

# 「비정규직법」과 근로자의 고용불안: 기간제 근로자를 중심으로\*

금 재 호\*\*

본 연구는 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 이용하여 기간제 사용기간을 2년으로 제한하는 2007년의 비정규직 관련법이 비정규직, 특히 기간제 근로자의 고용불안에 미치는 영향을 분석하고 있다. 평균 근속기간, 1년 이하 근로자 비중, 2년 이상 근로자 비중 등의 기초 분석과 더불어 이중차분법의 계량모형을 이용하여 비정규직의 고용불안 추이를 분석한 결과, 비정규직 관련법의 제정 이후 기간제를 중심으로 비정규직의 고용불안이 악화되었다. 이러한 현상의 원인으로 일각에서는 글로벌 금융위기를 지적하고 있으나, 글로벌 금융위기는 비정규직 고용불안의 일시적 악화에만 영향을 주었을 뿐이다. 실증분석의 결과 비정규직 관련법의 제정으로 인해 기간제를 중심으로 한 비정규직 근로자의 고용불안이 심화된 것으로 판단된다.

핵심주제어: 「비정규직법」, 비정규직, 기간제, 고용안정성, 고용불안, 글로벌 금융위기  
경제학문헌목록 주제분류: J21, J23, J42, J63

## I. 서론

외환위기로 인해 실업이 급증하고, 임시·일용직의 비중이 늘어남에 따라 비정규직의 문제가 제기되었다. 비정규직은 노동시장의 양극화를 상징하는 계층으로 이들에 대한 차별 해소와 임금 등 열악한 근로조건 개선은 사회적 통합과 지속적 성장을 위해 필요한 것으로 인식되었다. 하지만 한국은 비정규직의 정의 자체가 없었고, 단지 일본에서 유래한 상용, 임시, 일용직의 종사상 지위 분류만이 있었다.<sup>1)</sup> 이에 노사정위원회는 2002년 7월 22일 ‘비정규 근로자대책 관련 노

\* 이 논문은 한국기술교육대학교의 연구비 지원으로 이루어졌다. 또한 이 논문의 연구 내용은 저자의 개인적 의견으로 한국기술교육대학교의 공식 견해와 무관함을 밝힌다.

\*\* 한국기술교육대학교 테크노인력개발전문대학원 인력개발학과 교수, 전화: (041) 560-1404, E-mail: keumjaeho325@koreatech.ac.kr

논문투고일: 2020. 1. 21 수정일: 2020. 1. 31 게재확정일: 2020. 2. 6

1) 비정규직의 범위와 규모에 관해서는 노사를 비롯해 각자의 인식에 따라 다양하게 정의되고 있고 국제적으로 통일된 기준 또한 없다. OECD는 한시근로자(temporary worker)를 중심으로 비정규직을 이해하고 있으며, 한시근로자에는 유기계약근로자(worker with term

사정 합의문'에서 비정규직 근로자의 범위와 통계 개선을 위해 고용계약기간과 근로제공의 방식, 고용의 지속성, 근로시간 등을 고려하여 고용 형태에 따라 비정규직을 정의하였다. 노사정의 합의문에 의하면 비정규직은 ① 한시적 근로자 및 기간제 근로자, ② 시간제 근로자 ③ 파견·용역·호출 등의 비전형 근로자의 셋으로 크게 구분되었다.<sup>2)</sup> 그리고 비정규직의 규모와 특징을 파악하기 위해 통계청에서는 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사를 시작하였다.

비정규직의 열악한 근로조건을 개선하고 차별과 남용을 완화하며 정규직 이동을 촉진하기 위해 비정규직보호법이 추진되었고, 3년여에 걸친 논란 끝에 2006년 12월 21일 국회는 「비정규직법」을 통과시켰다.<sup>3)</sup> 주요 내용은 먼저 차별금지다. 기간제·단시간·파견근로에 대해 합리적 사유가 없는 차별금지를 명문화하였으며, 노동위원회를 통한 차별시정제도를 명시하였다. 둘째, 기간제 근로자는 사용기간을 2년으로 제한하고 2년 초과 사용 시 무기계약으로 간주한다는 규정을 두었다. 셋째, 단시간 근로자는 법정 근로시간 이내라도 초과근로를 주당 12시간 이내로 제한하였고, 근로시간 및 근로계약기간에 대해서도 서면 명시 의무 조항을 부과하였다. 넷째, 파견근로자와 관련되어 불법파견에 대해 벌칙조항을 신설하였고, 파견기간 2년이 초과되면 사용사업주에게 고용의무를 부과하였다. 사용기간 제한 부분은 2007년 7월부터 모든 사업장에 대해 시행되었으나, 차별금지 규정은 2007년 7월 1일부터는 300인 이상 사업장과 공공부문에 적용되었고 2008년 7월부터는 100인 이상 사업장, 그리고 2009년 7월 1일부터는 100인 미만 사업장으로 시차를 두고 확대 적용을 하였다.

본 연구에서는 이러한 비정규직 보호법이 근로자의 고용불안을 심화시킨 것이 아닌지 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 원시 자료를 이용하여 실증적

---

fixed-contract), 파견근로자(temporary agency worker), 계절근로자(seasonal worker), 호출근로자(on-call worker) 등이 포함된다. 최근에는 의존적 자영업자(dependent self-employed) 등도 비정규직의 범주에 포함시키고 있다. 한편, ILO(2016)는 비전형고용(non-standard employment)의 개념 아래 한시적 고용(temporary employment)뿐만 아니라 시간제(part-time), 호출근로(on-call work), 파견, 용역과 같은 간접고용(multi party employment), 그리고 의존적 자영업자까지 폭넓게 비정규직을 바라보고 있다.

2) 그 외에도 노동시장의 특성상 전술한 범주에는 포함되지 않으나 고용이 불안정하고 「근로기준법」의 보호나 사회보험의 혜택에서 누락되어 있는 '취약근로자'에 대한 논의도 있으나 노사정 합의 기준은 보호 대상 기준이 아닌 고용 형태 기준, 즉 경제활동인구 부가조사의 고용 형태상 분류로 합의되었다.

3) 「기간제 및 단시간근로자의 보호 등에 관한 법률」과 「파견근로자 보호 등에 관한 법률」, 「노동위원회법」의 이 세 가지 법을 통틀어 「비정규직법」 또는 「비정규직보호법」으로 부르고 있다.

으로 분석해 보고자 한다. 여기에서 고용불안은 고용안정의 반대되는 개념으로 근로자의 근속기간이 줄어드는 것을 의미하며, 자발적 또는 비자발적인 근속기간의 하락 모두를 포함한다.

고용불안이 노동시장에 미치는 효과는 형평성과 효율성의 두 가지 관점에서 이해될 수 있다. 고용불안은 노사 간 협상력의 불균형을 악화시켜 근로자 생산성이 동일하더라도 근로자의 지분, 즉 임금은 하락할 수 있다. 또한 임금의 변동이 없는데 고용불안이 커졌다면 이는 근로자의 후생 감소를 의미한다. 고용불안이 비정규직·여성·고령자 등 노동시장 지위가 낮은 계층에 집중되었다면 계층 간 불평등이 확대된다.

고용불안은 경제적 효율성에도 악영향을 미친다. 적절한 이직(job separation)은 비효율적인 ‘일자리 궁합’(job matching)을 종식시켜 근로자와 사용자 모두에게 이로운 결과를 가져올 수 있다. 하지만 근속기간의 하락은 직장에 대한 근로자의 애사심(attachment)을 떨어뜨리고, 기업특수적 인적 자본(firm-specific human capital)에 투자할 유인을 줄이며, 노사 간의 신뢰를 저해하여 내부노동시장의 효율적 작동을 위태롭게 할 위험성이 높다. 「비정규직법」으로 인해 기업이 과도한 수준의 해고를 하였다면 해고근로자들은 정신적·물질적 고통 이외에도 기업특수적 인적 자본의 상실이라는 경제적 비용을 지불하게 된다.

근속은 임금의 중요한 결정 요인이다. 즉, 비정규직일지라도 근속기간이 늘어남에 따라 기업특수적 인적 자본이 형성되고 그 결과 임금 상승을 기대할 수 있다. 하지만 「비정규직법」의 시행이 비정규직 근로자, 특히 기간제 근로자의 고용불안을 악화시킬 것이라는 우려가 꾸준히 제기되었다. 정규직 전환에 성공한 일부 근로자를 제외한 대부분의 비정규직들은 고용이 더욱 불안해지고, 정규직과 비정규직 사이의 임금 및 근로조건 격차가 더욱 확대된다는 지적이다. 이것이 사실이라면 비정규직을 보호하려는 입법 취지가 훼손된다.

실제로도 금재호(2015)의 연구에 의하면 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 분석 결과 2009년 8월 이후 정규직과 기간제 근로자의 임금격차가 급격히 확대되었다. 또한 정규직과 기간제 근로자의 임금격차의 37.7%가 근속기간의 차이에 기인하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 「비정규직법」으로 인해 기간제 근로자의 고용불안이 심화되고, 그 결과 정규직과 기간제 사이의 임금격차가 확대되었다는 결론을 제기한다.

따라서 “「비정규직법」의 도입으로 기간제 근로자의 고용불안이 어떻게 변화하였는가?”를 살펴보는 것은 「비정규직법」이 노동시장에 준 효과를 정확하게 이해

하는 데 중요한 과제이다. 본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 비정규직의 고용안정과 관련된 기존 연구 결과들을 정리한다. 제Ⅲ절에서는 기간제 근로자와 비정규직 근로자 전체를 대상으로 평균 근속기간, 1년 미만 근로자 비중 및 2년 이상 근로자 비중을 시계열적으로 분석함으로써 비정규직 입법이 기간제 등 비정규직의 고용불안에 미친 영향을 이해하기로 한다. 제Ⅳ절에서는 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 원시 자료를 활용하여 「비정규직법」이 비정규직의 고용불안에 미친 영향을 이중차분법 등 계량모형을 사용하여 심층적으로 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 본 연구의 주요 결과를 정리한다.

## Ⅱ. 「비정규직법」의 고용 효과와 관련된 기존 연구

「비정규직법」의 고용 효과에 관한 연구로 윤정향(2008)은 2007년의 「비정규직법」이 시행된 지 약 1년이 경과한 후의 효과를 분석하였다. 분석 결과 기간제 근로자 같은 직접고용이 감소하는 대신 파견·용역 같은 간접고용이 증대하고 있고, 고용의 질과 관련되어 임금이 하향 조정되고 있다고 주장하였다. 300인 이상 사업체에서 정규직 규모가 300인 미만 사업체보다 급격하게 증가를 하였다거나, 또는 비정규직의 감소가 300인 미만 사업체보다 두드러진다고 판단하기 어렵다고 하였다. 「비정규직법」 도입 후 1년이 경과한 시점에서 비정규직의 규모는 전년보다 감소하였으나 이들이 정규직으로 이동했는지의 여부에 대해서는 추가적 분석이 요구된다고 연구의 한계를 인정하였다.

이병희·정성미(2008)는 2008년 3월의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 이용하여 분석한 자료에서 「비정규직법」 도입 이후의 임금 및 일자리 성과 부진이 「비정규직법」의 영향이라고 보기 어렵다고 하였다. 기간제 고용은 차별시정제도가 적용되고 있지 않은 100인 미만 기업에서 주로 발생하였고, 기존 기간제의 감소 현상은 나타나지 않았다. 일자리의 감소는 주로 신규 채용의 감소에 기인했기 때문이며, 임시직의 감소 역시 정규 임시직이 감소하고 비정규 임시직은 증가하고 있으므로 제도적인 요인에 의한 변화라고 볼 수 없다고 적시하였다.

또한 이들은 일부 비정규직의 근로조건은 개선되었지만, 전체적으로는 그렇다고 보기 어렵다며, 이는 근로조건이 낮은 비정규 일자리가 늘어나는 구성 효과와 더불어 비정규직의 임금이나 근로복지가 그다지 개선되지 않았기 때문일 수 있

다고 추론하였다. 가구조사의 특성상 임금이나 근로시간에 대한 정보의 신뢰도가 낮기 때문에 「사업체근로실태조사」 등을 이용하여 보다 엄밀한 분석을 수행할 필요가 있다는 의견을 제시하였다.

2013년에 발표된 유경준·강창희(2013)의 연구에서는 이중차분법을 사용한 실증분석의 결과 「비정규직법」의 고용 효과는 시간에 따라 U자형의 모습을 보이며, 법이 시행된 지 1년쯤에 총고용에 미치는 부(-)의 효과가 가장 크다는 점을 밝혔다. 「비정규직법」 발효 초기의 고용 감소는 주로 정규직의 감소에 의해, 그리고 13개월 이후의 고용 감소는 주로 비정규직의 감소에 의해 설명된다고 하고 있다.

이들의 연구는 내생성을 통제하기 위해 분석 대상을 만 55세 주변 연령대의 남성만으로 제한하였으며, 「비정규직법」이 총고용에 미치는 부(-)의 효과는 법 시행 후 2년여가 지난 2010년 3월경 대부분 사라진다고 적시하고 있다. 회귀분석의 결과 「비정규직법」 시행 1년이 지난 2008년 8월에 전체 취업확률과 고용량은 「비정규직법」의 영향으로 2007년 3월에 비해 약 0.72~5.77%p 정도 감소하였고, 2009년 8월 이후에는 전체 취업확률이 2007년 3월에 비해 증가하지만 비정규직의 경우에는 여전히 부(-)의 고용 효과가 유지되는 것으로 추정된다고 하였다.

결론적으로 「비정규직법」이 고용에 미치는 영향은 시간 흐름에 따라 U자 또는 V자 형태를 취하며, 「비정규직법」의 고용 효과는 고용의 변동에 일정한 변동을 야기한 것으로 보이지만 시간의 경과에 따라 그 효과가 희석되고 있다는 것이다. 비정규직 입법의 초기에는 기업이 입법에 대비하여 선제적으로 해당 근로자의 해고를 많이 한 결과 취업확률에 부정적인 영향을 미쳤다. 하지만 시간의 경과에 따라 기업이 바뀐 법에 적응하여 인사 및 노무관리 관행을 바꾸게 되고 해고된 인력의 보충을 위해 점차 고용을 증가시킴으로 이전의 취업확률로 복귀하는 현상이 발생하였다고 이들은 해석하였다.

박우람·박윤수·김세익(2016)은 기간제 근로자를 대상으로 「비정규직법」의 시행 이후 이들의 이직 행태와 정규직 전환이 어떤 양상을 보이는가를 분석하였다. 분석 결과, 근속 2년 시점에 이직률이 증가하지만 그 정도는 사업체의 특성에 따라 매우 이질적이라는 사실을 확인하였다. 근속 2년 시점을 전후하여 이직이 급증하는 경향은 종사자 100인 이상 사업체에서 가장 뚜렷하게 나타났고, 민간부문보다는 공공부문에서, 제조업보다는 비제조업에서, 유노조 사업장보다는 무노조 사업장에서 이러한 경향이 보다 분명하게 관찰되었다. 이들은 「기간제법」의 잠재적 부작용이 특정 부문, 특히 대규모 사업체에 집중되었다고 결론을 내리고 있다.

또한 이들은 기간제 근로자 중 명확히 정규직으로 전환된 경우는 근속 2년 시

점까지 누적하여 약 3.7%로 미미하다는 것을 보였다. 비록 2년 이상 근속하여 「기간제법」에 의거 ‘기간의 정함이 없는 근로자’로 간주된 경우일지라도 정규직의 일반적인 특징인 교육 및 훈련 참여 가능성이 개선되는 경향을 발견할 수 없었다. 월평균 급여, 퇴직금 수령 여부 및 고용보험 가입 여부 등으로 측정된 근로조건 또한 개선되는 경향을 찾아볼 수 없었다.

2007년의 「비정규직법」이 기업의 고용결정에 미친 영향을 분석한 박우람·박윤수(2018)의 연구에서도 「비정규직법」의 도입으로 정규직 고용은 증가하고 규제 대상인 기간제 및 파견의 사용은 감소하였다는 것을 밝히고 있다. 반면, 용역 등 규제 대상이 아닌 비정규직의 사용은 증가하는 풍선 효과가 발생하였다. 노동조합이 없는 기업은 정규직의 증가가 상대적으로 큰 반면 노동조합이 있는 기업은 비정규직의 증가가 더 뚜렷하였다. 그리고 비정규직을 포함한 전체적 고용규모는 소폭 감소한 것으로 판단을 하고 있다.

이들은 비정규직 사용규제가 기업의 고용 결정에 미치는 영향은 정규직의 근로조건 경직성에 따라 달라질 수 있다는 점을 지적하고 있다. 즉, 기업 특성별로 「비정규직법」의 효과를 분석한 결과, 사용자가 인식하는 정규직 근로조건 경직성이 높을수록 정규직 전환은 감소하고 규제 대상이 아닌 비정규직 사용은 증가하는 경향을 발견할 수 있었다.

비정규직의 고용불안과 관련하여 논의되고 있는 이슈의 하나는 기간제 근로의 최장 사용기간을 늘리자는 것이다. 기간제의 사용기간 연장에 따라 정규직 전환의 기회가 늘어나고<sup>4)</sup> 근속기간 증가에 따른 비정규직의 임금 상승으로 정규직과 비정규직 사이의 임금격차가 완화될 것이라는 긍정적 효과가 기대된다.

하지만 부정적 효과에 대한 우려도 만만치 않다. 이러한 정책은 단기적으로 비정규직 일자리를 증가시킴에 따라 전체 고용시장에서 비정규직 비율이 늘어날 것으로 예상된다. 더불어 노동시장에 새로 진입하려는 청년이나 육아 등의 사유로 이직과 전직이 빈번한 여성의 근로조건이 악화될 우려가 있다. 장기적으로 고용을 늘리지 못하고 근로자의 양극화를 촉진할 수 있는 부정적인 현상이 예측됨에도 불구하고 여러 나라에서 이러한 정책을 채택하는 이유로, 유경준·강창희(2013)는 정치적으로 다수의 근로자가 선호하기 때문이라 설명한다. 전체 근로자

4) 박우람·박윤수·김세익(2016)은 50인 이상 사업체 1,000개를 대상으로 기간제의 사용기간을 현행 2년에서 4년으로 연장하였을 경우에 예상되는 인사관리의 변화를 조사하였다. 조사 결과 응답 기업의 90%는 기간제 사용기간이 4년으로 연장되더라도 정규직 전환율에는 별다른 변화가 없을 것이라고 하였고, 노사관계가 경직적 기업일수록 계약이 만료된 기간제의 정규직 전환을 꺼리고 해고를 선호하는 것으로 나타났다.

집단을 정규직, 비정규직, 실업자로 구분했을 때 비정규직의 고용보호 수준을 축소시키는 정책은 비정규직의 반대에만 부딪치는 반면, 다수를 차지하는 정규직과 실업자의 지지를 받을 수 있어 이러한 정책이 법안으로 채택되는 경우가 있다는 것이다.

비정규직 규제의 노동시장 효과와 관련되어 외국에서도 수많은 연구가 이루어져 왔는데, 이러한 연구 결과들을 종합적으로 정리한 보고서로 OECD(2013, 2016)를 들 수 있다. 2013년의 OECD 보고서에 의하면 정규직 보호가 강할수록 비정규직 비중이 높아지고, 비정규직 사용을 규제하면 청년실업률이 높아지는 것으로 설명하고 있다. 특히, 정규직 보호와 비정규직 비중 사이에 0.45의 상관관계가 있다. 이러한 결과는 고용률을 높이고, 더 나은 일자리로 근로자들이 이동하도록 하려면 비정규직 사용규제 및 정규직 보호의 완화가 필요함을 시사한다.

2016년의 OECD 보고서에서는 OECD 21개국이 1985~2012년 사이에 취한 정규직의 해고규정 완화조치가 고용, 임금, 노동시장 이중구조에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다.<sup>5)</sup> 핵심적 연구 결과를 정리하면, 첫째 해고규정 완화는 단기적으로 고용을 상당히 감소시켜, 개혁 1년 후 0.48%의 고용을 줄이지만 이후 반전되어 빠른 속도로 고용이 회복되었다. 둘째, 기간제 비중이 높은 국가는 정규직 해고규정의 완화로 인한 단기적 고용 효과가 매우 적을 뿐만 아니라 회복속도도 매우 빠르다. 셋째, 이중구조가 큰 회원국에서 정규직에 대한 해고완화 조치를 취할 경우 기업들이 기간제 근로자 사용을 줄이고 정규직 사용을 늘이는 효과를 기대할 수 있다.

또한 OECD(2016)에서는 그동안의 연구 결과를 바탕으로 형성된 학문적 합의를 정리하고 있다. 주요 내용을 살펴보면, 첫째 정규직에 대한 고용보호가 너무 엄격할 경우 생산성 하락과 노동시장 이중구조 심화 등 부작용이 발생한다. 둘째, 고용보호가 엄격한 경우 비정규직을 많이 사용하고 비정규직의 정규직 전환이 어려워지는 반면, 정규직에 대한 해고 유연화는 정규직 채용을 증가시키고 노동시장 이중구조를 완화하는 긍정적 효과가 있다. 셋째, 해고 유연화는 생산성 향상과 경제발전에 기여한다. 넷째, 엄격한 고용보호 아래에서 사업에 실패하더라도 종업원의 해고가 어렵기 때문 신규 사업을 추진하려는 의욕이 감소한다.

이상의 연구 결과들을 보면 비정규직을 축소하기 위해서는 비정규직 사용에 대한 규제 강화만이 아니라 정규직에 대한 고용보호를 완화할 필요성을 강조하고 있다. 또한 연구들의 대부분은 비정규직 규제가 고용의 양에 미치는 영향에

5) 분석 대상에서 한국은 제외되었다.

초점을 맞추고 있으며, 직접적으로 고용불안을 다룬 연구는 많지 않다.

### Ⅲ. 비정규직 입법과 근속기간의 변화

「비정규직법」의 핵심은 2년 이상 기간제로 사용하는 것을 금지하는 조항이다. 구체적으로 「기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률」 제4조①항에서는 ‘사용자는 2년을 초과하지 아니하는 범위 안에서 기간제 근로자를 사용할 수 있다’라고 하고 있으며, 예외 조항으로 여섯 가지를 두고 있다.<sup>6)</sup> 예외 조항 중 가장 큰 비중을 차지하고 있고, 그 규모를 정확하게 파악할 수 있는 계층이 「고령자고용촉진법」에서 정하고 있는 고령자, 즉 55세 이상의 기간제 근로자이다. 따라서 본 연구에서는 55세 미만의 기간제 근로자를 「비정규직법」의 적용 대상으로 간주하여 이들의 고용불안 추이를 분석하기로 한다.

한국의 임금근로자 중 전체 기간제의 비중은 <그림 1>과 같이 2004년 8월의 17.1%에서 2018년 8월에는 14.7%로 완만한 하향 감소세를 보이고 있다. 하지만 「비정규직법」이 시행된 2007년 8월과 2년 뒤인 2009년 8월을 비교하면 기간제 비중이 도리어 증가하였다.<sup>7)</sup> 기간제의 규모도 2007년 8월 이후 늘어났다. 이러한 결과는 비정규직 사용을 억제하려는 비정규직 입법이 전체 기간제의 감소에 준 효과가 제한적임을 보여 준다.

하지만 비정규법의 적용 대상인 55세 미만 기간제의 경우에는 <그림 1>처럼 그 비중이 줄어들었고, 숫자도 다소 줄어들어 2007년 8월의 2,053천 명에서 2018년 8월에는 1,770천 명을 기록하였다.<sup>8)</sup> 이러한 분석 결과는 「비정규직법」으로 인

6) 2년을 초과하여 기간제로 사용할 수 있는 예외 조항은, (1) 사업의 완료 또는 특정한 업무의 완성에 필요한 기간을 정한 경우, (2) 휴직·파견 등으로 결원이 발생하여 당해 근로자가 복귀할 때까지 그 업무를 대신할 필요가 있는 경우, (3) 근로자가 학업, 직업훈련 등을 이수함에 따라 그 이수에 필요한 기간을 정한 경우, (4) 「고령자고용촉진법」 제2조 제1호의 고령자와 근로계약을 체결하는 경우(현재 55세 이상의 근로자), (5) 전문적 지식·기술의 활용이 필요한 경우와 정부의 복지정책·실업정책 등에 따라 일자리를 제공하는 경우로서 대통령이 정하는 경우, (6) 그 밖에 제1호 내지 제5호에 준하는 합리적 사유가 있는 경우로서 대통령이 정하는 경우이다.

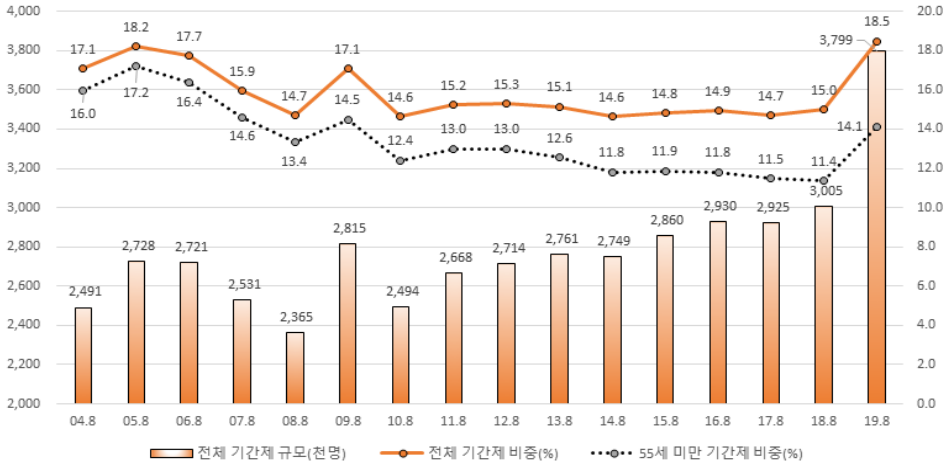
7) 2018년 8월과 2019년 8월 사이에 비정규직 비중의 급격한 상승이 나타나고 있다. 이러한 원인이 최저임금 인상과 근로시간 단축으로 대표되는 정부정책의 결과인지, 아니면 고령화 등 인구 및 경제구조의 변화에 기인하는지, 또는 통계적 문제인지 아직 불명확하다.

8) 전체 기간을 2008년 8월 이전과 2008년 8월 이후로 구분하여 두 기간 사이에 기간제 비중의 차이가 있는가를 t-검정한 결과 1%의 유의수준에서 차이가 있는 것으로 나타났다.



해 적용 대상인 55세 미만의 기간제는 줄어들었지만 적용 대상이 아닌 55세 이상 기간제는 증가하였다는 것을 의미한다. 그 원인으로 고령화와 더불어 기업들이 「비정규직법」을 우회하기 위해 55세 이상 기간제를 더 채용하였을 가능성이 제기된다.

<그림 1> 임금근로자 중 기간제의 비중(%)과 규모(천 명)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

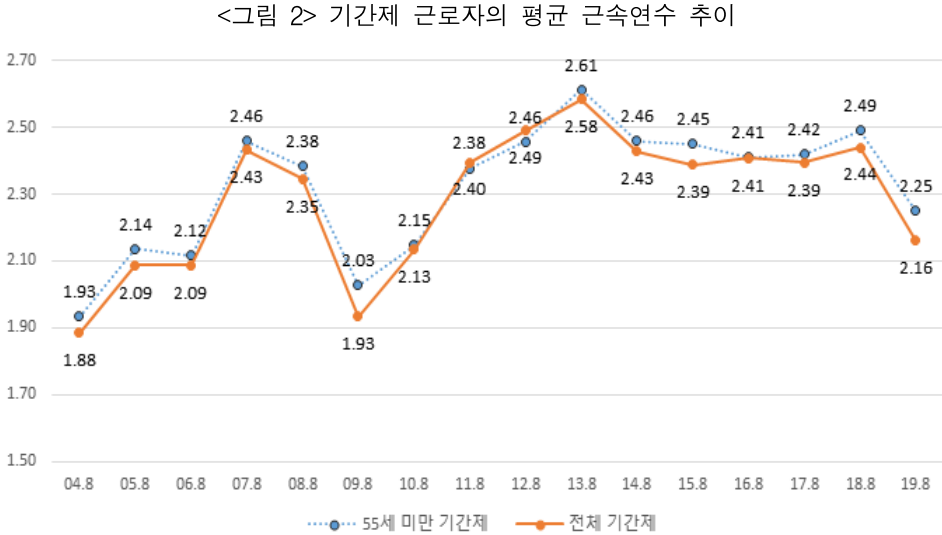
## 1. 평균 근속기간의 변화

### 1) 기간제의 평균 근속기간

기간제의 최대 사용기간을 2년으로 제한한 「비정규직법」의 시행에 따라 이들의 고용불안이 심화되었다는 가장 직접적 증거는 기간제의 평균 근속연수 감소나 단기근속자 비중의 증가와 같은 지표이다.<sup>9)</sup> <그림 2>는 전체 기간제 근로자 및 「비정규직법」의 직접적 적용 대상인 55세 미만 기간제 근로자의 평균 근속연

9) 평균 근속연수나 단기근속자 비중은 노동시장 불안정성의 척도로 한계를 가진다. 즉, 고용안정성은 변동이 없지만 근속기간 분포의 변화로 인해 평균 근속연수 또는 단기근속자 비중이 변화될 수 있다. 이 문제를 해결하는 방법의 하나가 직장유지율(job retention rate) 개념을 사용하는 것이다(Neumark *et al.*, 1999; Diebold *et al.*, 1997). 여기에서는 횡단면적인 데이터의 한계로 인해 직장유지율의 계산이 불가능하기 때문에 평균 근속연수의 변화 등을 통해 비정규직의 고용안정성 변화를 평가하도록 한다.

수 추이를 나타낸다. <그림 2>에서 전체 기간제의 근속기간과 55세 미만 기간제의 근속기간이 거의 같이 움직이는 것을 발견할 수 있다. 전체 기간제 중 55세 미만의 점유비율이 계속 하락하였음에도<sup>10)</sup> 이러한 결과가 발생한 것은 55세 미만뿐만이 아니라 55세 이상의 기간제 근로자들도 대부분 고용불안으로 인해 직장이동을 빈번하게 하고 있음을 보여 준다.



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

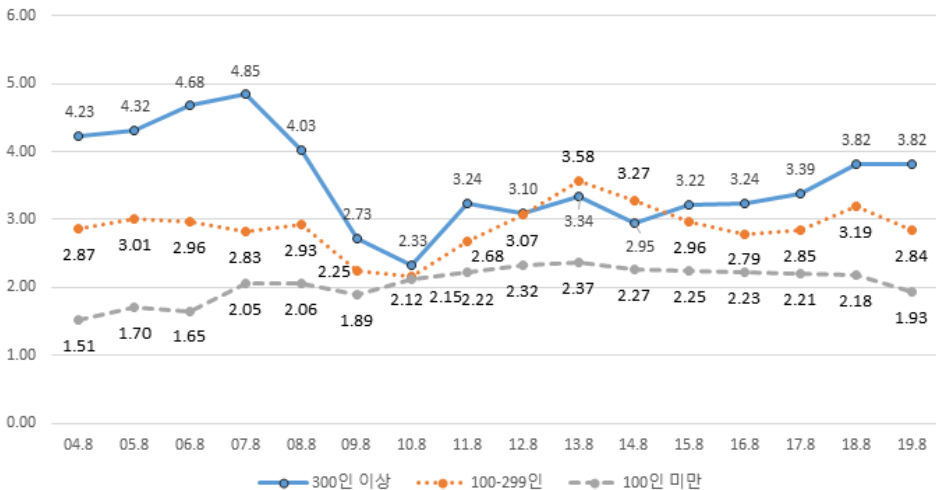
전체 기간제 및 55세 미만 기간제 근로자의 평균 근속기간은 2007년 8월에서 2009년 8월 사이 급격히 하락하였다가 이후 다시 상승하기 시작하여 2013년 8월 2.61년으로 최고치를 기록하였다. 또한 「비정규직법」의 직접적 적용 대상인 55세 미만 근로자의 평균 근속기간이 55세 이상 기간제보다도 더 길다는 것도 하나의 특징이다. 2004년 8월에서 2019년 8월까지 16번의 조사를 통합하여 평균 근속기간을 계산하면, 55세 미만의 평균 근속기간이 2.31년인 반면, 55세 이상 기간제의 평균 근속기간은 2.22년으로 나타났다.

「비정규직법」은 법의 준수율이 높은 대규모 사업장에 더 큰 영향을 끼쳤을 것으로 예상된다. 이에 <그림 3>과 같이 사업장 규모별로 기간제 근로자의 평균

10) 전체 기간제 중 55세 미만인 기간제 근로자의 비중은 시간에 따라 지속적으로 하락하여 2004년 8월의 84.1%에서 2019년 8월 58.8%로 낮아졌다.

근속연수를 살펴보았다. <그림 3>을 통해 우리는 몇 가지의 특징적 사실을 발견할 수 있었다. 첫째, 300인 이상의 대규모 사업체에서 평균 근속기간의 하락이 두드러진다는 것이다.<sup>11)</sup> 55세 미만의 기간제 근로자를 기준으로 하여 2007년 8월 4.85년이었던 300인 이상 사업체의 기간제 평균 근속기간은 3년 뒤인 2010년 8월 2.33년까지 하락하였다.<sup>12)</sup> 이후 평균 근속기간이 다소 회복되었으나 2019년 8월에도 2007년 8월보다 1.03년이 적은 3.82년을 기록하는 것에 그치고 있다.

<그림 3> 사업장 규모와 55세 미만 기간제 근로자의 평균 근속연수 추이



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

둘째, 사업체 규모가 작을수록 평균 근속기간의 하락폭이 크지 않아 「비정규직법」의 영향을 적게 받은 것으로 보인다. 특히, 100인 미만 사업체의 기간제 근로자의 평균 근속기간은 2009년 8월을 제외하고 도리어 법 제정 이전보다 늘어났다. 이는 영세 사업체의 상당수가 「비정규직법」을 위반하고 있거나 또는 「비정규직법」의 적용 대상이 아닌 근로자의 비중이 높아졌을 가능성이 있다.

셋째, <그림 2>와 같이 2011년 8월 이후 전체 기간제 근로자의 평균 근속기간이 2007년 8월 수준을 회복하였다. 평균 근속기간이 증가하거나 변화가 없더라

11) 2008년 8월 이전과 2008년 8월 이후의 두 기간 사이 평균 근속기간의 차이가 있는지 t-검정을 한 결과 1%의 유의수준에서 차이가 있는 것으로 나타났다.  
 12) 이는 법을 준수하는 대기업들이 2년 이상 근무한 기간제 근로자들을 정규직으로 전환하였거나 해고, 또는 협력업체로 전직을 시켰다는 것을 의미한다.

도 기간제 근로자의 비중이 줄어든다면 이들의 고용불안이 완화되었다고 말할 수 없다. 즉, 기업들이 2년 이상 기간제를 사용하지만 다른 한편에서는 이들의 비중을 줄임으로써 「비정규직법」을 준수하는 이중적 행태를 취하는 상황이다. 하지만 2011년 8월 이후 기간제 근로자의 비중이나 그 규모가 감소하였다는 증거는 없다. 따라서 최근 들어 기간제 근로자의 고용불안이 완화되었다고 일단 가정할 수 있다.<sup>13)</sup>

성별로 2010년 8월까지 기간제 근로자의 근로기간은 남녀가 유사한 변화를 보였으나 2011년 8월 이후에는 여성의 평균 근속기간이 큰 폭으로 상승한 반면,<sup>14)</sup> 남성의 평균 근속기간은 정체되었다. 이에 여성과 남성의 평균 근속기간의 격차가 완화되었다.<sup>15)</sup> 또한 학력 수준이 높을수록 「비정규직법」으로 인한 평균 근속기간의 하락 현상이 더욱 뚜렷하였다. 이는 「비정규직법」의 제정으로 인해 고학력자의 고용불안이 더욱 심화되었음을 말한다.

## 2) 비정규직의 평균 근속기간

분석 대상을 기간제만이 아니라 한시적, 시간제, 그리고 비정규직 전체로 확대 하여도 <표 1>처럼 비정규직의 형태와 상관없이 2007년 8월까지 평균 근속기간이 증가하였다가 「비정규직법」의 시행 이후 하락한 뒤 2010년 8월부터 다시 상승하는 양상을 보이고 있다.

이러한 점은 기간제가 비정규직 중 가장 큰 비중을 점유하고 있기 때문이기도 하지만 「비정규직법」의 고용불안 효과가 기간제 근로자를 넘어 모든 형태의 비정규직에 파급되었을 가능성을 제기한다.<sup>16)</sup>

13) 평균 근속기간이 늘어난 주요 원인은 위의 논의처럼 상용형 기간제의 증가에 기인한다.

14) 여성 기간제 근로자의 근속기간이 2010년대에 남성보다 빠르게 증가한 것은 여성이 주로 종사하는 보건복지 등의 산업에서 상용형 기간제 일자리가 증가한 점과 관련이 있다.

15) 55세 미만 기간제를 기준으로 2007년 8월 남녀 간 격차는 0.77년으로 남성의 근속기간이 길었으나, 2017년 8월에는 그 격차가 0.53년으로 축소되었다.

16) 2019년 8월 비정규직 중 기간제의 비중은 50.8%에 달한다.

<표 1> 비정규직의 종류별 평균 근속기간의 변화

(단위: 년)

	기간제	한시적+시간제	비정규직	정규직	전체 임금근로자
2004. 8	1.88	2.01	2.01	5.82	4.41
2005. 8	2.09	1.98	1.99	5.99	4.52
2006. 8	2.09	2.18	2.09	5.84	4.51
2007. 8	2.43	2.34	2.19	5.94	4.60
2008. 8	2.35	2.11	2.02	6.16	4.76
2009. 8	1.93	1.75	1.77	6.55	4.88
2010. 8	2.13	1.98	1.97	6.44	4.95
2011. 8	2.40	2.28	2.20	6.60	5.01
2012. 8	2.49	2.33	2.31	6.85	5.34
2013. 8	2.58	2.45	2.47	7.06	5.57
2014. 8	2.43	2.38	2.47	7.11	5.61
2015. 8	2.39	2.25	2.32	7.28	5.67
2016. 8	2.41	2.35	2.42	7.38	5.75
2017. 8	2.39	2.41	2.52	7.51	5.87
2018. 8	2.43	2.50	2.57	7.76	6.05
2019. 8	2.16	2.35	2.42	7.85	5.88

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

### 3) 평균 근속기간 상승의 원인

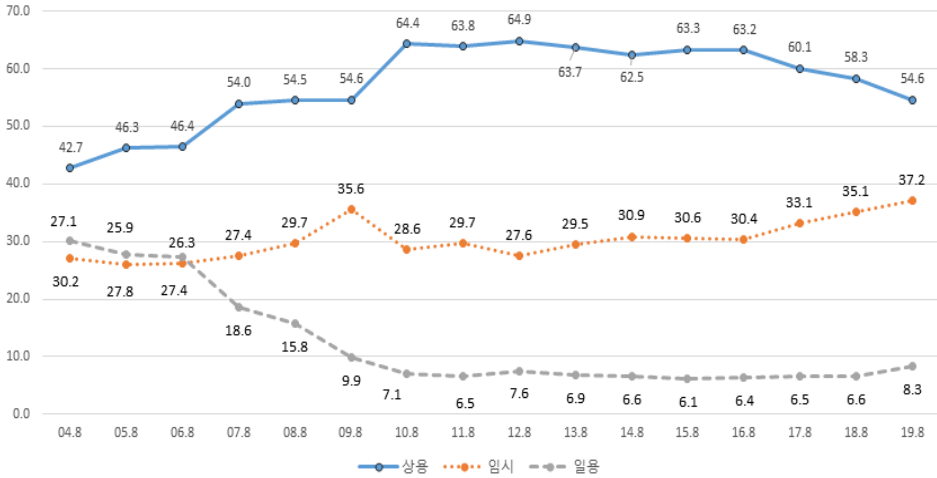
<그림 2>, <그림 3>, 그리고 <표 1>에서 발생하는 의문의 하나는 ‘왜 기간제를 포함한 비정규직의 평균 근속기간이 2010년과 2011년을 기점으로 다시 늘어났을까?’이다. 하나의 설명은 기간제 사용기간을 2년으로 제한한 「비정규직법」, 특히 「기간제 및 단시간근로자의 보호 등에 관한 법률」의 준수율이 시간의 흐름에 따라 낮아졌다는 것이다. 즉, 경직적인 노동시장 구조 아래에서 기업은 경쟁력을 유지하기 위해 기간제 등 비정규직을 사용할 수밖에 없고, 「비정규직법」의 입법 초기에는 대기업을 중심으로 법을 준수하였지만 시간의 경과에 따라 편법,<sup>17)</sup> 탈법적으로 다시 기간제 등 비정규직을 장기간 사용하는 관행이 늘어났다는 것이다. 이러한 해석은 비정규직 고용안정에 끼친 「비정규직법」의 부정적 효과가 일시적 효과에 그쳤을 뿐이라는 점을 암시한다.

두 번째 설명은 기간제 중에서 상용형의 비중 증가이다. <그림 4>처럼 2006년 8월 이후 기간제 중에서도 상용직의 비중이 크게 증가한 반면 일용직은 그

17) 대표적인 편법으로 불법 파견을 들 수 있다.

비중이 급격하게 감소하였다. 상용형 기간제는 계약이 반복되지만 사실상 정규직과 비슷한 대우를 받는 일자리로 여겨진다.<sup>18)</sup>

<그림 4> 55세 미만 기간제 근로자의 종사상 지위



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

상용형 기간제의 비중과 규모 증가는 「비정규직법」의 효과이기보다 노동시장 구조 변화의 결과로 여겨진다. 2000년대 후반 이후 산업별로 도소매, 음식숙박, 개인서비스업, 건설업 분야의 일자리가 줄어들거나 정체된 반면 보건복지, 교육, 전문과학기술 등의 산업에서 일자리가 크게 증가하였다. 일자리가 증가한 산업은 일용직 또는 임시직 기간제보다는 상용형 기간제에 대한 수요가 많은 특징을 가진다.

## 2. 근속기간 중간치의 변화

평균 근속기간은 근속기간의 분포 형태에 따라 크게 영향을 받는다.<sup>19)</sup> 이러한

18) 2014년 8월의 경우 상용형 기간제 근로자의 월평균 임금은 203만 원, 시간당 임금 11,229 원으로 전체 임금근로자의 월평균 임금 223만 원과 시간당 임금 12,526원의 90% 수준이다. 또한 고용보험 가입률 90.7%, 국민연금 직장가입자의 비중 83.4%로 정규직 임금근로자의 가입률과 엇비슷하다. 따라서 상용직 기간제가 반복되는 계약을 통해 사실상 정규직 처럼 운용된다면 이를 비정규직의 범주에 포함시키는 것이 올바른가의 의문이 발생한다.

19) 근속기간의 평균치만으로는 어느 근속기간 계층에서 이직 및 전직이 활발하였는지 판단할

영향을 배제하는 방법의 하나는 평균값 대신 중간치(median)를 살펴보는 것이다. 2007년 8월 0.92년이었던 기간제 근로자의 근속기간 중간치는 2년 뒤인 2009년 8월 0.58년으로 37.0% 하락하였다.

비정규직 전체로도 같은 기간 0.58년에서 0.42년으로 줄어들었으며 동일 직장에서 2년 이상 근무하고 있는 근로자는 24.4%에 불과하였다. 평균 근속기간의 하락폭보다 중간치의 하락폭이 상대적으로 크게 나타나고 있는데 이는 장기근속 비정규직의 고용불안이 상대적으로 격심했음을 시사한다.

특히, 300인 이상의 대기업에서 장기근속 기간제 및 비정규직의 고용불안이 심화되었다. 300인 이상 대규모 사업장 기간제 근로자의 중간 근속기간은 2007년 8월 2.42년이었으나 2년 뒤에는 그 값이 0.92년으로 종전의 1/3 수준으로 낮아졌다. 비정규직 전체를 대상으로 하여도 이러한 현상을 관찰할 수 있어, 같은 기간 비정규직 근속기간의 중간치는 2.58년에서 1.08년으로 줄어들었다.

### 3. 1년 이하 근속자 비중의 변화

Jaeger and Stevens(1999)<sup>20)</sup>는 미국의 CPS 데이터에서 남성가구주와 배우자(이하 가구주로 부른다)의 표본만을 추출하고 이들 중 자영업 종사자를 제외한 임금근로자를 대상으로 1년 이하와 10년 미만 근속자의 비중이 어떻게 변화하였는지 그 변화 추이를 살펴봄으로써 노동시장의 고용불안을 측정하였다.

본고에서는 Jaeger and Stevens와 유사한 방법으로 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 재구성하고 55세 미만 기간제 근로자로 제한한 경우에 대해 근속기간의 변화 추이를 살펴본다. <그림 5>와 <표 2>는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 사용하여 사업장 규모별로 근속기간이 1년 이하인 근로자의 비중을 55세 미만 기간제에 대해 계산한 결과이다. 분석 결과 2007년 8월 이후

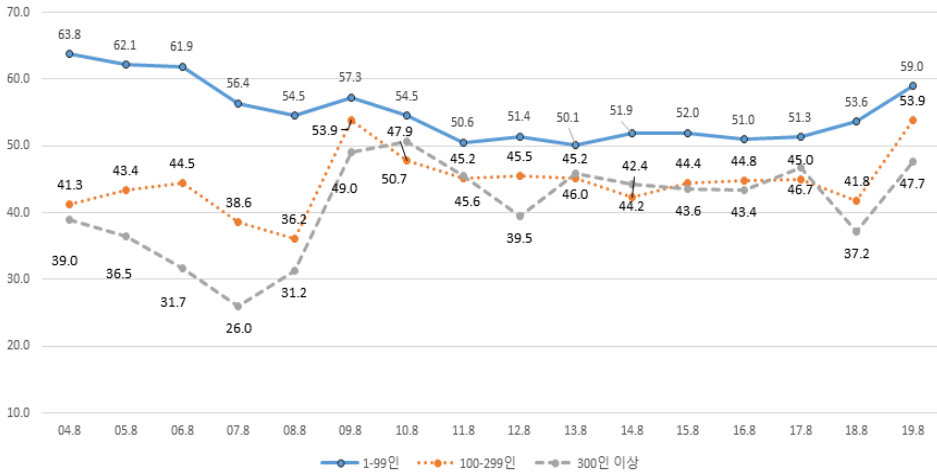
---

수 없다. 극단적인 예로 만약 근속연수의 중간치 아래의 단기근속자들만 이직하여 재취업 하였다면 근속기간의 평균값은 낮아지지만 중간치에는 변화가 없을 것이다.

20) Jaeger and Stevens(1999)는 1973~1996년의 CPS 자료와 1976~1996년의 PSID 자료를 사용하여 미국 노동시장에서 1년 이하 근속자와 10년 이하 근속자의 비중이 어떻게 변화한지를 살펴보았다. 또한 이들은 근속자 비중의 장기 추세를 파악하기 위해 1단계의 로짓 분석과 더불어 2단계에서 계층별로 근속기간 분포의 추정치를 계산하고 이들 추정치의 시간에 따른 변동 추이를 단순회귀분석을 통해 살펴보았으나 실제 비중과 큰 차이가 없다는 결과를 제시하고 있다. 이들의 연구 결과는 1980년대와 1990년대에 미국 노동시장 불안정성에는 큰 변화가 없었다는 Diebold *et al.*(1997)의 연구 결과와 일치한다. 그러나 1990대 초반에 들어서는 10년 이하 근속자의 비중이 증가하는 것으로 나타나 Neumark *et al.*(1999)의 연구와 비슷한 결과를 얻었다.

2009년 8월까지 1년 이하의 근로자 비중은 크게 상승하였다. 특히, 300인 이상의 사업체에서 1년 이하 근로자의 상승이 두드러진다.<sup>21)</sup> 이는 「비정규직법」의 시행으로 인해 300인 이상의 사업체들이 장기근속 기간제를 정리하였고, 그 결과 이들의 고용안정성이 크게 훼손되었을 가능성을 제기한다. 100~299인 사업장에서도 그 정도는 약하지만 1년 이하 근로자 비중의 증가가 마찬가지로 관찰된다.

<그림 5> 55세 미만 기간제 근로자 중 1년 이하 근로자의 비중



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

성별로 살펴보면 <표 2>에서 보이는 것처럼 2007년 8월과 2009년 8월 사이 남성보다 여성에게서 1년 이하 근로자의 증가가 두드러진다. 하지만 이후에는 남녀 모두 그 비중이 하락하면서 여성은 48~52%, 남성은 47~51%의 범주 내에서 움직이고 있다. 남녀 간 1년 이하 근로자의 비중 차이가 별로 없는 것도 하나의 특징이다.

학력별로는 대졸 이상 고학력자의 경우 1년 이하 근로자 비중이 크게 증가하였다.<sup>22)</sup> 대졸 기간제 중 1년 이하의 비중은 2007년 8월 32.9%에 불과하였으나 2009년 8월에는 48.2%로 15.3%포인트나 늘어났다. 횡단면 데이터라는 한계를 감

21) 하지만 100인 미만 사업장에서는 1년 이하 근로자 비중의 변화가 크지 않으며, 완만한 하향 안정세를 보인다. 이는 「비정규직법」의 실질적 적용이 어렵다는 점과 더불어 이들 소규모 사업장의 근로자들의 이직과 전직이 매우 활발하다는 점을 반영한다.

22) 2008년 8월 이전과 2008년 8월 이후의 두 기간을 대상으로 1년 이하 근로자 비중의 차이가 있는가를 t-검정한 결과 1%의 유의수준에서 차이가 없는 것으로 분석되었다.



<표 2> 55세 미만 기간제 근로자의 인구 특성과 1년 이하 근로자의 비중

(단위: %)

	성별		학력별			
	남성	여성	중졸 이하	고졸	전문대졸	대졸 이상
2004. 8	58.5	59.3	72.6	66.5	47.8	39.4
2005. 8	57.4	56.9	71.1	65.9	45.0	39.1
2006. 8	58.4	55.2	74.3	66.5	43.6	35.9
2007. 8	48.8	53.2	65.9	61.6	43.7	32.9
2008. 8	48.4	51.2	60.5	58.6	40.8	38.9
2009. 8	52.1	59.3	61.7	62.3	48.7	48.2
2010. 8	53.0	53.8	51.7	57.9	42.6	53.6
2011. 8	50.7	48.6	57.8	53.1	44.4	45.8
2012. 8	49.4	49.6	55.6	56.3	42.4	43.2
2013. 8	48.1	50.0	56.6	53.5	42.1	45.8
2014. 8	49.0	50.6	60.6	55.7	41.6	45.9
2015. 8	49.2	50.8	60.5	58.0	41.5	44.4
2016. 8	47.6	50.9	63.7	56.6	40.9	42.7
2017. 8	47.8	51.8	67.0	55.9	41.5	45.3
2018. 8	49.8	50.7	58.5	58.5	40.9	44.2
2019. 8	55.5	58.6	74.0	61.3	53.3	51.7
	연령대					
	20대 이하	30대	40대	50대	60대 이상	전체
2004. 8	63.1	48.8	61.6	65.8	65.8	58.9
2005. 8	61.4	50.6	57.9	62.5	60.8	57.2
2006. 8	62.4	47.3	57.9	63.6	63.9	56.8
2007. 8	59.7	38.1	52.0	57.9	60.9	50.8
2008. 8	59.4	40.1	46.9	50.2	61.7	49.7
2009. 8	67.2	46.8	52.1	53.3	71.6	56.0
2010. 8	65.2	43.6	47.8	49.5	66.6	53.4
2011. 8	64.1	38.4	42.9	46.6	62.0	49.5
2012. 8	66.0	39.0	43.5	46.9	60.6	49.5
2013. 8	70.3	36.4	42.3	43.0	60.7	49.1
2014. 8	66.3	39.4	42.0	44.8	63.0	49.9
2015. 8	67.7	38.6	43.9	46.7	62.9	50.1
2016. 8	67.4	37.7	39.7	44.6	61.1	49.4
2017. 8	64.9	40.6	42.3	48.2	61.4	50.0
2018. 8	66.6	39.1	41.7	45.0	66.1	50.3
2019. 8	70.8	47.3	50.6	54.4	68.5	57.2

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

안하더라도 「비정규직법」의 시행으로 고학력 기간제의 고용불안이 더욱 악화된 것으로 판단할 수 있다. 이처럼 「비정규직법」으로 고학력 근로자의 고용이 더욱 불안해진 것은 분석 대상을 비정규직 전체로 확대하여도 마찬가지이다. 즉, 2007년 8월에는 대졸 이상 비정규직 근로자 중 35.8%가 1년 이하 근속자이지만 2년 뒤에는 그 비중이 48.1%로 높아졌고, 이후 2019년 8월까지 40% 이상의 비중을 유지하고 있다.<sup>23)</sup>

연령대별로는 20대 이하에서 1년 이하 근속자의 비중 증가가 현저한 반면 30대와 60대에서는 그 변화폭이 크지 않다. 하지만 4050의 중년층에서는 1년 이하 근속자 비중이 전반적으로 하락하였다. 이러한 현상은 「비정규직법」으로 인해 20대 청년층의 충격이 컸음을 간접적으로 시사한다.<sup>24)</sup>

#### 4. 2년 이상 근속자 비중의 변화

비정규직 근로자 중 10년 이상 근무한 사람은 소수에 불과하다.<sup>25)</sup> 「비정규직법」이 55세 미만인 기간제 근로자를 2년 이상 사용하지 못하도록 제한하기 때문에 여기에서는 이를 적용하여 근속기간 2년 이상인 근로자 비중의 추이를 살펴봄으로써 「비정규직법」이 근로자의 고용불안에 미친 영향을 분석한다.<sup>26)</sup>

다음의 <표 3>처럼 55세 미만 기간제 중 2년 이상 근로자의 비중은 2007년 8월 이후에도 커다란 변화가 없다. 이는 100인 미만의 사업체에서 2년 이상 기간제 비중의 변화가 상대적으로 적고, 기간제 대부분이 100인 미만의 사업체에 근무하기 때문이다.<sup>27)</sup> 하지만 <그림 6>에 나타난 것처럼 「비정규직법」의 준수율이 높은 300인 이상의 사업체의 경우에는 2년 이상 근로자 비중이 하락하였다.<sup>28)</sup> 이

23) 이 역시 2008년 8월 이전과 이후의 두 기간 동안 1년 이하 근로자 비중의 차이가 없다는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각하였다.

24) 이러한 변화의 양상은 분석 대상을 비정규직 근로자 전체로 확대하여도 마찬가지이다.

25) 2019년 8월 비정규직 중 근속기간 10년 이상인 근로자 비중은 5.4%이며, 55세 미만 기간제 근로자 중에서도 4.9%에 불과하다.

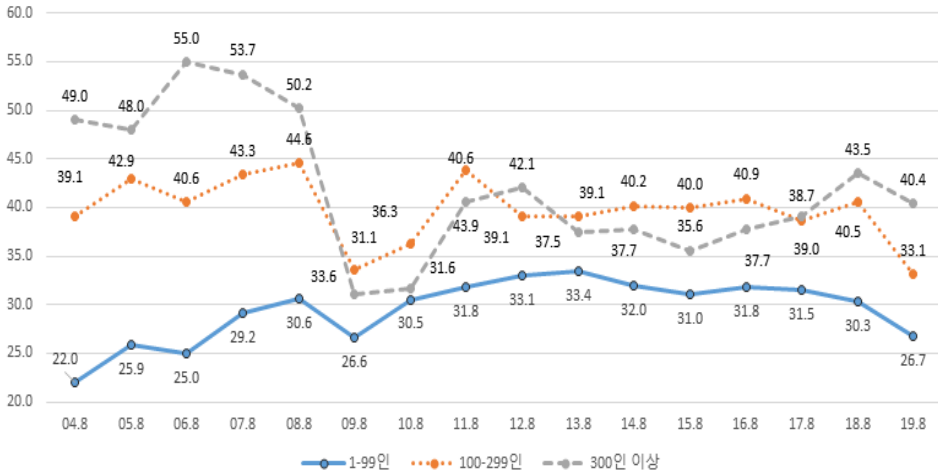
26) 앞의 논의처럼 「비정규직법」이 본격적으로 적용되기 시작한 2009년 이후에도 기간제로 2년 이상 근무하는 사람의 비중이 줄어들지 않고 심지어 증가하였다는 사실은 기업들이 편법적으로 기간제를 사용하거나 또는 상용형 기간제처럼 형식은 기간제이나 실제로는 정규직과 유사하게 인사관리를 하는 기간제의 증가를 시사한다.

27) 55세 미만 기간제의 사업체 규모별 분포를 보면 100인 미만 사업체에 근무하는 비중이 2004년 8월에서 2019년 8월의 기간 동안 76.3~79.3%의 범위에서 움직이고 있었다.

28) 2008년 8월 이전과 이후의 두 기간에 대해 2년 이상 근속자 비중의 차이가 있는가를 t-검정한 결과 1%의 유의수준에서 차이가 있는 것으로 나타났다.

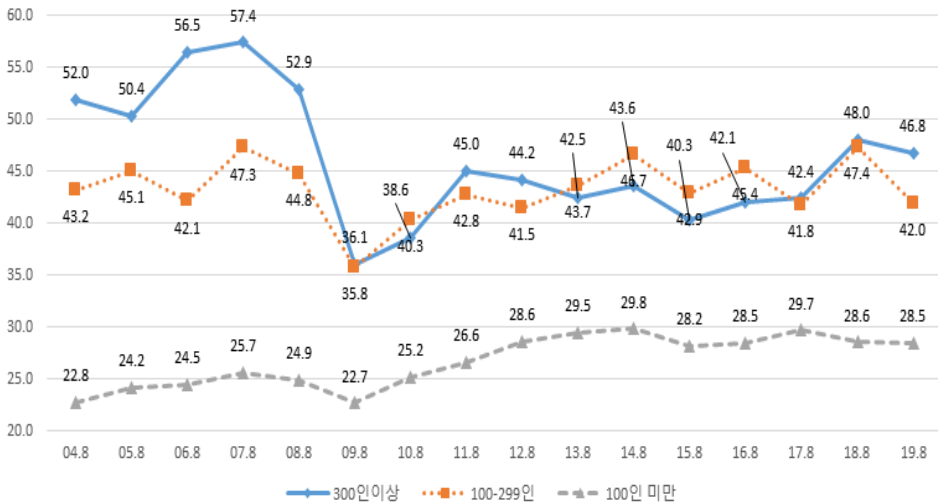
러한 사업체 규모별 2년 이상 근로자 비중의 추이는 평균 근속기간의 변화와 비슷한 양상이다.

<그림 6> 55세 미만 기간제 근로자 중 2년 이상 근로자의 비중



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

<그림 7> 비정규직 근로자 중 2년 이상 근속자의 비중(모든 연령대 포함)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

2년 이상 근속한 기간제 비중의 이러한 추이는 분석범위를 비정규직 전체로 확대하여도 <그림 7>과 같이 상당히 유사하다. 따라서 기간제를 2년 이상 사용하지 못하도록 금지한 「비정규직법」이 적용 대상 근로자만이 아니라 비정규직 전체의 고용불안에도 영향을 미쳤을 가능성을 확인할 수 있다.

성별로 살펴보면 <표 3>의 내용과 같이 2007년 8월에서 2009년 8월 사이 여성에게서 2년 이상 근속자 비중의 감소가 두드러진다. 하지만 2010년 8월 이후에는 여성의 2년 이상 근속자 비중이 상대적으로 증가하고 남녀 간 격차도 좁혀졌다. 이러한 현상은 글로벌 금융위기로 인한 고용불안의 영향을 여성이 더 많이 받았을 가능성을 제시한다.

<표 3> 55세 미만 기간제의 인구 특성과 2년 이상 근속자 비중

(단위: %)

	전체	성별		학력별			
		남성	여성	중졸 이하	고졸	전문대졸	대졸 이상
2004. 8	26.9	28.4	25.2	16.2	20.9	34.0	43.0
2005. 8	30.2	31.1	29.1	21.6	23.3	36.0	44.9
2006. 8	30.2	30.9	29.3	17.2	22.0	41.0	47.1
2007. 8	34.3	36.6	31.6	23.9	25.5	37.1	49.9
2008. 8	35.0	39.2	30.6	30.0	27.9	35.9	46.1
2009. 8	29.5	33.9	25.8	29.3	24.9	32.9	35.0
2010. 8	31.1	31.8	30.6	33.1	28.5	37.8	30.6
2011. 8	34.7	36.1	33.6	31.2	30.7	39.1	38.0
2012. 8	35.8	36.7	35.0	34.0	30.5	40.2	40.6
2013. 8	35.3	37.1	33.8	31.5	31.4	40.4	38.2
2014. 8	34.8	36.5	33.3	31.1	33.0	39.3	35.0
2015. 8	33.8	34.3	33.4	24.9	29.8	41.6	35.6
2016. 8	34.1	37.1	31.7	20.6	29.5	39.5	38.9
2017. 8	33.7	35.9	31.9	21.2	30.6	37.1	37.3
2018. 8	33.1	35.4	31.2	30.3	27.8	38.5	37.0
2019. 8	29.0	30.7	27.4	14.7	25.6	34.0	32.5

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.

학력별로는 대졸 이상의 고학력자에게서 2년 이상 근속자 비중의 감소가 두드러진다. 55세 미만 대졸 기간제 중 2년 이상 근속자의 비중은 2007년 8월의 49.9%에서 2018년 8월 37.0%로 하락하였다.<sup>29)</sup> 분석 대상을 비정규직 전체로 확

29) 이러한 차이는 1%의 유의수준에서 유의하다.

장하여도 마찬가지이다. 즉, 2007년 8월에는 대졸 이상 비정규직의 48.4%가 2년 이상 근속하고 있었으나 2018년 8월에는 그 비중이 41.8%로 하락하였다.

연령대별로는 20대에서 2년 이상 근속자의 비중 감소가 현저하다. 한편, 4050에서는 2년 이상 근속자 비중이 그대로이거나 심지어 늘어나는 경향을 발견할 수 있었다. 30대와 60대는 그 비중의 변동이 크지 않아 「비정규직법」의 영향이 크지 않은 것으로 보인다.

## IV. 평균 근속기간에 대한 계량 분석

### 1. 기간제와 비정규직 근속기간의 추정

평균 근속기간이나 1년 미만 근로자 비중, 또는 2년 이상 근로자 비중 등에 대한 분석은 「비정규직법」이 발효된 2007년 7월 1일 이후 기간제 및 비정규직 근로자의 고용불안이 어떻게 변화하였는가에 대한 하나의 시사점을 제공하고 있을 뿐이다. 평균 근속기간 등의 변화를 통해 고용불안을 측정하는 것은 여러 가지 한계를 가지고 있다. 특히, 노동시장의 구조 변화에 의한 평균 근속기간의 변화와 비정규직 관련법으로 인한 평균 근속기간의 변화를 정확하게 구별하기 어렵다. 이러한 한계로 인해 1년 미만 근로자의 비중과 2년 이상 근로자 비중의 변화를 함께 살펴보고 있지만 이 또한 명확한 한계를 노출하고 있다.

따라서 근속기간에 대한 간단한 회귀방정식 모형을 설정하고, 성, 연령, 혼인 상태 등의 인구학적 변수와 종사상 지위, 사업장 규모 등 기업특수적 변수들이 통제되었을 경우 근속기간에 미친 「비정규직법」의 효과를 평가하도록 한다.<sup>30)</sup>

종속변수로는 개인별 근속기간의 로그 값(log)으로 하고, 설명변수는 성, 연령, 연령의 제곱, 결혼 상태, 거주지역 등 인구적 요인과 더불어 종사상의 지위, 사업장 규모와 같은 사업장 정보를 통제변수로 사용하였다. 교육수준도 개인의 인적 자원을 나타내는 변수로 포함시켰다. 설명변수 중 종사상 지위는 상용직 기간제의 증가로 인한 평균 근속기간의 변화를 통제하여 비정규직 관련법 시행의 고용 안정 효과를 보다 정확하게 판단할 수 있을 것으로 기대된다. 추정모형에서 가장 중요한 것은 관찰 시점이다. 2007년 7월 1일부터 단계적 시행에 들어간 비정규직

30) 시군부 등 일부 통제변수와 근속기간 사이의 인과관계는 명확하지 않으며 추가적 검증의 대상이다.

관련법으로 인해 고용안정성의 간접 지표인 근속기간이 시계열적으로 어떻게 변화하고 있는가를 볼 수 있다.

통상최소자승법을 이용한 추정 결과는 <표 4>~<표 6>에 나타나 있다.<sup>31)</sup> <표 4>는 55세 미만 기간제 근로자와 55세 미만 기간제가 아닌 여타 비정규직 근로자를<sup>32)</sup> 대상으로 한 추정 결과이다. 추정 결과 모형의 설명력이 기간제와 비정규직의 각각에 대해 0.3319와 0.2770이다.

추정에 포함된 설명변수들에 대한 추정 결과는 다음과 같다. 성별로 55세 미만 기간제의 경우에는 남성의 근속기간이 여성보다 장기기간이나 여타 비정규직은 여성이 남성보다 장기근속을 하는 것으로 나타났다.<sup>33)</sup> 연령에 따라 55세 미만 기간제는 47.2세까지 여타 비정규직은 52.7세까지 연령에 따라 근속기간이 증가하지만 그 이후에는 근속기간이 줄어드는 것으로 나타났다. 또한 미혼보다 배우자가 있는 경우 장기근속을 하고, 여타 비정규직은 군부보다는 도시지역에 거주할 때 10.6%의 근속기간 증가를 기대할 수 있다.<sup>34)</sup>

학력별로 고학력일수록 근속기간도 늘어나 4년제 대졸 이상의 고학력자는 초등학교 졸업생에 비해 55세 미만 기간제는 18.2%, 그리고 여타 비정규직은 57.9% 정도 장기근속을 하는 것으로 분석된다. 또한 55세 미만 기간제와 여타 비정규직 모두 사업체 규모가 클수록, 임시·일용직보다는 상용직으로 근무할 때 근속기간이 늘어나 고용안정성이 높아진다.

한편, 2007년 8월을 기준으로 한 연도 효과는 2008년 8월 이후의 전 기간에 걸쳐 부(-)의 값을 보여 고용불안이 악화된 것으로 나타났다. 다른 조건이 동일하다는 가정 아래 관찰연도의 변화에 따른 근속기간 기대치의 변화를 예측하면 <그림 8>과 같다. <그림 8>에서는 2007년 8월이 기준이 되며, 다른 설명변수들이 일정하다고 할 때, 관찰연도의 변화에 따른 근속기간의 변화를 나타낸다. 예를 들어, 55세 미만 기간제의 경우 2007년 8월을 기준으로 2009년 8월에는 연도 효과에 의해 근속기간이 26.1%만큼 하락하며, 2019년 8월에도 24.4%만큼 떨어진 것으로 추정된다.

31) 모두 가중치를 부여하여 추정을 실시하였다.

32) 전체 비정규직 중 55세 미만 비정규직의 비중은 연도에 따라 달라지는데 2004년 8월에서 2019년 8월 사이 26.8~42.2%의 범위에서 움직이고 있다.

33) 55세 미만 기간제는 남성의 근속기간이 5.3% 더 길고, 여타 비정규직 전체로는 거꾸로 남성의 근속기간이 13.7% 더 짧다.

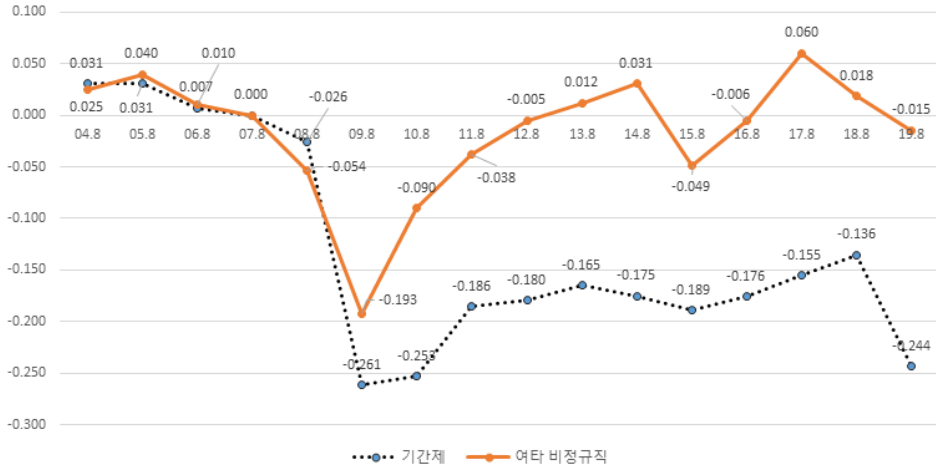
34) 55세 미만 기간제의 경우에도 도시지역 거주자의 근속기간이 긴 것으로 나타났으나 10% 수준에서도 통계적 유의성이 없다.

<표 4> 기간제 및 비정규직 근로자의 근속기간 결정에 대한 추정 결과: OLS

설명변수	55세 미만 기간제	여타 비정규직
상수항	-2.87404(0.000)	-1.90587(0.000)
성(0: 여성, 1: 남성)	0.05177(0.000)	-0.14770(0.000)
연령	0.15760(0.000)	0.09901(0.000)
연령의 제곱	-0.00167(0.000)	-0.00094(0.000)
혼인 상태(미혼 기준)		
기혼	0.08217(0.000)	0.11002(0.000)
사별 및 이혼	-0.09290(0.003)	0.04654(0.033)
교육(초졸 이하 기준)		
중졸	-0.03574(0.421)	0.05614(0.001)
고졸	0.06752(0.083)	0.24799(0.000)
전문대졸	0.21077(0.000)	0.34346(0.000)
대학 이상	0.16687(0.000)	0.45659(0.000)
거주 지역(0: 군부, 1: 시부)	0.01946(0.231)	0.10064(0.000)
종사상 지위(상용직 기준)		
임시직	-1.10453(0.000)	-0.79227(0.000)
일용직	-2.00839(0.000)	-1.96201(0.000)
사업체 규모(1~99인 기준)		
100~299인	0.09040(0.000)	0.17450(0.000)
300인 이상	0.27809(0.000)	0.24358(0.000)
관찰연도(2007년 8월 기준)		
2004년 8월	0.03015(0.352)	0.02439(0.368)
2005년 8월	0.03012(0.341)	0.03881(0.160)
2006년 8월	0.00710(0.824)	0.00967(0.724)
2008년 8월	-0.02674(0.410)	-0.05543(0.039)
2009년 8월	-0.30304(0.000)	-0.21385(0.000)
2010년 8월	-0.29142(0.000)	-0.09461(0.000)
2011년 8월	-0.20520(0.000)	-0.03921(0.131)
2012년 8월	-0.19792(0.000)	-0.00503(0.847)
2013년 8월	-0.17995(0.000)	0.01199(0.645)
2014년 8월	-0.19232(0.000)	0.03012(0.243)
2015년 8월	-0.20975(0.000)	-0.05001(0.051)
2016년 8월	-0.19302(0.000)	-0.00599(0.814)
2017년 8월	-0.16838(0.000)	0.05830(0.020)
2018년 8월	-0.14563(0.000)	0.01808(0.471)
2019년 8월	-0.27926(0.000)	-0.01472(0.551)
표본 규모	41,020	81,340
F-value	703.58	1,075.39
Adjusted R-square	0.3319	0.2770

주: 괄호 안의 값은 P>|t|.

<그림 8> 근속기간에 대한 연도 효과의 변화: 55세 미만 기간제와 여타 비정규직 (2007년 8월 기준)



<그림 8>에서 2007년 8월 이후 55세 미만 기간제의 연도 효과가 여타 비정규직의 연도 효과보다 더 큰 것을 알 수 있다.<sup>35)</sup> 이는 「비정규직법」으로 인해 기간제 제한의 영향을 직접적으로 받는 55세 미만 기간제의 고용불안이 상대적으로 악화된 것을 보여 준다. 기간제의 연도 효과는 2015년 8월에도 -0.189라는 상당히 큰 값을 보이고 있다. 이러한 현상은 기간제 사용기간을 2년으로 제한한 「비정규직법」의 효과로 판단된다. 즉, 비정규직보다 기간제의 연도 효과가 절대적으로 더 크다는 점<sup>36)</sup>과 더불어 기간제의 경우 글로벌 금융위기가 완전히 지나간 2015년 이후에도 부(-)의 값을 보이는 것은 글로벌 금융위기로는 설명하기 어렵다.

## 2. 사업장 규모별 근속기간의 추정

「비정규직법」과 고용불안 사이의 관계를 심층적으로 분석하기 위해 사업장 규

35) 2009년 8월에서 2019년 8월의 기간 동안 비정규법의 직접 적용 대상인 55세 미만 기간제와 여타 비정규직 사이에 근속기간의 차이가 있는가를 t-검정한 결과 1% 수준에서 ‘차이가 없다’라는 귀무가설을 기각하였다. 또한 같은 기간제로 범위를 좁혀 55세 미만 기간제와 55세 이상 기간제 사이에 근속기간 차이가 있는가를 검정한 결과도 마찬가지로 1% 수준에서 귀무가설을 기각하고 있다.

36) 만일 2008년 8월 이후 평균 근속기간의 하락이 글로벌 금융위기의 결과라면 55세 미만 기간제와 여타 비정규직 전체의 평균 근속기간 하락이 서로 비슷하여야 할 것이다.



모별로 추정을 실시하였다. 사업장 규모를 나누어 추정하였을 때, 「비정규직법」의 고용불안 효과는 더욱 명확하여진다. <표 5>를 살펴보면 기간제의 경우 사업장 규모가 클수록 「비정규직법」의 시행에 따른 근속기간의 감소 효과가 더욱 커지는 것을 알 수 있다.<sup>37)</sup>

<표 5>의 추정 결과를 이용하여 근속기간에 대한 연도 효과의 변화를 정리한 것이 <그림 9>이다. <그림 9>는 사업체 규모가 클수록 연도 효과가 더 크다는 <표 5>의 추정 결과를 명확하게 보여 준다. 구체적으로 300인 이상의 대규모 사업체의 경우 연도 효과가 2017년 8월에도 -0.340으로 나타나고 있다. 이러한 분석 결과는 「비정규직법」으로 인해 대규모 사업체에 근무하던 기간제 근로자들의 고용불안의 가장 크게 증가하였음을 보여 준다.

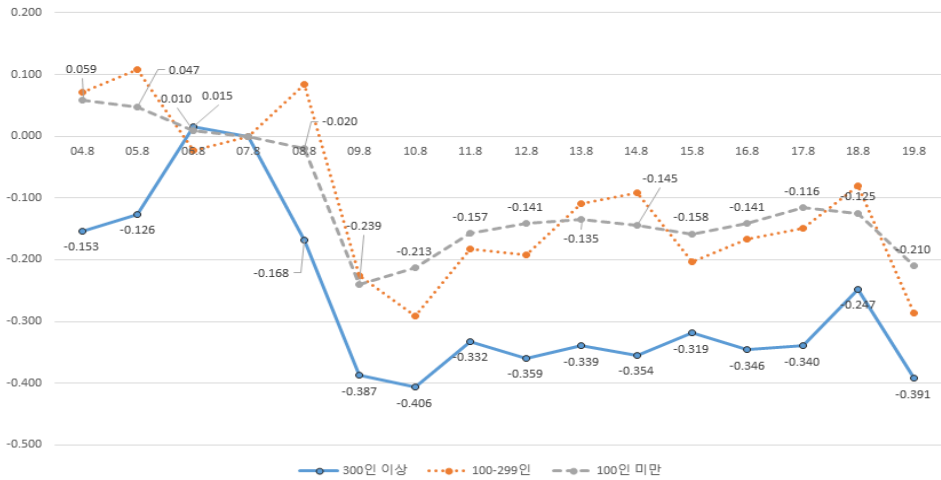
<표 5> 사업장 규모별 55세 미만 기간제 근로자의 근속기간 결정에 대한 추정 결과: OLS

설명변수	사업장 규모		
	300인 이상	100~299인	100인 미만
관찰연도(2007년 8월 기준)			
2004년 8월	-0.16630(0.083)	0.06904(0.463)	0.05698(0.122)
2005년 8월	-0.13471(0.142)	0.10257(0.253)	0.04576(0.207)
2006년 8월	0.01494(0.872)	-0.02322(0.800)	0.00962(0.792)
2008년 8월	-0.18379(0.053)	0.08111(0.378)	-0.02002(0.590)
2009년 8월	-0.48886(0.000)	-0.25574(0.006)	-0.27367(0.000)
2010년 8월	-0.52150(0.000)	-0.34512(0.000)	-0.23949(0.000)
2011년 8월	-0.40354(0.000)	-0.20066(0.039)	-0.17085(0.000)
2012년 8월	-0.44495(0.000)	-0.21353(0.024)	-0.15223(0.000)
2013년 8월	-0.41462(0.000)	-0.11611(0.222)	-0.14545(0.000)
2014년 8월	-0.43747(0.000)	-0.09617(0.325)	-0.15611(0.000)
2015년 8월	-0.38376(0.000)	-0.22680(0.018)	-0.17214(0.000)
2016년 8월	-0.42421(0.000)	-0.18178(0.056)	-0.15206(0.000)
2017년 8월	-0.41478(0.000)	-0.16226(0.086)	-0.12365(0.001)
2018년 8월	-0.28406(0.003)	-0.08387(0.394)	-0.13300(0.000)
2019년 8월	-0.49670(0.000)	-0.33805(0.000)	-0.23634(0.000)
표본 규모	4,498	4,675	31,847
F-value	112.34	75.84	553.32
Adjusted R-square	0.4007	0.3018	0.3189

주: 괄호 안의 값은 P>|t|.

37) <표 5>와 <표 6>에서는 지면의 한계로 인해 <표 4>에 기술된 것과 같은 상수항 및 통제변수에 대한 추정 결과들은 생략하였다.

<그림 9> 사업장 규모와 55세 미만 기간제 근속기간에 대한 연도 효과



### 3. 이중차분법을 이용한 비정규법의 근속기간 효과 추정

위의 분석 결과는 비정규법 이후의 근속기간 변화가 인구 및 경제구조의 변화와 같은 다른 요인에 의한 것인지, 아니면 비정규법의 영향인지 명확하게 구분되지 않는 한계가 있다. 이에 비정규법 효과의 보다 정확한 파악을 위해 유경준·강창희(2013)의 연구와 같이 이중차분법을 이용하여 비정규법이 근속기간에 미치는 효과를 분석한다. 이중차분법의 추정모형은 다음과 같다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \tau_i + \sum_{k=-3}^{12} (\beta_{2k} T_{ik} + \beta_{3k} (\tau_i \times T_{ik})) + \beta_4 X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$\tau_i$ 는 조사 시점 당시 55세 미만인가의 여부를 나타내는 가변수로 55세 미만이면 '1', 55세 이상이면 '0'의 값을 가진다.  $T_{ik}$ 는 조사 시점을 나타내는 가변수들로 2007년 8월을 기준( $k=0$ )으로 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 16년 동안 각각의 관찰 시점을 표시한다.  $\tau_i \times T_{ik}$ 는 교차항, 그리고  $X_i$ 와  $\epsilon_i$ 는 각기 개인의 특성변수와 오차항이다.

여기에서  $\beta_1$ 은 비정규법 적용 이전에 55세 미만인 근로자와 55세 이상인 근로자들 사이에 존재하는 근속기간의 차이를 나타내는 모수이며,  $\beta_{2k}$ 는 기준 시점

(2007년 8월)과 관찰 시점  $k$  사이의 인구 및 경제적 변동에서 발생한 근속기간의 차이를 보여 준다. 그리고 비정규법의 진정한 효과는 교차항( $\tau_i \times T_{ik}$ )의 계수인  $\beta_{3k}$ 를 통해 파악할 수 있다.  $\beta_{3,-3}$ 에서  $\beta_{3,12}$ 까지의 변화를 관찰함으로써 비정규법이 근로자의 근속기간에 미친 효과를 파악할 수 있다.<sup>38)</sup>

추정모형의 설정과 관련된 하나의 문제는 기준 시점을 어떻게 설정할 것인가이다. 비정규직 관련법은 수년간 국회에서 논의되어 왔었고, 적용 시점도 사업장 규모에 따라 단계적으로 적용되었다. 「비정규직법」의 제정을 전후로 선제적으로 비정규직 구조조정을 실시한 기업들도 있었고, 아무런 대책 없이 편법, 탈법적으로 비정규직을 계속 사용한 기업들도 상당수이다. 이에 이 논문에서는 사용기간 제한이 적용된 2007년 7월부터 2009년 7월까지를 완충기로 간주하고 2009년 8월 이후부터 본격적으로 비정규법의 효과가 나타난 것으로 가정한다.

추정 결과는 <표 6>에 나타나 있다. 앞의 <표 5>와 마찬가지로 종속변수는 근속기간의 로그(log) 값이고 설명변수도 동일하다. 단지 <표 6>에서 교차항( $\tau_i \times T_{ik}$ )이 설명변수로 추가되었다는 점에서 차이가 있다. <표 5>에서는 비정규직을 비정규법의 적용을 받는 근로자와 받지 않은 근로자의 둘로 구분하여 각기 추정한 다음 연도 효과를 서로 비교하는 방식을 사용하였으나 <표 6>에서는 이중차분법을 사용하고 있다는 점에서 근본적 차이가 있다. 또한 <표 6>에서는 비정규직만이 아니라 임금근로자 전체에 대해서도 추정을 실시하였다. 추정에서  $\tau_i$ 는 비정규법의 적용 대상이면 '1', 아니면 '0'의 값을 지니는 가변수이다.

여성의 근속기간이 남성보다 장기간인 점을 제외하면 추정 결과는 일반적 상식과 일치한다. 연령에 따라 비정규직은 55.1세까지 연령에 따라 근속기간이 증가하였다가 이후 줄어드는 역U자를 보이고, 임금근로자 전체로는 55.8세에 변곡점을 기록하는 것으로 나타났다. 비정규직과 임금근로자 모두 미혼에 비해 기혼자의 근속기간이 장기간이며, 학력이 높을수록 한 직장에 오래 근무한다. 또한 군부지역보다는 시 지역에 거주하는 근로자의 근속기간이 길고, 상용직보다는 임시직이나 일용직의 근속기간이 짧으며, 사업체 규모가 클수록 장기간 근속하는 것으로 나타나고 있다. 관찰연도가 근속기간에 미치는 효과를 살펴보면 2009년 8월 이후 비정규직과 임금근로자 모두 통계적으로 유의하게 (-)값을 보이고 있다. 즉, 다른 근로자보다 비정규법의 적용을 받는 근로자의 근속기간이 현저하게 하락한 것으로 나타났다.

38) 자세한 내용은 유경준·강창희(2013), pp. 74~78을 참조하기 바란다.

<표 6> 비정규법의 근속기간 효과 추정 결과

설명변수	전체 비정규직	전체 임금근로자
상수항	0.98454(0.000)	-2.62134(0.000)
성(0: 여성, 1: 남성)	-0.24296(0.000)	-0.01701(0.000)
연령	0.06395(0.000)	0.13162(0.000)
연령의 제곱	-0.00058(0.000)	-0.00118(0.000)
혼인 상태(미혼 기준)		
기혼	0.17526(0.000)	0.22522(0.000)
사별 및 이혼	0.08488(0.000)	0.00250(0.824)
교육(초졸 이하 기준)		
중졸	0.07540(0.000)	0.05017(0.000)
고졸	0.28726(0.000)	0.35012(0.000)
전문대졸	0.39687(0.000)	0.47538(0.000)
대학 이상	0.48456(0.000)	0.57228(0.000)
거주 지역(0: 군부, 1: 시부)	0.09433(0.000)	0.01835(0.005)
종사상 지위(상용 기준)	임시직 -1.11162(0.000)	-1.23770(0.000)
	일용직 -3.92952(0.000)	-3.95810(0.000)
사업체 규모(1~99인 기준)	100~299인 0.15413(0.000)	0.26437(0.000)
	300인 이상 0.28742(0.000)	0.64526(0.000)
기간제 적용 대상 여부(0: 미적용 1: 적용)	-0.34047(0.000)	-0.43607(0.000)
관찰연도(2007년 8월 기준)		
2004년 8월	0.06259(0.038)	0.07689(0.000)
2005년 8월	0.06723(0.027)	0.07105(0.000)
2006년 8월	0.02179(0.473)	0.02405(0.102)
2008년 8월	-0.04946(0.094)	0.00007(0.996)
2009년 8월	-0.20638(0.000)	-0.02557(0.075)
2010년 8월	-0.19736(0.000)	-0.07698(0.000)
2011년 8월	-0.09335(0.001)	-0.04770(0.001)
2012년 8월	-0.08762(0.002)	-0.03313(0.019)
2013년 8월	-0.12849(0.000)	-0.03045(0.029)
2014년 8월	-0.16117(0.000)	-0.03375(0.015)
2015년 8월	-0.25712(0.000)	-0.04732(0.001)
2016년 8월	-0.23981(0.000)	-0.07527(0.000)
2017년 8월	-0.15258(0.000)	-0.04099(0.003)
2018년 8월	-0.20311(0.000)	-0.06862(0.000)
2019년 8월	-0.24522(0.000)	-0.11379(0.000)
교차항(55세 미만 여부와 관찰연도, 2007. 8 기준)		
2004년 8월	0.03022(0.540)	0.05026(0.213)
2005년 8월	-0.04492(0.357)	-0.02626(0.506)
2006년 8월	-0.03161(0.518)	-0.02205(0.579)
2008년 8월	0.02671(0.591)	-0.02365(0.565)
2009년 8월	-0.13272(0.007)	-0.30101(0.000)
2010년 8월	-0.19707(0.000)	-0.31223(0.000)
2011년 8월	-0.20350(0.000)	-0.25189(0.000)
2012년 8월	-0.16565(0.001)	-0.23792(0.000)
2013년 8월	-0.12103(0.014)	-0.23159(0.000)
2014년 8월	-0.10213(0.038)	-0.24591(0.000)
2015년 8월	-0.03627(0.460)	-0.26173(0.000)
2016년 8월	-0.04186(0.392)	-0.21467(0.000)
2017년 8월	-0.13868(0.005)	-0.27360(0.000)
2018년 8월	-0.14374(0.003)	-0.29313(0.000)
2019년 8월	-0.16571(0.000)	-0.30863(0.000)
F-value	3,284.91	8,983.88
Adjusted R-square	0.4966	0.4941

주: 괄호 안의 값은 P>|t|.

비정규법의 효과를 정확하게 나타내는 교차항의 추정계수를 보면 비정규직과 임금근로자의 두 집단 모두에 대해 2009년 8월 이후 (-)값을 보인다. 전체 비정규직의 경우 2015년 8월과 2016년 8월의 두 시점에 있어 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났는데, 이의 원인이 무엇인지는 명확하지 않다. 한편, 기준 시점인 2007년 8월 이전의 기간에 대해서는 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 이러한 추정 결과는 비정규법의 시행으로 인해 적용 대상자의 근속기간이 하락하였다는 결론을 제시한다.

비정규직의 고용불안은 인적 자본 축적의 기회를 줄이게 된다. 기업은 단기 계약으로 끝날 비정규직에게 투자할 유인이 없으며, 비정규직 근로자를 어떻게 이용할 것인가에만 관심을 두게 된다. 인적 자원 축적 또는 개발의 기회가 줄어들고, 고용이 불안한 비정규직들도 기업에 대한 몰입이나 역량 발휘에 소극적인 태도를 보인다. 이처럼 기업과 근로자 모두 단기적 계약 및 이익에만 몰두하게 됨에 따라 사회 전체적으로 인적 자원의 균형적 개발이 저해되고, 사회경제적 양극화가 고착되며, 이는 결국 성장잠재력의 저해로 이어질 것이다.

#### 4. 글로벌 금융위기와 고용불안

글로벌 금융위기도 기간제의 고용불안에 영향을 주었을 가능성이 높다. 특히, 글로벌 금융위기로 인해 비정규직과 여성, 저학력, 고령자 등 취약계층의 근속기간이 하락하였을 것이다.<sup>39)</sup> 하지만 글로벌 금융위기로만 기간제 등 비정규직의 근속기간 하락을 설명할 수 없다. 왜냐하면 글로벌 금융위기가 본격적으로 한국의 고용에 영향을 주기 전인 2008년 8월에 이미 근속기간의 하락이 감지되었으며, 정규직의 평균 근속기간은 계속 증가하고 있었기 때문이다.

또한 근속기간에 미치는 효과는 <표 4> 및 <표 6>과 같이 2009년 8월 이후 지속적으로 부(-)의 값을 보이고 있었다. 글로벌 금융위기가 근속기간 감소의 핵심 원인이었다면 추정계수 값은 다시 2007년 또는 2008년의 수준을 회복하는 것이 올바를 것이다.<sup>40)</sup> <그림 8>처럼 기간제의 근속기간 하락폭이 다른 비정규직의 하락폭보다 큰 점도 글로벌 금융위기로 설명하기 쉽지 않다. 글로벌 금융위기

39) 금재호·조준모(2000)는 외환위기를 거치면서 고령자, 저학력자, 여성 등 취약계층의 고용 불안정성이 특히 악화되었다는 실증적 분석 결과를 제시하였다. 이러한 외환위기의 경험이 글로벌 금융위기 때에서도 똑같이 나타났을 가능성이 있다.

40) 근로자의 평균 근속기간이 전반적으로 계속 상승하고 있다는 점을 감안하면 더욱 더 2007년 또는 2008년의 수준을 회복하였어야 할 것이다.

동안 비정규직의 근속기간이 하락한 반면 정규직의 근속기간이 증가한 점도 글로벌 금융위기의 관점에서 이해하기 어렵다. 비록 글로벌 금융위기의 영향을 비정규직이 더 받았다는 점은 인정하더라도 정규직의 근속기간도 일시적이거나 하락 또는 정체되었어야 하기 때문이다.

이에 우리는 글로벌 금융위기 이외 근속기간의 하락에 영향을 줄 수 있는 요인으로 비정규법에 주목하였다. 「비정규직법」, 특히 비정규법의 시행으로 인해 근로자를 비정규직 형태로 장기간 고용하고 있는 기업들이 고용관계를 해지하거나, 또는 「기간제법」의 적용을 받지 않는 비정규 근로자를 채용하는 등의 방법으로 비정규법에 대응하게 되고 그 결과 기간제의 고용불안이 증가하였다는 판단이다.

## V. 결론

여기에서는 기간제 사용기간을 2년으로 제한하는 「비정규직법」이 비정규직, 특히 기간제 근로자의 고용불안에 미치는 영향을 분석하려고 시도하였다. 보다 정확한 분석을 위해 KLIPS와 같은 패널 자료를 사용하는 것이 바람직하겠지만 KLIPS 설문구조의 한계로 인해 분석이 어려웠던 점이 아쉽다. 평균 근속기간, 1년 이하 근로자 비중, 2년 이상 근로자 비중 등의 기초 분석과 더불어 간단한 계량모형을 이용하여 비정규직 입법이 고용불안에 미친 효과를 분석한 결과, 55세 미만 기간제의 고용불안이 심각하여 졌다는 점을 알 수 있었다. 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사에 따르면 기간제 사용기간을 2년으로 제한하였음에도 불구하고 기간제 근로자의 절대 숫자는 감소하지 않았다. 비록 임금근로자 중 기간제의 비중이 2007년 8월 이후 2018년 8월까지 안정세를 유지하여 왔지만 이를 「비정규직법」의 결과로 해석하기는 어렵다.

기간제의 사용기간을 제한하는 입법은 기간제 등 비정규직의 고용불안을 통해 장기근속을 통한 경력개발 및 임금 상승의 기회를 낮추고, 잦은 이직을 부추인 것으로 판단된다. 잦은 이직은 인적 자본 축적의 가능성을 저해한다. 「비정규직법」은 비정규직 근로자의 정규직 전환을 촉진시킨다는 입법 취지는 제대로 달성하지 못하면서, 비정규직 근로자의 고용불안을 악화시키는 부정적 효과를 초래하였다.

## 참 고 문 헌

- 금재호, “「기간제법」의 고용효과에 대한 평가 및 과제,” 『한국노동경제학회 정책  
토론회 자료집』, 한국노동경제학회, 2015.
- 금재호·조준모, 『실업구조의 변화와 정책과제』, 한국노동연구원, 2000.
- 박우람·박윤수·김세익, 『기간제 근로의 고용기간 제한에 관한 실증연구』, KDI,  
2016.
- 박우람·박윤수, 『비정규직 사용규제가 기업의 고용결정에 미친 영향』, KDI정책  
포럼 제271호, 2018.
- 유경준·강창희(2013), “2007년 「비정규직법」의 고용효과 분석,” 『노동경제논집』  
제36권 제2호, 한국노동경제학회, 67~94.
- 윤정향, “고용규모 변화로 살펴본 「비정규직법」 1년의 효과,” 『e-고용이슈』 통권  
17호, 1~13.
- 이병희·정성미, “2008년 3월 비정규직 규모와 구성변화: 2008년 3월 경제활동인  
구 부가조사를 이용하여,” 『월간 노동리뷰』 통권 42호, 한국노동연구원,  
4~21.
- 통계청, 『경제활동인구조조사 근로형태별 부가조사』, 매년 8월.
- Diebold, Francis X., “Job Stability in the United States,” *Journal of Labor  
Economics*, 15, No. 2, 1997, 348~352.
- Hall, Robert, “The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy,”  
*American Economic Review*, 72, No. 4, 1982, 716~724.
- ILO, Non-standard Employment Around the World: Understanding Challenges,  
Shaping Prospects, Geneva, ILO, 2016.
- Jaeger, David A. and Stevens, Ann Huff, “Is Job Stability in the United  
States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey  
and Panel Study of Income Dynamics,” *Journal of Labor Economics*, 17,  
No. 4, 1999, 1~28.
- Neumark, David, Daniel Polsky, and Daniel Hansen, “Has Job Stability  
Declined Yet? New Evidence for the 1990s,” *Journal of Labor  
Economics*, 17, No. 4, 1999.
- OECD, OECD Employment Outlook, Paris: OECD Publishing, 2013.
- \_\_\_\_\_, OECD Employment Outlook, Paris: OECD Publishing, 2016.

[Abstract]

## The Non-regular Workers' Act and Job Instability: Effects on the Fixed-term Workers\*

Jaeho Keum\*\*

This paper investigates the effect of the 2007 Non-regular Workers' Act, which restricts the period of fixed-term employment to two years, on the job instability of non-regular workers. The analysis is focused especially on the fixed-term workers. It draws on the Additional Survey by Employment Type of Economically Active Population Survey from August 2004 to August 2019 and analyses average job duration, the ratio of workers with less than or equal to one year tenure, and the ratio of workers with equal to or more than two years' tenure. Also, econometric methodologies such as difference-in-difference analysis are applied in investigating the changes of job instability. Our empirical research shows that the job instability of non-regular workers centered on fixed-term workers has been deepened after the 2007 Non-regular Workers' Act. Although some raise the global financial crisis as the cause of this phenomenon, the global financial crisis only affected the temporary deterioration of employment stability for non-regular workers.

**Keywords:** non-regular, fixed-term worker, job instability, non-regular worker, non-regular workers' act, temporary worker

**JEL Classification:** J21, J23, J42, J63

---

\* This paper is financially supported by the Korea University of Technology and Education. All views are those of the author and do not necessarily reflect the views of the Korea University of Technology and Education.

\*\* Professor, Department of Human Resource Development, Korea University of Technology and Education, Tel: +82-41-560-1404, E-mail: keumjaeho325@koreatech.ac.kr