

규제연구 제28권 제1호 2019년 6월

# 비정규직보호법이 취약계층의 고용에 미치는 영향 분석과 시사점\*

유진성\*\*

본 논문은 한국복지패널 1~11차년도 자료와 이중차분법을 사용하여 비정규직보호법이 취약계층의 고용에 미치는 영향을 분석하고 정책적 시사점을 모색하였다. 분석결과 비정규직보호법은 전체적인 취업기회를 감소시킨 가운데 주로 비정규직에서의 취업확률만 유의적으로 하락시키고 정규직 취업확률은 유의적으로 상승시키지 못한 것으로 나타났다. 요컨대 비정규직보호법은 비정규직을 보호하여 비정규직의 고용안정을 모색하고 비정규직의 정규직 전환을 촉진하기 위하여 시행되었지만 실증분석 결과는 그렇지 않은 것으로 분석되었다. 비정규직보호법은 전반적으로 취업기회를 감소시키는 한편, 특히 취약계층의 고용에 더 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 예컨대 비정규직보호법의 부정적 영향은 청년층, 저소득층, 여성가구주 등과 같은 취약계층에 있어서 더 크게 나타난 것으로 분석되었다. 뿐만 아니라 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향은 시행 직후보다는 시간이 경과하면서 더욱 악화된 것으로 나타났다. 비정규직보호법이 고용에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 만큼 향후 비정규직보호법은 차별금지에 중점을 두고 사용기간 제한이나 다른 규제들을 완화하는 방향으로 개정할 필요가 있으며, 정규직 고용보호도 완화하여 정규직과 비정규직의

\* 본 논문은 한국경제연구원의 연구과제를 수정하여 작성되었으며 유일한 검토의견을 주신 익명의 심사위원분께 감사의 말씀을 드린다.

\*\* 한국경제연구원 연구위원(jsyoo@keri.org)

접수일: 2019/5/29, 심사일: 2019/6/10, 게재확정일: 2019/6/14

이중구조를 해소할 필요가 있는 것으로 사료된다.

핵심용어: 비정규직보호법, 고용, 취약계층, 이중차분법, 정규직과 비정규직

## I. 서론

비정규직보호법은 2007년 7월 1일 처음 시행되었으며 2017년 7월 1일을 기점으로 동법이 시행된 지 만 10년이 경과하였다. 동 법은 외환위기 이후 비정규직 근로자의 수가 크게 증가하고 비정규직 고용의 질이 정규직 근로자에 비해 떨어진다는 사회적 인식 하에 비정규직의 처우를 개선한다는 취지에서 제정이 추진되었다. 비정규직보호법은 기간제 및 파견근로자의 사용기간을 2년으로 제한하고 단시간 근로자의 사용시간을 제한하는 등 비정규직 근로자의 사용을 규제하는 한편, 사용자가 비정규직 노동자에 대한 차별적 처우를 금지하는 것을 주요한 내용으로 하고 있다.

비정규직보호법 도입 당시에도 비정규직법의 효과에 대해서는 의견이 분분했다. 일각에서는 비정규직보호법을 환영하며 비정규직의 사용제한을 통해 비정규직의 정규직 고용을 촉진시킬 것이라는 주장이 제기되었다. 반면, 우리나라와 같이 정규직의 고용 경직성이 높은 경우 법령에서 규정한 비정규직 사용제한 기간까지만 비정규직을 고용하고 정규직 전환은 크게 늘지 않아 법 도입이 무용지물이 될 것이라는 의견도 있었다. 이러한 맥락에서 비정규직보호법이 시행된 지 10년이 지난 시점에서 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향을 분석하고 향후 바람직한 정책적 시사점을 살펴보는 것은 매우 의미 있는 연구라 할 수 있다.

이전에도 비정규직보호법이 노동시장에 미치는 영향에 대하여 연구한 보고서들이 있었으나 비정규직보호법 이후의 단기간의 축적되지 않은 자료를 대상으로 분석하였다는 한계가 있다. 그리고 비정규직보호법 대상의 주요 그룹인 취약계층을 따로 구분하여 분석한 사례는 존재하지 않았으며, 비정규직보호법의 영향이 나타나는 시점을 언제로 정할 것인가에 대해서도 의문의 여지가 없지 않았다. 예컨대, 비정규직보호법은 2007년 7월부터 시행되었다고 시행 이후 비정규직 계약이 체결되는 건부터 적용되므로 비정규직의 계약 만료로 인한 고용

혹은 미고용의 영향은 빨라야 2009년 9월 이후부터 나타난다. 따라서 2009년 9월 이후부터 분석하는 것이 타당하다고 생각할 수 있다. 하지만 비정규직보호법이 시행되면 적용시점은 유예기간이 있다고 하더라도 이미 미래의 충격을 감안하여 시행시점부터 기업들이 반응할 것이라고 예상할 수도 있기 때문에 시행시기부터 비정규직보호법의 효과가 나타난다고 생각할 수도 있다.

본 연구에서는 이러한 점을 감안하여 비정규직보호법 시행 후 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향이 나타날 수 있는 충분한 시간이 경과하였다고 판단할 수 있는 현 시점에서 그동안의 축적된 자료를 사용하여 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향을 취약계층 중심으로, 분석기간을 단계별로 구분하여 살펴보고자 한다.

## II. 기존 연구 소개 및 차별성

비정규직보호법이 고용에 미치는 영향에 대한 기존 연구는 주로 비정규직보호법 시행 초기의 데이터를 사용하여 이루어졌으며 최근의 데이터를 사용한 연구는 거의 없는 실정이다. 또한 시행 초기의 자료를 사용하여 분석한 기존 연구에서도 분석기간 등에 따라 분석결과가 다르게 도출되었다.

윤정향(2008)은 비정규직보호법이 시행 초기에는 300인 이상 사업체에서 우선 적용한다는 점에 착안하여<sup>1)</sup> 이를 기준으로 실험집단과 통제집단을 구분하여 이중차분 분석을 수행하였다. 비정규직보호법 시행 1년 후를 대상으로 분석한 결과 윤정향(2008)은 비정규직이 도입 당해 연도보다 감소한 것으로 나타났다고 분석하였으나 이들이 정규직으로 이동했는지는 알 수 없다고 언급하였다.

남재량·박기성(2010)도 2007년 비정규직보호법의 고용효과를 실증분석기법을 사용하여 분석하였다. 남재량·박기성(2010)은 경제활동인구조사의 근로형태 부가조사와 경상조사 자료를 결합하여 법 시행을 전후한 시기를 분석하였다. 동 보고서에서도 보다 장기간에

1) 사업체 규모별 단계적 적용은 차별금지에 대한 규정이며, 기간제 비정규직 근로자의 사용기한에 대한 적용은 사업체 규모별 단계적 적용에 해당되는 사항은 아니기 때문에 분석대상이 적절했는가에 대해서는 논란의 소지가 있다.

결친 고용효과에 대한 분석이 필요함을 언급했으나 이는 자료들이 오랫동안 축적된 이후에 실시할 필요가 있다는 의견을 피력하였다. 남재량 박기성(2010)의 분석결과에서는 특히 정규직 고용에 매우 부정적인 것으로 나타났으며, 임금근로 전체의 고용에서도 부정적인 결과를 도출하였다. 반면 비정규직 고용은 초기에 부정적인 영향을 받으며, 시간 경과에 따라 비정규직보호법이 적용되지 않는 비정규직을 늘리는 풍선효과를 보이는 것으로 사료된다고 보고하였다.

유경준·강창희(2013)는 2007년 비정규직보호법의 고용효과를 경제활동인구조사의 고용형태별 부가조사를 사용하여 분석하였다. 내생성을 통제하기 위하여 분석표본을 만 55세 주변 연령대의 남성으로 제한하여 이중차분을 사용하여 분석하였다. 유경준·강창희(2013)의 추정결과에 따르면 비정규직보호법의 고용효과는 시간에 따라 U자형의 모습을 보이는 것으로 나타났다. 비정규직보호법은 법이 시행된 지 1년쯤 후인 2008년 8월에는 총고용에 미치는 음의 효과가 가장 큰 것으로 나타나지만 2009년 8월, 2010년 3월경에는 고용에 미치는 음의 효과가 줄어들거나 사라지는 것으로 보고하였다.<sup>2)</sup>

김명환·김기승(2014)은 비정규직보호법이 2009년 7월부터 5인 이상 사업장으로 전면 확대실시된 것을 바탕으로 비정규직보호법이 소규모 기업의 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 김명환·김기승(2014)은 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 사용하여 기존 선행 연구의 연구방법을 적용하여 비정규직보호법의 고용효과에 대한 실증분석을 수행하였다. 분석결과 비정규직보호법은 특히 100인 미만 소규모 기업의 고용에 매우 부정적인 것으로 나타났으며 이로 인해 전체 고용에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다고 보고하였다.

기존의 주요 연구들을 살펴보면 주로 단기간의 데이터를 가지고 사용하여 분석하였기 때문에 비정규직법이 고용에 미치는 실제적인 효과를 추정하였는가에 대한 문제가 있을 수 있다. 정책이나 규제的影响이 실제적으로 나타나기까지는 적지 않는 시간이 요구되기 때문이다. 또한 대부분의 연구가 회귀불연속모형(Regression Discontinuity, RD)을 사용하여 분석하였는데, 이질성을 최소화한다는 측면에서 장점이 있으나 불연속이 이루어지는 구간에 한정해서 분석하기 때문에 실제로 다른 집단에서 발생하는 비정규직보호법의 영향에 대해서는 상대적으로 제약된다는 단점이 있다. 또한 기존 연구에서는 기간제 및 파견근로에 대

2) 하지만 유경준·강창희(2013)의 실증분석 결과표에는 그 이후에 다시 취업이 감소하는 것으로 나타나고 있는데 보고서에서 이에 대한 설명은 따로 기술하지 않고 있다.

한 규제와 차별금지 조항에 대한 규제를 혼동하고 있어 실증분석 대상에서 혼동을 주고 있는 경우도 있다.<sup>3)</sup> 분석방법으로는 기간제 및 파견근로에 대한 규제의 영향을 분석하고 있으면서도 사업체 규모의 단계적 적용 유예기간을 상정하는 보고서도 있기 때문이다.<sup>4)</sup>

본 연구에서는 비정규직보호법 시행 이후의 축적된 자료를 사용하여 비정규직보호법이 취약계층의 고용에 미치는 영향을 분석하고 이로부터 시사점을 도출한다는 점에서 기존연구와 차이가 있다. 보다 엄밀히 말하자면 비정규직보호법의 기간제 및 파견근로 규제가 취약계층의 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 기존 연구의 경우 주로 비정규직보호법 시행 이후의 단기간의 자료를 사용하거나 혹은 2012~2013년까지의 자료를 사용하여 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향을 분석하였으며, 회귀불연속 모형을 사용한다는 명목 하에 비정규직보호법이 특정 연령대(50대)의 고용시장에 미치는 영향을 주로 분석하였다는 측면이 있다. 하지만 실제로 사회적으로 가장 먼저 고려되어야 할 취약계층의 고용에는 어떠한 영향을 미쳤는지 분석한 사례는 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 비정규직보호법 시행 이후의 축적된 데이터를 사용(2015년까지의 데이터를 사용)하여 비정규직보호법이 취약계층(청년층, 저소득층, 여성가구주 등)에 미치는 영향을 분석하는데 중점을 두고자 한다. 또한 분석결과를 바탕으로 현재 비정규직보호법의 개정 필요성을 살펴보고 논의가 중단된 노동시장개혁의 필요성에 대한 시사점도 함께 도출해 보고자 한다.

### Ⅲ. 비정규직보호법이 취약계층의 고용에 미치는 영향

#### 1. 비정규직보호법의 주요 내용

비정규직보호법 이전에는 근로기준법에서 국적·성별·신앙 기타 사회적 신분을 이유로 한

3) 기존 연구에서는 실증분석의 효과가 기간제 및 파견근로에 대한 규제와 차별금지 규제를 동시에 분석한 것으로 기술하고 있는 경우도 있으나 사업장 규모별 시행 유예가 적용된 부분은 차별금지 조항에만 적용되며 기간제 및 파견근로의 사용기간에 대한 규제는 유예기간 없이 시행되고 있음을 주지할 필요가 있다.

4) 기간 제한 규제의 영향을 추정하는 분석방법으로 사업체 규모별 법 시행 차이에 근거하여 비정규직보호법의 영향을 분석하는 연구의 경우 사업체 규모별 비정규직보호법 적용 유예 기간은 차별금지에 대한 조항에만 해당되고 기간 제한에는 적용되지 않기 때문에 분석방법의 적정성에 대해서는 논란의 여지가 있다.

차별을 금지하거나, 혹은 남녀고용평등법에서 고용에 있어서의 남녀차별을 금지하고 있으나, 고용형태를 이유로 한 차별처우 금지 규정은 어디에도 존재하지 않았다. 그러나 비정규직보호법의 시행으로 기간제, 단시간, 파견근로자에 대한 차별적 대우를 금지하는 법적인 장치가 마련되었다고 할 수 있다. 구체적으로는 기간제 근로자에 대해서 사용자는 기간제 근로자임을 이유로, 당해 사업 또는 사업장에서, 동종 또는 유사한 업무에 종사하는 기간의 정함이 없는 근로계약을 체결한 근로자에 비하여, 차별적 처우를 할 수 없음을 규정하고 있으며 단시간 근로자의 경우 사용자는 단시간 근로자임을 이유로, 당해 사업 또는 사업장의, 동종 또는 유사한 업무에 종사하는 통상근로자에 비하여, 차별적 처우를 하여서는 안 되는 것으로 규정하고 있다. 또한 파견사업주와 사용자사업주는 파견근로자임을 이유로, 사용자사업주 사업 내의, 동종 또는 유사한 업무를 수행하는 근로자에 비하여, 파견근로자에게 차별적 처우를 할 수 없도록 규정하고 있다. 비정규직보호법은 차별적 대우를 금지하는 한편, 비정규직 근로자의 남용을 방지하고 비정규직 근로자의 정규직 전환 의무를 규정함으로써 비정규직을 보호하고 비정규직의 정규직 전환을 유도하고 있다. 비정규직보호법 시행으로 기간제 근로자의 사용기간이 2년으로 제한되었으며 사용자가 2년을 초과하여 사용할 때에는 기간의 정함이 없는 근로계약을 체결한 근로자로 간주하며, 단시간 근로자의 경우 법정근로시간 이내라고 하더라도 초과근로시간을 1주 12시간으로 제한하고 통상근로자 채용 시 단시간 근로자의 우선 고용을 위해 노력해야 한다. 파견근로자의 경우 파견기간 2년을 초과하여 계속적으로 파견근로자를 사용하는 경우, 근로자 파견대상 업무에 해당하지 아니하는 업무에서 파견근로자를 사용하는 경우, 금지업무에 파견근로자를 사용하는 경우, 허가받지 않고 근로자 파견사업을 하는 자로부터 근로자파견의 역무를 제공받은 경우 등에 대해서 사용자사업주는 파견근로자를 직접 고용하여야 하는 의무를 가지도록 하였다. 비정규직보호법의 비정규직 근로기간에 대한 규정은 동 법 시행 이후 근로계약이 체결 혹은 갱신되는 건부터 적용되기 때문에 비정규직근로자의 기간제한으로 인한 실제 고용변화는 빨라야 2009년 7월부터 나타날 수 있다(만 55세 이상의 고령자들에게는 비정규직보호법이 정한 기간제한이 적용되지 않는다). 다만 비정규직보호법을 바로 시행할 경우 노동시장에 미치는 충격을 완화하기 위하여 비정규직보호법은 기업의 규모별로 시행시기를 달리하여 적용되었다. 비정규직보호법은 상시 300인 이상의 근로자를 사용하는 사업 또는 사업장과 공공기관의 경우 2007년 7월 1일부터, 상시 100인 이상 300인 미만의 근로자를 사용하는 사업 또는 사업장

은 2008년 7월 1일부터, 상시 100인 미만의 근로자를 사용하는 사업 또는 사업장은 2009년 7월 1일부터 시행하도록 규정되었다. 하지만 여기서 주의할 점은 기업의 규모에 따른 차등적 적용은 차별금지조항에만 해당하는 사안이라는 것이다. 비정규직보호법의 비정규직 사용기간 제한의 경우 2007년 7월부터 모든 사업장(5인 이상)에 일괄 적용되는 것으로 언급되어 있기 때문에 적용유예기간에 해당되는 사항이 아니라는 점은 주지할 필요가 있다.

## 2. 분석방법 및 데이터 소개

기존의 선행연구에서는 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향을 추정하기 위하여 회귀불연속모형(Regression Discontinuity, RD)을 이중차분법(Difference in Differences, DID)에 적용하여 실증분석을 사용하였다. 이중차분법은 계량경제학 기법 중의 하나로서 정책이나 제도의 실시 전후의 효과를 비교·분석하는 경우에 주로 사용되며 구체적으로 체도의 적용을 받는 실험집단(treatment group)과 비교의 기준이 되는 통제집단(control group)으로 나누어 제도 실시 후의 효과 차이를 비교하는 방법을 말한다. 회귀불연속모형이란 두 집단 사이의 이질성을 최소화하기 위하여 집단 간 단절이 발생하는 임계치 주변의 일부 관측치들만 사용하여 회귀분석을 실시하는 방법으로서 회귀불연속모형을 이중차분법에 적용하여 분석하는 것은 실험집단과 통제집단을 임계치 주변의 일부 관측치들만 한정하여 분석하는 방법이라고 볼 수 있다. 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향분석에 있어 회귀불연속모형을 사용하는 경우 동 법의 적용 여부가 불연속적으로 나타나는 만 나이 55세의 주변을 분석 연령대로 제한하기 때문에 추정결과는 엄밀하게는 55세 주변의 연령구간에만 국한되며 다른 연령이나 계층에 대해서는 동 법이 고용에 어떠한 영향을 미쳤는지 알 수 없다는 문제점이 발생하게 된다(유경준·강창희(2013)). 물론 회귀불연속모형을 사용하는 경우 이질성을 최소화하여 비정규직보호법의 효과를 측정할 수 있다는 장점이 있다. 하지만 이러한 장점을 얻는 대신 다른 집단에서 발생할 수 있는 비정규직보호법의 영향분석을 포기해야 하는 다른 비용이 발생하기 때문에 본 연구에서는 회귀불연속모형을 장점을 희생하는 대신 통제변수를 통해 집단별 이질성을 제어하고 비정규직보호법이 다른 집단에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

본 연구는 취약계층을 중심으로 비정규직보호법이 고용에 미치는 효과를 분석하고 있으



므로, 예컨대 청년층에 대한 영향을 분석할 경우에는 청년층의 경우 연령이 15~29세로 한정되기 때문에 비정규직보호법의 통제집단과의 임계치 단절을 고려하는 회귀불연속모형을 사용할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 이중차분법에 근거하여 비정규직보호법이 청년층 등을 포함하는 취약계층에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

이중차분법(DID)을 좀 더 설명하자면 제도나 정책의 변화 시기를 전후로 제도나 정책의 변화에 적용을 받는 집단(실험집단)과 적용을 받지 않는 집단(통제집단) 간의 차이를 비교·분석하여 정책이나 제도의 효과를 분석하는 방법이라 할 수 있다. 제도나 정책의 변화에 따라 적용을 받는 집단과 적용받지 않는 집단의 차이를 사용하여 제도나 정책의 변화 시기 전후에 대하여 구한 후 둘 사이의 차이를 비교하기 때문에 추세를 제거하고 정책의 순효과만을 볼 수 있다는 장점이 있다.

본 연구에서 사용하는 이중차분모형은 다음과 같이 설정하였다.

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_i + \beta_2 G_i + \beta_3 T_i + \beta_4 G_i^* T_i + \epsilon_i \quad \textcircled{1}$$

$Y$ 는 취업상태를 나타내는 이산변수로서 취업상태에 있으면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 것으로 구성되어 있으며  $X$ 는 개인별 특성을 나타내는 변수로서 학력, 연령, 가구주 여부, 결혼 여부, 도시거주 여부, 시간 더미 등을 포함하는 변수라 할 수 있다.  $G$ 는 실험집단과 통제집단을 구분하는 변수로서 실험집단에 속하면(비정규직보호법에 적용되는 집단이면) 1의 값을 가지며, 통제집단(비정규직보호법이 적용되지 않는 집단)에 속하면 0의 값을 가지는 더미변수이다.  $T$ 는 제도 시행 전후를 나타내는 변수로서 비정규직보호법 시행 이전 시기에 속하면 0의 값을, 비정규직보호법 시행 이후 시기에 속하면 1의 값을 가진다.  $G^* T$ 는 변수  $G$ 와 변수  $T$ 의 교호항(interaction terms)으로서  $G^* T$ 의 계수값  $\beta_4$ 가 이중차분법에 따른 비정규직보호법의 영향을 나타내는 추정치에 해당한다.

예컨대 통제집단이며 비정규직보호법 시행 이전일 경우,

$$E(Y_i | G=0, T=0, X_i) = \alpha + \beta_1 X \quad \textcircled{2}$$

실험집단이며 비정규직보호법 시행 이전일 경우,

$$E(Y_i|G=1, T=0, X_i) = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 \quad (3)$$

통제집단이며 비정직보호법 시행 이후일 경우,

$$E(Y_i|G=0, T=1, X_i) = \alpha + \beta_1 X + \beta_3 \quad (4)$$

실험집단이며 비정직보호법 시행 이후일 경우,

$$E(Y_i|G=1, T=1, X_i) = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \quad (5)$$

이중차분에 의한 비정직보호법의 효과는 실험집단과 통제집단의 차이를 비정직보호법 시행 이후와 이전의 차이를 통해 알 수 있으므로 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} DID &= (E(Y_i|G=1, T=1, X_i) - E(Y_i|G=0, T=1, X_i)) - \\ &\quad (E(Y_i|G=1, T=0, X_i) - E(Y_i|G=0, T=0, X_i)) \\ &= (5) - (4) - (3) - (2) \\ &= ((\alpha + \beta_1 X + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4) - (\alpha + \beta_1 X + \beta_3)) - \\ &\quad ((\alpha + \beta_1 X + \beta_2) - (\alpha + \beta_1 X)) \\ &= (\beta_2 + \beta_4) - (\beta_2) \\ &= \beta_4 \end{aligned}$$

본 연구에서는 이중차분법의 계수값을 추정하기 위해 선형확률모형(Linear Probability Model, LPM)을 사용하여 실증분석을 수행하였다. 종속변수로 취업상태 여부에 따른 더미 변수를 가지고 있기 때문에 선형확률모형을 사용할 경우 이분산의 문제와 확률이 0과 1의 범위를 벗어날 수 있는 문제점으로 인하여 일반적으로는 로짓 모형(Logit Model)과 프로빗 모형(Probit Model)이 사용된다. 그러나 프로빗 모형과 로짓 모형을 사용할 경우 한계 효과를 별도로 추정하여야 하는데 이중차분법과 같이 상호작용 변수인 교호항의 경우에는 단일 변수처럼 한계효과를 구하는데 오류를 범할 수 있기 때문에(Ai and Norton(2003)), 기존연구들에서 사용했던 것처럼 선형확률모형(LPM)을 이용하여 추정치를 도출하였다.

분석에서 사용하는 변수를 간략히 설명하면 다음과 같다. 종속변수는 취업상태를 나타내

는 이산변수로서 취업상태는 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 취업상태를 나타내는 변수는 크게 3가지 종류로 구분하여 분석에 사용하였는데, 하나는 전체 취업(비정규직+정규직)여부에 따른 취업상태 구분 변수이며, 이외에도 정규직 취업여부에 따른 취업상태 변수, 비정규직 취업여부에 따른 취업상태 변수 등 취업형태별로 취업상태 변수를 구분하여 분석을 수행하였다. 각각의 종속변수를 사용하여 실증분석을 수행함으로써 비정규직보호법이 취약계층을 중심으로 각각의 취업상태별 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 하였다.

분석대상은 경제활동의 핵심이라 할 수 있는 생산가능인구로 한정하였으며 따라서 분석 대상의 연령은 만 15~64세로 설정하였다. 통제집단으로는 만 55~64세의 연령집단을 사용하였다. 비정규직보호법은 만 55세 이상에 대해서는 동 법의 사용기간 제한에 대한 예외를 규정하고 있어서 비정규직보호법이 시행되더라도 만 55세 이상의 근로자들은 해당 법의 사용기간 제한에 대한 적용을 받지 않기 때문에 만 55~64세를 통제집단으로 설정하였다. 통제집단이 만 55~64세 연령의 집단으로 선정되었기 때문에 실험집단(통제집단의 반대집단)에서의 변수값은 만 55~64세의 연령에 속하는 집단은 0의 값을 가지고 만 54세 이하의 그룹에 해당하는 경우는 1의 값을 가지는 것으로 구성하였다. 분석시기는 비정규직보호법 시행시기를 기준으로 시행 이전과 이후로 구분하였다. 시기변수는 비정규직보호법 시행시기를 기준으로 시행 이전일 경우는 0의 값을, 시행 이후일 경우에는 1의 값을 가지는 것으로 구성하였으며 시행 이후의 분석기간은 시간 경과에 따른 고용변화 추이를 살펴보기 위하여 3년 단위의 3개의 분석기간을 고려하여 분석하였다. 비정규직보호법은 2007년 7월 1일 시행되었기 때문에 시행 이전의 시기로는 2005년과 2006년 데이터를 사용하였으며<sup>5)</sup> 비정규직보호법 시행 이후의 시기는 2007년 이후 시행된 시점을 기준으로 2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년 등으로 나누어 각각에 대하여 분석을 진행하였다.

통제변수로는 연령, 교육수준, 결혼 여부, 가구주 여부, 도시거주 여부, 연도 더미<sup>6)</sup> 등을

5) 한국복지패널의 조사년도 기준으로는 2006년과 2007년 자료에 해당한다. 한국복지패널의 경우 조사시기는 매년 상반기이지만 설문 기준년도는 이전 연도 말이기 때문에 2006년과 2007년 조사자료의 경우 실제 응답 기준연도는 2005년 말과 2006년 말에 해당한다.

6) 본 연구에서는 비정규직보호법 이후의 긴 기간을 분석대상으로 하고 있으며 3년 단위로 구분하여 비정규직보호법의 영향을 추정하고 있는데 비정규직보호법 이전(2년 데이터)과 이후(3년 단위 데이터)를 비교할 때 분석 단위 데이터 내에서 연도 더미변수의 추가만으로는 경제 여건의 변화를 충분히 고려하지 못할 수 있다고 생각할 수도 있지만 이중차분법(DID)의 경우 통제집단과 실험집단의 정책 후 차이의 차이를 분석하기

포함시켰으며, 성별의 경우도 통제변수로 고려할 수 있을 것이나 여성의 경우 노동시장의 취업에 선택적으로 참여할 가능성 등으로 내생성이나 표본선택 편이가 발생할 수 있기 때문에 기존의 비정규직보호법 연구들처럼 남성의 고용변화만을 기준으로 분석을 진행하였다.<sup>7)</sup>

분석데이터로서 경제활동인구조사 부가자료, 한국노동패널 등을 고려할 수 있으나 본 연구에서는 비정규직보호법이 취약계층에 미치는 영향을 분석하고자 하는 바 취약계층에 대한 자료이용이 보다 용이한 한국복지패널을 사용하였다.<sup>8)</sup> 한국복지패널의 경우 1~11차년도 자료를 사용하여 2005~2015년도(조사년도 기준으로는 2006~2016년)의 데이터를 분석에 사용하였다. 취약계층은 일반적으로 노동시장 여건상 취업하기 어렵거나 사회서비스 구매능력이 부족한 저소득층을 일컫는데 본 연구에서는 취약계층으로 청년층<sup>9)</sup>, 저소득층<sup>10)</sup>, 여성 가구주<sup>11)</sup> 등을 선정하여 비정규직 보호법이 이들 취약계층에 미치는 영향을 분석하였다.<sup>12)</sup>

---

때문에 이는 크게 문제가 되지 않는다. 일단 경제여건의 변화는 보통 연도더미 변수를 사용할 수 있으며 그 외의 경제여건 변화라고 하더라도 비정규직보호법 전후의 경제여건 변화는 통제집단과 실험집단에 동시에 적용되기 때문에 이중차분법(차이의 차이)으로 추정하면 그러한 경제여건 변화에 따른 영향은 제거되기 때문이다.

- 7) 일반적으로 남성의 노동공급은 일정하게 유지되는 반면, 여성의 노동공급은 여러 가지 상황에 따라(가구의 소득감소, 가사, 경력단절 등) 변동이 크기 때문에 여성을 포함시킬 경우 비정규직법이 고용에 미치는 영향을 정확히 추정하기 어렵고, 이러한 이유로 여성을 포함시킬 경우 추정방법에서 문제가 발생할 수 있기 때문에 기존연구들에서도 남성의 고용변화만을 고려하여 분석을 진행하고 있다. 다만 본 연구에서 여성가구주의 경우 여성이지만 가구주로서 가구의 생계를 책임져야하기 때문에 노동공급이 일정하게 유지될 것으로 가정할 수 있어서 관련 분석의 경우 통제집단을 55~64세(남성)로 선정하고 실험집단을 여성가구주로 설정하여 분석을 수행하였다.
- 8) 취약계층에 대한 분석을 수행하기 위해서는 취약계층을 정의하고 분류하기 위한 추가적인 작업이 필요한데, 한국복지패널의 경우 저소득층과 일반가구를 구분하여 자료를 제공하고 있기 때문에 편의성 측면에서도 이점이 있다.
- 9) 15~29세의 연령층에 해당하는 그룹
- 10) 가구소득이 가구 중위소득 60% 미만인 해당하는 그룹(한국복지패널에서 제공하는 저소득층 구분 자료 이용)
- 11) 여성 가운데 한 가정의 가구주에 해당하는 그룹
- 12) 취약계층을 실험집단으로 설정하여 분석하는 경우 연령은 만 54세 이하로 제한하였다.

〈표 1〉 주요 변수들의 기술통계량

항 목	관측치수	평 균	표준편차	최솟값	최댓값
전체 취업(=1)	42,080	0.56	0.50	0	1
비정규직 취업(=1)	42,080	0.18	0.38	0	1
정규직 취업(=1)	42,080	0.38	0.49	0	1
연령	42,080	38.90	13.16	15	64
가구주(=1)	42,080	0.66	0.47	0	1
무학(=1)	42,080	0.01	0.10	0	1
초등학교 졸업(=1)	42,080	0.07	0.25	0	1
중학교 졸업(=1)	42,080	0.13	0.33	0	1
고등학교 졸업(=1)	42,080	0.42	0.49	0	1
전문대 졸업(=1)	42,080	0.10	0.30	0	1
대학교 졸업(=1)	42,080	0.24	0.43	0	1
석사 졸업(=1)	42,080	0.03	0.18	0	1
박사 졸업(=1)	42,080	0.00	0.05	0	1
결혼(=1)	42,050	0.64	0.48	0	1
도시거주(=1)	42,080	0.92	0.27	0	1
청년층(=1)	42,080	0.27	0.45	0	1
저소득층(=1)	42,080	0.10	0.30	0	1
전체계층(=1)	42,080	0.86	0.35	0	1
통제집단(=1)	42,080	0.14	0.35	0	1
비정규직보호법 이후(=1)	42,080	0.82	0.39	0	1

주: 15~64세, 남자 기준, 가중치 사용, 연도 더미, 여성가구주는 생략

자료: 한국복지패널(1~11차)

### 3. 분석결과

먼저 전체 계층을 대상으로 비정규직보호법이 취업에 미치는 영향을 분석한 결과 비정규직보호법 시행 이후 시간이 경과하면서 고용에 미치는 부정적인 영향이 더욱 심화되는 것으로 분석되었다. 비정규직보호법 시행 이후 시간이 경과함에 따라 비정규직보호법이 취업에 어떠한 영향을 미치는지를 검토하기 위해 비정규직보호법 시행 이후를 3개년도로 구성된 3개의 기간으로 구분(2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년)하여 비정규직보호법이 전체계층의 취업에 미치는 영향을 분석한 결과 전체 취업, 비정규직 취업, 정규직 취업 등에서의 취업상황은 시행 직후보다 시행 이후 시간이 경과하면서 더욱 악화된 것으로 나타났다. 전체 취업 측면에서 살펴보면 비정규직보호법이 시행된 직후라 할 수 있는 2007~2009년에는 비정규직보호법이 전체 취업에 미미하지만 비유의적인 양의 영향을 미쳤으나 2010~12년, 2013~15년에는 부정적인 영향으로 전환되고 음의 영향도 더욱 심화되어 2013~2015년에는 취업확률을 5.9% 포인트 감소시키는 것으로 나타났다.<sup>13)</sup> 비정규직 취업에 있어서도 비정규직보호법 시행 직후에는 유의적인 큰 변화가 없었으나 2010~2012년에는 취업률이 5.5% 포인트 유의적으로 감소하는 것으로 나타났으며, 2013~2015년에는 하락폭이 더욱 확대되어 6.7% 포인트 감소하는 것으로 나타났다.<sup>14)</sup> 비정규직보호법이 정규직 취업에 미치는 영향도 시행 직후에는 오히려 비유의적이지만 양의 효과가 나타났으나 시간이 경과하면서 그 크기가 감소하는 것으로 분석되었다.<sup>15)</sup>

13) <표 2> 참조, <표 2>는 2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년에 대해 비정규직보호법이 전체(비정규직+정규직)의 고용(취업확률)에 미치는 영향을 정리한 표이다. 비정규직보호법의 영향을 이중차분법 결과 중심으로 간략하게 보고한 표이며 전체 회귀결과의 분석표는 요청시 이용가능하다.

14) <표 3> 참조, <표 3>은 2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년에 대해 비정규직보호법이 비정규직의 고용(취업확률)에 미치는 영향을 정리한 표이다. 비정규직보호법의 영향을 이중차분법 결과 중심으로 간략하게 보고한 표이며 전체 회귀결과의 분석표는 저자에게 요청시 이용가능하다.

15) <표 4> 참조, <표 4>는 2007~2009년, 2010~2012년, 2013~2015년에 대해 비정규직보호법이 정규직의 고용(취업확률)에 미치는 영향을 정리한 표이다. 비정규직보호법의 영향을 이중차분법 결과 중심으로 간략하게 보고한 표이며 전체 회귀결과의 분석표는 저자에게 요청시 이용가능하다.

〈표 2〉 종속변수: 전체 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
전체계층	0.216*** (0.0182)	0.231*** (0.0185)	0.246*** (0.0186)
비정규직보호법	0.0292 (0.0203)	0.0838*** (0.0203)	0.101*** (0.0206)
전체계층*비정규직보호법	0.00963 (0.0199)	-0.0357* (0.0201)	-0.0594*** (0.0202)
상수	-0.0559 (0.0373)	-0.0775** (0.0389)	-0.166*** (0.0399)
관측치수	24,553	24,774	24,197
R-squared	0.190	0.190	0.202
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses  
 2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
 3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 3〉 종속변수: 비정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
전체계층	0.0860*** (0.0151)	0.0922*** (0.0153)	0.0813*** (0.0155)
비정규직보호법	-0.00537 (0.0163)	0.0294* (0.0168)	0.0635*** (0.0173)
전체계층*비정규직보호법	-0.00869 (0.0160)	-0.0550*** (0.0164)	-0.0668*** (0.0169)
상수	-0.0117 (0.0333)	-0.0311 (0.0359)	-0.0656* (0.0356)
관측치수	24,553	24,774	24,197
R-squared	0.027	0.026	0.025
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses  
 2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
 3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 4〉 종속변수: 정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
전체계층	0.130*** (0.0158)	0.139*** (0.0160)	0.165*** (0.0161)
비정규직보호법	0.0345** (0.0169)	0.0544*** (0.0171)	0.0380** (0.0173)
전체계층*비정규직보호법	0.0183 (0.0165)	0.0193 (0.0168)	0.00738 (0.0170)
상수	-0.0442 (0.0319)	-0.0464 (0.0333)	-0.101*** (0.0346)
관측치수	24,553	24,774	24,197
R-squared	0.205	0.215	0.223
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

비정규직보호법이 취약계층에 미친 영향으로서 제일 먼저 청년층 취업에 미치는 영향을 분석한 결과 최근 들어 비정규직보호법은 청년층의 전체 취업과 정규직 취업을 유의적으로 감소시킨 것으로 나타났다. 비정규직보호법이 비정규직 사용을 줄이고 정규직 전환을 유도하려는 의도와는 달리 청년층에서는 오히려 정규직 취업확률이 감소한 것으로 분석되었다. 청년층에서도 비정규직보호법이 취업에 미치는 영향은 법이 시행된 이후 시간이 지날수록 부정적인 영향이 커지는 것으로 분석되었다. 분석결과 비정규직보호법이 청년층 취업에 미치는 영향은 전체 취업, 비정규직 취업, 정규직 취업 등 모든 취업 종속변수들에 있어서 시행 이후 시간이 경과하면서 더욱 악화되는 것으로 나타났다. 비정규직보호법 직후 나타난 청년층에서의 취업확률 증가는 당시 비정규직 부문에서의 취업확률 증가에 기인하는 것으로 볼 수 있는데 이러한 현상도 2013~2015년도에 들어서면서 비유의적인 음의 값으로 전환되었다. 비정규직보호법은 2007년 7월 1일 이후 비정규직계약이 끝나는 비정규직에 대하여 기간제한을 적용하는 것이 아니며 2007년 7월 1일 이후 비정규직 계약을 체결하면 해당 계약이 끝나는 시점에서 비정규직 기간제한이 적용되므로 기업들이 비정규직보호법 시행 직후에는 오히려 비정규직을 자유롭게 사용할 수 있는 마지막 기회로 인지하여 비정규직 사용 수요가 일시적으로 증가하였을 가능성이 있다.



<표 5> 종속변수: 전체 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
청년층	1.152*** (0.0636)	1.145*** (0.0669)	1.123*** (0.0674)
비정규직보호법	0.0424* (0.0227)	0.107*** (0.0226)	0.122*** (0.0228)
청년층*비정규직보호법	0.0386* (0.0220)	-0.0255 (0.0226)	-0.0725*** (0.0224)
상수	-1.600*** (0.101)	-1.609*** (0.108)	-1.611*** (0.108)
관측치수	10,266	10,343	10,296
R-squared	0.262	0.241	0.233
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

<표 6> 종속변수: 비정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
청년층	0.493*** (0.0532)	0.488*** (0.0557)	0.561*** (0.0591)
비정규직보호법	-0.00179 (0.0184)	0.0400** (0.0188)	0.0636*** (0.0192)
청년층*비정규직보호법	0.0479*** (0.0179)	0.00935 (0.0186)	-0.00612 (0.0189)
상수	-0.732*** (0.0849)	-0.741*** (0.0916)	-0.909*** (0.0932)
관측치수	10,266	10,343	10,296
R-squared	0.053	0.052	0.063
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 7〉 종속변수: 정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
청년층	0.659*** (0.0600)	0.657*** (0.0619)	0.562*** (0.0620)
비정규직보호법	0.0442** (0.0186)	0.0674*** (0.0187)	0.0586*** (0.0186)
청년층*비정규직보호법	-0.00926 (0.0183)	-0.0348* (0.0186)	-0.0663*** (0.0185)
상수	-0.868*** (0.0894)	-0.868*** (0.0933)	-0.702*** (0.0943)
관측치수	10,266	10,343	10,296
R-squared	0.233	0.230	0.199
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

비정규직보호법은 대표적인 취약계층이라 할 수 있는 저소득층의 취업에도 유의적인 음의 영향을 미친 것으로 나타났다. 비정규직보호법이 취약계층의 가장 일반적인 형태라 할 수 있는 저소득층의 전체 취업(정규직과 비정규직을 포함)에 미치는 영향을 분석한 결과 비정규직보호법은 저소득층의 전체 취업확률을 8.5% 포인트 감소시킨 것으로 분석되었다. 비정규직보호법이 취업에 미치는 영향을 정규직과 비정규직으로 구분하여 분석한 결과에서는 비정규직 취업확률이 유의적으로 감소한 것으로 분석되었다. 비정규직보호법이 저소득층의 고용에 미치는 부정적인 영향도 시간이 지날수록 심화되는 것으로 나타났는데 저소득층에서의 취업감소는 대부분 비정규직 부문에서의 취업감소와 관련이 있는 것으로 나타났다. 저소득층의 비정규직의 취업확률은 시간이 경과하면서 유의적인 음의 값이 더욱 확대된 것으로 나타났으며 저소득층의 정규직 취업의 경우 비정규직보호법이 시행된 이후 정규직에서의 유의적인 고용 변화는 없었고 다만 2013~2015년에는 그전의 비유의적인 양의 값에서 비유의적인 음의 값으로 효과의 방향이 전환된 것으로 분석되었다.

<표 8> 종속변수: 전체 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
저소득층	-0.0318 (0.0261)	-0.000323 (0.0267)	-0.0420 (0.0275)
비정규직보호법	0.0467* (0.0240)	0.103*** (0.0240)	0.116*** (0.0244)
저소득층*비정규직보호법	0.00801 (0.0247)	-0.0335 (0.0258)	-0.0851*** (0.0272)
상수	0.156*** (0.0549)	0.0450 (0.0565)	0.141** (0.0604)
관측치수	8,153	8,046	7,774
R-squared	0.063	0.081	0.090
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

<표 9> 종속변수: 비정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
저소득층	0.139*** (0.0228)	0.157*** (0.0232)	0.120*** (0.0241)
비정규직보호법	0.0105 (0.0201)	0.0301 (0.0204)	0.0472** (0.0211)
저소득층*비정규직보호법	-0.00310 (0.0210)	-0.0409* (0.0223)	-0.0758*** (0.0241)
상수	-0.111** (0.0488)	-0.197*** (0.0505)	-0.107** (0.0531)
관측치수	8,153	8,046	7,774
R-squared	0.039	0.043	0.043
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 10〉 종속변수: 정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
저소득층	-0.171*** (0.0172)	-0.157*** (0.0176)	-0.162*** (0.0182)
비정규직보호법	0.0363* (0.0191)	0.0725*** (0.0196)	0.0684*** (0.0199)
저소득층*비정규직보호법	0.0111 (0.0184)	0.00738 (0.0191)	-0.00929 (0.0194)
상수	0.267*** (0.0347)	0.242*** (0.0359)	0.248*** (0.0400)
관측치수	8,153	8,046	7,774
R-squared	0.089	0.103	0.093
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

마지막으로 비정규직보호법이 최근 여성가구주의 취업에 미친 영향을 살펴보면 비정규직보호법은 여성가구주의 전체 취업확률도 유의적으로 감소시킨 것으로 나타났다. 비정규직보호법이 여성가구주의 취업에 미치는 영향을 정규직과 비정규직으로 구분하여 살펴보면 비정규직에서의 취업이 유의적으로 감소한 것으로 나타났다. 최근 연도 기준으로 비정규직보호법은 여성가구주의 비정규직 취업확률을 5.1% 포인트 감소시킨 것으로 나타나 취업의 감소는 대부분 비정규직에서의 취업 확률 감소에 기인하는 것으로 사료된다. 비정규직보호법이 여성가구주의 취업에 미치는 영향도 시간이 지날수록 더욱 악화되는 것으로 나타났는데 분석결과 여성가구주의 전체 취업, 비정규직 취업 등에 대해서 비정규직보호법이 미치는 영향은 비정규직보호법 시행 이후 시간이 지나면서 더욱 악화된 것으로 분석되었다. 여성가구주에서의 전반적인 고용감소는 비정규직에서의 취업감소와 연관이 있는 것으로 사료되며 비정규직에서의 취업률 감소도 비정규직보호법 시행 초기에는 유의적인 값을 가지지 않았으나 취업상황이 더욱 악화되면서 2013~2015년에는 취업확률이 5.1% 포인트 유의적으로 감소한(유의수준 10%에서 유의적) 것으로 분석되었다. 여성가구주 정규직 취업의 경우 비정규직보호법이 시행된 이후 정규직에서의 유의적인 고용 증가는 없었으며 다만 2010~2012년부터 그전의 비유의적인 양의 값에서 비유의적인 음의 값으로 효과의 방향이 전환된 것으로 분석되었다.

〈표 11〉 종속변수: 전체 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
여성가구주	0.0398 (0.0314)	0.0865*** (0.0316)	0.0549* (0.0319)
비정규직보호법	0.0452* (0.0245)	0.103*** (0.0243)	0.124*** (0.0247)
여성가구주*비정규직보호법	-0.0207 (0.0275)	-0.0393 (0.0278)	-0.0635** (0.0288)
상수	0.771*** (0.0878)	0.484*** (0.0878)	0.519*** (0.0875)
관측치수	6,477	6,769	6,640
R-squared	0.144	0.136	0.117
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 12〉 종속변수: 비정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
여성가구주	0.152*** (0.0297)	0.198*** (0.0302)	0.184*** (0.0315)
비정규직보호법	-0.00902 (0.0212)	0.0335 (0.0215)	0.0517** (0.0223)
여성가구주*비정규직보호법	-0.0316 (0.0264)	-0.0193 (0.0275)	-0.0508* (0.0289)
상수	0.232*** (0.0840)	-0.0149 (0.0842)	-0.00210 (0.0886)
관측치수	6,477	6,769	6,640
R-squared	0.068	0.069	0.051
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

〈표 13〉 종속변수: 정규직 취업 기준(2007~2015년)

변수	(1) 2007~09년	(2) 2010~12년	(3) 2013~15년
여성가구주	-0.112*** (0.0295)	-0.111*** (0.0298)	-0.129*** (0.0310)
비정규직보호법	0.0542*** (0.0210)	0.0695*** (0.0213)	0.0724*** (0.0216)
여성가구주*비정규직보호법	0.0110 (0.0258)	-0.0200 (0.0267)	-0.0128 (0.0286)
상수	0.539*** (0.0837)	0.499*** (0.0835)	0.521*** (0.0869)
관측치수	6,477	6,769	6,640
R-squared	0.146	0.143	0.103
연도더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) Robust standard errors in parentheses

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3) 통제변수로서 연령, 가구주 여부, 교육수준 더미변수, 결혼 여부, 도시 거주 여부, 연도 더미 변수 등을 포함하였음

## IV. 결론 및 시사점

비정규직보호법은 고용상황을 더욱 악화시키는 것으로 나타났으며, 특히 취약계층에서 고용의 부정적인 영향이 더 큰 것으로 분석되었다. 비정규직보호법은 비정규직을 보호하고 비정규직의 고용안정을 모색하며 비정규직의 정규직 전환을 촉진하기 위하여 시행되었다고는 하지만 실증분석 결과는 그렇지 못한 것으로 나타나고 있다. 전반적으로 비정규직보호법은 취업기회를 감소시키는 한편, 취약계층의 고용에 더 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 요컨대 비정규직보호법은 전체 취업기회를 감소시킨 가운데 주로 비정규직에서의 취업확률만 유의적으로 하락시킨 반면, 정규직에서는 그에 상응하는 취업확률의 증가를 가져오지는 못한 것으로 판단된다. 비정규직보호법의 시행으로 비정규직 취업확률이 감소한 부분은 비정규직보호법의 원래 의도와도 부합되는 측면이 있으나 문제는 비정규직 취업확률만 감소하고 이에 상응하는 정규직에서의 취업확률이 증가하지 않아 전체 취업확률이 감소하고 있다는 것이 문제라고 할 수 있다. 결과적으로는 비정규직보호법이 정규직 고용증가를

가져오지는 못하고 기존에 취업할 수 있었던 비정규직 일자리만 앗아간 결과를 초래하여 전체적인 고용수준을 악화시킨 것으로 사료된다. 특히, 청년층, 저소득층, 여성가구주 등의 취약계층에서 비정규직보호법의 부정적인 영향이 더욱 큰 것으로 판단되며 청년층의 경우는 정규직에서의 취업확률도 오히려 유의적으로 감소한 것으로 나타났다. 최근 자료(2013 ~ 15년)를 기준으로 살펴보면 전체 계층의 경우 비정규직보호법으로 인해 전체 취업확률(비정규직+정규직)이 5.9%포인트 감소한 것으로 나타났으나, 청년층은 7.3% 포인트 감소한 것으로 분석되었으며 저소득층과 여성가구주는 각각 8.5% 포인트, 6.4% 포인트 감소한 것으로 분석되었다. 청년층의 경우는 특히 정규직에서의 취업확률이 6.6% 포인트 감소하였으며, 저소득층과 여성가구주의 경우 비정규직에서의 취업확률이 각각 7.6% 포인트, 5.1% 포인트 감소한 것으로 분석되었다. 뿐만 아니라 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향은 전체계층, 청년층, 저소득층, 여성 가구주 등 모든 분석대상 계층에서 시행 직후보다 시간이 경과하면서 더욱 악화된 것으로 분석되었다.

비정규직보호법은 고용에 부정적인 영향을 미치는 것으로 사료되는 바, 조기에 비정규직 보호법을 개정하고 노동시장의 구조조정을 추진할 필요가 있다. 비정규직보호법은 비정규직의 사용기간을 제한하고, 비정규직에 대한 규제를 강화함으로써 기업들이 비정규직을 사용할 유인을 감소시켜 비정규직에서의 고용을 감소하는 결과를 초래한 것으로 판단된다. 비정규직에서의 고용이 감소하더라도 정규직에서의 높은 고용보호 수준(고용의 경직성)으로 기업이 정규직을 추가로 고용하는 것도 쉽지 않아 정규직에서 고용증대를 기대하기 어려운 실정이다. 정규직에 대한 고용보호 완화 없이 비정규직에 대한 규제만 강화할 경우, 비정규직의 고용만 감소하고 정규직의 고용 증대는 쉽지 않을 뿐만 아니라 기업의 투자유인 감소 등 기업경영 활동에도 부정적인 영향을 미쳐 결과적으로 정규직 혹은 전체 취업기회는 증가하지 않는 것으로 사료된다. 비정규직보호법이 고용에 미치는 부정적인 영향을 완화하기 위하여 동 법을 개정할 필요가 있으며 향후 고용기회를 확대하기 위해서는 고용 경직성 완화 등을 포함하여 노동시장개혁을 지속적으로 추진해 나갈 필요가 있다. 현재의 비정규직보호법은 비정규직 차별금지에 중점을 두고 사용기간 제한이나 다른 규제들은 완화할 필요가 있는 것으로 사료된다. 이와 함께 정규직 고용보호를 완화하고 고용유연성을 제고하여 정규직과 비정규직의 근본적인 이중구조를 해소하는 한편, 기업의 일자리 창출을 촉진하기 위한 고용친화적인 노동시장환경을 조성할 필요도 있을 것으로 생각된다.

## 참고문헌

- 김명환, 김기승, 「비정규직보호법이 소규모 기업의 고용에 미치는 영향」, 『산업관계연구』, 제24권 제3호, 한국고용노사관계학회, 2014, pp.23-43.
- 남재량, 박기성, 「비정규직법의 고용효과연구」, 『노동정책연구』, 제10권 제4호, 한국노동연구원, 2010, pp.65-99.
- 유경준, 강창희, 「2007년 비정규직법의 고용효과 분석」, 『노동경제논집』, 제36권 제2호, 한국노동경제학회, 2013, pp.67-94.
- 윤정향, 「고용규모변화로 살펴본 비정규직법 1년의 효과」, 『e-고용이슈』, 통권 제17호, 한국고용정보원, 2008, pp.1-13.
- Ai, C., and Norton, E. C., “Interaction Terms in Logit and Probit Models”, *Economics Letters*, Vol.80, No.1, 2003, pp.123-129.
- Card, D., and Krueger, A. B., “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, Vol.84, No.4, 1994, pp.772-793.



## The effect of the non-regular employee protection law on the employment of vulnerable social groups

Jin Sung Yoo

This study uses the 1st~11th waves of Korea Welfare Panel and the method of difference in differences(DID) to analyze the effect of the non-regular employee protection law on the employment of the vulnerable social groups. Overall, the empirical results indicate that the law decreased the employment in the labor market. Especially the law decreased the employment of non-regular workers significantly while there was no empirical evidence for the increase in the employment of regular workers. In addition the law had much worse effect on the employment of the vulnerable social groups such as youth group, low income group, and female heads of household group. This paper also finds that the negative effects intensified over time. Therefore we should consider amending the non-regular employee protection law in the direction of easing the regulation on the use of non-regular workers while emphasizing the prohibition of discrimination against the non-regular workers.

Keywords : the non-regular employee protection law, employment, difference in differences(DID), vulnerable social groups, regular workers and non-regular workers.