

2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향 : “사업체패널조사” 자료를 이용한 분석*

정 희 진** · 강 창 희***

요 약

본 논문은 한국노동연구원의 “사업체패널조사” 자료를 이용해 2013년 고령자고용법 개정에 따른 법정 정년 연장이 사업체의 총 고용규모와 고용형태별 및 직급별 고용 규모에 미친 영향을 추정한다. 60세로의 정년 연장은 사업체의 총 고용규모에 부정적인 영향을 미친 것으로 추정된다. 정년 연장에 따라 사업체 내 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 총 고용규모는 약 0.19명 정도 감소한다. 이와 같은 고용 감소는 주로 고용형태로는 정규직, 사내 직급으로는 차장급 및 부장 이상 직급의 고용 감소에 의해 설명된다. 이는 법정 정년의 연장이 주로 고령층 근로자와 대체관계에 있는 중장년층 근로자의 고용을 감소시켰음을 시사한다. 법정 정년 연장이 청년층 고용에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않다.

핵심 주제어 : 정년연장, 이중차분법, 고용형태별 고용, 직급별 고용, 사업체패널
JEL 분류기준 : J01

* 투고일(2021년 12월 2일), 수정일(2022년 3월 21일), 게재확정일(2022년 4월 14일).

본 논문은 2020년도 한국조세재정연구원 「재정전문가 네트워크 사업」(강창희(2020), 2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향 : “사업체패널조사” 자료를 이용한 분석)을 기초로 작성되었습니다. 본 논문은 정희진이 한국은행 2020년도 행내 현상논문 공모에 제출한 보고서(“정년연장이 고용에 미치는 영향”)를 토대로 분석자료를 확장하고 학술논문의 형식으로 발전시킨 연구의 결과물입니다.

** 한국은행 조사역, E-mail: hjin@bok.or.kr

*** 교신저자, 중앙대학교 경제학부 교수, E-mail: ckang@cau.ac.kr

I. 서 론

최근 우리나라에서는 출산율 하락과 기대수명 증가로 고령인구의 비율이 빠르게 증가하고 있다. 통계청의 장래인구 추계(2019)에 따르면, 우리나라는 2025년에 65세 이상 인구가 총 인구의 20%를 초과하는 초고령사회가 될 것으로 예상된다. <그림 1>에 나타난 바와 같이, 2050년에는 한국의 65세 이상 인구 비중이 34.4%로서 OECD 국가 평균 예상치인 25.2%를 넘어설 것으로 예상된다. 이런 전망 하에서 최근 고령자의 경제활동을 확대할 필요가 있다는 논의와 함께 정년 연장의 필요성이 대두되고 있다. 실제로 우리나라에서는 2013년에 「고용상 연령 차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」(이하 고령자고용법) 개정을 통해 60세 정년이 법제화되어 2016년부터 시행되고 있다. 최근에는 기존 60세 정년을 65세로 추가 연장할 필요가 있다는 주장이 제기되고 있다.

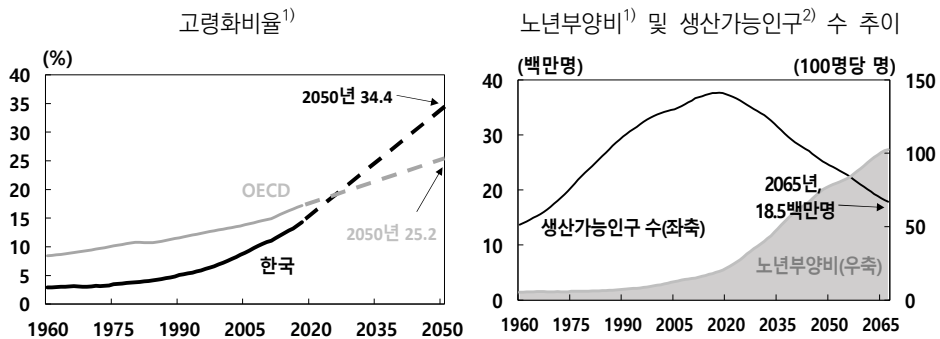
정년연장을 통해 고령층의 경제활동을 유도하려는 중요한 이유 중 하나는 고령화로 인한 국가 재정부담을 완화하기 위해서이다. 고령인구의 증가는 연금·의료비 등 의무지출을 확대시킨다. 기획재정부(2015)에 따르면, 고령화가 지속될 때 우리나라의 GDP 대비 의무지출 비중은 2016년 12.0%에서 2060년 21.2%로 크게 증가한다. 반면 생산가능인구의 비중은 상대적으로 감소하고 있어 의무지출 증가에 대응하는 재정수입을 확보하기 어렵게 된다. 한국의 노년부양비(즉, 15~64세 생산가능인구 대비 65세 이상 고령인구의 비율)는 2020년 현재 21.7로서 OECD 주요 국가들에 비해 낮은 수준이지만 2065년에는 그 비율이 100을 넘을 것으로 추정된다. 따라서 고령인구의 경제활동을 증가시킴으로써 노년부양비 증가로 인한 재정부담을 완화시킬 필요성이 제기된다.

생산가능인구 규모의 감소는 국가의 경제성장률을 낮출 수 있기 때문에 고령층의 경제활동 증가의 필요성도 제기된다(안병권 외, 2017). <그림 1>에 제시된 통계청 자료에 따르면 우리나라의 생산가능인구는 2018년 37.6백만명으로 정점에 도달한 2065년에는 18.5백만명까지 감소할 것으로 예상된다. 노동생산성이 일정하다는 전제하에 생산가능인구의 감소는 향후 노동력 부족을 야기할 수 있다. 고령인구의 노동시장 참여를 늘려 노동력 부족을 완화시킬 필요도 있다.

법정 정년의 연장은 일차적으로 고령자들의 노동시장 참여를 촉진함으로써 고

령화에 수반되는 문제들을 완화시키는 긍정적 역할을 한다. 다른 한편으로, 법정 정년 연장은 부정적인 경제적 효과를 야기할 가능성도 있다. 기업들이 정년 연장으로 발생한 인건비 부담을 줄이기 위해 고령자와 대체관계가 있는 근로자 집단(예. 청년 및 중장년 집단)의 고용을 줄일 수 있기 때문이다. 만약 대체관계에 있는 근로자 집단의 고용 감소분이 정년연장의 대상인 근로자 집단의 고용 증가분보다 큰 경우, 전체 고용규모는 감소하게 된다.

〈그림 1〉 한국의 고령화비율, 노년부양비 및 생산가능인구



주 : 65세 이상 인구 / 총 인구 × 100

(점선은 통계청 추계)

출처 : OECD, 통계청

주 : 1) 65세 이상 인구 / 15~64세 인구 × 100

2) 15~64세 인구 수

출처 : 통계청

법정 정년 연장을 둘러싸고 기대와 우려가 공존하는 이유는 정년 연장의 경제적 효과가 이론적으로 확정되지 않기 때문이다. 특히 정년 연장이 총 고용의 규모에 미치는 효과는 이론적으로 확정적이지 않다. 법정 정년 연장에 따라 정년이 연장되는 고령자 집단과 여타 근로자들(예. 청년 및 중장년 집단) 사이의 대체관계가 이론적으로 명확하지 않아 총 고용의 변동 방향이 확정되지 않기 때문이다. 정년 연장에 따라 고령자 집단의 고용규모가 늘어날 때 이들과의 대체관계가 높은 근로자 집단의 고용규모는 감소한다. 반면, 이들과의 대체관계가 낮은 근로자 집단의 고용규모는 증가할 수 있다. 그러므로 법정 정년이 연장될 때, 고령자 집단과 여타 집단의 고용을 합산한 총고용의 변화 방향은 이론적으로 확정되지 않는다. 정년 연장의 최종적인 고용효과를 파악하기 위해서는 실제 정년 연장이 이

루어진 후 나타나는 경제적 효과를 실증적으로 분석할 필요가 있다. 본 논문은 우리나라에서 2013년의 고령자고용법 개정을 통해 2016년부터 적용되기 시작한 60세 법정 정년제도가 기업의 총 고용규모와 근로자 집단별 고용에 미친 영향을 실증적으로 규명하고자 한다. 최근 60세 법정 정년을 65세로 추가 연장하는 방안에 대한 논의가 시작되고 있음을 고려할 때, 본 논문의 분석결과는 추가적인 정년 연장의 경제적 효과에 대해 중요한 시사점을 줄 것으로 기대된다.

본 연구는 실증분석을 위해 현대성과평가론의 이중차분법(정확히는 변형된 이중차분법, modified difference-in-differences)을 적용한다. 이중차분법을 통해 처치의 인과효과를 도출하기 위해서는 처치가 적용되는 처치집단(treatment group)과 적용되지 않는 통제집단(control group)이 필요하다. 그런데 2013년의 고령자고용법은 2016년부터 300인 이상 사업체, 2017년부터 300인 미만 사업체 모두에 적용되기 때문에 처치효과를 식별하기 위해 필요한 통제 사업체 집단이 없다. 본 논문은 이와 같이 명시적인 통제집단이 없는 상황에 맞게 이중차분법을 수정한 Kondo(2016)과 Baek and Park(2018)의 아이디어를 차용한다.¹⁾ 처치가 모든 기업에 같은 시점에 적용되더라도 각 기업이 직면하는 처치의 강도(treatment intensity)는 서로 상이할 수 있다. 법정 정년 연장의 예를 들면, 2016년 정년 연장이 적용되기 이전 시점(예를 들어, 2011년)에 어떤 기업들은 50세 이상의 고령 근로자를 전혀 고용하고 있지 않을 수 있다. 반면, 다른 일부 기업들은 50세 이상 고령 근로자를 상대적으로 많이 고용하고 있을 수 있다. 전자의 기업들은 2016년부터 정년 연장이 즉각적으로 적용될 근로자들을 전혀 고용하고 있지 않기 때문에, 개정된 법이 시행될 때 적용되는 처치의 강도가 0에 가깝거나 매우 낮다. 이런 기업들은 이중차분법 적용을 위한 통제집단을 형성한다. 반면, 후자의 기업들은 고령 근로자들을 많이 고용하고 있으므로 개정된 법에 따른 처치(법정 정년 연장)의 강도가 매우 높다. 이런 기업들은 처치집단을 형성한다.

통상적인 이중차분법에서는 처치집단과 통제집단이 불연속적으로 구분된다.

1) Kondo(2016)는 일본에서 2006년에 전국적으로 시행된 60세 이상 근로자 고용연장의 고용효과를 추정하기 위해 연속적인 처치 강도의 변이를 사용하였다. Baek and Park(2018)은 2007년부터 한국의 모든 기업들에 똑같이 적용된 비정규직법이 기업의 고용규모와 수익성에 미치는 영향을 추정하였다.

즉 처치가 적용되면 처치집단이고, 적용되지 않으면 통제집단이다. 그러나 고령자고용법과 같이 모든 기업에 처치가 동시에 적용되는 경우에는 (처치 적용 여부가 아니라) 처치의 강도가 통제집단과 처치집단을 구분하는 기준이 된다. 처치 강도가 상대적으로 높은 집단일수록 처치집단에 가깝고, 낮은 집단일수록 통제집단에 가깝다. 우리는 Kondo(2016)와 Baek and Park(2018)이 적용한 수정된 이중차분법을 차용해 2013년의 법 개정이 사업체들의 총고용 및 근로자 집단별 고용규모에 미친 영향을 추정한다.

본 논문은 한국노동연구원에서 작성하는 “사업체패널조사”의 1~7차년도 자료를 사용해 법정 정년 연장의 고용효과를 추정한다. “사업체패널” 자료는 동일 사업체를 2년 주기로 추적해 조사하는 패널 데이터로서, 본 연구가 필요로 하는 주요 성과변수들(총 고용규모, 고용형태별 고용규모, 직급별 고용규모 등)을 포함하고 있다. 우리는 법정 정년 연장 처치의 강도를 표현하는 변수로서 2011년 현재 각 사업체의 전체 근로자 중 50세 이상 근로자의 비중을 사용한다. 2011년 현재 50세 이상 근로자의 비중이 높은 사업체는 상대적으로 처치집단에 가깝고, 이 비중이 낮은 사업체는 상대적으로 통제집단에 가까운 것으로 판단되기 때문이다.

본 논문의 추정결과에 의하면, 2013년의 개정법은 2013~2015년의 유예기간 동안 사업체의 총 고용규모에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했으나, 개정법이 시행된 2016년 이후에는 사업체의 총 고용규모를 감소시킨 것으로 추정된다. 구체적으로, 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 사업체의 총 고용규모는 평균 0.19명 정도 감소한 것으로 추정된다. 이와 같은 사업체 총 고용의 감소는 주로 정규직 고용의 감소에 의해 설명된다. 비정규직의 고용규모는 정년 연장에 따라 크게 변화하지 않았다. 근로자의 직급별로 정년 연장의 고용효과를 추정한 결과에 의하면, 법정 정년 연장으로 인해 특히 차장급 및 부장급 이상 직급의 중장년 근로자들의 고용이 감소하였다. 그러나 2013년의 정년 연장은 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용규모에는 통계적으로 유의미한 수준의 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 추정된다. 이런 결과는 생산과정에서 정년 연장의 대상인 고령층 근로자 집단과 높은 대체관계에 있는 중장년 근로자 집단의 고용은 감소하는 반면, 고령층과의 대체관계가 상대적으로 낮은 청년층

의 고용은 크게 변화하지 않을 것이라는 이론적 예측에 부합한다.

이하에서 본 논문은 다음의 순서로 구성된다. II장에서는 정년 연장과 관련된 선행연구를 소개한다. III장에서는 정년 연장의 고용효과에 관한 경제이론을 소개하고, IV장에서는 통계분석 방법을 개관한다. V 장은 분석결과를 제시한다. VI 장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구

정년 연장의 경제적 효과를 다룬 선행연구들은 ‘정년 연장이 고령자 고용에 미치는 효과’와 ‘고령자 고용 변화가 청년고용에 미치는 효과’에 초점을 맞추어 왔다. 이들 연구는 대체로 정년 연장이 고령자 고용을 증가시키지만, 고령자 고용이 증가함에 따라 청년 고용이 감소하는 구축효과(crowding out)는 관측되지 않는다고 보고한다.

우선, 정년 연장은 고령자의 퇴직 의사결정 및 고용에 영향을 미친다. De Grip *et al.*(2013)은 네덜란드에서 법적 연금수급 연령 상향(1~2년)이 예상 퇴직시점을 3.6~10.8개월 늦추는 효과가 있다고 보고한다. Gruber and Wise(2002)는 국가간 비교연구를 통해 퇴직 관련 정책이 고령자들의 퇴직 의사결정에 강한 영향을 미친다고 예측하고, 퇴직연금 신청연령을 3년 늦추면 고령 남성 노동자의 노동시장 이탈율이 23%에서 36%만큼 감소한다고 보고한다. Mastrobuoni(2009)는 미국의 퇴직 기준연령이 증가할 때 근로자들의 평균 퇴직 연령도 그의 절반만큼 씩 증가한다는 결과를 제시하였다. Staubli and Zweimüller(2013)는 오스트리아에서 조기 퇴직연령의 상향이 그 대상 집단의 고용 및 실업급여 청구 건수 등에 영향을 미쳤다고 보고한다.

많은 선행연구들은 정년 연장에 의해 고령자 고용이 증가하더라도 그에 따라 청년 등 다른 집단의 고용이 구축되지는 않는다는 결과를 제시한다. 먼저 Gruber and Wise(2009)는 여러 국가의 국가별 연구를 정리하였는데 대부분의 연구에서 고령자의 노동시장 참여율과 청년고용 간에 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이들 연구 중 Börsch-Supan and Schnabel(2010)은 1960년에서 2005년 사이

독일의 고용 시계열을 분석하여 고령자 고용과 청년 고용의 추세가 양(+)¹⁾의 상관관계를 보인다고 보고한다. 특히 독일에서 조기퇴직이 시행된 시점을 전후로 고령층의 고용이 감소한 반면 청년 노동자의 고용이 영향을 받지 않은 현상은 고령자 고용 증가가 청년 고용에 부정적인 영향을 미치지 않을 수 있음을 시사한다. 또한 Jousten *et al.*(2008)는 벨기에의 고용지표를 분석한 결과 고령자 고용과 청년 고용 간에는 대체관계가 나타나지 않는다고 보고한다. 유럽 국가 내 정년 연장 관련 연구들을 정리한 메타분석인 Böheim(2019)에서도 고령자 고용과 청년 고용 사이에는 대체관계가 있지 않을 뿐 아니라 오히려 고용자 고용이 증가할 때 청년층의 고용도 함께 증가하는 것으로 나타난다.

다른 한편으로, 고령자 고용과 청년 고용 간에 대체관계가 성립하는 증거를 제시하는 실증 연구들도 있다. 예를 들어, Boeri, Garibaldi and Moen(2016)은 이탈리아의 정년 연장(5년)이 각 기업별 고용에 미친 효과를 분석해 정년 연장의 영향을 많이 받은 기업일수록 청년고용이 많이 감소하였다고 보고한다. Vestad(2013) 역시 기업체 수준의 자료를 분석한 결과 노르웨이에서 조기퇴직이 청년 고용을 증가시켰다고 설명한다. 이들 연구는 청년과 고령자 고용 사이에 대체관계가 없다는 대부분의 연구와 상반된 결론을 제시하고 있고, 거시 지표 대신 기업체를 분석단위로 하는 미시분석이라는 점에서 차별성을 가진다.

국내에서도 고령자 고용과 청년 고용 사이의 관계를 분석한 연구들이 있다. 지은정(2012)은 OECD 15개국의 1990년부터 2010년까지의 연령별 고용률에 대한 패널자료 분석을 통해 중고령층의 고용률과 청년층의 고용률 사이에 양(+)²⁾의 상관관계가 있다고 제시한다. 김준영(2011)은 기업을 분석단위로 설정해 고령자 고용과 청년 고용 사이에 대체관계가 성립하지 않는다는 결과를 제시하였다. 고령자 고용과 청년 고용 사이에 대체관계가 존재하지 않는 이유 중 하나로서 안주엽(2011)은 세대 간 직종 분리를 제시한다. 안주엽(2011)은 직종격리지수(직종별 청년비율-고령비율의 절대값을 합산)를 도입해 청년이 우위에 있는 직종과 고령자가 우위에 있는 직종이 서로 분리되어 대체가능성이 낮다고 주장한다. 위의 선행 연구들은 2016년부터 한국에서 시행된 60세 정년의 고용효과를 직접 분석하지는 않았지만 그 효과를 예측하기 위한 좋은 참고문헌으로 평가된다.

2013년 법정 정년 연장의 경제적 효과를 분석한 최근 연구로는 남재량(2018),

한요셉(2019), 정진호 · 이승호 · 최형재(2020), 김대일(2021)이 있다. 남재량(2018)은 2013년의 고령자고용법 개정이 2014~2015년 기간 동안 사업체의 고용에 미친 영향을 분석하였다. 그의 연구는 개정 법이 시행되기 이전 시점에서 법의 고용효과를 분석하였으므로, 개정법 공포(또는 법 시행 유예)의 효과라고 볼 수 있다. 우리는 “사업체패널자료”를 이용해 분석기간을 2017년까지 확장함으로써 법 공포의 효과와 법 시행의 효과를 동시에 분석한다.

한요셉(2019, 제5장)은 “고용보험DB”을 통해 구축한 사업체 미시 패널자료를 이용해, 2016년부터 시행된 60세 정년 의무화가 청년 고용에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 그는 “고용보험DB”를 이용해 사업장별 정년 연령과 재직 근로자의 자세한 연령 분포를 도출하고 각 사업장 단위에서 정년 연장에 따라 예측되는 2016년 및 그 이후 고령 노동의 증가분을 계산하였다. 그는 이 “예측치”를 추정 모형의 핵심 설명변수로 설정해 정년 연장에 따른 고령 근로자의 증가가 사업장의 청년 고용 규모에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 그가 도출한 분석결과에 의하면, 민간부문 사업체에서 법정 정년 연장의 대상이 되는 고령 근로자가 1명 증가할 때 청년 고용은 평균적으로 0.2명 정도 감소하는 것으로 나타난다.

정진호 · 이승호 · 최형재(2020, 제4장)는 우리와 유사하게 한국노동연구원의 “사업체패널조사” 2005~2017년 자료를 이용해 정년 연장의 고용효과를 분석하였다. 그들은 2015년과 2017년 조사에 동시에 응답한 총 2,616개 사업체를 세 종류의 실험군과 두 종류의 대조군으로 분류한 후 이중차분법을 적용해 정년 연장의 고용효과를 추정하였다. 그런데 이들은 사업체를 실험군과 대조군으로 구분하면서 2017년 현재 정년이 60세 이상인지의 여부를 분류 기준으로 사용하였다(76~77쪽). 사업체의 2017년 현재 정년 연령은 법 시행의 영향을 받은 처치 후 변수(post-treatment variable)이므로 내생적이다. 이에 따라 실험군과 대조군 분류 또한 내생적이라고 볼 수 있다. 내생적인 집단 분류에 기반해 구한 이중차분 추정치는 인과효과 추정치로서 판단하기 어렵다.

김대일(2021)은 통계청의 경제활동인구조사 자료를 이용해 법정 정년 연장이 2016~2019년 기간 동안 55~59세 남성의 고용에 미친 효과를 추정하였다. 하지만 그는 정년 연장이 55세 미만 남성이나 청년층 남성의 고용에 미친 영향은 명시

적으로 추정하지 않았다. 우리는 “사업체패널조사”의 근로자 직급 정보를 이용해 정년 연장이 고령자 이외 연령대 근로자들의 고용규모에 미친 영향을 추정한다.

사업체 수준의 미시 패널 자료를 이용해 2013년 법정 정년 연장이 사업체의 청년층, 장년층, 고령층 고용 및 총 고용의 규모에 미친 영향을 분석한다는 점에서 우리의 연구는 한요셉(2019)과 유사하다. 그러나 우리의 연구는 아래 두 가지 점에서 한요셉(2019)과 차별성을 갖는다. 첫째, 한요셉(2019)은 “고용보험DB”로부터 구축한 사업체 미시 패널자료를 분석한 반면, 본 연구는 한국노동연구원의 “사업체패널조사” 자료를 분석한다. 둘째, 한요셉(2019)은 법정 정년 연장의 효과를 분석하면서 “고령자고용법” 처치가 적용되기 이전 시점(pre-treatment period)을 2015년으로 설정하고, 2015년도 기준 각 사업체의 근로자 출생연도를 바탕으로 2016년 정년 연장의 고용효과를 추정하였다. 그러나 “고령자고용법”은 2013년에 개정되었고 2016년부터 시행될 예정이었으므로, 기업들은 정년 연장에 대비해 2013년부터 이미 다양한 고용 관련 의사결정들을 취했을 것으로 예상된다. (남재량(2018)의 분석결과는 이런 가능성이 실재함을 시사한다.) 이런 의미에서 한요셉(2019)이 설정한 2015년은 진정한 처치 전 시점이 아닐 수 있다. 우리는 이런 가능성을 고려해 2011년 및 2013년을 처치 전 시점으로 정의하고 정년 연장의 고용효과를 추정한다.

최근 우리 사회에서 60세 정년을 추가로 연장하는 방안에 대한 논의가 시작되고 있음을 생각할 때, 미시 패널자료를 활용해 정년 연장의 경제적 효과를 세밀하게 분석하는 실증분석의 필요성이 점점 높아지고 있다. 본 연구는 “사업체패널조사”로부터 구축한 미시 패널자료를 분석함으로써 정년 연장의 경제적 효과에 대해 유용한 정보를 제공하고자 한다.

Ⅲ. 정년 연장의 고용효과에 관한 경제모형

본 절에서 우리는 한요셉(2019)과 같이 외생적인 정년 연장이 기업의 노동수요에 미치는 영향을 분석한 Boeri, Garibaldi and Moen(2016)의 이론모형을 요약

한다.

먼저, 노동 N 과 자본 K 를 투입하는 기업의 생산함수 $F(N, K)$ 는 준오목하고 규모수익 불변의 특성을 보인다고 가정하자. 우리는 노동수요에 초점을 맞추므로 자본량은 $\bar{K}$ 로 고정된 단기 생산함수 $y = f(N) = F(N, \bar{K})$ 를 고려한다. 이때 $f'(N) > 0, f''(N) < 0$ 이 성립한다고 가정한다.

전체 고용은 비고령층 노동 L_1 과 고령층 노동 L_2 로 구성되고, 각 유형 노동의 단위 가격은 각각 w_1 과 w_2 라고 가정하자. 또한 각 유형의 근로자가 만들어 내는 노동의 효율 단위(efficiency units)는 $N = g(L_1, L_2)$ 에 의해 결정된다고 가정하자. 여기서 $g(\cdot)$ 는 규모수익불변의 특성을 갖는다고 가정한다. 단순한 논의를 위해, 각 유형($i = 1, 2$)의 근로자는 $\bar{L}_i$ 단위만큼 존재한다고 가정하자.

노동시장이 경쟁적일 때 기업은 아래와 같은 이윤극대화 1계 조건들을 만족하도록 비고령층 노동 L_1 과 고령층 노동 L_2 의 고용규모를 결정할 것이다.

$$f'(N)g_1(L_1, L_2) = w_1 \quad (1)$$

$$f'(N)g_2(L_1, L_2) = w_2$$

위 식에서 $g_1(\cdot)$ 과 $g_2(\cdot)$ 는 각각 L_1 과 L_2 에 대한 $g(\cdot)$ 의 편도함수를 표시한다.

이제 갑작스런 정년 연장 입법에 의해 기업이 정년퇴직 예정이었던 근로자들을 퇴직시키지 못하게 되었다고 가정해 보자. 이것은 기업의 고령층 근로자들이 외생적인 요인에 의해 갑자기 증가하는 상황을 만들어 낸다. 만약 임금이 유연하게 변동될 수 있다면, 새로운 상황에 맞게 고령층 노동과 비고령층 노동의 임금이 조정되고 그에 따라 새로운 시장균형이 형성될 것이다. 그러나 우리는 갑작스런 정년연장이 고용에 미치는 영향을 분석하고자 하므로, 단기적으로 임금은 하방경직적이라고 가정한다. 만약 기업이 고령층 근로자의 고용량을 자유롭게 조정할 수 있다면, 기업은 정년퇴직이 예정되어 있던 근로자를 제외한 나머지 고령층 근로자들의 숫자를 줄임으로써 위 식 (1)의 조건을 달성하고자 할 것이다. 그

러나 고용보호 제도가 존재하고 있기 때문에, 기존에 고용되어 있는 근로자들을 해고할 수는 없다.

Boeri, Garibaldi and Moen(2016; p.7)에 따르면, 이와 같이 임금이 경직적이면 서 엄격한 고용보호 제도 또한 존재하는 상황에서 갑작스런 정년연장에 의해 고령층 근로자의 수가 ΔL 만큼 갑자기 증가하는 경우 비고령층 근로자에 대한 기업의 노동수요는 아래 식에 따라 변동한다.

$$\frac{\Delta L_1}{\Delta L} = - \frac{f'(N)g_{12} + f''(N)g_1g_2}{f''(N)g_1^2 + f'(N)g_{11}} = k[f'(N)g_{12} + f''(N)g_1g_2] \quad (2)$$

$$\text{where } k = \frac{-1}{f''(N)g_1^2 + f'(N)g_{11}} > 0$$

위 식에 의하면 고령층 근로자의 정년연장은 두 가지 경로를 통해 비고령층 고용규모에 영향을 미친다. 첫째, 만약 $g_{12} > 0$, 즉 비고령층 노동과 고령층 노동이 서로 보완적인 경우, 고령층 노동의 증가는 비고령층 노동의 한계생산성을 증가시키고 비고령층의 고용량을 증가시킨다. (그런데 만약 고령층 노동과 비고령층 노동이 완전대체관계, 즉 $g_{12} = 0$ 이라면, 비고령층 노동은 반드시 감소한다.) 둘째, 규모에 대한 수익 체감(즉, $f''(N) < 0$)으로 인해 비고령층 고용은 감소한다. 정년 연장에 의해 고령층 근로자가 증가하면 그에 따라 생산량도 증가할 것이다. 그러나 규모에 대한 수익이 체감하기 때문에 이러한 생산 증가는 비고령층 노동의 한계생산을 감소시켜 비고령층 고용량을 감소시킨다.

결국 외생적인 정년 연장이 비고령층 고용규모에 미치는 영향은 비고령층과 고령층 사이의 대체관계에 따라 달라진다. 고령층 노동과 비고령층 노동 사이에 완전대체 관계가 성립한다면, 고령층에 대한 정년 연장은 비고령층의 고용규모를 감소시킨다. 그러나, 둘 사이에 보완적인 관계가 성립한다면 정년 연장은 비고령층의 고용량을 증가시킬 수도 혹은 감소시킬 수도 있다. 정년 연장이 현실에서 비고령층 고용규모에 어떤 영향을 미치는지를 파악하기 위해서는 실제 자료에 대한 실증분석이 필요하다. 우리는 본 연구를 통해 정년 연장의 고용효과를

실증적으로 규명하고자 한다.

IV. 분석방법

1. 통계 모형

본 연구에서 정의하는 처치(treatment)는 2013년 “고령자고용법” 개정과 그에 따라 2016년부터 적용되는 법정 정년의 연장이다. 2013년 5월 22일 개정된 고령자고용법은 60세 정년을 권고사항에서 의무사항으로 변경하였다. 60세 정년이 권고사항이었던 2011년 현재 근로자 300인 이상 사업장의 평균 정년이 57.2세 (“사업체 패널조사”의 2011년 자료 기준)였던 점을 고려할 때, “고령자고용법” 개정은 실제로 많은 기업에서 사내 정년을 연장시키는 제약으로 작용할 것이다. 아래 <그림 2>에 제시된 바와 같이, 2013년에 통과된 “고령자고용법”은 실제로 2013년부터 많은 사업체들의 사내 정년에 유의미한 영향을 미치기 시작했다.

2013년의 고령자고용법이 정한 60세 법정 정년은 즉시 시행되지 않고 약 2.5~3.5년의 유예기간을 두고 2016년부터 점진적으로 시행되었다. 2016년에 먼저 상시근로자 300인 이상 민간 사업장, 공공기관, 지방공사 및 지방공단을 대상으로 적용되고, 2017년에 300인 미만 민간 사업체, 국가 및 지방자치단체로까지 확대되었다. 60세 정년이 법적으로 시행된 시점은 2016년 1월 1일부터이지만, 기업들은 2013년 5월 이후 유예기간 동안 향후 연장될 법정 정년에 대비하기 위해 다양한 조치를 취했을 것으로 추측된다. 이런 예상을 반영해 우리는 법 개정안이 통과된 후 실제 적용되기 전까지의 유예기간을 또 하나의 처치기간으로 설정한다. 즉 본 연구에서는 2013~2015년의 유예기간을 “시점 1”, 2016년 이후 법이 실제 적용된 기간을 “시점 2”로 설정해, 유예기간과 시행기간 사이에 법 개정안에 대한 기업들의 고용 반응에 차이가 있는지를 검토한다.

기업의 고용 관련 의사결정과 실행이 마찰 없이 즉각적으로 이루어져 시차를 갖지 않는다면, 시점 1은 경제적인 의미를 갖기 어렵다. 그러나 현실에서 기업의 고용 관련 의사결정과 실행에는 상당한 시간이 소요됨을 고려할 때 시점 1 또한

법정 정년 연장이라는 처치의 일부로서 고려해볼 수 있다. 우리는 시점 1과 시점 2 사이에 정년 연장의 인과효과 추정치들을 비교함으로써 유예기간이 실제로 경제적인 의미를 갖는지를 검증한다.

정년 연장의 고용효과를 추정하기 위해 우리는 식 (3)과 같은 변형된 이중차분 통계모형을 설정한다.

$$y_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 (yr1315_t \cdot d_i) + \gamma_2 (yr17_t \cdot d_i) + \alpha_i + \tau_{jt} + u_{ijt} \quad (3)$$

위 식에서 $i (= 1, 2, \dots, N)$ 는 사업체, j 는 사업체가 속한 대분류 산업, t 는 자료의 관측 연도(2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017)를 표시한다. y_{ijt} 는 사업체 i 의 연도 t 시점 고용규모의 자연로그 값(0인 관측치를 고려하기 위해 $\ln(\text{고용량}+1)$ 을 사용)을 표시한다. α_i 는 사업체 고정효과, τ_{jt} 는 대분류 산업별로 구분한 연도 고정효과를 표시한다. $u_{i,t}$ 는 오차항이다.

위 식에서 (연속형) 처치변수 d_i 는 2011년 현재 사업체 i 의 전체 근로자 중 50세 이상 근로자의 비중을 표시한다.²⁾ 식 (3)의 모형은 처치가 모든 사업체에 같은 시점에 적용되어 처치집단(treatment group)과 통제집단(control group)을 이산적으로 구분하기 어려운 경우에 자주 사용되는 변형된 이중차분 모형이다.

처치가 모든 사업체에 동시에 적용되더라도 처치의 강도(treatment intensity)는 사업체에 따라 다를 수 있다. 예를 들어, 2011년 현재 50세 이상 고령자의 비중이 높은 사업체는 정년 연장이 부과하는 제약이 크기 때문에, 정년 연장이라는 처치의 강도가 강하다. 그에 따라 이들 사업체는 통상적인 이산형 이중차분 모형의 처치집단에 가깝다. 반면, 50세 이상 고령자의 비중이 낮거나 0인 사업체는 정년 연장의 제약이 매우 작아 처치의 강도가 약하거나 처치가 전혀 적용되지

2) 고령자고용법 개정안이 2013년 5월에 통과되었음을 고려할 때, 기업들은 이미 2013년 중순 이후부터 고용 관련 조치들을 취했을 가능성이 있다. 이 경우 처치 강도 변수 d_i 를 2013년 관측치를 이용해 구성하면 내생적이 될 위험이 있다. 이런 가능성에 대비하기 위해 우리는 우선 2011년의 관측치를 이용해 d_i 를 구성한다. 2013년의 관측치를 이용해 d_i 를 구성했을 때의 추정결과는 논문의 후반부에 제시한다.

않는다. 이들 사업체는 이산형 이중차분 모형의 통제집단에 가깝다. 우리는 2013년의 법정 정년 연장이 모든 사업체에 같은 시점에 적용되더라도, 근로자들의 연령 구성에 따라 처치가 사업체들 사이에 서로 다른 강도로 적용되는 점을 정년 연장의 고용효과를 추정하는 데 활용한다.³⁾

식 (3)에서 $yr1315_t$ 는 관측치의 연도가 2013~2015년(법 유예 기간)인 경우에는 1, 다른 연도의 경우에는 0의 값을 취한다. 그리고 $yr17_t$ 는 관측치의 연도가 2017년(법 시행 기간)인 경우에는 1, 다른 연도들의 경우에는 0의 값을 취한다. 식 (3)의 γ_1 은 법 “유예” 시점에 $d_i = 1$ (즉 2011년 현재 50세 이상 근로자 비중이 100%인 사업체) 사업체와 $d_i = 0$ (즉 2011년 현재 50세 이상 근로자 비중이 0%인 사업체) 사업체 사이의 고용규모의 평균 차이를 표현한다. 2011년 현재 $d_i = 0$ 사업체는 법정 정년 연장의 영향을 거의 받지 않는 사업체인 반면, $d_i = 1$ 사업체는 법정 정년 연장의 영향을 가장 많이 받는 사업체이다. 이들 두 부류의 사업체와 $d_i \in (0, 1)$ 인 사업체들 사이에 y_{ijt} 의 평균적인 변동분을 추정함으로써, 우리는 서로 다른 처치강도를 보유한 사업체들 사이에서 법정 정년 연장이 미치는 고용효과를 도출한다. γ_1 과 유사하게, γ_2 는 법 “시행” 시점에 $d_i = 1$ 사업체와 $d_i = 0$ 사업체 사이의 고용규모의 평균 차이를 표현한다. 그러므로, γ_1 과 γ_2 는 각각 법 유예 기간(2013~2015년)과 법 시행 기간(2017년)에 나타나는 법정 정년 연장의 고용효과이다.

2. 분석 자료

본 연구의 통계분석에 사용하는 데이터는 한국노동연구원의 “사업체 패널조

3) 본 논문의 통계모형과 유사한 아이디어를 적용한 선행 연구로는 Kondo(2016)와 Baek and Park(2018)이 있다. Kondo(2016)는 일본에서 2006년 시행된 ‘고령자 고용안정법’ 수정안(60세 이상 근로자의 고용연장)의 고용효과를 추정하기 위해 2003년 기준 사업체 남성 전체 전 일제 근로자들 중 55~59세 근로자의 비중을 처치 강도 변수로 설정하였다. Baek and Park(2018)은 한국의 2007년 비정규직법의 경제적 효과를 추정하기 위해 2005년 기준 사업체 전체 근로자들 중 한시직 및 파견 근로자의 비중을 처치 강도 변수로 설정하였다.

사” 1차(2005년)~7차연도(2017년) 자료이다. “사업체 패널조사”는 2005년부터 2년마다 표본 사업체들의 정년 제도 채택 여부, 총 고용규모, 고용형태별 고용규모, 직급별 고용규모 및 임금수준 등 다양한 사업체 관련 정보를 수집한다.

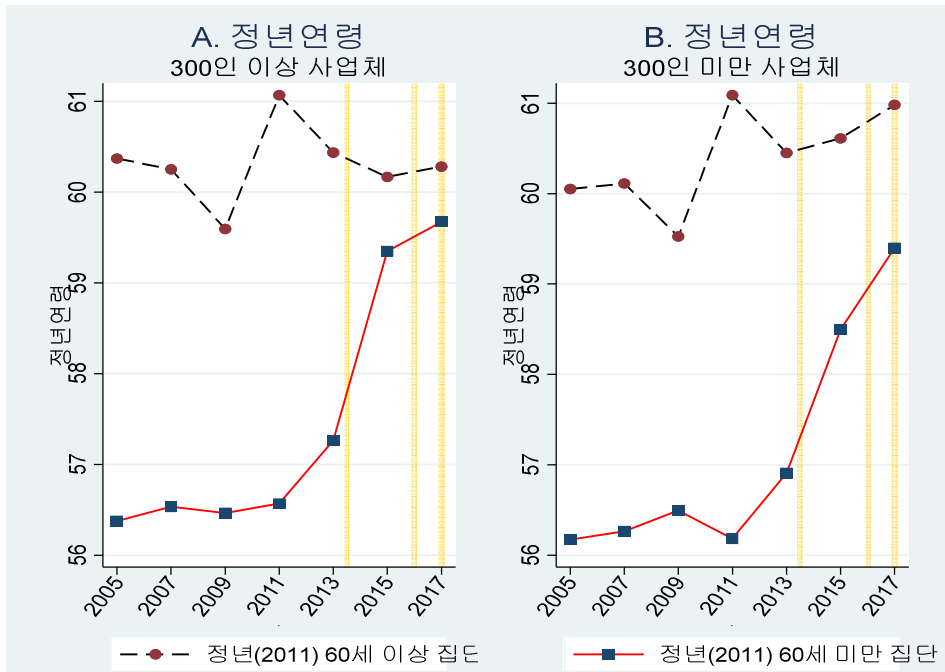
이 조사는 2005년에 구축한 1,600개의 민간 사업장과 100개의 공공부문 사업장 표본을 대상으로 격년으로 설문조사를 실시하고 있다. 6차년도(2015년)에는 민간부문 신규 표본 2,136개를 추가해 총 3,331개의 민간 사업체와 100개의 공공부문 사업체를 대상으로 조사가 완료되었다. “사업체 패널조사” 자료는 2022년 현재 1~7차년도까지 공개되어 있다. 본 연구는 공공부문 사업체들은 제외하고 민간 사업체들만을 대상으로 통계분석을 진행한다.

앞서 설명한 바와 같이, 2013년의 개정안에서 의무화한 60세 정년은 300인 이상 사업체의 경우에는 2016년 1월 1일부터, 그리고 300인 미만 사업체의 경우는 2017년 1월 1일부터 적용되었다. 그러나 기업들은 60세 정년이 실제 시행되는 상황에 대비하기 위해 2013년~2015년 유예기간 동안에도 일정한 고용 관련 조치들을 취했을 가능성이 있다. 우리는 이와 같은 가능성을 확인하기 위해 <그림 2>에서 사업체들의 사내 정년의 평균 값을 연도별로 살펴보았다.

“사업체 패널조사”의 2011년 자료에 포함되어 있는 총 1,653개 사업체 중 1,357개 사업체(약 82%)는 2011년 말 현재 사내 정년제도를 공식적으로 채택하고 있다고 응답하였다. <그림 2>는 이들 사업체의 연도별 평균 정년 연령을 사업체 규모별로 구분해 표시하고 있다.

총 1,357개 사업체 중 약 30.1%인 409개 사업체는 2011년에 이미 60세 이상의 사내 정년제도를 채택하고 있다. <그림 2>의 패널 A에 의하면, 300인 이상 사업체 집단의 경우, 2011년의 사내 정년이 이미 60세 이상인 사업체들의 평균 사내 정년은 2013년 이후에도 크게 변동하지 않았다. 반면, 2011년의 사내 정년이 60세 미만인 사업체들의 평균 사내 정년은 2013년에 약간 증가하고 2015년에 급격히 상승하는 모습을 보인다. 이들 사업체의 평균 사내 정년은 2017년에도 약간 상승하지만, 2015년과의 차이는 그리 크지 않다. 즉 60세 정년이 시행되기 이전 2013~2015년 기간에 이미 일부 300인 이상 사업체들은 기존 정년 연령을 상향시키는 조치들을 취한 것으로 추측된다.

〈그림 2〉 2011년 현재 사내 정년제도를 채택한 사업체들의 연도별 평균 정년



<그림 2>의 패널 B에 의하면, 300인 미만 사업체 집단의 경우에도 2011년의 사내 정년이 이미 60세 이상인 사업체들의 평균 정년은 2013년 이후에도 크게 변동하지 않는다. 반면, 60세 미만인 사업체들의 평균 정년은 2013년에 약간 증가하고 2015년과 2017년에 급격히 상승한다. 300인 미만의 일부 사업체들도 2013~2015년 기간에 이미 기존 정년 연령을 상향시키는 조치들을 취한 것으로 보인다.

<그림 2>에서 우리는 기업들이 60세 법정 정년이 시행되기 이전인 2013~2015년 기간에 이미 사내 정년을 연장시키고 있었음을 확인할 수 있다. 이와 같은 사내 정년 연장은 기업들의 고용 관련 의사결정에도 영향을 미쳤을 것으로 추측된다. 결국 2013~2015년의 법 유예기간에도 2013년의 개정법은 기업들의 고용 관련 의사결정에 일정한 영향을 미쳤을 것으로 추측된다. 이런 가능성을 반영하기 위해 우리는 식 (3)을 통해 법 유예 기간의 고용효과와 법 시행 기간의 고용효과를 따로 추정해 비교한다.

3. 기초 통계량

<표 1>은 본 연구가 사용하는 분석표본의 기초통계량이다. 본 연구의 실제 통계분석은 2005년부터 2017년까지의 7개년도 패널자료에 대해 이루어지지만, <표 1>은 2017년 기준으로 총 925개 사업체의 기초통계량만을 제시한다. (7개년도 전체 패널자료의 기초통계량은 <부표 1>에 제시한다.) 60세 정년이 시행되고 있는 2017년 기준으로 고령자 고비율 사업체 집단과 저비율 사업체 집단 사이에 고용규모를 비교함으로써 법정 정년의 고용효과를 간단하게 유추해볼 수 있기 때문이다.

<표 1>의 패널 A는 전체 925개 사업체를 대상으로 계산한 처치 강도 변수 d (즉, 2011년 현재 50세 이상 근로자의 비중), 2011년 기준 50세 이상 근로자 수, 총 근로자 수, 정규직, 비정규직 및 간접고용 고용규모, 직급별 고용규모 등을 제시한다. 패널 B는 고령자 고비율 사업체 집단, 즉 d 가 상위 20%($d_i \geq 0.339$)에 속하는 사업체들의 기초통계량이다. 패널 C는 고령자 저비율 사업체 집단, 즉 d 가 하위 20%($d_i < 0.041$)에 속하는 사업체들의 기초통계량이다. 패널 D는 각 변수의 [패널 B-패널 C] 차분 값을 표시한다.

변수 d 의 정의로부터 유추할 수 있는 바와 같이, 고령자 고비율 집단(정년 연장의 처치집단과 유사)의 50세 이상 근로자 비중(2011년 기준)의 평균은 0.58로서 저비율 집단(통제집단과 유사)의 평균 0.02보다 0.56 단위 높다. 그 차이는 통계적으로 유의하다. 고비율 집단의 50세 이상 근로자 수 평균 또한 146.5명으로서, 저비율 집단의 평균 8.2보다 약 138.3명 통계적으로 유의하게 많다.

50세 이상 근로자 수와는 대조적으로, 2017년 현재 사업체 총 근로자 수는 고령자 고비율 집단의 평균(214.7명)이 저비율 집단의 평균(329.7명)보다 통계적으로 유의하게 적다. 이는 고령자 고비율 사업체들이 주로 소규모 사업체들일 가능성을 시사한다. 정규직 고용규모도 고비율 집단의 평균(200.1명)이 저비율 집단의 평균(303.9명)보다 통계적으로 유의하게 작다. 반면, 비정규직 고용규모는 두 집단에 사이에서 유의한 차이를 보이지 않는다.

직급별 근로자 수의 경우에도 고비율 집단의 평균 값이 저비율 집단의 평균 값보다 유의하게 적다. 두 집단 사이 사원급 근로자 수의 차이는 통계적으로 유

의하지 않지만, 대리급 이상 직급에서는 두 집단 사이의 차이가 통계적으로 유의하다.

〈표 1〉 2017년도 기준 기초통계량(평균, 표준편차)

	A. 전체 관측치 (n=925)	B. 고령자 고비용 집단 (n=191)	C. 고령자 저비용 집단 (n=164)	D. 차분 [B-C]
50세 이상 근로자 비중 (2011년)	0.21 (0.02)	0.58 (0.17)	0.02 (0.01)	0.56** (0.01)
50세 이상 근로자 수 (2011년)	56.8 (125.8)	146.5 (211.4)	8.2 (38.6)	138.3** (16.8)
총 근로자 수	288.8 (574.8)	214.7 (283.3)	329.7 (741.7)	-115.0** (58.0)
정규직 고용	270.2 (532.2)	200.1 (276.9)	303.9 (628.6)	-103.8** (50.4)
비정규직 고용	18.6 (85.4)	14.6 (44.3)	25.8 (156.3)	-11.2 (11.8)
기간제 고용	17.2 (82.2)	14.4 (44.1)	21.7 (152.7)	-7.3 (11.6)
시간제 고용	1.4 (16.4)	0.3 (1.9)	4.1 (34.3)	-3.8 (2.5)
간접고용	33.1 (191.1)	12.1 (85.0)	35.9 (116.9)	-23.7** (10.8)
직급별 근로자 수				
임원급+부장급	20.2 (52.1)	9.6 (31.3)	19.5 (35.8)	-9.9** (3.6)
차장급	15.3 (43.5)	4.0 (8.9)	18.2 (51.6)	-14.2** (3.8)
과장급	22.0 (58.7)	6.6 (11.9)	25.8 (59.4)	-19.2** (4.4)
대리급	33.8 (72.5)	17.1 (46.4)	39.0 (72.8)	-21.9** (6.4)
사원급	197.6 (490.3)	177.3 (242.)	227.1 (669.3)	-49.8 (52.0)
300인 이상 여부	0.28 (0.45)	0.25 (0.43)	0.30 (0.46)	-0.05 (0.05)
제조업 여부	0.47 (0.50)	0.32 (0.47)	0.40 (0.49)	-0.08 (0.05)
노조 유무	0.38 (0.49)	0.51 (0.50)	0.27 (0.44)	0.25** (0.05)

주 : 괄호 안은 표준편차 또는 표준오차; ** p<0.05, * p<0.1.

<표 1>과 같이 처치 후 특정 시점에 관측되는 고령자 고비율 집단과 저비율 집단 사이 근로자 수의 차이는 정년연장의 고용효과를 정확히 보여주지 않는다. 이중차분법의 아이디어를 더 잘 보여주는 기초통계량은 두 집단 사이 고용규모 차분 값의 연도별 변동 추세이다. 2013년의 고령자고용법 개정이 사업체의 고용 규모에 미친 영향을 미리 유추하기 위해 우리는 <그림 3>에서 고령자 고비율 집단과 저비율 집단 각각의 $\ln(\text{고용규모})$ 의 연도별 평균 값을 표시하였다. <그림 3>의 패널 A는 총 근로자 수, 패널 B는 정규직 고용규모, 패널 C는 비정규직 고용규모, 패널 D는 임원 및 부장급 근로자 수, 패널 E는 차장급 근로자 수, 패널 F는 과장급 근로자 수 (로그) 평균 값의 연도별 변동을 표시한다. 각 패널의 긴 점선과 짧은 점선은 각각 고령자 고비율 집단과 저비율 집단의 연도별 평균 값을 표시한다. 각 패널 하단의 실선은 [고비율 집단 평균-저비율 집단 평균] 차분 값을 표시한다. 연도를 식별하기 위해 각 패널의 2013년과 2016년은 수직 점선으로 표시되어 있다.

<그림 3>의 패널 A에 의하면, 고령자 고비율 집단과 저비율 집단 사이 총 근로자 수의 (로그) 차분 값은 2005년부터 2011년까지 추세적으로 하락하다가 2013년과 2017년에는 2011년 수준을 유지하고 있는 듯하다. 패널 A만을 통해 2013년 개정안의 고용효과를 확실히 유추하기는 어렵다. 반면, 패널 B는 2017년의 차분 값이 2009년 및 2011년에 비해 더 낮아진 점을 보여준다. 이는 2013년 개정안이 2017년의 정규직 고용규모에 부정적인 영향을 미쳤음을 시사한다.

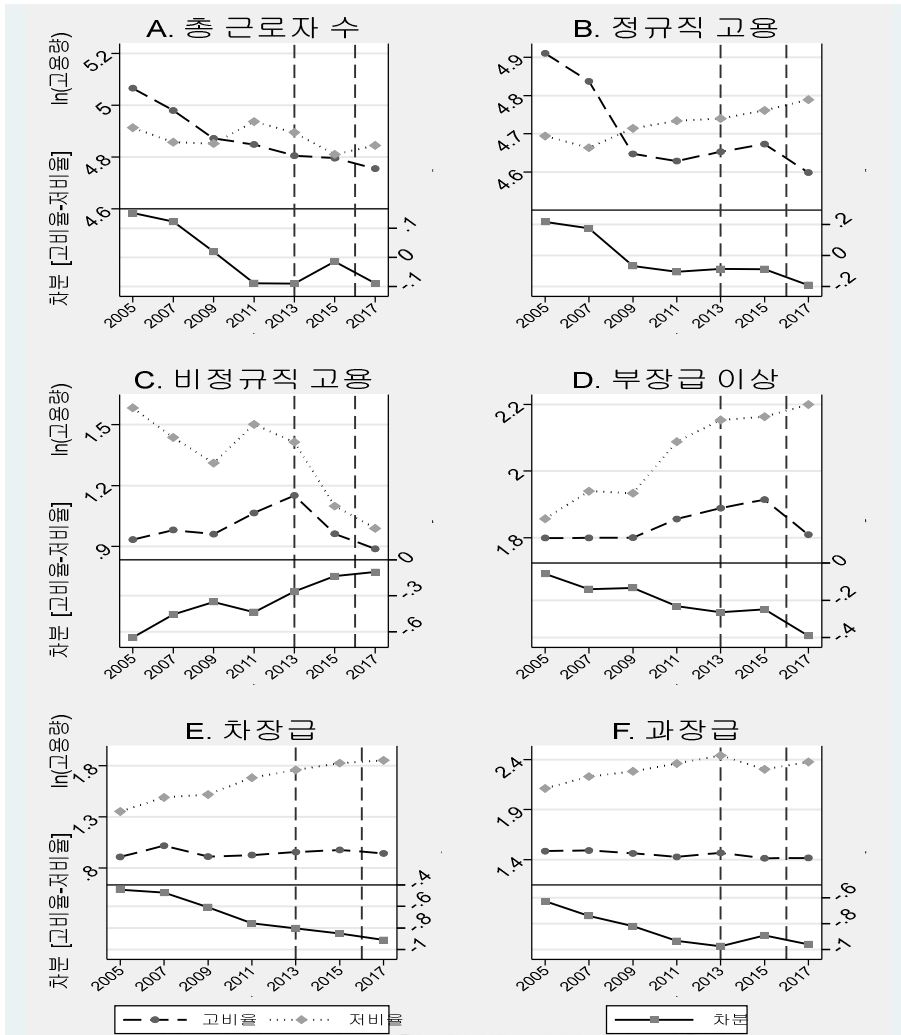
<그림 3>의 패널 D와 E에 의하면, 2013년 개정안이 정규직 고용규모에 부정적인 영향을 미쳤다면, 주로 부장급 이상과 차장급의 고용규모에 부정적인 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. <그림 3>은 2013년 개정안의 고용효과를 개괄적으로 유추하기 위해 사용한다. 2013년 개정안의 엄밀한 고용효과 추정치는 아래에서 식 (3)의 추정결과를 통해 확인한다.

V. 분석결과

본 절의 <표 2>는 식 (3)을 추정한 결과이다. (1)열과 (2)열은 종속변수로서 $\ln$

(사업체 총 근로자수+1)을, (3)열과 (4)열은 $\ln(\text{사업체 정규직 근로자수}+1)$ 을, (5)열과 (6)열은 $\ln(\text{사업체 비정규직 근로자수}+1)$ 을 사용한 모형의 추정결과이다. (1), (3), (5)열은 대분류 산업들 사이 공통의 연도효과($\tau_{jt} = \tau_t, \forall j$)를 가정하는 모형의 추정결과이다. 반면, (2), (4), (6)열은 대분류 산업별로 상이한 연도효과를 허용하는 모형의 추정결과이다.

〈그림 3〉 고령자 고비용 집단과 저비용 집단의 고용규모 변동 추세



고용규모는 비교 사업체에 비해 약 2.05 퍼센트 정도 낮다. 2011년 현재 50세 이상 근로자 수의 평균 값이 약 62.6명이고, 50세 이상 근로자 비중의 평균은 0.204 이므로, 50세 이상 근로자 비중 10%는 근로자 수 약 30.65명에 해당한다. 그리고, 2017년 현재 사업체 총 고용규모의 평균 값이 288.8명임을 고려하면, 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 고용규모는 약 5.9명 적다고 해석할 수 있다. 종합하면, 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 총 고용규모는 약 0.19명($=5.9/30.65$) 감소하는 것으로 추정된다.

<표 2>의 (4)열과 (6)열에 의하면, 이와 같은 사업체 총 고용의 감소는 주로 정규직 고용의 감소에 의해 설명된다. 2013년의 개정법이 2013~2015년 유예기간 동안 사업체의 정규직 고용규모에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했지만, 2016년 이후에는 사업체의 정규직 고용규모를 감소시킨 것으로 추정된다. (4)열에 의하면, 2011년 현재 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 정규직 고용규모는 비교 사업체에 비해 약 2.29 퍼센트 정도 작다. 2017년 현재 사업체 정규직 고용의 평균 값이 270.2명임을 고려하면, 이 추정치는 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 고용규모가 약 6.2명 적음을 의미한다. 50세 이상 근로자 비중 10%는 근로자 30.65명에 해당하므로, 이 수치는 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 사업체 정규직 고용규모는 약 0.20명($=6.2/30.65$) 감소함을 의미한다.

정년 연장에 따라 정규직의 고용규모가 감소하는 것과는 대조적으로, 비정규직의 고용규모는 크게 변화하지 않는 것으로 보인다. <표 2>의 (5)열과 (6)열의 추정치는 양수이지만 통계적으로 0을 기각하지 못하기 때문이다.

<표 3>은 정규직 이외의 고용형태별로 고용구성을 세분해 직접 고용 비정규직 전체, 기간제 근로자 수, 시간제 근로자 수 및 간접고용 근로자 수를 식 (3)의 종속변수로 사용한 모형의 추정결과이다. <표 3>의 (1)열과 (2)열은 각각 $\hat{\gamma}_1$ 와 $\hat{\gamma}_2$ 을 표시하고, (3)열은 $\hat{\gamma}_2$ 가 의미하는 고용규모 변동분(한계효과)을 표시한다. <표 2>의 결과와 유사하게, 2013년 개정법은 유예기간과 2016년 이후 시행기간 모두 직접 고용 비정규직 근로자 수와 간접고용 근로자 수에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 종합하면, 개정법 시행 이후 2017년에 관측되는 사업체 총 고용규모의 감소는 주로 정규직 근로자 수의 감소에 의해 설명된다.

<표 4>는 정년 연장이 연령별 고용규모에 미친 영향을 파악하기 위해 식 (3)의 종속변수로서 사업체의 직급별 고용규모를 사용한 모형의 추정결과이다. <표 4>에 의하면, 60세 정년이 시행된 2016년 이후 발생한 총 고용의 감소는 주로 차장급 이상 직급의 고용 감소에 의해 설명되는 것으로 보인다. <표 2>과 <표 3>에서는 명시적으로 드러나지 않았지만, 차장급 이상 직급에서의 고용 감소는

<표 3> 법정 정년 연장이 고용형태별 고용규모에 미친 영향

		정년 연장 유예 (2013~15)	정년 연장 시행 (2016+)	한계효과
종속변수	추정모형	(1)	(2)	(3)
로그(총 고용)	기본모형	-0.085 [0.058]	-0.215** [0.090]	-0.19
	산업별 연도 효과 통제	-0.076 [0.065]	-0.205** [0.102]	
로그 (정규직 고용)	기본모형	-0.092 [0.086]	-0.268* [0.139]	-0.20
	산업별 연도 효과 통제	-0.072 [0.100]	-0.229 [0.162]	
로그 (비정규직 고용)	기본모형	0.291 [0.179]	0.256 [0.295]	0.01
	산업별 연도 효과 통제	0.310 [0.202]	0.131 [0.321]	
로그 (기간제 고용)	기본모형	0.248 [0.177]	0.246 [0.289]	0.01
	산업별 연도 효과 통제	0.333* [0.198]	0.204 [0.316]	
로그 (시간제 고용)	기본모형	0.056 [0.079]	0.116 [0.096]	0.00
	산업별 연도 효과 통제	-0.019 [0.084]	-0.018 [0.098]	
로그 (간접고용)	기본모형	0.300 [0.186]	0.172 [0.254]	-0.01
	산업별 연도 효과 통제	0.214 [0.207]	-0.078 [0.291]	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 기본모형은 산업별 연도효과를 통제하지 않은 모형임.

2013~2015년 법의 유예기간에도 발생했던 것으로 추정된다. 유예기간에 발생한 차장급 이상 직급에서의 고용 감소는 2016년 이후 시행기간에 발생한 규모의 절반 정도에 해당한다.

<표 4>의 (2)열에 의하면, 2011년 현재 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 부장 이상 직급의 고용규모는 비교 사업체에 비해 약 3.68 퍼센트 정도 낮다. 2017년 현재 사업체 부장 이상 직급 고용의 평균 값이 20.2명임을 고려하면, 이 추정치는 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은

〈표 4〉 법정 정년 연장이 사내 직급별 고용규모에 미친 영향

		정년 연장 유예 (2013~15)	정년 연장 시행 (2016+)	한계효과
종속변수	추정모형	(1)	(2)	(3)
로그 (임원급+부장급 고용)	기본모형	-0.151** [0.071]	-0.431** [0.097]	-0.02
	산업별 연도 효과 통제	-0.086 [0.080]	-0.368** [0.109]	
로그 (차장급 고용)	기본모형	-0.259** [0.090]	-0.452** [0.126]	-0.02
	산업별 연도 효과 통제	-0.248** [0.105]	-0.358** [0.140]	
로그 (과장급 고용)	기본모형	-0.117 [0.086]	-0.11 [0.129]	0.00
	산업별 연도 효과 통제	-0.115 [0.102]	-0.052 [0.148]	
로그 (대리급 고용)	기본모형	0.172 [0.149]	0.085 [0.224]	0.01
	산업별 연도 효과 통제	0.148 [0.165]	0.069 [0.252]	
로그 (사원급 고용)	기본모형	0.094 [0.094]	-0.051 [0.141]	-0.03
	산업별 연도 효과 통제	0.118 [0.106]	-0.053 [0.160]	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 기본모형은 산업별 연도효과를 통제하지 않은 모형임.

사업체의 2017년 부장 이상 직급의 고용규모가 약 0.74명 적음을 의미한다. 50세 이상 근로자 비중 10%는 근로자 30.65명에 해당하므로, 이 수치는 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 부장 이상 직급의 고용규모가 약 0.02명 ($=0.74/30.65$) 감소함을 의미한다. <표 4>의 (3)열은 식 (3)의 $\hat{\gamma}_2$ 으로부터 도출되는 고용규모 변동분(한계효과)을 표시한다.

차장급 고용의 경우, 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 차장급의 고용규모는 비교 사업체에 비해 약 3.58 퍼센트 정도 작다. 2017년 현재 사업체 차장급 고용의 평균 값이 15.3명임을 고려할 때, 이 추정치는 50세 이상 근로자의 비중이 10% 포인트 높은 사업체의 2017년 차장급 고용 규모가 약 0.55명 적음을 의미한다. 즉, 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 차장급의 고용규모는 약 0.02명($=0.55/30.65$) 감소한다.

차장급 이상 직급에서 법 개정 유예기간과 시행기간 모두 고용의 감소가 발생했던 것과는 달리, 과장급 이하의 직급에서는 정년 연장으로 인해 고용이 크게 감소하지는 않은 것으로 보인다. 정년 연장의 유예와 시행의 추정치 모두 통계적으로 0과 유의하게 다르지 않기 때문이다.

<표 4>의 결과를 종합하면, 2013년 개정법의 정년 연장으로 인해 부정적인 고용효과가 발생한 근로자 집단은 차장급 및 부장 이상의 직급에 해당하는 중장년 근로자들이다. 2013년의 정년 연장은 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용규모에는 통계적으로 유의미한 수준의 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 추정된다. <표 4>의 (3)열에 의하면, 2013년의 정년 연장에 따라 사원급 청년층의 고용 규모는 약 0.03명 정도 감소한 것으로 추정된다. 그러나 이 추정치는 통계적으로는 0과 유의하게 다르지 않기 때문에 2013년의 정년 연장이 청년층 고용에 부정적인 영향을 미쳤는지에 대한 판단은 아직은 확정하기 어렵다.

<표 5>는 전체 사업체를 규모별(300인 이상, 300인 미만)로 구분해 <표 3> 및 <표 4>와 동일한 추정법을 적용한 결과를 요약한다.⁴⁾ 편리한 비교를 위해 <표

4) <표 3>~<표 5>의 결과는 2011년 현재 사업체 내 50세 이상 근로자의 비중이 계산되고 그 이후 조사에서 사업체의 총 고용규모, 고용형태별 및 직급별 고용규모 정보를 보유한 사업체들의 표본을 대상으로 도출되었다. 그러나 정년 연장에 따라 고용이 급격히 줄고 사업체가 폐업하는 경우 이들 사업체는 “사업체패널조사”에서 탈락하기 때문에 <표 5>의 추정 표본에

5>의 (1)열과 (2)열은 전체 사업체를 대상으로 한 <표 3>와 <표 4>의 추정치들을 반복한다.

<표 5> 패널 B의 300인 이상 사업체 집단에 대한 추정결과는 전체 사업체를 대상으로 한 패널 A의 추정결과와 대체로 유사하다. 2013년의 정년 연장은 법 유효기간과 시행기간 모두 총 고용규모에 부정적인 영향을 미치고, 이런 부정적인 영향은 주로 차장급 이상 직급의 고용 감소에 의해 설명된다. 2013년의 정년 연장은 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용규모에는 유의미한 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 추정된다.

<표 5> 패널 C의 300인 미만 사업체 집단에 대한 추정결과 또한 전체 사업체 및 300인 이상 사업체 집단의 추정결과와 대체로 유사하다. 2013년의 정년 연장은 주로 차장급 이상 직급의 고용규모를 감소시킨 반면, 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용규모에는 유의미한 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 추정된다.

<표 5> 패널 C(사업체 규모 300인 미만)의 사원급 고용의 경우, 식 (3)의 $\hat{\gamma}_2$ 추정치는 -0.174이고 통계적으로는 0을 기각하지 않는다. 이 수치를 한계효과로 변환하면 0.12명의 고용규모 감소를 의미한다. 패널 C에서 정규직 고용에 대한 한계효과가 약 -0.26임을 감안할 때 사원급 고용규모의 변동분 -0.12는 무시하기 어려운 규모이다. 그럼에도 불구하고, 이 추정치는 통계적으로는 0과 유의하게 다르지 않기 때문에, <표 4>에서와 마찬가지로, 2013년의 정년 연장이 청년층 고용에 부정적인 영향을 미쳤는지에 대한 판단은 아직은 확정하기 어렵다. 2013년의 정년 연장이 청년층 고용에 미친 영향을 보다 정확히 추정하기 위해서는 “고용보험DB”와 같이 보다 많은 사업체들을 포괄하는 사업체 미시 패널자료를 분석할 필요가 있다. (“고용보험DB”를 활용해 2013년 정년 연장의 고용효과를 추정하는 작업은 추후의 연구과제로 남겨 둔다.)

는 포함되지 않는다. 이 경우 <표 5>의 추정치들은 정년 연장의 부정적인 고용효과를 과소 평가할 가능성이 있다. 우리는 폐업이나 응답 거부 등 다양한 이유들로 인해 발생하는 표본 이탈의 문제를 고려하기 위해, 2011년과 2017년 조사에서 공통적으로 발견되는 사업체들(총 925개)만을 대상으로 균형패널(balanced panel) 자료를 구축해 <표 5>를 재추정하였다. 균형 패널에 대한 추정결과는 <부표 2>에 제시되어 있다. <부표 2>의 결과는 대체로 <표 5>의 결과와 유사하다.

〈표 5〉 사업체 규모별 분석 결과(2011년 기준 50세 이상 근로자 비중)

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
종속변수	추정모형	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
로그(총 고용)	기본모형	-0.085 [0.058]	-0.215** [0.090]	-0.078 [0.096]	-0.265 [0.165]	-0.089 [0.071]	-0.191* [0.107]
	산업별	-0.076 [0.065]	-0.205** [0.102]	-0.061 [0.104]	-0.289 [0.187]	-0.092 [0.081]	-0.181 [0.121]
	연도효과						
로그 (정규직 고용)	기본모형	-0.092 [0.086]	-0.268* [0.139]	-0.085 [0.205]	-0.349 [0.351]	-0.096 [0.078]	-0.230* [0.122]
	산업별	-0.072 [0.100]	-0.229 [0.162]	-0.082 [0.234]	-0.406 [0.423]	-0.078 [0.089]	-0.169 [0.135]
	연도효과						
로그 (비정규직 고용)	기본모형	0.291 [0.179]	0.256 [0.295]	0.52 [0.431]	0.372 [0.739]	0.183 [0.163]	0.204 [0.256]
	산업별	0.31 [0.202]	0.131 [0.321]	0.677 [0.478]	0.431 [0.874]	0.122 [0.181]	-0.022 [0.254]
	연도효과						
로그 (기간제 고용)	기본모형	0.248 [0.177]	0.246 [0.289]	0.553 [0.428]	0.316 [0.735]	0.102 [0.161]	0.214 [0.244]
	산업별	0.333* [0.198]	0.204 [0.316]	0.727 [0.476]	0.412 [0.868]	0.135 [0.174]	0.095 [0.241]
	연도효과						
로그 (시간제고용)	기본모형	0.056 [0.079]	0.116 [0.096]	-0.084 [0.175]	0.229 [0.181]	0.122 [0.081]	0.067 [0.248]
	산업별	-0.019 [0.084]	-0.018 [0.098]	-0.022 [0.210]	0.136 [0.227]	0.004 [0.079]	-0.089 [0.263]
	연도효과						
로그 (간접고용)	기본모형	0.300 [0.186]	0.172 [0.254]	0.954** [0.424]	0.091 [0.576]	-0.016 [0.181]	0.198 [0.260]
	산업별	0.214 [0.207]	-0.078 [0.291]	0.979** [0.474]	-0.711 [0.724]	-0.122 [0.207]	0.106 [0.296]
	연도효과						
직급별고용							
로그 (임원급+부장 급 고용)	기본모형	-0.151** [0.071]	-0.431** [0.097]	-0.123 [0.146]	-0.425** [0.198]	-0.166** [0.079]	-0.435** [0.109]
	산업별	-0.086 [0.080]	-0.368** [0.109]	0.029 [0.169]	-0.354 [0.240]	-0.127 [0.089]	-0.398** [0.121]
	연도효과						
로그 (차장급 고용)	기본모형	-0.259** [0.090]	-0.452** [0.126]	-0.504** [0.186]	-0.700** [0.282]	-0.14 [0.099]	-0.332** [0.132]
	산업별	-0.248** [0.105]	-0.358** [0.140]	-0.463** [0.220]	-0.539* [0.303]	-0.148 [0.116]	-0.275* [0.153]
	연도효과						

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
로그 (과장급 고용)	기본모형	-0.117 [0.086]	-0.11 [0.129]	0.057 [0.166]	-0.342 [0.281]	-0.196** [0.099]	-0.003 [0.138]
	산업별	-0.115 [0.102]	-0.052 [0.148]	-0.024 [0.204]	-0.323 [0.327]	-0.157 [0.118]	0.089 [0.162]
	연도효과						
로그 (대리급 고용)	기본모형	0.172 [0.149]	0.085 [0.224]	-0.166 [0.322]	-0.225 [0.529]	0.337** [0.155]	0.24 [0.217]
	산업별	0.148 [0.165]	0.069 [0.252]	-0.336 [0.379]	-0.243 [0.642]	0.331** [0.167]	0.27 [0.237]
	연도효과						
로그 (사원급 고용)	기본모형	0.094 [0.094]	-0.051 [0.141]	0.154 [0.159]	0.154 [0.248]	0.062 [0.114]	-0.147 [0.170]
	산업별	0.118 [0.106]	-0.053 [0.160]	0.243 [0.172]	0.12 [0.263]	0.044 [0.131]	-0.174 [0.196]
	연도효과						
관측치 수:		8,715	8,715	2,665	2,665	6,050	6,050
사업체 수:		1,653	1,653	492	492	1,161	1,161

주 : 1) 괄호 안은 표준오차, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 기본모형은 산업별 연도효과를 통제하지 않은 모형임.

<표 2>~<표 5>에서 우리는 식 (3)의 변수 d로서 ‘2011년’ 현재 사업체 총 근로자 중 50세 이상 근로자의 비중을 사용하였다. 그런데 기준 시점 2011년은 고용변화가 관측되는 시점인 2015년이나 2017년과 시차가 크다고 생각할 수 있다. 우리는 <표 6>에서 식 (3)의 d로서 (2011년이 아니라) ‘2013년’을 기준으로 사업체 총 근로자 중 50세 이상 근로자의 비중을 설정한 모형의 추정결과를 제시한다. 2013년 5월의 고령자고용법 개정이 2013년 말에 측정된 사업체 고용구조에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 2013년을 기준으로 설정한 d는 내생성을 가질 수 있다. 이 점을 감안해 <표 6>의 결과를 해석할 필요가 있다.

<표 6>의 결과 또한 <표 5>의 결과와 대체로 유사하다. 2013년의 정년 연장은 법 유예기간과 시행기간 모두 총 고용규모에 부정적인 영향을 미치고, 이런 부정적인 영향은 주로 차장급 이상 직급의 고용 감소에 의해 설명된다. 2013년의 정년 연장은 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용규모에는 유의미한 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 추정된다.

〈표 6〉 사업체 규모별 분석 결과(2013년 기준 50세 이상 근로자 비중)

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
종속변수	추정모형	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
로그(총 고용)	기본모형	-0.205** [0.055]	-0.308** [0.084]	-0.129 [0.095]	-0.257* [0.151]	-0.207** [0.065]	-0.315** [0.105]
	산업별	-0.237**	-0.333**	-0.134	-0.292	-0.258**	-0.350**
	연도효과	[0.069]	[0.103]	[0.112]	[0.183]	[0.082]	[0.126]
로그 (정규직 고용)	기본모형	-0.249** [0.073]	-0.326** [0.124]	-0.296* [0.164]	-0.303 [0.372]	-0.205** [0.081]	-0.328** [0.121]
	산업별	-0.273**	-0.311**	-0.376*	-0.362	-0.227**	-0.305**
	연도효과	[0.093]	[0.156]	[0.209]	[0.495]	[0.103]	[0.145]
로그 (비정규직 고용)	기본모형	0.223 [0.180]	0.292 [0.273]	0.749 [0.506]	0.808 [0.866]	0.052 [0.161]	0.173 [0.234]
	산업별	0.222	0.182	1.071*	1.129	-0.052	-0.084
	연도효과	[0.216]	[0.304]	[0.615]	[1.017]	[0.188]	[0.244]
로그 (기간제 고용)	기본모형	0.182 [0.178]	0.264 [0.266]	0.821 [0.501]	0.801 [0.861]	-0.042 [0.159]	0.159 [0.221]
	산업별	0.259	0.232	1.183*	1.196	-0.052	0.007
	연도효과	[0.213]	[0.296]	[0.610]	[1.007]	[0.184]	[0.229]
로그 (시간제고용)	기본모형	0.08 [0.078]	0.129 [0.091]	-0.155 [0.224]	0.129 [0.200]	0.153** [0.069]	0.114 [0.103]
	산업별	-0.004	0.001	-0.136	-0.034	0.035	-0.031
	연도효과	[0.089]	[0.098]	[0.295]	[0.239]	[0.068]	[0.106]
로그 (간접고용)	기본모형	0.303* [0.169]	0.305 [0.224]	0.607 [0.436]	0.424 [0.550]	0.118 [0.168]	0.252 [0.242]
	산업별	0.207	0.102	0.522	-0.542	0.041	0.158
	연도효과	[0.206]	[0.274]	[0.586]	[0.784]	[0.200]	[0.292]
직급별고용							
로그 (임원급+부장 급 고용)	기본모형	-0.236** [0.064]	-0.511** [0.091]	-0.279* [0.167]	-0.581** [0.214]	-0.214** [0.064]	-0.494** [0.100]
	산업별	-0.190**	-0.482**	-0.122	-0.538*	-0.195**	-0.494**
	연도효과	[0.074]	[0.110]	[0.194]	[0.276]	[0.075]	[0.121]
로그 (차장급 고용)	기본모형	-0.327** [0.088]	-0.519** [0.120]	-0.631** [0.218]	-0.774** [0.315]	-0.196** [0.090]	-0.420** [0.122]
	산업별	-0.351**	-0.451**	-0.612**	-0.592*	-0.237**	-0.400**

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
	연도효과	[0.099]	[0.143]	[0.234]	[0.355]	[0.105]	[0.154]
로그 (과장급 고용)	기본모형	-0.123 [0.081]	-0.108 [0.122]	0.253 [0.170]	-0.304 [0.314]	-0.241** [0.089]	-0.062 [0.126]
	산업별	-0.128	-0.055	0.234	-0.267	-0.232**	0.016
	연도효과	[0.099]	[0.146]	[0.210]	[0.388]	[0.112]	[0.157]
	기본모형	-0.031 [0.140]	-0.05 [0.191]	-0.147 [0.306]	-0.058 [0.511]	0.032 [0.150]	-0.119 [0.187]
로그 (대리급 고용)	산업별	-0.124	-0.128	-0.347	-0.024	-0.058	-0.178
	연도효과	[0.158]	[0.224]	[0.374]	[0.664]	[0.171]	[0.217]
	기본모형	-0.046 [0.095]	-0.035 [0.144]	0.091 [0.164]	0.136 [0.240]	-0.05 [0.110]	-0.094 [0.175]
	산업별	-0.059	-0.041	0.189	0.1	-0.109	-0.132
로그 (사원급 고용)	연도효과	[0.112]	[0.173]	[0.182]	[0.268]	[0.130]	[0.208]
관측치 수:		8,715	8,715	2,665	2,665	6,050	6,050
사업체 수:		1,653	1,653	492	492	1,161	1,161

주 : 1) 괄호 안은 표준오차, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 기본모형은 산업별 연도효과를 통제하지 않은 모형임.

VI. 결 론

본 논문은 한국노동연구원의 “사업체 패널조사” 자료를 이용해 2013년 고령자 고용법 개정에 따른 법정 정년 연장이 사업체의 총 고용규모와 고용형태별 및 직급별 고용규모에 미친 영향을 추정하였다. 본 논문의 추정결과에 의하면, 2013년의 개정법은 2013~2015년의 유예기간 동안 사업체의 총 고용규모에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 그러나, 개정법이 시행된 2016년 이후에는 사업체의 총 고용규모를 감소시킨 것으로 추정된다. 정년 연장에 따라 50세 이상 근로자 1명이 늘어날 때 사업체의 총 고용규모는 평균 0.19명 정도 감소한 것으로 추정된다.

이와 같은 고용 감소는 주로 고용형태로는 정규직, 사내 직급으로는 차장급 및 부장 이상 직급의 고용 감소에 의해 설명된다. 이는 법정 정년의 연장이 주로

고령층 근로자와 대체관계에 있는 중장년층 근로자의 고용을 감소시켰음을 시사한다. 법정 정년 연장이 청년층 고용에 미친 영향에 대해서는 확정적인 결론을 도출하기 어렵다. 이와 같은 결과는 생산과정에서 정년 연장의 대상인 고령층 근로자 집단과 높은 대체관계를 갖는 중장년 근로자 집단의 고용은 감소하는 반면, 고령층과의 대체관계가 상대적으로 낮은 청년층의 고용은 크게 변화하지 않을 것이라는 이론적 예측에 부합한다.

학계나 정책 당국에서는 전통적으로 정년 연장이 청년층 고용에 미칠 부정적인 영향에 관해 주로 관심을 가져왔고 이를 완화시키기 위한 정책들을 개발해 왔다. 그러나 본 연구의 결과는 정년 연장의 부정적인 영향이 청년층보다는 (고령층과 대체관계에 있는) 중장년층 근로자 집단에 상대적으로 크다는 점을 보여 준다. 이는 정년 연장의 부정적인 영향을 완화시키기 위해서는 청년층보다는 중장년층에 대한 대책이 더 절실함을 시사한다. 고령층의 정년 연장에 따라 일자리를 잃게 되는 중장년층 근로자들이 빠른 시간 내에 노동시장에 복귀할 수 있도록 돕는 정책적 대응방안이 요구된다.

최근 우리 사회에서 법정 정년을 추가로 연장할 필요가 있다는 논의가 시작되고 있다. 본 논문에서 제시한 바와 같이, 법정 정년의 연장은 청년층, 중장년층, 고령층 근로자 집단 각각의 고용규모에 상이한 영향을 미친다. 그러므로, 추가적인 정년 연장의 논의에서는 2013년의 정년 연장 사례를 면밀히 검토해 그것이 노동시장에 가져올 충격을 예측할 필요가 있다. 본 논문은 표본 조사인 “사업체패널조사” 자료를 이용해 2013년의 정년 연장의 고용효과를 추정하였다. 표본 조사 자료의 한계로 인해 본 논문은 법정 정년 연장이 청년층 고용에 미치는 영향에 대해서는 확정적인 결론을 도출하지 못했다. 2013년의 정년 연장이 청년층 고용에 미친 영향을 보다 자세히 추정하기 위해서는 “고용보험DB”와 같이 모집단에 가깝게 다수의 사업체들을 포괄하는 사업체 미시 패널자료가 필요하다. 본 논문에서는 분석하지 못했지만, 향후 “고용보험DB”를 활용해 2013년 정년 연장의 고용효과를 보다 자세히 추정하는 연구의 필요성이 제기된다. 이 후속 연구는 본 연구진의 향후 연구과제로 남겨 둔다.

참 고 문 헌

- 강창희 · 정희진, 「2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향 : “사업체패널조사” 자료를 이용한 분석」, 『2020년도 재정전문가 네트워크 사업』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 김대일, 「정년 연장의 고용효과」, 『노동경제논집』 제44권 제2호, 한국노동경제학회, pp.1-31, 2021.
- 김준영, 「고연령층 고용변동이 청년층 고용에 미치는 효과: 사업체패널 자료를 이용한 분석」, 『노동경제논집』 제34권 제1호, 한국노동경제학회, pp.71-101, 2011.
- 남재량, 『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』, 한국노동연구원 연구보고서 2018-02.
- 안병권 · 김기호 · 육승환, 「인구고령화가 경제성장에 미치는 영향」, 『경제분석』 제 23권 제4호, 한국은행, 2017.
- 안주엽, 『세대간 고용대체 가능성 연구』, 한국노동연구원, 2011.
- 정진호 · 이승호 · 최형재, 『60세 정년의무화의 고용효과』, 한국노동연구원, 2020.
- 지은정, 「OECD 15개국 청년고용과 중고령자 고용의 대체관계」, 『한국사회복지학』 제64권 제4호, 한국사회복지학회, pp.233-259, 2012.
- 한요셉, 『60세 정년 의무화의 영향: 청년 고용에 미치는 영향을 중심으로』, 한국개발연구원, 정책연구시리즈 2019-03, 2019.
- 기획재정부, 『2060년 장기재정전망』, 2015.
- 통계청, 『장래인구추계』, 2019.
- Baek, Jisun, and WooRam Park, “Firms’ Adjustments to Employment Protection Legislation: Evidence from South Korea”, *ILR Review* 71(3), pp.733-759, 2018.
- Boeri, Tito, Pietro Garibaldi, and Espen R. Moen, “A Clash of Generations? Increase in Retirement Age and Labor Demand for Youth”, *CEPR Discussion Paper*, DP11422, 2016.

- Böheim, René Nice, “The effect of early retirement schemes on youth employment”, IZA World of Labor, 2019.
- Börsch-Supan, Axel, and Reinhold Schnabel, “Early retirement and employment of the young in Germany”, *Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment*, University of Chicago Press, pp.147-166, 2010.
- De Grip, Andries, Didier Fouarge, and Raymond Montizaan, “How sensitive are individual retirement expectations to raising the retirement age?”, *De Economist* 161(3), pp.225-251, 2013.
- Gruber, Jonathan, and David A. Wise, “Social security programs and retirement around the world: micro estimation”, *NBER Working paper*, No. w9407, National Bureau of Economic Research, 2002.
- Gruber, Jonathan, Kevin Milligan and David A. Wise, “Social security programs and retirement around the world: The relationship to youth employment, introduction and summary”, *NBER Working paper*, No.w14647, National Bureau of Economic Research, 2009.
- Jousten, Alain, Mathieu Lefèbvre, Sergio Perelman, and Pierre Pestieau, “The effects of early retirement on youth unemployment: The case of Belgium”, *IMF Working Papers*, pp.1-31, 2008.
- Kalwij, Adriaan, Arie Kapteyn, and Klaas De Vos, “Early retirement and employment of the young”, *Netspar Discussion Paper* 03/2009-012, 2009.
- Kondo, Ayako, “Effects of increased elderly employment on other workers’ employment and elderly’s earnings in Japan”, *IZA Journal of Labor Policy* 5(2), pp.1-23, 2016.
- Mastrobuoni, Giovanni, “Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: Empirical estimates using cohort discontinuities”, *Journal of public Economics* 93(11-12), pp.1224-1233, 2009.
- Staubli, Stefan, and Josef Zweimüller, “Does raising the early retirement age increase employment of older workers?”, *Journal of public economics* 108,

pp.17-32, 2013.

Vestad, Ola Lotherington, “Early retirement and youth employment in Norway”,
Statistic Norway, 2013.

〈부표 1〉 전체 연도 기준 기초통계량(평균, 표준편차)

	A. 전체 관측치 (n=8715)	B. 고령자 고비용 집단 (n=1724)	C. 고령자 저비용 집단 (n=1782)	D. 차분 [B-C]
50세 이상 근로자 비중(2011년)	0.20 (0.20)	0.56 (0.20)	0.02 (0.00)	0.55** (0.00)
50세 이상 근로자 수(2011년)	63.1 (150.4)	150.1 (215.4)	9.1 (39.7)	141.0** (5.19)
총 근로자 수	341.6 (757.8)	257.9 (368.3)	389.9 (979.1)	-132.0** (25.15)
정규직 고용	307.7 (672.6)	229.9 (346.6)	346.8 (808.2)	-116.8** (21.13)
비정규직 고용	33.9 (197.9)	28.0 (105.6)	43.1 (352.5)	-15.1* (8.85)
기간제 고용	29.6 (189.8)	25.8 (98.7)	37.1 (345.1)	-11.3 (8.64)
시간제 고용	4.3 (35.2)	2.2 (26.1)	6.0 (42.1)	-3.9** (1.19)
간접고용	51.7 (339.4)	21.0 (114.0)	54.8 (243.3)	-33.8** (6.45)
직급별 근로자 수				
임원급+부장급	23.0 (75.1)	12.4 (36.7)	20.6 (62.2)	-8.2** (1.73)
차장급	19.8 (107.)	6.8 (24.2)	23.6 (133.2)	-16.7** (3.260)
과장급	31.0 (113.4)	11.1 (31.6)	41.7 (153.1)	-30.6** (3.76)
대리급	44.6 (141.8)	23.2 (58.2)	53.8 (173.4)	-30.6** (4.40)
사원급	223.1 (518.7)	204.5 (303.4)	250.3 (721.3)	-45.8** (18.8)
300인 이상 여부	0.31 (0.50)	0.26 (0.40)	0.33 (0.50)	-0.07** (0.02)
제조업 여부	0.44 (0.50)	0.30 (0.50)	0.40 (0.50)	-0.10** (0.02)
노조 유무	0.37 (0.50)	0.51 (0.50)	0.23 (0.40)	0.28** (0.02)

주 : 괄호 안은 표준편차 또는 표준오차; ** p<0.05, * p<0.1.

〈부표 2〉 사업체 규모별 분석 결과(2011년 기준 50세 이상 근로자 비중) :
2011~2017년 균형패널 표본

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
종속변수 로그 (총 고용)	추정모형	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	기본모형	-0.114*	-0.226**	-0.017	-0.244	-0.163**	-0.220**
	산업별	-0.113*	-0.218**	-0.016	-0.238	-0.162**	-0.214*
	연도효과	[0.068]	[0.093]	[0.111]	[0.167]	[0.083]	[0.111]
로그 (정규직 고용)	기본모형	-0.121	-0.279**	-0.034	-0.331	-0.165*	-0.257**
	산업별	-0.121	-0.275*	-0.034	-0.331	-0.165*	-0.255**
	연도효과	[0.104]	[0.141]	[0.253]	[0.352]	[0.091]	[0.124]
	연도효과	[0.104]	[0.141]	[0.254]	[0.351]	[0.091]	[0.125]
로그 (비정규직 고용)	기본모형	0.419**	0.304	0.793*	0.47	0.235	0.223
	산업별	0.421**	0.327	0.799*	0.499	0.236	0.244
	연도효과	[0.197]	[0.296]	[0.477]	[0.744]	[0.183]	[0.255]
	연도효과	[0.197]	[0.296]	[0.477]	[0.744]	[0.183]	[0.255]
로그 (기간제 고용)	기본모형	0.351*	0.284	0.774	0.394	0.143	0.228
	산업별	0.353*	0.306	0.779	0.421	0.144	0.248
	연도효과	[0.196]	[0.290]	[0.473]	[0.739]	[0.181]	[0.243]
	연도효과	[0.196]	[0.290]	[0.473]	[0.739]	[0.181]	[0.243]
로그 (시간제 고용)	기본모형	0.111	0.137	0.113	0.299*	0.11	0.063
	산업별	0.111	0.137	0.115	0.308*	0.11	0.063
	연도효과	[0.078]	[0.095]	[0.149]	[0.176]	[0.092]	[0.112]
	연도효과	[0.078]	[0.095]	[0.149]	[0.176]	[0.092]	[0.112]
로그 (간접고용)	기본모형	0.435**	0.223	1.232**	0.187	0.069	0.231
	산업별	0.438**	0.246	1.244**	0.253	0.07	0.247
	연도효과	[0.216]	[0.257]	[0.498]	[0.572]	[0.209]	[0.266]
	연도효과	[0.216]	[0.257]	[0.497]	[0.582]	[0.210]	[0.268]
직급별고용							
로그 (임원급+부 장급 고용)	기본모형	-0.185**	-0.444**	-0.09	-0.415**	-0.229**	-0.459**
	산업별	-0.185**	-0.441**	-0.09	-0.411**	-0.229**	-0.458**
	연도효과	[0.072]	[0.096]	[0.156]	[0.195]	[0.077]	[0.108]
	연도효과	[0.072]	[0.096]	[0.156]	[0.195]	[0.077]	[0.108]

		A. 전체 사업체		B. 사업체 규모 300인 이상		C. 사업체 규모 300인 미만	
		정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행	정년 연장 유예	정년 연장 시행
로그 (차장급 고용)	기본모형	-0.282** [0.089]	-0.461** [0.127]	-0.522** [0.191]	-0.707** [0.283]	-0.168* [0.097]	-0.344** [0.132]
	산업별	-0.282** [0.089]	-0.466** [0.127]	-0.522** [0.191]	-0.710** [0.286]	-0.169* [0.097]	-0.354** [0.133]
	연도효과						
로그 (과장급 고용)	기본모형	-0.101 [0.093]	-0.103 [0.129]	0.195 [0.168]	-0.294 [0.276]	-0.239** [0.110]	-0.019 [0.139]
	산업별	-0.1 [0.093]	-0.096 [0.129]	0.2 [0.168]	-0.266 [0.277]	-0.239** [0.110]	-0.019 [0.140]
	연도효과						
로그 (대리급 고용)	기본모형	0.213 [0.159]	0.101 [0.227]	0.092 [0.342]	-0.132 [0.536]	0.271 [0.169]	0.214 [0.218]
	산업별	0.212 [0.159]	0.086 [0.225]	0.084 [0.342]	-0.179 [0.531]	0.272 [0.169]	0.216 [0.220]
	연도효과						
로그 (사원급 고용)	기본모형	0.104 [0.108]	-0.047 [0.144]	0.329* [0.188]	0.216 [0.254]	-0.009 [0.129]	-0.175 [0.173]
	산업별	0.105 [0.109]	-0.039 [0.144]	0.331* [0.188]	0.228 [0.257]	-0.009 [0.129]	-0.172 [0.174]
	연도효과						
관측치 수:		5,717	5,717	1,671	1,671	4,046	4,046
사업체 수:		925	925	261	261	664	664

주 : 1) 괄호 안은 표준오차, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 기본모형은 임금피크제 적용 여부를 통제하지 않은 모형임.

Effects of the extension of the statutory retirement age in 2013 on employment

Heejin Jung^{*} · Changhui Kang^{**}

Abstract

Employing the “Workplace Panel Survey” data of the Korea Labor Institute, this paper estimates employment effects of the extension of the statutory retirement age implemented by the revision of the Elderly Employment Act in 2013. Estimation results suggest that the extension of the retirement age to 60 decreased the total employment in the affected establishments. A one more worker over the age of 50 in an establishment before the extension leads to an 0.19 lower total employment in that establishment in 2017(the post-extension period). Such a decrease in employment is mainly explained by a decrease in the employment size of regular workers and workers at higher positions. This suggests that the extension of the statutory retirement age mainly reduced the employment of middle-aged workers, who are likely to substitute for older workers. The effect of the extension of the statutory retirement age on youth employment is, however, not statistically significant.

Keywords: Extension of statutory retirement age, Modified difference-in-differences, Employment effects, the Workplace Panel Survey

JEL Classification: J01

* Bank of Korea, E-mail: hjin@bok.or.kr

** School of Economics in Chung-ang University, E-mail: ckang@cau.ac.kr

지 정 토 론

주 제 : 『2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향: “사업체
패널조사” 자료를 이용한 분석』에 대한 논평

논평자 : 백지선 (KDI국제정책대학원)

2013년 고령자고용법 개정에 따라 300인 이상 사업체는 2016년부터, 300인 미만 사업체는 2017년부터 60세 법정 정년 제도가 적용되었다. 법정 정년 연장이 총 고용에 미치는 영향이 명확하지 않을 뿐만 아니라 최근 법정 정년을 60세에서 추가 연장하는 방안에 대한 논의가 있기 때문에 법정 정년 연장이 고용에 미치는 영향은 학술적으로, 또한 정책적으로 중요하다. 저자들은 변형된 이중차분법을 사업체패널조사에 적용하여 60세 법정 정년 제도가 사업체 단위의 총 고용 및 집단별 고용 규모에 미친 영향을 추정하였다. 개정된 고령자고용법은 2016년, 2017년에 걸쳐 300인 이상, 300인 미만 사업체 모두에 적용되기 때문에 이중차분법을 적용하여 개정법안의 처치효과를 식별할 때 필요한 명시적 통제 집단이 없다는 문제점이 있다. 저자들은 개정법이 시행되기 이전 시점에 고령 근로자가 많은 사업체가 고령 근로자가 적은 사업체에 비해 법정 정년 연장의 영향이 더 컸을 것이라는 가정 하에 사업체별 처치의 강도 (treatment intensity)를 활용하여 문제점을 해결하고자 하였다.

본 논문은 논리적으로 서술되어 있으며, 분석방법과 분석결과에 대한 설명이 자세하며 꼼꼼하여 이해하기 쉽다. 또한, 선행연구 분석이 상세하여, 기존 문헌에서 정년 연장의 고용효과를 어떻게 분석해 왔는지 이해하기 쉽게 정리하였으며, 그에 비해 본 연구가 가지는 기여를 명확히 하였다. 다만, 모든 연구가 그러하듯 본 논문 역시 단점과 한계가 있으며, 본 토론문에서는 해당 논문의 한계 및 해석상의 주의사항에 대해 지적하고자 한다.

개정된 고령자고용법은 사업체 규모와 관계없이 2년에 걸쳐 모든 사업체에 적용되기 때문에 전형적인 이중차분법을 활용할 때 필요한 명시적 통제 집단이 없으며, 저자들은 이러한 문제점을 해결하기 위해 사업체별 처치의 강도를 활용하

는 변형된 이중차분법을 활용하였다. 변형된 이중차분법에서 법정정년 연장의 효과를 적절히 반영하기 위해서는 사용된 처치의 강도가 높을수록 처치집단에 가깝고 낮을수록 통제집단에 가깝다는 가정을 필요하다. 본 논문에서는 고령근로자가 전혀 없으면 개정법의 영향을 즉각적으로 적용될 근로자를 고용하고 있지 않다는 것이므로 처치의 강도가 0에 가깝거나 매우 낮을 것이며, 고령근로자의 비중이 높은 기업의 경우 개정된 법의 처치 강도가 매우 높을 것이라는 가정 하에 2011년 기준 각 사업체의 전체 근로자 중 50세 이상 근로자의 비중을 처치의 강도로 사용하고 있다. 그러나, 애초에 명시된 사내 정년이 없거나 사내 정년이 60세 이상이기 때문에 50세 이상의 고령근로자가 많았을 가능성을 배제할 수 없으며, 이런 사업체의 경우 50대 근로자의 비중은 높으나 실제로 개정법의 영향은 거의 없기 때문에 본 논문에서 추정한 정년 연장의 효과에 편의가 있을 가능성이 있다. 또한, 개정법 시행 전 사내 정년이 60세 미만이었던 사업체 중, 고령근로자의 비중이 동일한 두 사업체를 상정하였을 때, 해당 분석은 정책의 영향이 두 사업체에 대해 동일하다고 가정하고 있으나, 한 사업체의 개정법 시행 전 사내 정년이 50세이고, 다른 사업체의 사내정년이 59세였다면, 법정정년연장이 두 사업체에 미친 영향이 같다고 보기 어려울 것이다. 이러한 의구심을 해소하기 위해서 정년 연장의 영향을 반영할 만한 다른 처치의 강도를 활용하여 논문에서 추정한 정년 연장의 효과가 다양한 처치의 강도에 대해서 강건한지 확인할 필요가 있으나, 본 논문에서는 한 종류의 처치의 강도만을 이용하여 분석하고 있다. 따라서, 논문의 결과를 해석할 때, 결과가 강건하지 않을 가능성과, 앞서 언급한 이유 등에 의한 편의가 있을 가능성을 염두에 두어야 한다.

두 번째로 이중차분법의 사용할 경우 필요한 가정인 공통추세가정 (Common Trend Assumption)이 성립된다고 확신하기 어렵기 때문에, 분석에서 확인한 고용의 감소가 정년 연장의 효과인지 고령 근로자가 많은 기업과 적은 기업의 고용 추세가 다르기 때문인지 알 수 없다. <그림 3>의 패널 A에서 보여주는 고령자 고비용 집단과 저비용 집단의 총 근로자 수의 추세가 동일하다고 보기는 어렵다, 물론, 해당 그림은 산업별 연도효과 등을 통제하지 않은 추세이기 때문에 공통추세 가설이 성립하지 않는다고 단언하기도 어렵다. 다른 패널에서 나타나듯이 정규직 고용과 비정규직 고용, 직급별 고용의 추세도 서로 다른 경향을 보인다. 즉,

본 논문의 분석에서 추정한 정년연장의 고용효과가 과소 혹은 과대 추정되었을 가능성을 배제할 수 없으므로, 논문에서 추정한 수치는 이에 주의하여 해석하여야 한다.

마지막으로, 본 논문에서는 개정법 시행 기간은 1개 기간으로 단기효과만을 반영하고 있다. 법정 정년 연장이 청년고용에 미치는 영향은 단기간에 일어나기 보다는 장기간에 걸쳐 일어날 가능성이 높은 데 비해, 장기적으로는 기업이 고용과 함께 급여 체계 등을 동시에 조정하기 때문에 본 논문에서 활용한 연구 방법으로는 확인하기 어렵다. 본 논문에서는 2013년 법정 정년 연장이 과장급 이하 및 사원급 청년층의 고용에 유의미한 부정적 영향이 미치지 않는 것으로 추정하였으나, 본 논문에서 추정한 고용효과를 장기 결과로 해석할 수 없다는 점에 유의하여야 한다.

위와 같은 한계에도 불구하고 본 연구는 법정 정년 연장이 사업체의 고용에 미치는 영향에 대한 중요한 실증적 증거를 제시하고 있으며, 논문의 말미에 언급한 후속연구에 대한 기대 또한 높다.

지 정 토 론

주 제 : 『2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향: “사업체 패널조사” 자료를 이용한 분석』에 대한 논평
논평자 : 손혜림 (서울시립대학교 경제학부)

우리나라는 급격한 고령화로 인하여 생산가능인구의 감소와 연금·의료비 지출 증가로 상당한 재정적 부담이 예상된다. 이에 고령인구의 경제활동을 증가시키기 위하여 정년을 65세까지 연장하자는 주장이 있는데, 이를 뒷받침하기 위해서는 정년연장이 총 고용에 미치는 영향을 실증적으로 규명해야한다. 저자에 따르면, 정년 연장이 총 고용 규모에 미치는 영향은 이론적으로는 불명확하다. 왜냐하면 정년 연장으로 인해 고령자 집단의 고용이 늘어나게 되면, 이들과 대체관계가 높은 근로자 집단은 고용이 감소하고, 이들과 대체관계가 낮은 근로자 집단은 고용이 늘어나 총고용의 변화 방향이 확정되지 않기 때문이다.

이에 저자는 2013년의 고령자고용법 개정을 통해 2016년부터 적용되기 시작한 60세 법정 정년제도가 기업의 근로자 집단별 고용과 기업의 총 고용규모에 미친 영향을 이중차분법을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 2011년 기준 50세 근로자가 1명 증가할 때 총 고용은 평균적으로 0.19명 감소하였고, 특히 정규직 고용규모에 부정적인 영향을 미쳤음을 확인하였다. 구체적으로는 50세 이상 근로자가 1명 늘어날 때 사업체 정규직 고용규모가 약 0.2명 감소하여, 대부분의 고용 감소가 정규직에서 비롯되었음을 알 수 있다. 그리고 정년 연장이 연령별 고용규모에 미친 효과를 파악하기 위해서 직급을 연령의 대리변수로 사용하여 직급별로 고용효과를 분석한 결과를 토대로 저자는 총 고용의 감소가 주로 차장급 이상 직급의 고용 감소에 의해서 설명되는 것으로 판단하였다. 특히 차장급 이상 직급의 고용 감소는 법정 정년제도의 유예기간에도 발생한 것으로 추정하였다.

위의 실증 분석 결과를 토대로 저자는 법정 정년 연장은 고령층 노동자와 대체성이 높은 중장년층 근로자의 고용 감소를 야기하였다고 주장하고, 이에 따라

추가적인 정년 연장시 청년층 보다는 중장년층을 대상으로 한 대책이 필요할 수 있다고 강조한다.

저자는 특정 산업군이 다른 산업군보다 청년 고용 비중, 그리고 노령층 비중이 다를 수 있고, 이에 따라 시간에 따른 청년층과 고령층의 대체성/보완성 및 고용량의 추세가 산업별로 다를 수 있다는 점에 기인하여 회귀식에 산업들 사이 공통의 연도효과를 추가하였다. 다만 이 외에도 기업의 업력과 기업의 규모에 따라서도 고용의 추세가 달라질 수 있기 때문에, 사업체 규모별 연도효과 또는 사업체 업력별 연도효과를 추가하여도 결과가 강건한지 확인한다면 보다 정교한 논의가 가능할 것으로 보인다. 현재는 이런 문제를 일부 해결하기 위해서 저자가 300인 미만의 사업체와 300인 이상의 사업체로 샘플을 나누어서 추가 분석을 수행하였지만, 300인 미만의 사업체들은 그 안에서도 상당한 이질성이 있기 때문에 보다 규모 카테고리를 세분화해서 규모별 추세를 추가적으로 통제하면 보다 정확한 분석이 가능할 것이다. 이는 본문의 <표 1>에서도 확인할 수 있는데, 고령자 비율이 높은 사업체와 고령자 비율이 낮은 사업체는 다방면에서 차이가 존재하지만, 특히 총 근로자 수와 정규직 고용에서 차이를 보이고 있기 때문에, 사업체 규모별 추세를 통제하는 것이 중요하리라고 사료된다.

고령자 고비용 집단과 고령자 저비용 집단이 차이를 보이고 있는 또 다른 통제 변수 중 하나가 기초통계량 표에서도 알 수 있듯이 노조 유무이다. 고령자 고비용 집단은 노조가 있는 경우가 50%를 넘는 반면, 고령자 저비용 집단은 노조가 있는 경우가 27%에 불과하다. 고용 및 임금은 노조의 유무에 따라서 상당히 다른 추세를 보일 수 있기 때문에 법정 정년제도로 인한 고용의 변화를 살펴볼 때 노조의 유무에 따라 고용에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지도 중요한 추후 연구 주제가 될 수 있을 것이다.

마지막으로 보다 종합적인 법정 정년 연장의 정책적 효과에 대한 논의를 위해서는 추후 연구에서 결과변수로서 본 연구에서 살펴보고 있는 총 고용 외에도 노령층의 임금 역시 함께 살펴볼 필요가 있을 것이다. 법정 정년을 우리보다 일찍 연장한 일본의 경우, 결과적으로 노령층의 임금이 감소하는 것을 확인하였다(Kondo, 2016). 이에 우리나라에서도 법정 정년 연장 이후 임금피크제 채택 여부가 영향을 받는지, 또한 그렇다면 노령층의 임금은 어떻게 변하는지를 살펴본다

면 법정 정년 연장이 노인 후생에 미치는 영향 역시 정책 효과로서 파악할 수 있을 것이다.

<참고문헌>

Kondo, Ayako. “Effects of increased elderly employment on other workers’ employment and elderly’s earnings in Japan.” *IZA Journal of Labor Policy* 5.1 (2016): 1-23.

일 반 토 론

제 목 : 『2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향 : “사업체패널조사” 자료를 이용한 분석』

발표자 : 강창희 (중앙대)

사회자 : 이인재 (인천대)

사회자(이인재) : 컨트롤 그룹과 트리트먼트 그룹을 어떻게 정의할 것인가? 이 문제는 필자께서도 굉장히 고심을 많이 하셔서 이것저것 다 해보실 것 같다는 생각이 들고요. 제가 얘기하고 싶은게... 임금피크제 이야기를 하셨는데 이게 아까 그 모델에 보면 단기간 임금조정이 안 된다는 것을 가정을 하고 지금 도출을 하는 것이기 때문에... 사실 상대 임금의 차이에 따라서 고용은 변할 수가 있거든요? 분석기간이 길어질수록 어떤 문제가 생기나하면 이게 정년 연장의 효과인지 아니면 임금조정의 효과인지 조금 불분명해지는 측면이 있어요. 그래서 사실 그 시행 전 2013~2015년의 경우에는 임금조정보다는 고용조정 효과가 그 과정이 합리적이라고 생각이 되는데, 늘리면 늘릴수록 그 두개 효과가 믹스되는 그런 결과가 나타나서 그 부분에 대해서는 조금 해석상의 주의를 요하고요. 사실 이 사업체 패널 데이터 자체가 샘플수도 많지 않기 때문에 더 이상 거기에서 이 문제를 해결하기에는 자료상의 한계 때문에 어려울 것 같기는 합니다. 제 코멘트는 이것으로 마치고요. 플로어에서 질문 있으시면 질문 해주시죠.

서울대(이철인) : 교수님 제가 하나 드려도 되겠습니까? 서울대 이철인입니다. 교수님 발표 잘 들었습니다. 전반적으로 정년 연장이라는게 굉장히 중요한 임팩트인데도 불구하고 그다지 많은 연구를 보지는 못했는데 오늘 좋은 발표를 들은 것 같습니다. 그런데 하나 그냥 해석면에서 조금 고민할 부분이 조금 있지 않나 생각합니다. 이론 파트에서 Boeri *et al.*(2016) 논문을 제시하면서 고용의 어떤 증가분이 아무래도 장년과 청년층 인력간의 보완성 이런거에 의존하지 않겠느냐

하는 말씀은 논리적으로는 맞다고 생각합니다. 그런데, 본 논문의 특성을 보면 제가 보기에는 예전에 규제가 있기 전 기업이 자발적으로 정한 정년문제에 정부가 끼어 들어 규제화했기 때문에 기업의 전반적인 경영 방식 같은 것이 흐트러지고 뭔가 규제로 인한 임팩트가 가해졌을 것입니다. 그런데 여기서는 데이터상 DID 자료분석상 임팩트가 가해진게 고용 자체가 조금 줄어든 것 정도로 해석되지만 사실은 기업이 어떻게 이런 정부의 정책변경 충격에 반응할지는 고용뿐만 아니라 아까 이야기한 임금피크제 같이 임금을 줄여 나갈 수도 있고 아니면 웬만하면 예전처럼 55세 그대로 하되 비정규직으로 돌릴 수도 있는 것이고 아니면 노동비용이 계속해서 올라가는 구조를 좌시할 수 없기 때문에 점점 기계화로 갈 수도 있을 것입니다. 스토리를 보다 세세하게 생각해 보면 규제가 들어가고 규제에 대한 비용 때문에 발생하는 기업의 여러 가지 대처 가능한 상황들에 대해 논의가 되면서 고용도 일부분 이야기하고 이런 것이 혹시 이론의 조금 배경이 되지 않을까 하는 생각을 해봤습니다. 감사합니다.

사회자(이인재) : 네 또 다른 분 코멘트 있으시면 해주시죠.

박춘성(금융연) : 네 제가 질문한가지 해도 괜찮을까요? 네 저는 금융연구원에서 근무하는 박춘성이라고 하고요. 제가 한 가지 궁금증이 들었던 것은 통제집단이 이미 정년이 시행되고 있던 기업이고 처치집단이 그렇지 않았던 기업인데. 근데 생각해 보면 이 두 그룹이 굉장히 다른 종류일 가능성이 저는 개인적으로 크다고 생각하거든요. 그러니깐 2013~2015년에 이미 정년 60세가 넘었다는 것은 거의 준공무원에 준하는 수준의 직장 속성이 있지 않을까 라는 생각이 듭니다. 그러면은 이게 정년을 연장하는 타이밍이 오기 전에 pre-treatment 기간에 총 고용이 두 집단 간에 차이가 있었는지에 대한 트렌드를 볼 수가 있으면 제가 하는 걱정들을 조금 더 적게 할 수 있지 않을까라는 생각이 들었습니다.

사회자(이인재) : 네 또 다른 분 코멘트 있으시면 해주시죠. 없으면 강창희 교수님 답변해 주시죠.

강창희(중앙대) : 네. 손혜림 교수님, 백지선 교수님, 이인재, 이철인, 박춘성 박사님 코멘트 감사드립니다. 너무 많이 좋은 코멘트를 받아서 이것을 다 반영하면 올해는 당연히 지나가겠고 내년 안에 끝내야 하는데 어떻게 하나 걱정이 조금 앞섭니다. 이게 다 코멘트 바이 코멘트로 제가 다 답변을 드리기는 어려울 것 같고 큰 아이디어만 말씀을 드리겠습니다. 분석법이 1번이 있고 2번이 있잖아요. 1번을 버려야 될까 말아야 될까가 계속 처음부터 고민이었습니다. 1번 분석에서 좀 재밌는 그림이 나왔으면 1번 2번 다 같이 배치해서 robustness test를 하면 되는데 2번 그림이 조금 이상하게 잘 안 나오잖아요. 아무런 정보가 없는 것처럼 나와서 설문 응답자들이 답변한 것을 분석에 사용해야 할까에 대해서 회의감이 있습니다. 회의감이 있다 보니 조금 더 객관적인 measure로 진행을 하는게 더 좋겠다고 생각을 해서 2번 분석법으로 넘어 가는건데. 그래서 1번 분석법을 어느정도 활용해야 될지가 사실 고민입니다. 오늘 코멘트 해주신 것들도 거기에 많이 집중이 되어 있었죠. 그래서 인사관리 담당자들이 정년에 대해서 리포트 하는 것을 얼마나 신뢰를 해야 될까 그 이슈하고 정년이 없다고 답한 그룹은 어떻게 처리를 해야될까? 이 연구의 최초 버전에서는 백지선 교수님이 생각하시듯이 답을 안했다는 것은 당연히 남들하고 똑같이 할 거라고 생각을 해서 그 사람들을 처치집단으로 넣었어요. 이렇게 넣어서 하니깐 어떤 분이 그렇지 않다 왜 모르는 것을 자꾸 안다고 하느냐 해서 빼라 해서 2번 버전에서는 뺐는데. 응답에 의존하다 보니깐 그러한 문제들이 있는 것 같아요. 그래서 아예 응답부분은 marginalize를 시키고 50세 비중이 얼마가 되느냐 이 부분은 객관적인 measure니깐 그 부분을 조금 더 강조해서 해야 되겠다고 생각을 하고 있습니다. 그 부분은 그 중간에서 어디에서 compromise가 될지는 조금 더 생각을 하면서 진행을 해야 할 것 같아요.

그리고 백지선 교수님 말씀하셨듯이 기존의 정년이 55세인 기업하고 58세인 그룹이 똑같이 50세 이상 근로자의 비중이 같다고 하더라도 임팩트가 다를 것 같습니다. 그 부분은 제가 생각해보지는 않았는데 그것을 조금 더 반영을 하는 specification을 짜면 좋겠다고 생각을 하고 있습니다. 그런데 그러면 또 다시 돌아가는 문제가 셀프 리포트한 정년을 존중을 하는건데 존중을 하게되면 specification 분석법 1의 결과는 또 어떻게 처리할까 또 이런 문제들이 있어서 제

가 정무적인 판단을 해야되는 이슈가 있습니다.

그리고 이인재 교수님이 말씀하셨듯이 이게 서베이 자료이고 분석 표본도 그렇게 많지 않고 해서 specification을 너무 abuse하기가 어려워요. 그래서 굉장히 간단한 specification을 가지고 현재는 진행을 했는데, 조금 데이터가 보완이 되고 고용보험 DB 까지 사용할 수 있으면 좋겠다라는 생각이 듭니다. 조금 더 좋은 데이터를 확보를 해가면서 이 논문에서는 반영하기가 어려운데 추후 연구에서 반영할 수 있는 코멘트들을 많이 주셨거든요. 그래서 그런 코멘트들을 반영해서 추후 연구를 좀 더 정년연장에 대해서 진행을 해보겠습니다. 제 답변은 여기까지입니다. 마치겠습니다. 감사합니다.

사회자(이인재) : 네 시간이 좀 더 일찍 끝났는데요. 여기서 마치도록 하겠습니다. 오늘 강창희 교수님하고 손혜림 교수님, 백지선 교수님 다 수고하셨습니다. 이것으로 마치도록 하겠습니다. 감사합니다.