 요인뿐만 아니라 산업 고유의 미관측 특성과 연도별 산업에 미치는 공통적 충격 그리고 그에 따른 각 산업의 이질적인 반응까지도 통제함으로써 최저임금 인상이 노동시장 내 임금분배구조에 미치는 영향을 고찰하였다.

분석 결과 최저임금 인상은 노동시장 내 임금 구조에 영향을 미치는 한편 노동시장 내 임금불평등 문제 완화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 최저임금 인상은 시간당 임금 기준으로 저임금 근로자를 줄이는 효과가 있을 뿐만 아니라 월임금 기준 저임금 근로자도 줄이는 효과가 있었다. 고정효과 상호작용 모형을 이용한 분석에서 최저임금은 시간당 임금 기준 저임금 근로자와 월임금 기준 저임금 근로자 비중에 모두 부(-)의 영향을 미쳤다. 이는 동일한 한 시간 노동에 대해 상대적으로 더 낮은 임금을 받는 노동시장 내 차별 개선과 저임금 근로자의 소득 수준 개선에 최저임금이 기여할 수 있음을

의미한다.

대표적인 불평등 지수 중 하나인 지니계수를 이용한 분석에서 최저임금 인상은 시간당 임금과 월임금의 분배구조를 개선할 수 있는 것으로 나타났다. 시간당 임금 기준 지니계수와 월임금 지니계수를 종속변수로 한 분석에서 모두 최저임금 인상은 부(-)의 영향을 미쳤다. 이와 같은 분석 결과는 최저임금 인상이 노동시장 내 임금불평등을 완화하는 역할을 할 수 있음을 가리킨다. 또한 성별 임금격차 분석에서 최저임금 인상은 상대적으로 낮은 여성 임금근로자의 임금을 상승시킴으로써 성별 임금격차 완화에도 기여한 것으로 나타났다.

5장의 분석 결과는 최저임금 인상의 긍정적인 효과를 보여준다. 이는 최저임금법이 최저임금제도의 목표로 명시한 노동시장 내 임금불평등 개선과 저임금 근로자의 생계 안정에 최저임금제도가 기여해 온 사실을 반영한다. 나아가 장기적으로 최저임금 인상이 국내 노동시장의 인력수급에도 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 소득불평등이 경제성장에 부(-)의 영향을 미칠 수 있다는 최근 OECD(2014)의 연구 결과를 고려하면 최저임금 인상은 소득불평등을 완화하여 장기적으로 경제 성장과 이에 따른 인력수요 확대에 기여할 수 있을 것으로 생각된다.

6장에서는 국내 실업급여 제도가 최저임금과 연동된다는 점에 착안하여 비교적 높은 최저임금의 상승에 따른 최근 실업급여 수급액 분포의 변화와 재고용확률을 살펴보았다.

최저임금이 유지되었다는 가정하에 2018년의 하한액 적용 규모는 36만 8천 명이었으며, 실제 2018년 최저임금 상승에 따른 하한액 적용자는 41만 명이었다. 최저임금 상승에 따라 하한액 적용자가 약 4만 2천 명 증가하였기 때문이다. 또한 좀더 세밀한 비교를 위해 2017년과 2018년의 최저임금 수준을 연도별 실업급여 집단에 적용한 분석 결과에서는 2017년 수급자의 임금 변화가 없다면 5만 2천명 증가하는 것으로 나타났다. 실제 그들 집단 일부는 최저임금 인상으로 임금이 상승하였으므로 하한액 적용자의 증가 규모가 4만 2천 명으로 늘어나는 데 그친 것이다.

또한 6장에서는 최저임금이 재취업에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금

이 상승하면 저임금 집단의 실업급여액이 함께 증가하여 실직 후 빠른 재취업 유인으로 작동할 수 있다. 이를 검토하기 위해 2017년과 2018년의 재고용확률을 분석한 결과 기대와는 달리 자격 효과의 실마리는 발견되지 않았다. 따라서 재고용확률을 증대시키는 데까지 최저임금이 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친다고는 하기 어렵다.

이상의 분석 결과는 최저임금의 인상이 고용에 부정적인 영향을 미친다고 단언할 수 없음을 보여준다. 2장과 4장의 분석 결과에서 최저임금이 인상되더라도 고용이 감소한다는 통계적으로 유의한 분석 결과가 나타나지 않았다. 이는 최저임금이 인상되면 고용이 감소한다는 경쟁시장이론의 주장이 현실과 다름을 보여준다. 다만 급격한 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과와 관련해서는 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

또한 전반적으로 최저임금제도가 목적하는 역할을 수행하였음이 확인되었다. 최저임금 인상은 저임금 근로자의 임금을 상승시키는 임금 구조의 변화를 가져오며 이를 통해 노동시장 내 차별을 줄이고 소득불평등과 빈곤 등 사회적 문제를 완화하는, 노동시장 내 임금분배구조를 개선시키는 역할을 하였다.

이와 같은 최저임금의 효과는 저임금 근로자의 생활 안정과 생산력 증진, 노동시장 임금불평등 개선에 기여함을 의미할 뿐만 아니라 최저임금이 임금구조, 임금분배구조에 영향을 미쳐 인력수급에도 영향을 미칠 수 있음을 나타낸다. 저임금 일자리에서 임금 상승과 노동시장 내 차별과 불평등한 임금분배구조의 개선은 중장기적으로 청년층과 여성의 노동시장 진입을 촉진함으로써 노동공급에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단된다. 또한 노동시장 내 임금불평등의 개선은 장기적으로 경제성장에 기여함으로써 노동시장의 인력수급에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

- 강승복(2005). 「우리나라 임금소득불평등도의 중장기적 변화」, 『노동리뷰』, 11: 19-29.
- 강승복(2016). 「최저임금의 사업체 내 임금압축 효과」, 『노동경제논집』, 39(4): 33-58.
- 강승복(2017). 「도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과」, 『노동경제논집』, 40(3): 105-131.
- 강승복·박철성(2015). 「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」, 『노동경제논집』, 38(3): 1-22.
- 김대일(2012). 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」, 『노동경제논집』, 35(3): 29-50.
- 김민성·김영민(2012). 「임금불평등의 변화요인 분해」, 『한국경제연구』, 30(3): 73-101.
- 김민성·김영민·박태수(2013). 「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과분석」, 『산업관계연구』, 23(2): 37-73.
- 김영민·김민성(2013). 「여성 임금근로자의 임금불평등과 최저임금」, 『직업능력개발연구』, 16(2): 79-98.
- 김영미·한준(2007). 「금융위기 이후 한국 소득불평등구조의 변화」, 『한국사회학』, 41(5): 35-63.
- 김유선(2014). 「최저임금의 고용효과」, 한국노동사회연구소 이슈페이퍼.
- 김수현·이시균·박진희·이상호·이혜연(2017). 『산업·지역 일자리 동학 연구』, 한국고용정보원.
- 남성일(2008). 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증 분석」, 『노동경제논집』, 31(3): 1-19.
- 박기성(2016). 「가파른 최저임금인상의 고용 및 경제성장 효과」, 『규제연구』, 25(5): 3-17.
- 성재민·정성미(2013). 「임금불평등 추이에 대한 분석」, 『노동리뷰』, 95: 22-43.
- 안태현(2009). 「최저임금의 고용효과에 관한 경제학적 논쟁」, 『국제노동브리프』, 2009년 8월호: 43-54.
- 오상봉(2015). 『최저임금이 가계 및 기업에 미치는 효과』, 한국노동연구원.
- 유향근(2004). 「지니계수, 상대적 지니계수 및 타일의 엔트로피지수를 이용한 소득불평등 분석」, 『응용경제』, 6(3): 5-28.

- 이병희(2008). 「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」, 『산업노동연구』, 14(1): 1-24.
- 이시균(2013). 『고용보험 DB를 활용한 노동시장 분석-일자리 변동 및 노동력 변동 분석』, 한국고용정보원.
- 이정민·황승진(2016). 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』, 39(2): 1-34.
- 이정민·황승진(2018). 「최저임금 인상이 임금분포에 미치는 영향」, 『한국경제의 분석』, 24(2): 1-42.
- 이정아(2015). 「최저임금과 임금」, 『사회경제평론』 28: 217-251.
- 정진호·남재량·김주영·전영준(2011). 『최저임금 효과분석』, 한국노동연구원.
- 정준호·전병유·장지연(2017). 「임금 불평등 변화의 요인 분해: 2006-2015」, 『산업노동연구』, 23(2): 47-77.
- 홍민기(2018). 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」, 『노동리뷰』 158: 43-56.
- 황선웅(2018). 「최저임금 인상의 경제적 효과 분석」, 최저임금 인상 효과 분석 정책 토론회 발제문.
- Abadie, A., Diamond, A. Hainmueller, J.(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): 493-505.
- Allegretto, S.A., Dube, A., and Reich, M.(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.
- Bai, J.(2009). “Panel Data Models with Interactive Fixed Effects”, *Econometrica*, 77(4): 1229-1279.
- Baskaya et al.(2015). “Using Federal Minimum Wages to Identify the Impact of Minimum Wages on Employment and Earnings across the U.S. States”, *Narodowy Bank Polski Seminar Paper*.
- Brown, C., Gilroy, C. and Kohen, A.(1982). “The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment”, *Journal of Economic Literature*, 20(1): 487-528.
- Brouillett, D., Cheung, C., Gao, D., and Gervais, O.(2017). “The Impacts of Minimum Wage Increase on the Canadian Economy”, *Staff Analytical Notes 2017-26*, Bank of Canada.

- Brown, C.(1999). “Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income” , in Handbook of Labor Economics 3B.
- Card, D.(1992). “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage” , ILR Review, 46(1): 22-37.
- Card, D. and Krueger, A.B.(1994). “Minimum Wages and Employment: a Case Study of Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania” , American Economic Review, 84(4): 772-793.
- Card, D. and Krueger, A.B.(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.
- Cahuc, P., and Michel, P.(1996). “Minimum Wage Unemployment and Growth” , European Economic Review, 40(7): 1463-1482.
- CBO(2014). “The Effects of a Minimum-Wage Increase on Employment and Family Income” , www.cbo.gov/publication/44995.
- Dinardo, J., Fortin, N.M. and Lemieux, T.(1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach” , Econometrica, 64(5): 1001-1044.
- Dube, A., Lester, W. and Reich, M.(2010). “Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties” , Review of Economic and Statistics, 92(4): 945-964.
- Dube, A., Lester, W. and Reich, M.(2014). “Minimum Wage Shocks, Employment Flows and Labor Market Frictions” , IRLE Working Paper.
- Giuliano, A.(2013). “Minimum Wage Effects on Employment, Substitution, and the Teenage Labor Supply: Evidence from Personnel Data” , Journal of Labor Economics, 31(1): 155-194.
- Heckman, J. and Sedlacek, G.(1981). “The Impact of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Workers in South Carolina” , Report of the Minimum Wage Study Commission 5: 225-272.
- Jardim, E., Long, M.C., van Inwegen, E., Vigdor, J. and Wething, H.(2017). “Minimum Wage Increases, Wages, and Low-wage Employment: Evidence From Seattle” , NBER Working Paper.
- Kaitz, H.(1970). “Experience of the Past: The National Minimum, in Youth Unemployment and Minimum Wages” , Bulletin no 1657.
- Kalenkoski, C.M.(2016). “The Effects of Minimum Wages on Youth Employment and Income” , IZA World of Labor no.243.
- Kawaguchi, D., and Mori, Y.(2009). “Is Minimum Wage an Effective Antipoverty

- Policy in Japan?” , *Pacific Economic Review*, 14(4): 532-554.
- Kawaguchi, D., and Yamada, K.(2007). “The Impact of the Minimum Wage on Female Employment in Japan” , *Contemporary Economic Policy*, 25(1): 107-118.
- Marceau, N. and Boadway, R.(1994). “Minimum Wage Legislation and Unemployment Insurance as Instruments for Redistribution” . *The Scandinavian Journal of Economics*, 67-81.
- Mayneris, F., Poncet, S. and Zhang, T.(2014). “The Cleansing Effect of Minimum Wage: Minimum Wage Rules, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China.” CEPII Working, No. Paper 16.
- Mincer, J.(1976). “Unemployment Effects of Minimum Wages” , *Journal of Political Economy*, 84(4) Part 2: S87-S104.
- Müller, K.U. and Steiner, V.(2010). “Labor Market and Income Effects of a Legal Minimum Wage in Germany” , IAB Institute.
- Neumark, D., Salas, J.M.I., Wascher, W.(2014). “Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?” , *Industrial and Labor Relations Review*, 67(3): 608-648.
- Neumark, D., Schweitzer, M., and Wascher, W.(1999). “The Effect of Minimum Wages throughout the Wage Distribution” , Papers 9919, London School of Economics – Centre for Labour Economics.
- Neumark, D. and Wascher, W.(1992). “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws” , *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 55-81.
- Neumark, D. and Wascher, W.(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.
- Neumark, D. and Wascher, W.(2007). “Minimum Wages and Employment” , *Foundations and Trends® in Microeconomics*, 3.1-2: 1-182.
- OECD(2014). *Closing the Loop: How Inequality Affects Economic Growth and Social Cohesion*, OECD.
- Powell, D.(2017). “Synthetic Control Estimation Beyond Case Studies: Does the Minimum Wage Reduce Employment?” .
- Pesaran(2006). “Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure” , *Econometrica*, 74(4): 967-1012.
- Rocheteau, G. and Tasci, M.(2007). “The Minimum Wage and the Labor Market” , Federal Reserve Bank of Cleveland.

- Schaafsma, J. and Walsh, W.D.(1983). “Employment and Labour Supply Effects of the Minimum Wage: Some Pooled Time-series Estimates from Canadian Provincial Data” , Canadian Journal of Economics, 16(1): 86-97.
- Schmitt, J.(2013) “Why Does the Minimum wage Have No Discernible Effect on Employment?” , CEPR.
- Stewart, M.B.(2004). “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): 67-97.
- Totty, E.(2015). “The Effect of Minimum Wages on Employment: A Factor Model Approach” , IRLE Working Paper.
- Wessels, W.(2001). “The Effect of minimum wages on the IFPR of Teenagers” , Employment Policies Institute. North Carolina State University.
- Wessels, W.(2005). “Does the minimum Wage Drive Teenagers Out of the Labor Force?” , Journal of Labor Research 26(1): 169-176.
- Whittaker, J., Whitehead, C., and Somers, M.(2005). “The Neglog Transformation and Quantile Regression for the Analysis of a Large Credit Scoring Database” , Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 54(5), pp.863-878.
- Ycart, B., Pont, F. and Fournie, J.J.(2013). “Checking False Discovery Rates on P-Plots” , InterStat 005.

부록

최저임금의 영향 부문

제1절 들어가며

최저임금의 영향권을 어떻게 정의할 것인가? 최저임금의 영향을 분석하기 위해 활용하는 변수의 분류와 정의는 최저임금의 영향을 분석한 통계적 결과를 왜곡할 수 있다. 어디까지가 최저임금의 영향권인가? 최저임금의 영향을 분석하기 위해 산업이나 인구학적 특성을 어떻게 분류하였는가? 여기에서는 최저임금의 영향 분석에 활용되는 주요 구분인 인구구조적 부문과 산업 부문에 따라 영향권이 어떻게 달라지고 있는지 살펴본다. 이를 위해 활용하는 자료는 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」 2009년부터 2017년까지 원자료이며, 등위임금선 개념을 활용한다. 인구구조적으로 최저임금의 영향을 받는 임금근로자 부문은 중고령층으로 넓어지고 있으므로 청년이나 노인 등에 국한하여 분석할 때 결과는 민감하게 달라질 수 있다. 또한 대분류 수준의 산업 구분을 할 때 결과의 해석에 유의해야 한다.

제2절 인구구조적 부문

임금근로자의 인구구조적 구성이 변화하고 있다. 노동시장의 인구구조가 변화하는 이유는 크게 두 가지인데, 첫 번째 이유는 전체 인구구조가 변화하여 임금근로자 내부로 반영되었기 때문이고 두 번째 이유는 노동시장 참가율, 노동시장에 참가하기로 결정했다고 하더라도 어떤 지위로 참여하는지 여부 등 노동시장 참가자의 성향이 변화하였기 때문이다. <표 부록-1>은 성별·연령대별 임금근로자 구성의 추이이다. 여성과 60대 이상 고령자 비중은 꾸준히 증가하고 20대 이하 청년 비중은 감소 추세인데, 교차해서 보면 여성 중에서도 40대 이상 중고령층 비중이 늘고 남성은 40대 이하에서 모두 비중이 줄고 있다.

<표 부록-1> 연도별 성별·연령대별 임금근로자 구성

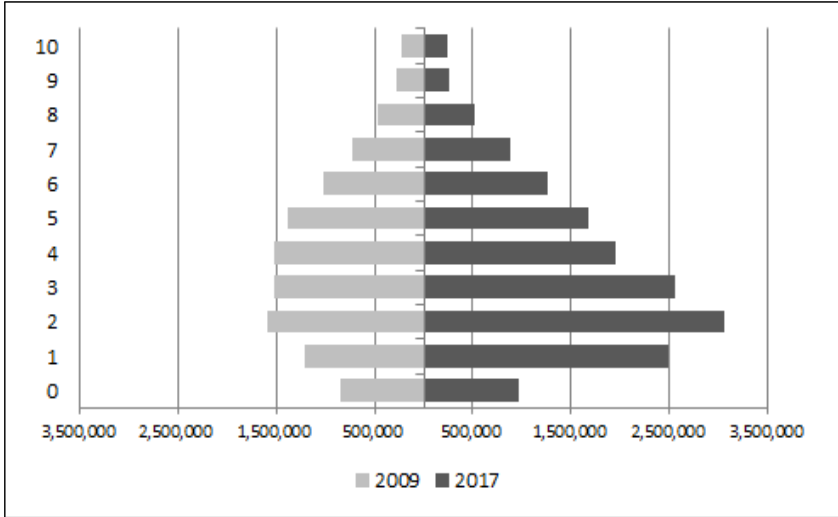
(단위: %)

| | | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------|
| 여성 | 10대이하 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.7 | 0.6 | 0.6 |
| | 20대 | 12.4 | 11.5 | 10.4 | 10.0 | 9.6 | 9.7 | 9.2 | 8.9 | 9.2 |
| | 30대 | 10.4 | 11.0 | 10.6 | 10.6 | 10.3 | 10.0 | 9.5 | 9.3 | 9.2 |
| | 40대 | 8.6 | 9.7 | 10.5 | 10.4 | 10.7 | 10.8 | 10.8 | 10.9 | 10.9 |
| | 50대 | 4.2 | 5.2 | 6.2 | 6.5 | 7.1 | 7.4 | 7.9 | 8.4 | 8.6 |
| | 60대 | 1.1 | 1.3 | 1.5 | 1.6 | 1.9 | 2.0 | 2.4 | 2.7 | 2.9 |
| | 70대이상 | 0.1 | 0.2 | 0.2 | 0.3 | 0.4 | 0.4 | 0.4 | 0.5 | 0.4 |
| 여성 | 37.6 | 39.8 | 40.0 | 40.2 | 40.7 | 41.1 | 41.0 | 41.3 | 41.7 | |
| 남성 | 10대이하 | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.5 | 0.5 |
| | 20대 | 10.8 | 9.8 | 9.4 | 8.6 | 8.2 | 8.5 | 8.1 | 7.9 | 8.3 |
| | 30대 | 21.3 | 19.8 | 18.6 | 18.7 | 17.7 | 17.7 | 16.8 | 16.0 | 15.4 |
| | 40대 | 17.2 | 16.6 | 16.7 | 16.8 | 16.7 | 16.4 | 16.5 | 16.2 | 16.0 |
| | 50대 | 9.1 | 9.6 | 10.7 | 11.0 | 11.7 | 11.1 | 11.8 | 12.4 | 12.5 |
| | 60대 | 3.0 | 3.2 | 3.4 | 3.4 | 3.7 | 3.7 | 4.2 | 4.7 | 4.7 |
| | 70대이상 | 0.5 | 0.6 | 0.6 | 0.7 | 0.9 | 0.8 | 0.9 | 1.0 | 1.0 |
| 20대이하 | 24.5 | 22.7 | 21.1 | 20.1 | 19.1 | 19.6 | 18.6 | 18.0 | 18.5 | |
| 60대이상 | 4.7 | 5.3 | 5.7 | 6.0 | 6.8 | 7.0 | 8.1 | 8.9 | 9.0 | |
| 임금근로자 (천 명) | 10,795 | 11,956 | 12,697 | 13,108 | 13,471 | 14,044 | 14,685 | 15,438 | 15,925 | |

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

[그림 부록-1] 전체 임금근로자 등위임금선 분포

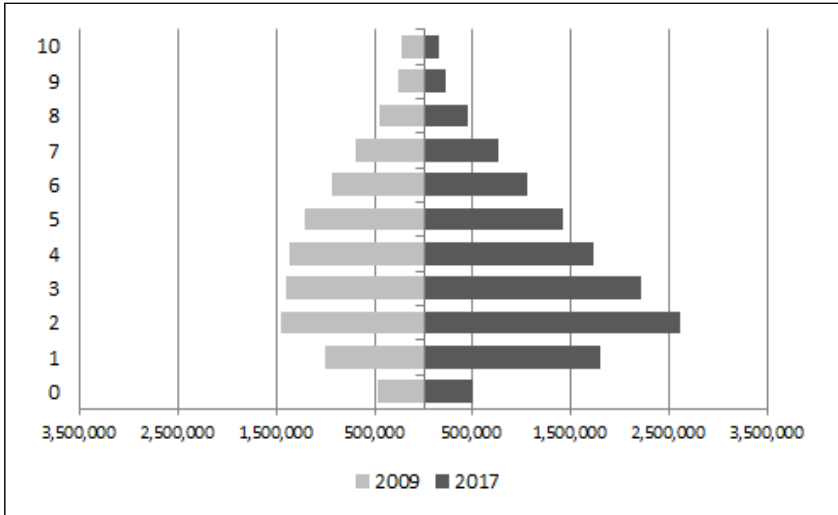
(단위: 명)



자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

[그림 부록-2] 특수형태, 재택·가내, 일일, 단시간 제외 등위임금선 분포

(단위: 명)



자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

늘어나는 일자리는 주로 어떤 부문인가? 등위임금선을 활용하여 2009년과 2017년의 임금구조 변화를 나타낸 [그림 부록-1]과 [그림 부록-2]에서 보듯이 최저임금의 직접 영향권인 1등위선이 매우 큰 폭으로 늘고 고임금 등위로 갈수록 증가폭이 줄어들었다. 전체 임금근로자 중에서 최저임금의 100-125% 구간에 속하는 1등위선의 규모는 104.5%, 2등위선은 92.0% 등 고임금으로 갈수록 증가율이 감소하여 9등위선에서 증가율은 -6.5%이다. 최저임금 미만인 0등위선은 14.1% 늘었다. 특수고용과 재택·가내, 일일, 단시간 근로자를 제외한 임금근로자 중에서 0등위선의 증가율은 8.0%, 1등위선의 증가율은 80.1%, 2등위선의 증가율은 80.5%로, 2등위선이 더 큰 폭으로 증가하였고 9등위선은 -16.5%, 10등위선은 -26.9%로 크게 감소하였다. 따라서 최저임금의 직접적인 영향권은 더 넓어졌다. 2009년부터 2017년까지 전체 임금근로자 중에서 1등위선 비중은 11.3%에서 15.7%로, 전일제로 정규적인 노동시간을 일하는 임금근로자 중에서는 10.6%에서 13.9%로 증가하였다. 특수형태, 재택·가내, 일일, 단시간 등 전일제 정규노동시간으로 일하지 않는 고용형태의 근로자는 저임금 부문에 더 많으며, 어느 경우이든지 0등위선의 비중은 감소하였다.

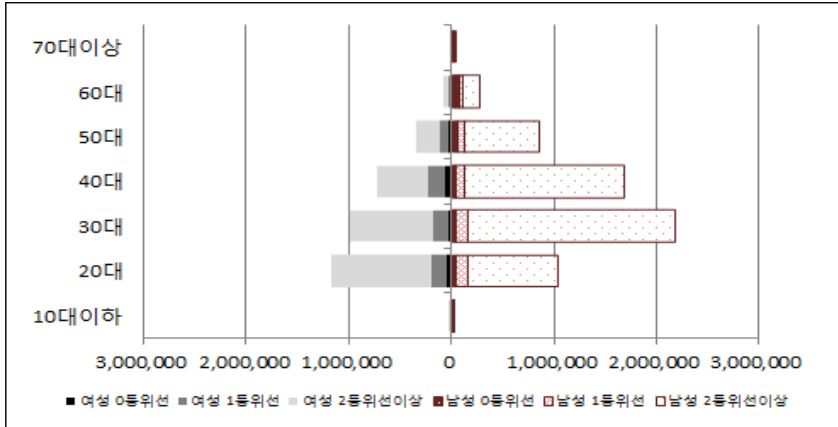
[그림 부록-3]과 [그림 부록-4]는 2009년과 2017년 성별·연령별 임금근로자를 임금등위선으로 구분하여 나타낸 것이다. 임금근로자 전반의 연령구조 변화가 두드러진다. 2009년까지도 여성 임금근로자 중 20대가 비중이 가장 높은 연령대였는데 2017년에는 40대 비중이 더 높다. 이는 결혼과 출산, 육아로 경력 유지보다는 중고령층의 노동시장 신규 및 재진입이 활발하기 때문으로 볼 수 있다. 노동시장에 신규, 재진입하는 여성 중고령층이 증가하였으므로 1등위선의 여성 중고령층 증가율은 대단히 높다. 1등위선에 분포하는 여성 임금근로자 규모의 증가율은 40대 77.6%, 50대 177.2%, 60대 216.8%, 70대 171.0%이다. 그러나 남성도 중고령층에서 1등위선에 분포하는 임금근로자 규모가 크게 늘어난 것으로 보인다. 남성은 순서대로 88.0%, 138.2%, 198.6%, 483.6%이다.

전반적인 임금근로자의 인구구조적 변화 속에서 두드러지는 현상은 최저임금의 영향 범위 자체가 매우 넓어졌다는 점이다. 양적으로 견고하게 늘고

있는 중고령자의 일자리는 특히 최저임금의 영향 범위인 1등위선에 속할 가능성이 높아졌다. 최저임금의 영향은 청년, 보조소득 일자리로 국한되지 않는다.

[그림 부록-3] 2009년 성별·연령대별 등위선 분포

(단위: 명)

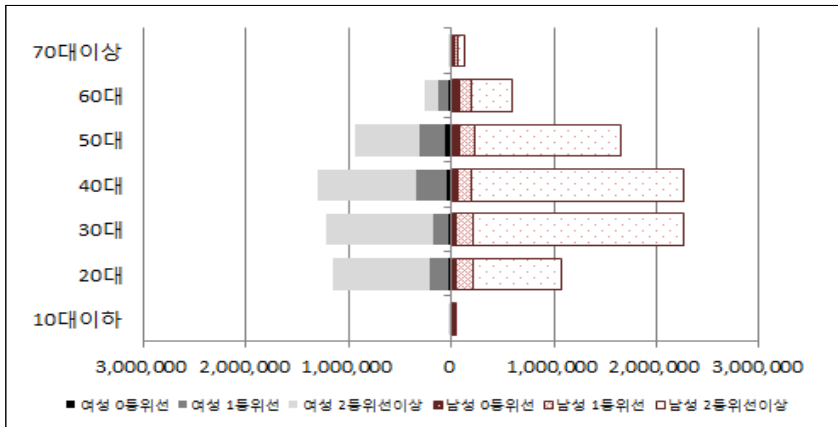


주: 특수고용, 재택·가내, 일일, 단시간 근로자는 제외.

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

[그림 부록-4] 2017년 성별·연령대별 등위선 분포

(단위: 명)



주: 특수고용, 재택·가내, 일일, 단시간 근로자는 제외.

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

제3절 산업 부문

산업 중분류로 각 산업이 임금근로자 내에서 차지하는 비중 및 0등위선, 1등위선에 속하는 근로자 비중을 나타낸 <표 부록-2>에서 산업 분포가 가장 높은 단일 산업은 도매 및 상품중개업과 소매업이다. 산업 대분류에서 제조업은 가장 큰 단일 산업이지만 이는 다수의 산업을 하나로 포괄하는 데서 발생하는 착시현상이다. 중분류 기준으로 가장 큰 산업인 도매 및 상품중개업과 소매업이 전체 산업에서 차지하는 비중은 2009년에 각각 6.5%와 5.4%, 2017년 6.3%와 6.3%였다.

전체 임금근로자 중에서 비중이 6.5%를 초과하는 산업은 존재하지 않지만 최저임금 미만자가 더 몰려 있는 산업은 있다. 2009년에 최저임금 미만자가 가장 많이 쏠려있던 산업은 전체의 17.5%를 차지하는 부동산업, 다음은 15.1%를 차지하는 육상운송 및 파이프라인 운송업, 그 다음은 11.6%를 차지하는 소매업 그리고 8.9%를 차지하는 음식점 및 주점업이다. 2017년 이 비율은 순서대로 10.2%, 12.6%, 8.4%, 10.3%로 변화하였다.

최저임금 미만자가 많이 몰려 있는 산업에 1등위선에 속하는 근로자도 더 많은 경향이 있다. 2009년 1등위선 비중이 가장 높은 산업은 소매업 9.9%, 음식점 및 주점업 8.5%였는데 2017년에는 각각 11.0%, 9.8%로 늘었다. 그러나 운송업과 부동산업은 1등위선 비중이 0등위선 비중에 비해 낮고, 최저임금 미만자 비중이 낮았던 사회복지서비스업은 1등위선 비중이 2009년 4.1%에서 2017년 9.1%로 높아졌다.

최저임금 영향권에 있는 근로자가 일자리의 어느 부문에 많은지 여부는 일자리를 어떻게 구분하느냐에 따라 매우 민감하게 반응한다. 또한 최저임금의 영향권을 어떻게 정의하느냐에 따라서도 결과는 달라질 수 있다. 최저임금 미만을 최저임금의 영향을 받는 것으로 보아야 할까, 영향을 받지 않은 것으로 보아야 할까? 테두리를 그려 변화하지 않는 상태로 상정한 노동시장은 현실의 노동시장이 아니다. 현실을 분석하기 위해 꾸준히 변화하는 임금구조라는 개념 틀 속에서 노동시장을 볼 필요가 있다.

〈표 부록-2〉 2017년 업종별 등위선 분포

(단위: 천 명, %)

| | 2009년 | | | | | | 2017년 | | | | | |
|----------------------|-------|-----|------|-----|------|------|-------|-----|------|-----|------|------|
| | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | |
| | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 |
| 농업 | 13 | 0.1 | 0.1 | 3.2 | 0.1 | 8.9 | 16 | 0.1 | 0.2 | 5.9 | 0.1 | 15.8 |
| 임업 | 2 | 0.0 | 0.0 | 2.9 | 0.0 | 9.9 | 5 | 0.0 | 0.1 | 9.6 | 0.0 | 16.7 |
| 어업 | 5 | 0.1 | 0.0 | 2.0 | 0.0 | 4.5 | 7 | 0.1 | 0.1 | 4.3 | 0.1 | 15.7 |
| 석탄, 원유 및 천연가스 광업 | 5 | 0.1 | 0.0 | 0.6 | 0.0 | 1.3 | 3 | 0.0 | 0.0 | 0.5 | 0.0 | 1.8 |
| 금속광업 | 0 | 0.0 | 0.0 | 2.9 | 0.0 | 7.8 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.6 | 0.0 | 4.6 |
| 비금속광물광업 | 9 | 0.1 | 0.0 | 1.6 | 0.1 | 6.6 | 10 | 0.1 | 0.0 | 2.2 | 0.0 | 7.4 |
| 광업지원서비스업 | 0 | 0.0 | 0.0 | 4.5 | 0.0 | 0.0 | 1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.5 |
| 식품제조업 | 173 | 1.8 | 0.8 | 2.1 | 3.6 | 20.6 | 214 | 1.7 | 2.2 | 5.3 | 2.6 | 21.6 |
| 음료제조업 | 15 | 0.2 | 0.1 | 3.3 | 0.1 | 8.4 | 48 | 0.4 | 0.3 | 3.5 | 0.2 | 9.3 |
| 담배제조업 | 1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 10 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 6.9 |
| 섬유제품제조업 | 106 | 1.1 | 1.8 | 7.9 | 2.0 | 19.2 | 78 | 0.6 | 0.9 | 6.1 | 1.0 | 21.8 |
| 의복 및 모피 제품 조업 | 87 | 0.9 | 0.5 | 2.9 | 1.5 | 16.8 | 85 | 0.7 | 1.1 | 6.5 | 0.9 | 19.0 |
| 가죽, 가방 및 신발 제조업 | 25 | 0.3 | 0.2 | 3.6 | 0.3 | 10.6 | 39 | 0.3 | 0.3 | 3.6 | 0.5 | 21.0 |
| 목재 및 나무 제품제조업 | 25 | 0.3 | 0.1 | 1.7 | 0.4 | 17.5 | 37 | 0.3 | 0.2 | 2.3 | 0.5 | 23.0 |
| 펄프, 종이 제품제조업 | 49 | 0.5 | 0.3 | 2.4 | 0.5 | 10.0 | 61 | 0.5 | 0.2 | 1.6 | 0.5 | 15.0 |
| 인쇄 및 기록매체 복제업 | 42 | 0.4 | 0.1 | 1.4 | 0.4 | 10.3 | 53 | 0.4 | 0.3 | 2.6 | 0.3 | 10.0 |
| 코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업 | 16 | 0.2 | 0.0 | 0.7 | 0.1 | 3.3 | 40 | 0.3 | 0.1 | 1.4 | 0.1 | 2.6 |
| 화학물질 및 제품제조업 | 117 | 1.2 | 0.3 | 1.2 | 0.7 | 5.6 | 135 | 1.0 | 0.2 | 0.9 | 0.5 | 6.1 |
| 의료용 물질 및 의약품제조업 | 36 | 0.4 | 0.0 | 0.6 | 0.1 | 2.5 | 59 | 0.5 | 0.0 | 0.4 | 0.2 | 5.3 |
| 고무제품 및 플라스틱제품 제조업 | 183 | 1.9 | 1.6 | 4.2 | 3.3 | 18.1 | 221 | 1.7 | 1.5 | 3.4 | 2.1 | 17.1 |
| 비금속광물제품제조업 | 85 | 0.9 | 0.2 | 1.4 | 0.7 | 8.2 | 109 | 0.8 | 0.5 | 2.2 | 0.7 | 11.8 |
| 1차 금속제조업 | 144 | 1.5 | 0.2 | 0.6 | 1.0 | 6.6 | 138 | 1.1 | 0.8 | 2.8 | 0.6 | 7.3 |
| 금속가공제품제조업 | 265 | 2.8 | 1.7 | 3.1 | 3.5 | 13.2 | 368 | 2.8 | 1.5 | 2.1 | 2.9 | 14.0 |
| 전자부품, 통신장비 제조업 | 419 | 4.4 | 2.9 | 3.3 | 3.3 | 7.8 | 469 | 3.6 | 1.2 | 1.3 | 2.1 | 7.9 |
| 의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업 | 68 | 0.7 | 0.3 | 1.8 | 0.7 | 10.0 | 141 | 1.1 | 0.4 | 1.6 | 0.9 | 11.1 |

<표 부록-2> 2017년 업종별 등위선 분포 (계속)

(단위: 천 명, %)

| | 2009년 | | | | | | 2017년 | | | | | |
|----------------------|-------|-----|------|------|------|------|-------|-----|------|------|------|------|
| | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | |
| | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 |
| 전기장비제조업 | 174 | 1.8 | 1.9 | 5.1 | 1.8 | 10.4 | 267 | 2.1 | 0.9 | 1.7 | 2.3 | 15.3 |
| 기타기계 및 장비제조업 | 305 | 3.2 | 1.1 | 1.7 | 2.5 | 8.1 | 356 | 2.7 | 0.7 | 0.9 | 1.4 | 7.2 |
| 자동차 및 트레일러 제조업 | 253 | 2.7 | 1.5 | 2.8 | 2.4 | 9.6 | 289 | 2.2 | 1.2 | 2.1 | 2.4 | 14.9 |
| 기타 운송장비제조업 | 72 | 0.8 | 0.2 | 1.2 | 0.4 | 5.8 | 166 | 1.3 | 0.4 | 1.3 | 0.7 | 7.7 |
| 가구 제조업 | 44 | 0.5 | 0.3 | 2.9 | 0.7 | 16.5 | 52 | 0.4 | 0.1 | 0.9 | 0.7 | 23.3 |
| 기타 제품제조업 | 32 | 0.3 | 0.4 | 5.6 | 0.4 | 11.3 | 56 | 0.4 | 0.3 | 3.0 | 0.6 | 21.0 |
| 전기, 가스, 증기공급업 | 52 | 0.5 | 0.1 | 0.8 | 0.1 | 1.4 | 54 | 0.4 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 1.4 |
| 수도사업 | 4 | 0.0 | 0.0 | 0.5 | 0.0 | 1.6 | 12 | 0.1 | 0.0 | 0.5 | 0.0 | 0.5 |
| 하수, 폐수 및 분뇨처리업 | 9 | 0.1 | 0.1 | 3.2 | 0.1 | 7.0 | 14 | 0.1 | 0.1 | 2.6 | 0.0 | 6.0 |
| 폐기물 수직운반 및 원료 재생업 | 39 | 0.4 | 0.2 | 2.1 | 0.3 | 6.8 | 48 | 0.4 | 0.4 | 3.7 | 0.3 | 9.8 |
| 환경정화 및 복원업 | 5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 2.0 | 11 | 0.1 | 0.0 | 1.3 | 0.0 | 4.1 |
| 종합건설업 | 208 | 2.2 | 0.4 | 0.9 | 0.8 | 4.0 | 268 | 2.1 | 1.0 | 1.9 | 1.1 | 7.6 |
| 전문직별공사업 | 318 | 3.4 | 2.2 | 3.3 | 3.5 | 10.9 | 478 | 3.7 | 3.5 | 3.7 | 3.1 | 11.7 |
| 자동차 및 부품판매업 | 58 | 0.6 | 0.4 | 3.5 | 0.6 | 10.5 | 97 | 0.8 | 0.7 | 3.9 | 0.6 | 11.9 |
| 도매 및 상품중개업 | 611 | 6.5 | 2.7 | 2.1 | 4.1 | 6.7 | 819 | 6.3 | 4.5 | 2.8 | 4.1 | 9.1 |
| 소매업 | 508 | 5.4 | 11.6 | 10.8 | 9.9 | 19.5 | 816 | 6.3 | 8.4 | 5.3 | 11.0 | 24.2 |
| 육상운송 및 파이프라인 운송업 | 347 | 3.7 | 15.1 | 20.5 | 5.3 | 15.3 | 342 | 2.6 | 12.6 | 18.7 | 3.5 | 18.3 |
| 수상운송업 | 16 | 0.2 | 0.1 | 1.9 | 0.1 | 3.8 | 38 | 0.3 | 0.4 | 5.0 | 0.1 | 4.2 |
| 항공운송업 | 10 | 0.1 | 0.0 | 0.5 | 0.0 | 0.3 | 39 | 0.3 | 0.1 | 0.8 | 0.0 | 1.4 |
| 창고 및 운송관련서비스업 | 161 | 1.7 | 1.1 | 3.3 | 0.9 | 5.3 | 241 | 1.9 | 1.2 | 2.5 | 1.2 | 9.0 |
| 숙박업 | 67 | 0.7 | 0.9 | 6.2 | 0.8 | 11.8 | 90 | 0.7 | 1.3 | 7.1 | 0.9 | 17.8 |
| 음식점 및 주점업 | 362 | 3.8 | 8.9 | 11.5 | 8.5 | 23.6 | 537 | 4.1 | 10.3 | 9.7 | 9.8 | 32.7 |
| 출판업 | 125 | 1.3 | 0.1 | 0.5 | 0.3 | 2.6 | 183 | 1.4 | 0.4 | 1.2 | 0.2 | 2.2 |
| 영상오디오 기록물제작 및 배급업 | 23 | 0.2 | 0.1 | 1.5 | 0.1 | 5.7 | 56 | 0.4 | 0.1 | 1.1 | 0.3 | 10.3 |
| 방송업 | 45 | 0.5 | 0.1 | 0.9 | 0.1 | 2.5 | 39 | 0.3 | 0.0 | 0.3 | 0.0 | 1.7 |
| 통신업 | 103 | 1.1 | 0.1 | 0.3 | 0.2 | 1.7 | 53 | 0.4 | 0.1 | 0.9 | 0.1 | 1.9 |

〈표 부록-2〉 2017년 업종별 등위선 분포 (계속)

(단위: 천 명, %)

| | 2009년 | | | | | | 2017년 | | | | | |
|-----------------------------|-------|-----|------|------|------|------|-------|-----|------|------|------|------|
| | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | | 전체 | | 0등위선 | | 1등위선 | |
| | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 | 수 | 분포 | 분포 | 비중 | 분포 | 비중 |
| 컴퓨터프로그래밍, 시스템 관리업 | 24 | 0.3 | 0.1 | 1.1 | 0.0 | 0.4 | 91 | 0.7 | 0.2 | 1.1 | 0.1 | 2.2 |
| 정보서비스업 | 20 | 0.2 | 0.0 | 0.3 | 0.0 | 0.5 | 47 | 0.4 | 0.1 | 1.0 | 0.1 | 2.8 |
| 금융업 | 271 | 2.9 | 0.6 | 1.0 | 0.7 | 2.5 | 188 | 1.5 | 0.5 | 1.2 | 0.3 | 2.8 |
| 보험 및 연금업 | 79 | 0.8 | 0.1 | 0.5 | 0.1 | 1.2 | 143 | 1.1 | 0.3 | 1.2 | 0.2 | 2.1 |
| 금융 및 보험관련서비스업 | 72 | 0.8 | 0.1 | 0.5 | 0.2 | 2.5 | 115 | 0.9 | 0.3 | 1.3 | 0.2 | 3.3 |
| 부동산업 | 280 | 3.0 | 17.5 | 29.4 | 4.6 | 16.3 | 335 | 2.6 | 10.2 | 15.5 | 5.6 | 29.9 |
| 임대업 | 27 | 0.3 | 0.7 | 11.5 | 0.6 | 22.1 | 53 | 0.4 | 0.4 | 3.8 | 0.3 | 11.5 |
| 연구개발업 | 149 | 1.6 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 1.0 | 202 | 1.6 | 0.2 | 0.5 | 0.1 | 1.1 |
| 전문서비스업 | 197 | 2.1 | 0.4 | 1.0 | 0.8 | 4.1 | 378 | 2.9 | 0.8 | 1.1 | 0.9 | 4.3 |
| 건축기술, 엔지니어링 및 기타과학기술서비스업 | 231 | 2.5 | 0.3 | 0.6 | 0.6 | 2.5 | 244 | 1.9 | 0.8 | 1.6 | 0.7 | 4.9 |
| 기타전문, 과학 및 기술 서비스업 | 28 | 0.3 | 0.1 | 1.1 | 0.2 | 7.1 | 72 | 0.6 | 0.1 | 0.5 | 0.4 | 10.7 |
| 사업시설관리 및 조정 서비스업 | 63 | 0.7 | 0.9 | 6.5 | 0.8 | 12.5 | 241 | 1.9 | 1.9 | 4.1 | 2.2 | 16.1 |
| 사업지원서비스업 | 484 | 5.1 | 4.3 | 4.1 | 5.0 | 10.2 | 715 | 5.5 | 4.0 | 2.8 | 5.7 | 14.3 |
| 교육서비스업 | 439 | 4.6 | 1.6 | 1.7 | 3.8 | 8.6 | 484 | 3.7 | 1.4 | 1.5 | 1.8 | 6.7 |
| 보건업 | 519 | 5.5 | 2.8 | 2.6 | 5.3 | 10.2 | 696 | 5.4 | 2.4 | 1.8 | 5.1 | 13.2 |
| 사회복지서비스업 | 214 | 2.3 | 1.8 | 3.9 | 4.1 | 19.3 | 577 | 4.5 | 3.8 | 3.4 | 9.1 | 28.4 |
| 창작, 예술 및 여가 관련 서비스업 | 16 | 0.2 | 0.2 | 4.8 | 0.2 | 14.9 | 30 | 0.2 | 0.3 | 5.5 | 0.2 | 13.5 |
| 스포츠 및 오락 관련 서비스업 | 79 | 0.8 | 1.1 | 6.5 | 1.5 | 19.5 | 110 | 0.9 | 1.4 | 6.3 | 1.4 | 22.8 |
| 협회 및 단체 | 213 | 2.3 | 3.4 | 7.5 | 2.4 | 11.4 | 195 | 1.5 | 6.8 | 17.7 | 1.6 | 15.0 |
| 수리업 | 113 | 1.2 | 0.8 | 3.2 | 1.1 | 10.0 | 126 | 1.0 | 1.0 | 4.0 | 0.7 | 10.6 |
| 기타 개인서비스업 | 80 | 0.8 | 2.6 | 15.2 | 1.7 | 21.0 | 128 | 1.0 | 2.4 | 9.5 | 2.1 | 29.1 |

주1: 특수고용, 재택·가내, 일일, 단시간 근로자는 제외.

주2: 분포는 전체 산업 내에서 각 산업이 차지하는 비율을, 비중은 각 산업 내에서 각 등위선이 차지하는 비율을 가리킴

자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사, 각 연도 원자료.

집필진 김수현 (한국고용정보원)
이시균 (한국고용정보원)
박진희 (한국고용정보원)
김두순 (한국고용정보원)
이정아 (한국고용정보원)

최저임금이 인력수급에 미치는 효과

인쇄 2018년 12월 20일
발행 2018년 12월 30일
발행인 이재흥
발행처 한국고용정보원
27740 충북 음성군 맹동면 태정로 6
☎ 1577-7114
홈페이지 www.keis.or.kr
조판 및 인쇄 (사)아름다운사람들복지회
☎ 02-6948-9650

• 본 보고서의 내용은 한국고용정보원의 사전 승인 없이 전재 및 역재할 수 없습니다.
ISBN 978-89-6331-860-8 93320

