

勞 動 經 濟 論 集  
第 44 卷 第 2 號, 2021.6. pp.1~31  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 정년 연장의 고용효과\*

김 대 일\*\*

본 연구는 2013년에 입법된 정년 연장이 2016~19년 기간 동안 55~59세 남성  
의 고용에 미친 효과를 추정하였다. 정년 연장의 고용효과는, 한요셉(2019)에서  
추정된 정년 도입 초기의 효과에 비해서는 감소하였지만, 아직 유의한 수준인 것  
으로 추정되었다. 이와 같은 고용증가는 정년 연장의 취지에는 부합되지만, 청년  
층 일자리를 잠식하였을 우려도 존재한다. 이에 따라 고연령층 고용증가와 청년  
층 일자리 잠식 최소화라는 두 목표를 동시에 달성하기 위해서는, 시장에서 노동  
수요가 충분히 확대될 수 있도록 임금이 유연하게 하향 조정될 수 있어야 할 것  
이다.

주제어 : 정년 연장, 연령별 고용 변화, 임금 유연성

논문 투고일: 2021년 1월 13일, 논문 수정일: 2021년 3월 16일, 논문 게재확정일: 2021년 5월 06일

\* 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(과제번호 NRF-2020S1A5A2A01044506)이다. 논문의 내용과 구성의 완성도를 높일 수 있도록 매우 유익한 의견을 제시하여 준 김정호 교수님, 한요셉 박사님 및 서울대학교 H-Trio 및 SSK 세미나 참석자들, 그리고 두 익명의 심사자에게 감사드린다. 또한 본 연구에 도움을 준 서울대학교 경제학부 석사과정 이상연 조교에게도 감사드린다.

\*\* 서울대학교 경제학부 교수 (dikim@snu.ac.kr)

## I. 서론

우리나라는 고령사회에 대비하여 임금 근로자의 정년을 60세 이후로 연장하는 법안을 2013년에 입법하였고, 2016년 300인 이상 사업체 적용을 시작으로 2017년 모든 사업체로 확대 적용되었다. 정년 연장은 고령화 및 고령사회에서 인적 자원의 효율적 활용과 고연령층의 소득 보전을 취지로 도입되었으나, 다른 한편에서는 신규 청년층의 일자리가 잠식될 것이라는 우려도 제기되었다. 기존 연구들에 의하면 청년층이 노동시장에 진입하는 시점에서의 경제 여건이 경력 전 기간에 걸쳐 영향을 미치기 때문에, 정년 연장이 청년층 실업을 심화시킬 경우 부작용이 심각할 수 있다고 판단된다.<sup>1)</sup>

기존의 정년 연장에 관한 연구들은 대체로 정년 연장의 대상이 되는 연령층과 청년층 간의 대체성(substitutability)에 초점을 맞추고 있다.<sup>2)</sup> 이러한 연구들은 정년 연장이 고연령층 고용을 증가시킨다고 전제하고, 이러한 고연령층의 고용증가가 청년층 취업을 얼마나 위축시킬 수 있을지를 분석한다. 그러나 정년 연장의 경제효과가 반드시 이러한 전제를 따른다고만 할 수는 없다. 기업들은 시장에서 주어진 재화 및 생산요소 가격(임금) 하에서 이윤 극대화 조건에 맞추어 근로자의 연령구조를 최적화하기 때문이다.<sup>3)</sup> 다른 조건의 변화 없이 외생적인 요인에 의해 정년이 연장되면 기업은 크게 두 가지 방식으로 대응할 수 있다. 정년 연장에 따른 고용 규모 및 연령구조 변화를 충분히 수용할 수 있는 수준으로 임금을 하향 조정하는 가격 조정(price adjustment), 또는 해고나 명예퇴직을 통하여 근로자를 퇴직시킴으로써 기존의 최적 연령구조를 유지하는 양적 조정(quantitative

1) 신규 진입 당시의 경제 여건의 악화는 청년층의 노동시장 성과에 부정적이라는 연구 결과는 국내외에서 쉽게 찾을 수 있다(Kahn, 2010; Oreropoulos, Von Wachter, and Heisz, 2012; Altonji, Kahn, and Speer, 2016; Han, 2018). 다만 일본의 경우 Kondo(2016)는 정년 연장이 청년층 고용에 미친 효과가 거의 없다는 결과도 제시하고 있다.

2) 국내에서 대체성에 초점을 맞춘 연구들로는 김대일(2004, 2011), 김준영(2011), 안주엽(2011) 등을 참조할 수 있다. 미국과 유럽 등지에서는 연금 개시 연령 등의 변화에 따른 고연령층 고용효과에 대한 분석이 주종을 이룬다(Gruber and Wise, 2004; Staubli and Zweimuller, 2013). 다만 이러한 해외 연구들은 자발적인 노동공급의 변화에 초점을 맞추고 있기 때문에 우리나라의 정년 연장에 직접적으로 적용하기가 용이하지 않다.

3) Lazear(1979)에서와 같이 근로자의 동기유발을 위한 이연임금제(deferred wage) 등을 고려할 수 있다. 이 경우 장기 근속자의 임금은 생산성을 상회하기 때문에 정년 연장은 기업의 비용을 늘리고 이윤을 감소시키는 결과를 초래한다.

adjustment)이다.

정년 연장이 법제화된 이상 근로자들이 임금 삭감을 수용할 이유가 없기 때문에 현실적으로 임금을 낮추는 가격 조정은 쉽지 않다. 실제 임금 통계에서도 정년 연장 이후 고연령층의 임금이 상대적으로 하향 조정되었다는 근거를 찾기는 어렵다.<sup>4)</sup> 결과적으로 기업은 양적 조정에 의존하게 될 가능성이 높는데, 실제 남재량(2018)과 한요셉(2019)은 기업의 양적 조정에 대해 직·간접적 증거를 제시하고 있다.<sup>5)</sup> 남재량(2018)은 정년 연장 법안이 공표된 2013년 이후 사업체 수준에서의 노동비용과 고용 변화를 분석하였는데, 정년 연장으로 인해 노동비용 증가가 예상됨에 따라 기업들이 정년 연장이 발효되기 전인 2014~15년부터 향후 정년 연장의 대상이 될 수 있는 근로자 규모를 감축시켜 왔음을 보이고 있다. 한편 한요셉(2019)은 2016년 정년 연장의 수혜자가 되는 1958년과 1961년생에 초점을 맞추어 고용 변화를 분석하였는데, 56세 이상에서 임금 근로자 고용이 2~8%p의 큰 폭으로 증가하였지만, 55세 이하에서는 오히려 고용이 3~5%p 감소하는 양상을 보여 인력 조정의 가능성을 시사하고 있다.

근로자 해고가 쉬우면 기업들은 정년 연장에 구애받지 않고 기존의 최적 연령구조를 유지할 수 있을 것이다. 이 경우 정년 연장 입법은 고연령층의 고용에 아무런 영향을 미치지 못하고, 청년 고용이나 실업에 미치는 효과도 없을 것이다. 그러나 현실적으로 해고가 매우 어려운 만큼, 양적 조정은 명예퇴직과 같은 고비용 방식에 의존할 수밖에 없기 때문에 노동비용이 상승하게 되고, 장기적으로는 오히려 고연령층과 청년층 고용이 모두 감소할 가능성이 높다.<sup>6)</sup> 다만 양적 조정은 점진적으로 진행될 가능성이 높기 때문에 새로운 규제상태로의 이전 과정에서 고령층 고용은 일시적으로 증가할 수 있다. 이에 따라 새로운 규제상태로 이전하는 과정에서 양적 조정의 과도한 부담이 청년층에게 전가되어 청년층 일자리는 더욱 위축될 가 가능성이 높다.

이러한 관점에서 볼 때, 정년 연장 이후의 고연령층 고용 변화 양상은 정년 연장 입법에 따른 경제효과를 이해하는 데 매우 중요한 단서라고 할 수 있다. 이를 분석한 최근

- 
- 4) 고용노동부의 임금구조 기본통계조사에서 26~30세 남성 근로자 대비 50~54세 남성 임금은 학력 분포를 통제하였을 때 2013년 .461 로그 포인트 높았는데, 이 수치는 2016년과 2019년에 각각 .451과 .492로 변화하여 고연령층 임금이 상대적으로 하락하였다고 판단하기 어렵다. 또한 26~30세 대비 55~59세 임금도 동일 기간 동안 .314 로그 포인트에서 .332 및 .381로 계속 상승하였다.
- 5) 임금 조정 등이 유연하지 못할 경우 정년 연장으로 인해 고용이나 후생이 오히려 감소할 수 있다는 논의는 김대일(2004, 2010, 2011)을 참고할 수 있다.
- 6) 김대일(2010)에 의하면 정년 연장으로 인해 새로운 균형에서 근로자 수는 감소하고 근로 기간은 증가한다.

연구로는 한요셉(2019)이 대표적이는데, 그 결과에 의하면 정년 연장 직후 55~59세 임금 근로자의 고용이 상당히 큰 폭으로 증가한 것으로 나타났다. 또한 이러한 고연령층의 고용증가가 청년층 일자리를 상당히 잠식하였다는 결과도 보이고 있어, 임금이 유연하게 조정되지 못하고 있음도 간접적으로 시사하고 있다.

본 논문은 2016년 정년 연장이 도입된 이후 2019년까지의 기간 동안 정년 연장의 수혜 연령층인 55~59세의 고용 변화를 분석한다. 본 연구의 방법론은 한요셉(2019)과 유사하지만, 분석 기간이 1~2년 정도 길기 때문에, 기업들이 양적 조정으로 대응할 시간이 늘어나면서 고연령층 고용증가 효과가 감소하는지에 대한 평가가 가능하다. 분석 결과에 의하면 2016~19년 평균 효과는 한요셉(2019)에서 추정된 정년 연장 직후의 효과에 비해 작은 것으로 나타났다.<sup>7)</sup> 또한 명예퇴직도 증가한 것으로 추정되어 남재량(2018) 및 한요셉(2019)과 같이 기업의 양적 조정을 반영하고 있는 것으로 해석된다. 이러한 결과가 임금이 충분히 조정되지 못함을 반영하고 있는 만큼, 정년 연장 입법이 장기적으로 전체 고용을 오히려 감소시킬 가능성도 배제할 수 없다고 평가된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 정년 연장의 연령별 효과를 도식적으로 정의하고, 정년 연장에 의해 유발될 수 있는 55~59세 연령층 고용증가 효과의 가상적 추정치를 정의한다. 이 가상의 추정치는 원시자료에서 회귀분석을 통해 추정되는 고용효과 및 기존 연구 결과를 해석함에 있어서 하나의 지표로 활용된다. 제III장에서는 정년 연장의 고용효과에 대한 회귀분석 모형을 설정하고 2019년까지의 경제활동인구조사 원시자료를 이용하여 55~59세 남성 근로자의 고용효과를 추정한다. 제IV장에서는 요약과 함께 시사점을 논의한다.

## II. 정년 연장의 임금 근로자 고용효과에 대한 가상적 추정

본 장에서는 정년 연장에 따른 고용효과의 크기에 대한 지표(benchmark)로서 고용효과에 대한 가상적 추정치를 정의한다. 이 추정치는 2016~2017년 정년 연장 도입 이후 그 대상 근로자들이 모두 60세까지 일자리를 유지한다는 전제 및 기존 정년제하에서의 퇴직

7) 한요셉(2019)은 정년 연장이 처음 발효된 2016년 시점의 수혜자인 1958년과 1961년 출생세대의 고용 변화에 초점을 맞춘 반면 본 연구에서는 2016년 정년 연장이 발효된 이후 2019년까지 부분적으로라도 혜택을 받는 1957~1964년 출생세대의 고용 변화를 분석 대상으로 하여 정년 연장 이후 3년까지의 평균적인 효과를 추정하였다.

시점에 대한 가정 하에서 추정된다. 이 추정 결과는 다음 절에서 회귀분석을 통해 추정된 고용효과를 해석함에 있어서 유용한 지표로 활용될 수 있을 것이며, 또한 기존 연구 결과들과도 비교가 가능할 것으로 판단된다.

## 1. 기존의 정년제 활용 양상

정년 연장의 고용효과를 정의하려면 정년을 적용받던 근로자의 규모에 대한 정보가 필요하다. <표 1>은 정년 연장 도입 전에 사업체 규모별로 정년제를 적용받고 있는 근로자의 비중을 보이고 있다.<sup>8)</sup> 2016년에 정년 연장이 도입된 300인 이상 사업체의 경우, 2015년 전체 근로자 가운데 정년제 시행 사업체에 속한 근로자 비중이 94.1%에 이르고 있고, 이 가운데 55세 및 58세 정년을 적용받는 비중이 각각 23.6%와 20.7%, 60세 이상의 정년을 적용받는 비중은 40.6% 수준이었다. 결과적으로 2016년의 정년 연장은 300인 이상 사업체 근로자 가운데 55.9%(=0.941\*0.594)에 직접적인 영향을 미쳤다고 할 수 있다. 100-299인 사업체의 경우 2016년 전체 근로자의 88.4%가 정년제를 실시하는 사업체에 속해 있었으며, 그 가운데 60세 이상 정년을 적용받는 비중이 66.3%로 상당히 높은 수준이었다. 그 결과 2017년 정년 연장은 29.8%의 근로자에 영향을 미쳤을 것으로 추산된다. 한편 100인 미만으로 갈수록 정년제를 적용받던 근로자 비중은 낮아지면서, 60세 이상 정년 비중은 증가하는 양상을 보여 정년 연장의 영향을 직접적으로 받는 근로자 비중도 낮아지고 있다. 일례로 1~4인 사업체의 경우 정년 연장의 영향을 직접적으로 받은 근로자 비중은 2.4%(=0.115\*0.213)에 불과한 것으로 추산된다. 따라서 60세로의 정년 연장의 효과는 상대적으로 300인 이상 사업체에 고용된 근로자에게 집중될 가능성이 높다고 예상할 수 있다. 원래 정년퇴직 대상이었을 임금 근로자들이 일자리를 유지하게 됨에 따라 2016년 이후 임금 근로자 고용이 증가할 수 있다. 다만 이 효과가 어느 연령에서 얼마나 크게 발생하는지 식별하려면 기존 정년제하에서 근로자들이 어느 시점에 정년퇴직을 하였는지에 대한 정보도 필요하다. 일례로 55세 정년제하에서 근로자가 만 55세에 이르는 생월에 퇴직하고 있었다면, 정년 연장의 효과는 그 근로자가 만 55세 1개월이 된 시점부터 60세에 이르는 월까지 계속 근로하는 것으로 나타날 것이다. 그러나 기존 정년 규정이 만 56세가 되기 직전 월에 퇴직하는 것이었다면, 55세 정년 폐지 효과는 만 56세부터

8) 여기서는 각 사업체별로 주어진 근로자 가중치를 이용하였기 때문에 사업체 가중치를 사용한 한 요셉(2019)과 수치에 미세한 차이를 보인다.

〈표 1〉 정년제 적용 비중과 정년 연령의 분포

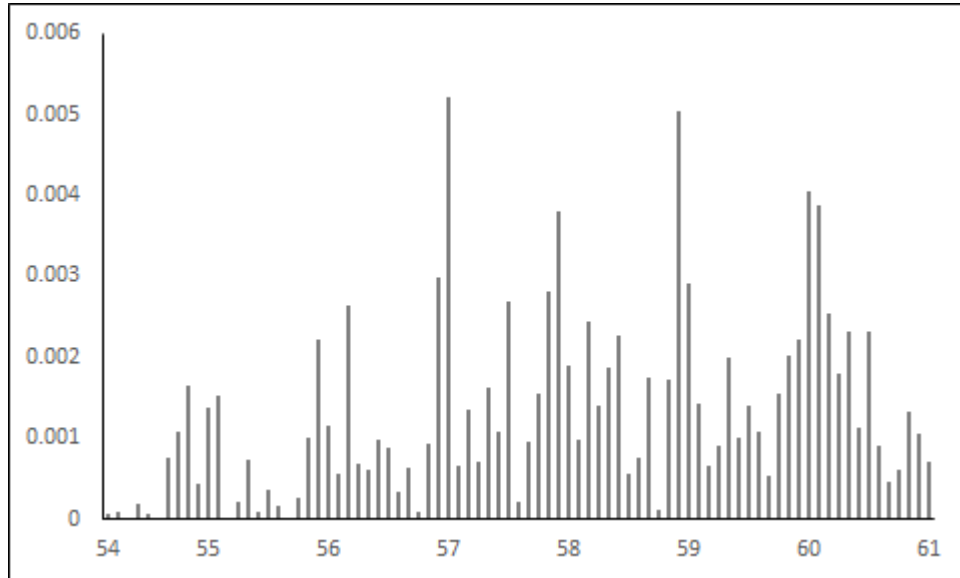
사업체 규모	정년제 실시 비중	정년 연령의 분포							
		<55세	55세	56세	57세	58세	59세	60세	>60세
1-4인	.115	.011	.088	.008	.020	.078	.008	.528	.259
5-9인	.233	.017	.096	.009	.032	.117	.008	.587	.133
10-29인	.462	.011	.102	.017	.028	.133	.010	.603	.096
30-99인	.752	.014	.176	.017	.045	.123	.012	.533	.079
100-299인	.884	.007	.165	.028	.040	.090	.007	.580	.083
300인 이상	.941	.012	.236	.034	.082	.207	.023	.349	.057

주 : 300인 이상 사업체는 2015년 기준, 300인 미만 사업체는 2016년 기준 정년 분포임.  
 자료 : 사업체 노동력 조사 부가조사(2015, 2016)

발생할 것이다. 이러한 정년퇴직 시점에 대한 정확한 정보는 없지만, 경제활동인구조사 원자료에서 간접적인 추론이 가능하다. 경제활동인구조사에서는 매월 미취업 상태의 개인들에게 지난 1년 내 이직(또는 실직) 여부를 묻고 있고, 1년 내 실직한 경우 실직 시점과 사유도 조사하고 있다. [그림 1]에서는 정년 연장이 공표되기 전인 2007~2013년 기간 동안 미취업자 남성들 가운데 지난 1년 내 정년 퇴직자를 식별하여, 이들의 퇴직 시점을 월 단위 연령으로 환산한 분포를 보이고 있다.<sup>9)</sup> 이 그림에 의하면 정년퇴직 시점은 55세부터 60세까지 각 연령에 도달하는 월에 집중된 양상을 보인다.<sup>10)</sup> 즉,  $a$ 세 정년제 하에서는 근로자가 만  $a$ 세가 되는 월까지 근무하는 것이 다수인 것으로 판단되며, 이에 따라  $a$ 세 정년이 폐지됨에 따른 고용 연장 효과는 그 대상 근로자가 월령으로  $12 * a + 1$ 개월이 되는 시점부터 집중적으로 발생할 것이라고 판단된다.<sup>11)</sup>

- 9) 분석 표본을 남성에게 국한하는 이유는 남성이 여성에 비해 상대적으로 노동시장 정착도(labor market attachment)가 높기 때문이다.
- 10) 정년 퇴직자가 전부 미취업자로 남아 있는 것이 아니기 때문에, 이 그림에 포함된 미취업자들은 정년 퇴직자의 무작위 표본(random sample)이 아닐 가능성이 높다. 그러나 재취업 여부가 정년 퇴직 시점에 의존한다고 보기는 어려우므로, [그림 1]의 연령별 양상이 왜곡되었을 가능성은 낮다.
- 11) 57세 이전의 정년퇴직 빈도는 상대적으로 낮고, 또한 만 나이에 도달하는 월 부근에 정년퇴직이 집중되는 양상도 55세와 56세에서는 상대적으로 약하게 나타난다. 57세 이전의 자료가 빈도도 낮고 뚜렷한 양상을 보이지 않는 것은 이 연령층에서의 정년 퇴직자들이 상대적으로 재취업하는 빈도가 높아 [그림 1]의 표본에 포함되지 않을 확률이 높기 때문이다.

[그림 1] 정년퇴직 월령의 분포



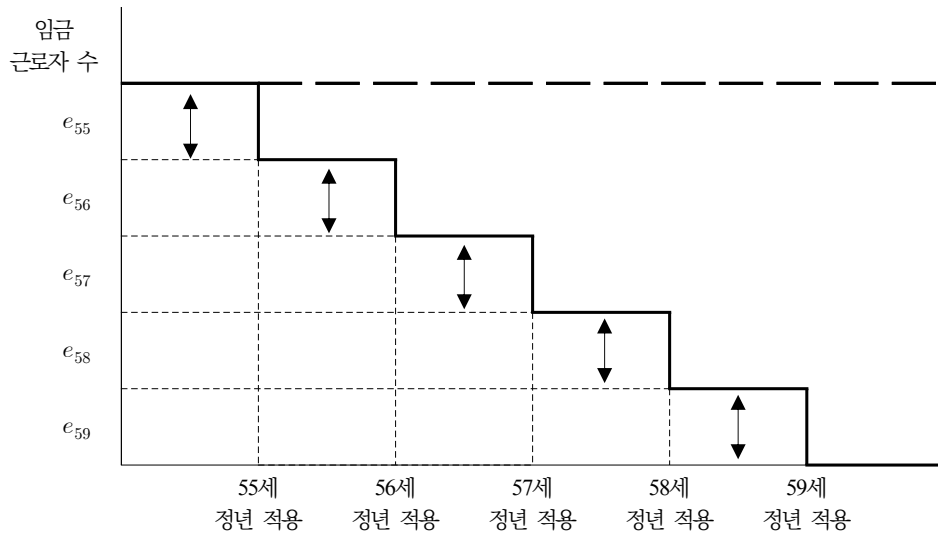
자료 : 경제활동인구조사 원자료(2007~2013년)

## 2. 사업체 규모별 임금 근로자 고용효과의 가상적 추정

본 절에서는 기존 55~59세 정년퇴직 대상 근로자들이 정년 연장으로 인해 모두 60세에 이르는 생월까지 일자리를 유지한다는 전제하에 정년 연장에 따른 55~59세 임금 근로자의 고용 변화를 추정한다. 이와 같이 추정된 가상의 고용효과는 원칙적으로는 고용효과의 최댓값에 해당하지만, 정년퇴직 시점에 대한 가정에 기초하여 추정되기 때문에 이를 엄밀한 최댓값이라고 정의하기는 어렵다. 따라서 본 절에서 추정되는 가상적 추정치는 정년 연장의 실제 효과를 가늠할 수 있는 하나의 지표로 해석하는 것이 합리적일 것이다.

우선 정년 연장에 따른 임금 근로자의 고용효과는 [그림 2]와 같이 도식화될 수 있다. 이 그림에서 굵은 실선은 기존의 정년퇴직에 따라 임금 근로자가 연령별로 감소하는 양상을 나타내며, 굵은 점선은 정년 연장으로 인해 54세 시점에서의 고용 규모가 60세까지 동일하게 유지되는 양상을 나타낸다. 이 그림에서는 기존 정년제하에서 정년 연령  $a$ 를

[그림 2] 정년 연장의 임금 근로자 고용효과



적용받아 퇴직하는 근로자 규모를  $e_a$ 로 나타내고 있으며(화살표 크기에 해당), 이는 곧  $a$  연령의 정년 적용이 면제됨에 따라 일자리를 유지하게 되는 근로자 규모로도 볼 수 있다. 이에 따라 각 연령에서 정년 연장으로 인해 고용이 증대되는 효과는 굵은 점선과 실선의 격차로 정의될 수 있다.

각 연령별 고용효과는 <표 1>의 정년 실시 기업 비중 및 정년 연령의 분포를 경제활동인구조사의 출생세대별 고용 자료와 조합하여 추정하며, 세 가지 가정에 기초한다. 첫째, 앞서 본 [그림 1]에 근거하여 정년 연령이  $a$ 세인 경우 퇴직 시점은 만  $a$ 세에 이르는 월이라고 가정한다.<sup>12)</sup> 둘째, <표 1>에서 보았듯이 55세 미만의 정년을 실시하던 비중은 매우 낮아 현실적으로 무시할 수 있으므로, 실질적으로 가장 빠른 정년 연령을 55세라고 가정한다.<sup>13)</sup> 셋째, 기존 정년제하에서 정년 퇴직자는 재취업하지 못하고 모두 미취업자로 남았다고 가정한다. 기존 정년제하에서 퇴직자들의 재취업 빈도가 높았을수록 정

12) 이는 [그림 1]에서도 알 수 있듯이 현실과는 차이가 있는 가정이다. 현실에서는 정년퇴직 시점이 정년 연령에 도달하는 월 이외에서도 분포를 갖는 만큼, 이 가정하에 각 연령별로 추정되는 효과는 주변 연령의 효과와 섞일 가능성이 존재한다.

13) 실제 55세 미만 정년을 적용받던 근로자 비중은 1% 미만으로 추정된다.



년 연장으로 인한 고용증가 효과는 작기 때문에, 이 마지막 가정은 고용효과의 최댓값을 정의하기 위해 도입되었다.

만 54세 임금 근로자 수를  $N_{54}$ 라고 하고, 정년제를 실시하는 사업체에 근무하던 비중을  $\alpha$ , 그 가운데 정년 연령이  $a$ 인 사업체에 근무하던 비중을  $s_a$ 로 표기한다 ( $a=55 \sim 59$ ). 이 경우 [그림 2]에서 정의된  $e_a$ 는 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.<sup>14)</sup>

$$e_a = \alpha N_{54} s_a, \quad a = 55 \sim 59 \quad (1)$$

위 식에서  $e_a$ 는 기존 정년제하에서는 퇴직자 규모에 해당하며, 정년 연장 이후에는 일자리를 유지하는 규모에 해당한다. 기존 정년제하에서 퇴직자들이 재취업하지 않고 모두 미취업자로 남았었다는 가정에 따라, 이는 정년 연장으로 인한 고용증가 규모와도 일치한다. 정년 연장으로 인해 54세의 고용 규모가 60세에 이르는 시점까지 계속 유지된다면, 정년 연장 이전에 비해  $54+k$ 세 임금 근로자 고용이 증가하는 총 효과는

$\alpha N_{54} \sum_{j=1}^k s_{54+j}$ 로 정의될 수 있다( $k=1 \sim 5$ ).<sup>15)</sup>

60세 정년이 도입되는 2016년과 2017년, 또는 그 이후에 만 55세에 도달하는 출생세대(cohort)에 대해서는 54세 시점에서 관측되는 고용 규모( $N_{54}$ )를 이용하여 식 (1)을 적용할 수 있다. 그러나 그 이전에 55세에 도달하는 세대에 있어서는 정년 연장이 도입되는 시점에 이미 일부 근로자들이 기존의 정년제하에서 정년퇴직을 한 상황이므로 54세 시점에서의 고용 규모( $N_{54}$ )를 사용하는 것은 부적절하다. 일례로 정년 연장이 도입된 해에 만 56세가 되는 임금 근로자는 현 직장에서 정년을 실시하지 않고 있었거나, 정년 연령이 56세 이상이었던 경우라고 간주할 수 있으므로, 그 출생세대의 일부는 이미 55세 정년을 적용받아 실직한 상태라고 할 수 있다. 따라서 자료에서 관측된 56세 임금 근로자 규모( $N_{56}^*$ )는 아래와 같은 관계식을 만족시킨다.

$$N_{56}^* = (1 - \alpha)N_{55} + \alpha N_{55} (1 - s_{55}) \quad (2)$$

14) 정년은 60세 이상으로 연장되었기 때문에 60세에서의 고용은 정년 연장 이전과 이후에 동일하다고 가정한다.

15) 이는 [그림 2]의 굵은 점선과 실선의 차이에 해당한다.

이 가운데 기존의 정년제가 적용되었을 대상은  $\alpha N_{55}(1-s_{55})$ 이며, 그 가운데 정년 연장이 없었다면 앞으로  $a$ 세 정년이 적용되었을 비중은 56세 이상 정년 연령의 분포에서  $a(\geq 56)$ 세 정년이 차지하는 조건부 확률인  $s_a/(1-s_{55})$ 이다. 결과적으로 이 세대에서  $55+k$ 세에 발생할 정년 연장의 효과는  $\alpha N_{55} \sum_{j=1}^k s_{55+j}/(1-s_{55})$ 라고 할 수 있다 ( $k=1 \sim 4$ ). 이를 일반적으로 나타내면, 정년 연장이 도입된 해에  $55+q$ 세가 되는 출생 세대의 경우  $55+k$ 세에 기대할 수 있는 고용효과( $e_{55+k}^q$ )는 아래 식 (3)과 같이 정의될 수 있다.

$$e_{55+k}^q = \alpha N_{54+q} \frac{s_{55+k}}{(1 - \sum_{i=1}^q s_{54+i})}, \quad k \geq q, \quad q = 1 \sim 4 \quad (3)$$

식 (1)과 (3)에 기초하여 정년 연장의 임금 근로자 고용증가 효과를 추정함에 있어서, 300인 이상과 미만 사업체에 정년 연장이 도입된 시기가 상이하기 때문에 여기서는 남성 근로자에 국한하여 300인 이상 사업체에서의 효과와 300인 미만 사업체에서의 효과를 따로 추정한다. 추정에 사용된  $N_{54}$ , 또는  $N_{54+q}$ 는 경제활동인구조사 원시자료에서 구한 각 연령의 남성 임금 근로자 규모를 사용하였고, 정년제 실시 비중  $\alpha$ 와 정년 연령의 비중  $s_a$ 는 사업체 규모별로 <표 1>의 결과를 사용하였다.<sup>16)</sup> 한편 이 추정은 2016~19년 기간 55~59세 연령층을 대상으로 하기 때문에, 특정 출생세대가 반복적으로 관측되기도 하고, 특정 연령에서는 복수의 출생세대가 관측되기도 한다. 300인 이상 사업체에서는 2016년에 59세가 되는 1957년생부터 2019년에 55세에 이르는 1964년생까지 정년 연장 효과가 발생하며, 2017년에 정년이 도입된 300인 미만 사업체에서는 2017년에 59세가 되는 1958년생부터 2019년에 55세에 이르는 1964년생까지 고용효과가 발생한다. 또한 각 출생세대별로 고용효과가 관측되는 연령에도 차이가 있는데, 300인 이상 사업체의 경우 1964년 출생세대는 2019년에 55세에 이르므로 55세 정년 폐지의 효과만 관측될 수 있지만, 1961년 출생세대는 2016년에 55세가 되므로 2019년까지 55~58세에서 고용효과가 관측된다. 결과적으로 각 출생세대별로 최대 4개 연령의 고용효과가 관측될 수 있고,

16) 남성 근로자에 국한함에 따라 본 절에서의 고용효과는 과소 추정될 가능성이 높다. 남성이 여성에 비해 규모가 큰 사업체에 근무하는 비중이 훨씬 높아 기존 정년제를 적용받던 비중이 더 높았지만, 실제 추정에는 성별을 구분하지 않은 <표 1>의 수치를 적용하기 때문이다.

<표 2> 임금 근로자 고용효과( $e_a$ )의 가상적 추정치(%p)

		55세	56세	57세	58세	59세
상용 근로자	300인 이상 사업체	2.06	0.31	0.77	1.96	0.26
	300인 미만 사업체	3.04	0.40	0.78	2.27	0.21
	합계	5.09	0.70	1.55	4.23	0.47
임금 근로자	300인 이상 사업체	2.08	0.31	0.79	2.01	0.27
	300인 미만 사업체	3.66	0.48	0.96	2.93	0.26
	합계	5.75	0.79	1.75	4.93	0.53

주 : 고용효과는 연령별 인구에서 임금 근로자가 차지하는 비중의 변화로 정의됨.  
 자료 : 경제활동인구조사 원자료(2015~2019년)

각 연령별로도 최대 4개 출생세대 효과가 관측될 수 있다.

<표 2>는 전체 임금 근로자와 상용 근로자를 대상으로 고용효과를 추정한 결과이다. 각 연령에서 여러 출생세대가 중첩되므로 각 연령별 효과는 복수의 출생세대별 효과를 평균한 값으로 정의하였다.<sup>17)</sup> 표에 의하면 55세와 58세의 고용효과가 상대적으로 크게 나타나는데 이는 앞서 <표 1>에서 55세와 58세 정년 비중이 상대적으로 높았던 양상을 반영한다. 표의 수치는 전체 인구의 비중이므로 300인 이상 사업체 55세 상용 근로자의 고용효과가 2.06이라는 추정 결과는 55세 정년이 폐지됨에 따라 55세 인구에서 상용 근로자 비중이 2.06%p 증가하였을 것이라는 의미이다. 한편 300인 미만 사업체의 근로자 규모는 300인 이상 사업체에 비해 훨씬 크기 때문에 인구 비중으로 추정하는 고용효과가 대체로 크게 추정되지만, 기존 정년제 활용 비중이 낮았고 60세 이상의 정년을 활용하는 비중도 높았기 때문에 그 추정치가 300인 이상 사업체에 비해 크게 다르지 않은 수준으로 나타나고 있다.

위의 추정치가 비록 가상적 추정치이기는 하지만 1958년 출생세대에 초점을 맞추었던 한요셉(2019)의 추정 결과에 비해 상당히 작게 나타나고 있다.<sup>18)</sup> 한요셉(2019)은 단일

17) 예를 들어 300인 이상 사업체의 경우 55세 고용효과( $e_{55}$ )는 1961~64년 출생세대의 효과를 평균한 값이며, 56세 고용효과( $e_{56}$ )는 1960~63년 출생세대의 효과를 평균한 값이다.

18) 한요셉(2019)에 의하면 1958년 출생세대가 1957년 출생세대에 비해 57~58세 임금 근로자일 확률이 8%p에 이상 증가하는 것으로 추정되었고, 57~58세 상용 근로자일 확률은 3%p 이상 증가하는 것으로 추정되었다.

출생세대인 1958년생, 또는 1961년생의 고용을 그 직전 세대인 1957년 또는 1960년 출생세대에 비교하였기 때문에, 2019년까지의 자료를 사용하여 1957~1964년 출생세대에 발생할 수 있는 연령별 효과의 평균을 제시하고 있는 본 결과와는 차이가 있다. 그런데 이 차이는 단지 분석 대상이 되는 출생세대가 다르다는 점 이상의 의미를 갖는다. 한요셉(2019)의 추정 결과는 정년 연장의 단기 효과로 해석할 수 있지만, 본 분석은 1957~1964년생을 대상으로 2016~19년에 발생하는 고용효과를 분석한 결과라는 점에서 기업들에게 정년 연장에 대응할 수 있는 기간이 더 허용된 중기 효과라고 볼 수 있다. 일례로 2019년에 55세가 되는 1964년생의 경우 정년 연장이 공표된 2013년부터 6년의 기간이 흘렀기 때문에 기업에서 이 출생세대의 인력구조를 조정할 수 있는 기간이 훨씬 더 길었다고 볼 수 있는 것이다. 따라서 한요셉(2019)과 본 결과의 차이를 기업 대응에 의한 차이로 해석할 수 있다면, 그만큼 정년 연장의 고용효과가 점진적으로 희석되고 있다고 평가할 수 있다.

정년 연장의 실제 고용효과는 <표 2>의 가상적 추정치와는 차이를 보일 것이다. 그러한 차이의 가장 중요한 요인은 정년 퇴직자의 재취업 빈도이다. <표 2>의 추정에 사용된 가정과 같이 모든 정년 퇴직자가 미취업자로 남는다면 실제 효과와 <표 2>의 가상적 추정치가 유사할 수 있지만, 그 반대로 모든 정년 퇴직자가 즉각적으로 재취업하고 있었다면 정년 연장의 실제 고용효과는 0이 될 것이기 때문이다. 실제 <표 3>에 의하면 재취업 빈도도 낮지 않은 수준인 것으로 평가된다.

<표 3> 상용직 1인 변화에 연동된 취업상태별 인구 변화(명)

	미취업자	취업자				
		임시직	일용직	고용주	자영업자	무급가족 종사자
50~59세	.310	.198	.113	.106	.270	.004
50~54세	.238	.234	.126	.133	.266	.003
55~59세	.365	.185	.089	.076	.281	.004

자료 : 경제활동인구조사 원자료(2007~2015년)

표에서는 2007~15년 경제활동인구조사의 월별 자료를 이용하여 50대 남성 상용근로자 1인의 변화가 무직 및 다른 유형의 고용변화로 나타나는 양상을 보이고 있는데, 상용직 근로자 1명의 감소는 미취업자를 .31명 증가시키는 것으로 추정되었고, 임시 및 일용직 근로자도 .31명, 비임금 근로자를 .38명 증가시키는 것으로 나타났다.<sup>19)</sup> 표본을 정년 연장의 효과가 직접 발생하는 55~59세 연령층으로 제한하여도 상용직 근로자 1명 감소에 따라 미취업자는 .37명 증가하는 데 그치는 것으로 나타났다. 물론 상용직의 변화가 모두 정년퇴직을 의미하는 것은 아니기 때문에 본 결과는 재취업률을 과대평가하고 있을 가능성이 높지만, 그럼에도 불구하고 상용직 근로자 1인 감소에 따른 미취업자 증가가 .31~.37명에 그친다는 것은 재취업률이 무시할 수 있는 수준은 아니라는 점을 시사한다.

### Ⅲ. 회귀분석을 통한 고용효과 추정

본 장에서는 경제활동인구조사 원시자료의 남성 표본으로부터 2016년과 2017년의 순차적 정년 연장이 55~59세 연령층의 고용에 미친 영향을 회귀분석으로 추정하고, 이를 앞 절의 가상적 추정치와 비교한다. 기본 식별(identification) 방식은 기존 정년제하에서의 연령별 고용 규모와 정년 연장이 도입된 이후의 연령별 고용 규모를 비교하는 것이며, 이는 한요셉(2019)의 방법론과 유사하다. 다만 본 논문에서는 2019년까지의 자료를 이용하여, 여러 출생세대를 대상으로 연령별 효과를 식별한다는 점에서 차이를 보인다. 또한 한요셉(2019)이 정년 연장 도입 직후의 변화에 초점을 맞춘 반면, 본 추정은 2019년에 55세가 되는 1964년 출생세대까지 확대하여 기업들이 정년 연장에 어느 정도 대응한 이후의 변화까지 포함한다는 차이점을 갖는다.

300인 이상 사업체에서 정년 연장의 고용효과가 유발되는 양상은 <표 4>와 같이 출생세대와 연령별로 정의될 수 있다. 기존 정년제 하에서 정년퇴직 시점이 각 정년연령에 이르는 월이라고 가정하면, 2016년 만 59세에 이르는 1957년 출생세대는 만 60세에 이

19) 표의 결과는 각 출생세대별로 매 시점 미취업과 상용, 임시, 일용직 근로자, 고용주, 자영업자 및 무급 가족 종사자들의 비중을 구하고, 이 비중의 월별 변화를 구한 뒤, 미취업자, 임시, 일용직 근로자, 고용주, 자영업자 및 무급 가족 종사자 비중의 변화를 상용근로자 비중의 변화에 회귀 분석한 결과이다. 표본은 각 연도별로 50~59세인 남성을 사용하였고, 회귀분석에는 월별 더미 변수와 연령 더미 변수를 통제하였다.

르는 생월까지 1년간 일자리를 유지하게 되므로 고용효과가 59세에서 발생한다. 한편 2019년에 55세가 되는 1964년 출생세대는 55세 정년이 폐지되는 효과를 55세에서 경험하게 된다. 이와 같이 300인 이상 사업체에서  $a$  연령 정년이 폐지됨에 따라 월령으로  $12*a+1$  개월째부터 추가로 일자리가 유지되는 근로자 규모를  $b_a$  라고 표기하면, 1957년 출생세대는 59세에  $b_{59}$ 만큼 추가로 일자리가 유지되고, 2016년에 58세가 되는 1958년 출생자는 58세에  $b_{58}$ 만큼, 59세에는 추가로  $b_{59}$ 만큼 고용이 유지되는 효과가 발생하기 때문에 기존 정년제하에서의 고용에 비해 59세에는 총  $b_{58} + b_{59}$  만큼 고용이 증가한다.<sup>20)</sup> 2016년에 55세가 되는 1961년 및 이후 출생자는 55세에  $b_{55}$ 의 효과, 56세에  $b_{55} + b_{56}$ 의 총 효과를 얻게 된다. 다만 개인들이 2019년까지만 관측되므로 1961년 출생자는 58세까지만 관측되고, 1962년 출생자는 57세까지만 관측된다.

아래 표에 근거하여 300인 이상 사업체의 정년 연장 효과 추정을 위한 출생세대와 연령의 집합을 아래 식 (4)와 같이 정의한다. 아래에서  $B_a$ 는 <표 4>에서  $a$ 세 정년 폐지에

<표 4> 2016~19년 기간 정년 연장의 고용효과 발생 양상(300인 이상 사업체)

출생 연도	55세	56세	57세	58세	59세
1964	$b_{55}$				
1963	$b_{55}$	$b_{55} + b_{56}$			
1962	$b_{55}$	$b_{55} + b_{56}$	$b_{55} + b_{56} + b_{57}$		
1961	$b_{55}$	$b_{55} + b_{56}$	$b_{55} + b_{56} + b_{57}$	$b_{55} + b_{56} + b_{57} + b_{58}$	
1960		$b_{56}$	$b_{56} + b_{57}$	$b_{56} + b_{57} + b_{58}$	$b_{56} + b_{57} + b_{58} + b_{59}$
1959			$b_{57}$	$b_{57} + b_{58}$	$b_{57} + b_{58} + b_{59}$
1958				$b_{58}$	$b_{58} + b_{59}$
1957					$b_{59}$

20) 여기서  $b_a$ 는 앞서 [그림 2]에서 정의한  $e_a$ 가 나타내는 고용효과에 상응하는 개념이며, 고용효과를 규모별로 추정하기 위해 다른 영문자로 표기하였을 뿐이다.

의한 효과  $b_a$ 가 발생하는 출생 코호트( $c$ ) 및 연령( $a$ )의 집합이다.

$$\begin{aligned}
 B_{55} &= \{(c,a)|c=1961, 55 \leq a \leq 58\} \cup \{(c,a)|c=1962, 55 \leq a \leq 57\} \\
 &\quad \cup \{(c,a)|c=1963, 55 \leq a \leq 56\} \cup \{(c,a)|c=1964, a=55\} \\
 B_{56} &= \{(c,a)|c=1960, 56 \leq a \leq 59\} \cup \{(c,a)|c=1961, 56 \leq a \leq 58\} \\
 &\quad \cup \{(c,a)|c=1962, 56 \leq a \leq 57\} \cup \{(c,a)|c=1963, a=56\} \\
 B_{57} &= \{(c,a)|c=1959, 57 \leq a \leq 59\} \cup \{(c,a)|c=1960, 57 \leq a \leq 59\} \\
 &\quad \cup \{(c,a)|c=1961, 57 \leq a \leq 58\} \cup \{(c,a)|c=1962, a=57\} \\
 B_{58} &= \{(c,a)|c=1958, 58 \leq a \leq 59\} \cup \{(c,a)|c=1959, 58 \leq a \leq 59\} \\
 &\quad \cup \{(c,a)|c=1960, 58 \leq a \leq 59\} \cup \{(c,a)|c=1961, a=58\} \\
 B_{59} &= \{(c,a)|1957 \leq c \leq 1960, a=59\}
 \end{aligned} \tag{4}$$

300인 이상 사업체의 정년 연장에 의한 연령별 효과  $b_{55} \sim b_{59}$ 들은 아래 식 (5)에서 집합  $B_a$ 에 대한 지표 함수의 계수로 추정된다.

$$y_{icat}^B = \sum_{n=55}^{59} b_n I((c,a) \in B_n) + X_{icat} \beta^B + \delta_c^B + \rho_t^B + \epsilon_{icat}^B \tag{5}$$

종속변수  $y_{icat}^B$ 는 출생연도가  $c$ 이고  $t$ 년도에  $a$ 연령에 달한 개인  $i$ 가 300인 이상 사업체에 취업하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수이며,  $I(\cdot)$ 은 0 또는 1 값을 갖는 지표함수,  $X_{icat}$ 는 출생연도가  $c$ 인 개인  $i$ 의  $t$ 년도 시점 학력 더미 및 연령의 4차 함수를 포함한 벡터,  $\delta_c^B$ 와  $\rho_t^B$ 는 각각 출생 코호트 고정 효과 및 년도/월별 효과이다. 추정에 사용된 자료는 2007~2019년 경제활동인구조사 원시자료이며, 표본에 포함된 대상은 1956년부터 1965년 기간에 출생한 남성이다. 300인 이상 사업체에서는 1957~64년 출생세대에 정년 연장 효과가 발생하므로, 표본에는 이와 같이 고용효과가 직접적으로 발생할 수 있는 출생세대에 추가하여 정년 연장 효과가 직접적으로 발생하지 않거나 아직 그 효과가 관측되지 않는 출생세대를 앞뒤로 한 세대씩 포함시켰다. 그 결과 2007~2019년 기간 동안 156개월에 걸쳐 총 990,050건의 표본이 구성되었다.

식 (5)의 추정 결과는 <표 5>와 같다. 표의 (1)열에서는 임시 및 일용 근로자를 모두 포함한 임금 근로자 취업 확률을 추정하였는데, 정년 연장의 결과로 57세 정년이 폐지되는 효과가 예외적으로 음의 추정값을 보이는 반면, 55세, 58세 및 59세 정년의 폐지 효

과는 통계적으로 유의한 양의 추정치를 보인다. 정년 연장은 상용 근로자에게 보다 직접적인 영향을 미칠 것으로 예상되는데, 상용 근로자 취업확률을 추정한 (3)열에 의하면 57세 정년 폐지의 추정계수가 계속 음수로 남아 있지만 그 크기는 감소하며 55세, 58세, 59세 정년 폐지의 효과는 통계적으로 유의한 양의 값을 보인다. 추정 결과에서 55세와 58세 이후의 효과가 크게 나타나는 양상은 앞서 <표 1>에서 정년 연령의 분포가 55세와 58세에 집중되어 있던 양상에 부합된다.

<표 5> 300인 이상 사업체의 연령별 정년 폐지 효과

300인 이상 사업체 취업확률	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
55세 폐지 효과( $b_{55}$ )	.018 (.001)+	.026 (.002)+	.017 (.001)+	.028 (.001)+
56세 폐지 효과( $b_{56}$ )	.000 (.001)	.003 (.002)*	.002 (.001)	.007 (.001)+
57세 폐지 효과( $b_{57}$ )	-.009 (.001)+	-.011 (.001)+	-.006 (.001)+	-.010 (.001)+
58세 폐지 효과( $b_{58}$ )	.007 (.001)+	.005 (.001)+	.006 (.001)+	.004 (.001)+
59세 폐지 효과( $b_{59}$ )	.009 (.001)+	.009 (.001)+	.011 (.001)+	.010 (.001)+
51~59세 연령더미× ( $t \geq 2014$ ) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.042	.042	.042	.042
관측치	990,050			

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*; 10% 수준에서 유의, \*\*; 5% 수준에서 유의, +; 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료



표의 (2)열과 (4)열에서는 51세부터 59세까지의 연령 더미와 2014년 이후 시기를 나타내는 더미 변수의 9개 교차항( $I(a=k)I(t \geq 2014)$ )을 추가로 통제한 결과를 보이고 있다 ( $k=51 \sim 59$ ). 이 교차항들을 통제하는 이유는 남재량(2018), 한요셉(2019) 등에서 기업들이 정년 연장에 대응하여 미리 근로자 규모를 줄여나가는 구조조정을 시행하고 있을 가능성이 제시되었기 때문이다. 그 결과 (2)열과 (4)열에서는 55세와 56세 정년 폐지의 고용효과는 크게 증가하는 반면 57세 이상의 정년 폐지 효과는 오히려 소폭 감소하고 있다. (2)열과 (4)열에서는 기업의 양적 조정 효과가 교차항들에 의해 통제되는 만큼 고용효과는 증가하였어야 하는데, 연령별로 일관된 양상을 보이지 않는 점은 본 추정을 위한 가정에 따른 한계로 보인다. 이에 대해서는 아래 다시 자세하게 논의한다.

한편 <표 5>의 고용효과 추정치들은 앞서 <표 2>에서 추정하였던 가상적 추정치에 비해 대체로 작은 것으로 나타났다. 가상적 추정치는 정년 퇴직자들의 재취업을 배제하였던 만큼 본 추정치가 가상적 추정치보다 작은 것은 정상이라고 할 수 있다.<sup>21)</sup> 다만 59세 효과가 <표 2>의 가상적 추정치를 상회하는 높은 수준으로 추정된 것은 예외적이며, 57세 정년 폐지의 효과가 음으로 추정된 것도 명확한 설명이 어렵다. 물론 기업의 양적 조정을 감안하면 불가능한 결과는 아니지만, 유독 57세에 기업의 양적 조정이 집중되어 있다고 보기는 어렵기 때문이다.

이러한 결과들은 정년퇴직 시점이 정년 연령에 이른 월이라는 가정 때문에 발생하였을 가능성이 높다. 실제 정년퇴직 시점이 분포를 가지는 만큼, 연령별 효과는 주변 연령과 섞여서 나타날 수 있기 때문이다. 이러한 문제를 완화하기 위해 <표 5-1>에서는 고용효과를 연령별로 구분하지 않고, 55~59세의 평균적 효과를 추정하였다. 즉, 식 (5)에서 정년 연장의 효과가 발생하는 출생세대와 연령의 집합을 모두 하나로 묶어 추정하였는데, 그 결과 55~59세에서 임금 근로자와 상용 근로자의 인구 비중이 평균적으로 1.6%p 증가한 것으로 추정되었고, 이는 <표 2>의 가상적 추정치 범위에 부합되는 것으로 보인다. 또한 51~59세 연령과 2014년 이후를 나타내는 변수의 교차항을 추가로 통제하면 고용증가 폭이 통계적으로 유의하게 약 .3%p 증가하는 것으로 추정되었다. 이러한 추정계수의 변화는 정년 연장의 대상이 되는 연령층에 대한 기업의 양적 조정을 반영하고 있는 것으로 해석된다.

21) 실제 정년 연장 이전인 2015년에 300인 이상 사업체에 취업하고 있는 56~60세 남성 임금 근로자 가운데 취업 시기가 1년 이내인 비중은 8.4%에 이르고 있고, 남성 상용직 근로자 가운데 취업 시기가 1년 이내인 비중도 4.6%에 이르고 있어 재취업 빈도가 이러한 차이를 유발하고 있을 가능성이 높다.

300인 미만 사업장의 고용효과도 유사한 방식으로 추정될 수 있다. 300인 미만 사업체에는 60세 정년이 2017년 도입되었기 때문에 2019년까지 효과가 발생하는 대상은 1958~1964년생이다. <표 6>에서는 300인 미만 사업체에서  $a$  연령 정년이 폐지됨에 따라  $a$  세에 일자리가 유지되는 근로자 규모를  $m_a$ 로 표기하고, 2019년까지 각 출생년도와 연령별로 고용효과를 보이고 있다.

<표 5-1> 300인 이상 사업체 정년 폐지의 평균 효과

300인 이상 사업체 취업확률	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
정년 폐지 평균 효과	.016 (.001)+	.019 (.001)+	.016 (.001)+	.020 (.001)+
51~59세 연령더미× ( $t \geq 2014$ ) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.042	.042	.042	.042
관측치	990,050			

주: 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*; 10% 수준에서 유의, \*\*; 5% 수준에서 유의, +; 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료: 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

<표 6> 2017~19년 기간 정년 연장의 고용효과 발생 양상(300인 미만 사업체)

출생 연도	55세	56세	57세	58세	59세
1964	$m_{55}$				
1963	$m_{55}$	$m_{55} + m_{56}$			
1962	$m_{55}$	$m_{55} + m_{56}$	$m_{55} + m_{56} + m_{57}$		
1961		$m_{56}$	$m_{56} + m_{57}$	$m_{56} + m_{57} + m_{58}$	
1960			$m_{57}$	$m_{57} + m_{58}$	$m_{57} + m_{58} + m_{59}$
1959				$m_{58}$	$m_{58} + m_{59}$
1958					$m_{59}$

위의 표에 근거하여 정년 연장 효과 추정을 위한 출생세대와 연령의 집합을 아래 식 (6)과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned}
 M_{55} &= \{(c, a) | c = 1962, 55 \leq a \leq 57\} \cup \{(c, a) | c = 1963, 55 \leq a \leq 56\} \\
 &\quad \cup \{(c, a) | c = 1964, a = 55\} \\
 M_{56} &= \{(c, a) | c = 1961, 56 \leq a \leq 58\} \cup \{(c, a) | c = 1962, 56 \leq a \leq 57\} \\
 &\quad \cup \{(c, a) | c = 1963, a = 56\} \\
 M_{57} &= \{(c, a) | c = 1960, 57 \leq a \leq 59\} \cup \{(c, a) | c = 1961, 57 \leq a \leq 58\} \\
 &\quad \cup \{(c, a) | c = 1962, a = 57\} \\
 M_{58} &= \{(c, a) | c = 1959, 58 \leq a \leq 59\} \cup \{(c, a) | c = 1960, 58 \leq a \leq 59\} \\
 &\quad \cup \{(c, a) | c = 1961, a = 58\} \\
 M_{59} &= \{(c, a) | 1958 \leq c \leq 1960, a = 59\}
 \end{aligned} \tag{6}$$

이와 같이 정의된  $M_a$ 를 활용하여 아래 식 (7)에서는 300인 미만 사업체에 임금 근로자로 취업하고 있을 확률 모형을 설정하였다. 추정에 사용된 설명변수들은 앞서 300인 이상 사업체를 대상으로 하였던 식 (5)와 동일하다.

$$y_{icat}^M = \sum_{n=55}^{59} m_n I((c, a) \in M_n) + X_{icat} \beta^M + \delta_c^M + \rho_t^M + \epsilon_{icat}^M \tag{7}$$

<표 7>의 추정 결과에 의하면 300인 미만 사업체에서는 55세 정년 폐지를 제외하고 고용이 증가한 것으로 나타나고 있다. 임시 및 일용 근로자를 포함한 임금 근로자 취업 확률을 분석한 (1)열의 경우 59세 폐지 효과가 3.1%p로 상당히 크게 나타나고 있으며, 56~58세에서도 통계적으로 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 상용 근로자 취업 확률을 분석한 (3)열의 경우 역시 55세 정년 폐지를 제외하고는 고용이 증가한 것으로 추정되며, 57세와 59세 효과가 각각 3.3%p와 2.5%p로 두드러진다. 표의 (2)열과 (4)열에서는 앞서와 마찬가지로 연령더미와 2014년 이후 더미변수의 교차항들을 추가로 통제하였는데, (2)열은 (1)열과 비교하여 오히려 추정계수가 감소하는 양상을 보인다. 이는 기업의 대응과는 반대되는 양상으로, 명확하게 설명하기는 어렵다. 다만 (4)열의 상용 근로자 고용에 있어서는 55세의 음수 효과도 사라질 뿐 아니라 다른 연령의 추정계수들도 증가하고 있어, 300인 미만 사업체에서도 상용직에 대해 양적 조정으로 대응하고 있을 가능성을 시사한다.

〈표 7〉 300인 미만 사업체의 60세 정년 도입 효과

300인 미만 사업체 취업확률	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
55세 폐지 효과( $m_{55}$ )	-.022 (.003)+	-.032 (.004)+	-.019 (.002)+	.001 (.003)
56세 폐지 효과( $m_{56}$ )	.011 (.003)+	-.006 (.003)*	.013 (.002)+	.028 (.003)+
57세 폐지 효과( $m_{57}$ )	.008 (.003)+	.008 (.003)**	.033 (.002)+	.044 (.003)+
58세 폐지 효과( $m_{58}$ )	.005 (.002)+	.006 (.003)**	-.002 (.002)	.003 (.003)
59세 폐지 효과( $m_{59}$ )	.031 (.002)+	.026 (.002)+	.026 (.002)+	.021 (.002)+
51~59세 연령더미× ( $t \geq 2014$ ) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.009	.010	.041	.041
관측치	990,050			

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*; 10% 수준에서 유의, \*\*; 5% 수준에서 유의, +; 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

다만 300인 미만 사업체에서도 55세와 58세 정년의 비중이 높았음에도, 55세 정년 폐지의 효과는 음(-)으로 추정되거나 효과가 없는 것으로 추정되고 있고, 오히려 56세의 효과가 두드러지는 양상은 예외적이다. 또한 58세보다도 59세의 효과가 두드러지는데, 이는 300인 이상 사업체에서의 결과와 유사하다. 이러한 양상도 정년퇴직 시점에 대한 가정에 따른 결과일 수 있으므로, 앞서와 같이 이 가정에 덜 영향 받는 평균 효과를 비교해 볼 수 있다. <표 7-1>에서는 <표 5-1>과 유사하게 연령별 폐지 효과 대신 전체 평균 효과를 추정한 결과를 보이고 있는데 300인 미만 사업체의 55~59세 근로자에 대한 평균적 효과는 .4~.5%p 수준으로 상당히 작게 추정되었으며, 이는 <표 2>의 가상적 추정치 범위를 벗어나지 않는 수준이다. 한편 51~59세 연령 및 2014년 이후 더미의 교차항을 추가하였을 때 임금 근로자의 경우에는 추정계수에 유의미한 변화가 없지만, 상용 근로

<표 7-1> 300인 미만 사업체 정년 폐지의 평균 효과

300인 미만 사업체 취업확률	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
정년 폐지 평균 효과	.005 (.002)+	.004 (.002)**	.004 (.002)+	.010 (.002)+
51~59세 연령더미× ( $t \geq 2014$ ) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.009	.010	.041	.041
관측치	990,050			

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.  
 \*, 10% 수준에서 유의, \*\*, 5% 수준에서 유의, +, 1% 수준에서 유의함을 의미.  
 자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

자에서는 통계적으로 유의하게 추정계수가 증가한다. 이는 기업의 양적 조정이 상용 근로자에 집중되어 있음을 시사한다.

<표 5>와 <표 7>에서 추정된 사업체 규모별 고용효과는, 전체 임금 근로자의 고용에 미치는 효과를 과대추정(overstate)할 가능성이 높다. 왜냐하면 사업체 규모별 추정 결과는 기존의 정년 퇴직자가 다른 규모의 사업체에 재취업하는 만큼 정년 연장의 고용효과를 과대 추정하기 때문이다. 따라서 전체 임금 근로자에 대한 고용효과는 각 규모별 효과의 합보다 작을 것이다. 또한 경제활동인구조사에서 각 개인이 응답한 사업체 규모에 응답 오류가 있다면 규모별 추정에는 편이가 유발될 수 있지만, 전체 임금 근로자에 대한 고용효과는 이러한 응답오류에 영향을 받지 않는다.

아래에서는 300인 이상 사업체와 미만 사업체를 구분하지 않고 전체 임금 근로자의 고용효과를 추정한 결과를 제시한다. 추정식은 식 (8)과 같은데, 여기에는 300인 이상 사업체 부문의 정년 연장 효과를 추정할 때 사용한 지표함수만을 포함한다. 왜냐하면 앞서 식 (4)와 (6)에서  $M_a$ 은 모든  $a$ 에서  $B_a$ 의 부분집합이기 때문이다.<sup>22)</sup>

22) 추정식에  $I((c, a) \in B_n)$ 과  $I((c, a) \in M_n)$ 을 모두 포함시킬 경우, 전자는 2016년 300인 이상 사업체의 1957~61년 출생세대 고용에 발생하는 효과를 추정하고, 후자는 2017년 이후 전체 사업체의 1958~64년 출생세대 고용에 미치는 효과를 추정하게 된다. 이 경우 전자는 2016년에 국

〈표 8〉 전 사업체 임금 근로자 고용에 대한 효과

전체 사업체	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
55세 폐지 효과( $f_{55}$ )	-.005 (.003)*	-.007 (.003)**	-.005 (.002)**	.025 (.003)+
56세 폐지 효과( $f_{56}$ )	.011 (.003)+	-.005 (.003)	.015 (.002)+	.031 (.003)+
57세 폐지 효과( $f_{57}$ )	-.009 (.002)+	-.010 (.003)+	.008 (.003)+	.014 (.003)+
58세 폐지 효과( $f_{58}$ )	.022 (.002)+	.024 (.003)**	.015 (.002)+	.023 (.002)+
59세 폐지 효과( $f_{59}$ )	.030 (.002)+	.025 (.002)+	.027 (.002)+	.018 (.002)+
51~59세 연령더미× ( $t \geq 2014$ ) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.033	.034	.084	.084
관측치	990,050			

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*; 10% 수준에서 유의, \*\*; 5% 수준에서 유의, +; 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

$$y_{icat}^A = \sum_{n=55}^{59} f_n I((c,a) \in B_n) + X_{icat} \beta^A + \delta_c^A + \rho_t^A + \epsilon_{icat}^A \quad (8)$$

위 식에서  $f_a$ 는 모든 사업체의 정년 연장 효과를 모두 포함한 효과를 반영한다. 전체 임금 근로자에 대한 고용효과는 <표 8>에서 보이고 있는데, 임시 및 일용 근로자를 포함한 임금 근로자 전체에 대해 추정된 (1)열에 의하면 55세와 57세 폐지는 1%p 미만의 음의 효과를 갖는 것으로 나타나며 56세, 58세 및 59세 정년 폐지는 고용을 1~3%p 증가시키는 것으로 추정되었다. 상용직으로 제한한 (3)열에서는 55세를 제외한 모든 연령의 정년 폐지 효과가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다. (1)열과 (3)열 모두에서 58~59세의

한된 효과이므로 300인 이상 사업체의 효과를 독립적으로 나타내는 것이 아니라, 300인 이상 사업체들이 아직 정년 연장에 충분히 대응하지 못한 시점에서의 효과를 추정하게 된다. 반면 전자만 포함시킬 경우 추정계수는 2016년 300인 이상 사업체의 효과를 포함하여 2019년까지의 평균적인 효과를 나타낸다. 본 논문은 이 평균적인 효과에 초점을 맞추고 있으므로 전자만을 포함한 추정 결과를 제시한다.

효과가 큰 편인데, 기존 정년제하에서 높은 연령에서 퇴직할수록 임금 근로자로 재취업 하기가 어려웠음을 반영하는 것으로 판단된다.

51~59세의 연령과 2013년 이후 더미의 교차항을 추가로 통제한 (2)열과 (4)열의 경우 임금 근로자로 취업하고 있을 확률 모형인 (2)열은 (1)열과 비교하여 오히려 추정계수가 감소하는 양상을 보인다. 이는 300인 미만 사업체에 대한 분석에서도 발생하였던 양상으로 기업의 양적 조정과는 반대되기 때문에 명확하게 설명하기는 어렵지만, 임시 및 일용직의 비중이 높아 발생하는 예외적인 사례일 가능성이 높다. 상용근로자의 경우에는 앞서와 마찬가지로 (4)열의 추정계수가 더 크다.

상용 근로자를 기준으로 할 때 위에 추정된 연령별 고용효과는 <표 2>의 가상적 추정치에 비해 55세와 58세에서 상당히 작고, 56세와 59세에서는 예외적으로 크게 나타났다. 다만 앞서와 같이 정년퇴직 시점에 대한 가정으로 인해 각 연령의 효과가 주변 연령의 효과와 혼재될 수 있으므로 여기서도 연령별로 구분하지 않는 평균 효과를 추정하여 비교한다. <표 8-1>에 의하면 평균적인 고용효과는 2.2%p 수준인 것으로 추정되어 <표 2>의 범위에 부합되는 것으로 평가된다. 한편 (4)열의 추정계수가 (3)열에 비해 큰 것은 기업의 양적 조정이 임시 및 일용보다는 상용 근로자에 집중되어 있을 가능성을 반영하고 있다고 판단된다. 즉, 정년 연장이 각 정년 연령에 도달한 상용 근로자들의 고용은 증가시켰지만, 동시에 기업들의 양적 조정도 유발하였다고 판단된다.

한편, 정년 연장은 비단 임금 근로자뿐 아니라 비임금 근로자의 고용도 변화시킨다.

<표 8-1> 전 사업체 임금 근로자에 대한 정년 폐지의 평균 효과

전체 사업체	임금 근로자		상용 근로자	
	(1)	(2)	(3)	(4)
정년 폐지 평균 효과	.022 (.002)+	.025 (.002)+	.022 (.002)+	.041 (.002)+
51~59세 연령더미× (t ≥ 2014) 통제	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R <sup>2</sup>	.033	.033	.083	.083
관측치	990,050			

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*, 10% 수준에서 유의, \*\*, 5% 수준에서 유의, +, 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

예를 들어 정년 연장으로 인해 55~59세 연령의 임금 근로자 일자리가 유지될수록, 정년 퇴직을 하고 자영업을 시작하는 빈도는 감소할 수 있기 때문에 비임금 근로자 고용은 감소할 수도 있다. 따라서 정년 연장이 경제에 미치는 고용효과는 비임금 근로자의 고용까지 포함하여야 한다. 비임금 근로자까지 포함하여 전체 취업자 규모에 미친 효과를 추정 한 결과는 <표 9>와 같다. 표에 의하면 전체 취업자 규모 효과는 임금 근로자 고용효과에 비해 대체로 작게 추정된다. 다만 55세 정년 폐지의 효과가 임금 근로자 취업확률과 달리 전체 취업확률은 2.1%p 증가시키는 것으로 나타났고, 56세 정년 폐지의 효과는 전체 취업확률을 소폭 감소시키는 것으로 나타났다. 58세와 59세 정년 폐지의 효과는 임금 근로자 취업확률에 대한 효과에 비해 낮은 수준인 1.5%p와 2.6%p로 추정되었다.

전체 취업자 규모와 임금 근로자 고용효과의 차이는 비임금 근로자의 변화를 반영한다. 58~59세 정년 폐지에 따라 임금 근로자 고용이 증가하지만, 자영업자와 고용주 등 비임금 근로자의 취업은 다소 감소하여 전체 취업자 증가 효과는 임금 근로자 고용효과

<표 9> 전체 취업자 및 비임금 근로자 고용에 대한 효과

취업확률	전체 취업	비임금 근로자	
		고용주	자영 및 무급가족종사자
55세 폐지 효과	.021 (.002)***	.014 (.001)***	.013 (.002)***
56세 폐지 효과	-.006 (.002)***	-.012 (.001)***	-.004 (.002)**
57세 폐지 효과	-.001 (.002)	.000 (.001)	.008 (.002)***
58세 폐지 효과	.015 (.002)***	.006 (.001)***	-.013 (.002)***
59세 폐지 효과	.026 (.002)***	-.007 (.001)***	.003 (.002)
Adjusted-R <sup>2</sup>	.034	.009	.024
관측치	990,050		

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.

\*, 10% 수준에서 유의, \*\*, 5% 수준에서 유의, \*\*\*, 1% 수준에서 유의함을 의미.

자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료



<표 10> 1년 내 실직한 미취업자 규모에 대한 효과

1년 내 실직한 미취업자 비중	전체 사유	정년퇴직/연로	
		정년퇴직/연로	명예퇴직/해고
55세 폐지 총 효과	-0.020 (.001)***	-0.007 (.000)***	.001 (.000)
56세 폐지 총 효과	-0.001 (.001)	-0.008 (.000)***	.002 (.000)***
57세 폐지 총 효과	-0.006 (.001)***	-0.008 (.000)***	.002 (.000)***
58세 폐지 총 효과	-0.012 (.001)***	-0.015 (.000)***	.004 (.000)***
59세 폐지 총 효과	-0.017 (.001)***	-0.008 (.000)***	-0.002 (.000)***
Adjusted-R <sup>2</sup>	.011	.018	.003
관측치	990,050		

주 : 개인의 학력, 연령의 4차 함수, 연도 및 월별 더미, 출생 코호트 더미가 통제되었음.  
 \*, 10% 수준에서 유의, \*\*, 5% 수준에서 유의, \*\*\*, 1% 수준에서 유의함을 의미.  
 자료 : 경제활동인구조사 2007~2019년 원시자료

보다 작다. 그러나 55세의 경우 비임금 근로자의 증가가 전체 취업자 증가를 유발하고, 56세의 경우에는 비임금 근로자 고용 감소가 전체 취업자를 감소시키는 결과를 초래하였다. 55세 정년 폐지가 임금 근로자 고용은 감소시키고 비임금 근로자 고용은 증가시켜 전체 취업자를 증가시키는 효과는 한요셉(2019)과도 유사하지만, 이를 정년 연장의 효과로 단정하여 설명하기는 어렵다. 본 분석에서 통제하지 못한 요인의 효과일 수도 있고, 55세 효과가 상대적으로 젊은 세대에서 추정되기 때문일 수도 있지만, 무엇보다도 정년 퇴직 시점이 본 분석의 가정과는 달리 분포를 갖기 때문에 연령별 효과가 혼재되는 문제일 가능성이 높다고 보인다.

한편, 취업과 미취업은 동전의 양면과 같으므로 정년 연장으로 인한 고용효과를 미취업자의 변화를 통해서도 가늠할 수 있다. 기존의 정년제하에서 정년 퇴직자의 일부는 재취업하지 못하고 미취업자로 남았을 것인데, 정년이 연장되어 일자리를 유지하면 그러한 미취업자가 감소하였을 것이기 때문이다. <표 10>은 지난 1년 내에 실직한 미취업자인 경우 1의 값을 갖고, 그렇지 않은 모든 개인에 대해 0의 값을 갖는 종속변수를 설정하여 앞서와 같이 추정한 결과이다. 표에 의하면 정년 연장은 모든 정년 연령에서 1년 내 실

직하여 미취업자로 있는 인구의 비중을 감소시킨 것으로 나타났으며, 55세 정년 폐지 효과는 2.0%p, 58세와 59세 정년 폐지 효과는 각각 1.2%p와 1.7%p로 추정되었다.

실직 사유가 정년퇴직 또는 고령인 경우에만 1을 부여한 종속변수로 추정한 결과 모든 정년 연령의 폐지가 통계적으로 유의하게 정년퇴직 또는 고령으로 퇴직하여 미취업 상태인 인구의 비중을 감소시킨 것으로 나타났다. 특히 58세 정년 폐지의 효과가 상대적으로 두드러지는데, 이는 58세에 정년 연령이 집중되어 있었다는 점과, 늦은 연령에 퇴직할수록 재취업이 어렵다는 점을 반영한 결과라고 해석된다.<sup>23)</sup> 또 하나 주목할 만한 결과는 명예퇴직과 해고가 증가하였다는 점이다. 실직 사유가 명예퇴직 또는 해고인 경우에만 1의 값을 부여한 종속변수로 추정한 마지막 열에 의하면 그 사유로 1년 내에 실직한 미취업자의 인구 비중이 정년 연장으로 인해 증가한 양상을 보이고 있다. 이는 남재량(2018) 및 한요셉(2019)의 해석과 유사하게 기업들이 정년 연장에 양적 조정으로 대응하고 있다고 해석될 수 있다. 이러한 양적 조정은 본 논문에서 추정된 중기 고용효과가 한요셉(2019)의 단기 효과에 비해 작다는 차이점을 설명할 수 있는 중요한 요인이라고 할 수 있다.

이상의 추정 결과에 기초하여 정년 연장에 따른 고용효과를 종합한 결과는 <표 11>과 같다. 표의 수치는 각 연령별 정년 폐지효과에 따른 효과를 누적하여 합한 것으로 상용 근로자의 경우 <표 8>의 (3)열 추정치의 합( $= \sum_{j=1}^k f_{54+j}$ )과 같다. 이 누적 효과는 기존 정년제하에서 60세 직전까지 임금 근로자로 남아 있는 인구 비중과 60세 미만 정년이 모두 폐지된 이후 60세 직전까지 임금 근로자로 남아 있는 인구 비중의 차이를 의미한다. 전체 취업자 증가 효과는 <표 9>의 추정계수를 누적 합산한 것이고, 미취업자 변화에 기준한 결과는 <표 10>의 추정계수를 누적 합산한 결과이다. 상용 근로자 비중 변화는 55세 효과가 음수로 추정됨에 따라 55세와 56세 효과는 전체 취업자 효과에 비해 작지만, 57세 이상에서는 더 크게 나타나고 있다. 정년퇴직 시점의 분포로 인해 각 연령별 효과가 주변 연령의 효과와 섞이는 문제가 상대적으로 덜 심각한 누적효과(59세 효과)를 비

23) 원론적으로는 <표 9>와 <표 10>의 첫 열 결과는 부호만 반대일 뿐 동일하여야 한다. 두 표에서 55세 정년 폐지 효과는 거의 동일하지만, 56세와 57세 정년 폐지 효과는 <표 10>의 결과가 더 크며, 58세와 59세 정년 폐지 효과는 <표 10>의 결과가 다소 작게 나타난다. 이러한 차이를 발생시키는 요인으로 정년퇴직 시점의 분포를 고려할 수 있는데, 1년 내 실직자의 경우에는 퇴직 시점이 확인되므로 정년퇴직 시점의 분포에 영향받지 않지만, <표 9>의 추정은 그 분포에 더 영향을 받는다.

<표 11> 정년 연장의 남성 연령별 취업자 비중 증가 효과

	55세	56세	57세	58세	59세
상용 근로자 <sup>1)</sup>	-.005	.010	.018	.033	.060
전체 취업자 <sup>2)</sup>	.021	.015	.014	.029	.055
미취업자 변화 기준 <sup>3)</sup>	.020	.021	.027	.039	.056

주: 1) <표 8>의 (3)열에 기초한 누적 효과임.  
 2) <표 9>의 전체 취업자 추정결과에 기초한 누적 효과임.  
 3) <표 10>의 전체 사유 추정결과에 기초한 누적 효과임.

교하면 상용 근로자는 6.0%p, 비임금 근로를 포함한 전체 취업자는 5.5%p로 나타난다. 이 .5%p의 차이는 비임금 근로자로의 재취업 감소에 의한 상쇄효과를 나타낸다. 한편 미취업자를 기준으로 추정된 누적효과는 취업자를 기준으로 추정한 누적효과와 매우 유사한 5.6%p를 보이고 있어, 두 방식의 추정 결과 간에 일관성이 존재하는 것으로 판단된다.

<표 11>의 추정치는 <표 2>의 가상적 추정치의 절반에도 못 미치는 수준이며, 한요셉(2019)에서 추정된 고용효과에 비해서도 유의하게 낮은 수준이다.<sup>24)</sup> 즉, 정년 연장에 따른 55~59세 연령층의 임금 근로자 고용 증대 효과는 도입 초기에 비해 하락하였다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 이 효과는 작다고 할 수 없다. 정년 연장 도입 이전인 2015년 59세 남성 가운데 상용 근로자 비중이 70.4%, 취업자 비중이 79.5%이었던 점을 감안하면, 위 결과는 다른 조건이 일정하다면 정년 연장의 결과 59세 남성 가운데 상용 근로자 비중이 76.4%로, 취업자 비중이 85.0%로까지 상승할 것이라는 의미로 해석될 수도 있기 때문이다.

24) <표 2>의 상용 근로자 기준 누적 효과는 12.04%p에 달한다.

#### IV. 요약 및 시사점

본 논문은 2016~2017년에 정년이 60세 이상으로 연장된 이후 2016~2019년 기간 동안 55~59세 남성의 고용 변화를 추정하였다. 추정 결과에 의하면 정년 연장에 따른 고용증가 효과는 정년 연장 도입 초기를 분석한 한요셉(2019)의 추정 효과에 하락하였지만, 아직도 작지 않은 수준에 남아 있는 것으로 평가된다. 물론 본 추정 결과는 정년퇴직 시점 등 일부 제약적인 가정에 의존하고 있기 때문에 추정계수에 편이가 존재할 가능성도 배제할 수는 없다. 다만 이러한 편이로부터 상대적으로 자유로운 평균 효과나 누적 효과 등에 기초하여도 55~59세 고용은 유의하게 증가한 것으로 평가된다. 이러한 고용증가를 정년 연장의 취지와 부합되는 긍정적인 결과로 해석할 수도 있으나, 한편으로는 청년층 일자리가 잠식되고 있을 우려도 간과할 수는 없다.

본 논문의 결과와 같은 고용효과가 앞으로도 계속 지속될 것인지, 또한 이러한 고용효과가 지속되는 것이 경제적으로 효율적인지에 관한 판단은 향후 노동시장에서 임금이 충분히 유연하게 조정될 수 있을 것인지에 달려 있다. 이미 논의된 바와 같이, 임금이 조정되지 못하면 기업은 지속적으로 양적 조정을 해 나갈 것이며, 그 결과 전체 고용이 오히려 감소하는 새로운 균제상태(steady state)에 도달하게 될 것이다. 얼마나 빨리 새로운 균제상태에 도달할 것인지는 양적 조정에 수반되는 비용에 달려있지만, 새로운 균제상태에 도달하기까지의 기간 동안 고연령층 고용은 정년 연장 이전에 비해 높은 수준을 유지할 가능성이 높은 반면 청년층 일자리는 그만큼 잠식될 우려가 높다. 새로운 균제상태에서는 고연령층과 청년층 고용이 모두 하락할 가능성이 높기 때문에 청년층 일자리 잠식은 일시적 조정과정에 그치는 것이 아니라 항구적인(permanent) 문제로 남을 수 있다.

반면 임금이 충분히 하향 조정되어 정년이 연장된 근로자들을 모두 수용할 수 있을 정도로 노동수요가 확대될 수 있다면, 청년층 일자리를 잠식하지 않고도 고연령층 고용이 증가하는 순효과가 유발될 수 있다. 이러한 임금 조정의 유연성이 얼마나 중요한가는 간단한 계산을 통해서도 가늠할 수 있다. 본 논문에서는 청년층 고용을 다루지는 않았지만, 한요셉(2019)의 추정치와 본 논문의 상용 근로자 증가 효과를 토대로 하면 매년 10,000~12,000개의 청년층 일자리가 잠식될 수 있다는 추론도 가능하다.<sup>25)</sup> 최근 노동시

장에 신규로 진입하는 세대의 남성 인구가 30만여 명 수준인 점을 감안하면, 이는 청년층 남성 신규진입 세대의 일자리를 최대 3%까지 잠식하는 규모로서 그간 상당히 심각한 시장 압박 요인이 되었을 것임을 가늠할 수 있다. 임금이 충분히 조정될 수 있다면 이렇게 큰 규모의 청년층 일자리 잠식 효과 없이도 고연령층 고용이 증가할 수 있었을 것이라는 점에서, 임금 조정의 유연성이 그만큼 중요함을 인지할 수 있다. 결과적으로 비록 정년 연장 도입 단계에서는 임금 조정에 대한 논의가 충분히 진행되지 못하였지만, 지금 부터라도 충분한 임금 조정이 이루어질 수 있어야 할 것으로 판단된다.

## 참고 문헌

- 김대일. 「고령화와 노동시장의 변화」. 장지연 외. 『고령화시대 노동시장과 고용정책(II)』. 연구보고서 2004-07. 서울 : 한국노동연구원, 2004.
- 김대일. 「근로자 저축유인과 정년 연장의 경제적 효과」. 『노동경제논집』 33권 3호 (2010. 12.) : 1-23.
- 김대일. 「청년 고용대책 : 정년 연장과 관련된 논의를 중심으로」. 유경준 편저. 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환(1)』. pp. 387-424. 서울 : 한국개발연구원, 2011.
- 김준영. 「고연령층 고용변동이 청년층 고용에 미치는 효과 : 사업체 패널자료를 이용한 분석」. 『노동경제논집』 34권 1호 (2011. 4.) : 71-101.
- 남재량. 『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』. 연구보고서 2018-02, 서울 : 한국노동연구원, 2018.
- 안주엽. 『세대간 고용대체 가능성 연구』. 연구보고서 2011-03. 서울 : 한국노동연구원, 2011.
- 한요셉. 『60세 정년 의무화의 영향 : 청년 고용에 미치는 영향을 중심으로』. 정책연구 시리즈 2019-13. 서울 : 한국개발연구원, 2019.

---

25) 한요셉(2019)은 사업체 차원에서 정년 연장으로 인한 고연령층 임금 근로자 1인 증가는 15~29세 청년층 고용을 .20~.25명을 대체한다는 추정 결과를 제시하고 있다. 다만 이 결과도 정년 연장 도입 초기의 효과이므로 향후 추가적인 분석이 필요하다.

- Altonji, Joseph. G., Lisa B. Kahn, and Jamin D. Speer. "Cashier or Consultant? Entry Labor Market Conditions, Field of Study, and Career Success." *Journal of Labor Economics* 34 (S1) (January 2016) : S361-S401.
- Han, Joseph. "Long-term Effects of Labour Market Entry Conditions : The Case of Korea." *Global Economic Review* 47 (4) (August 2018) : 434-463.
- Gruber, Jonathan, and David A. Wise. *Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation*. Chicago : University of Chicago Press, 2004.
- Kahn, Lisa B. "The Long-term Labor Market Consequences of Graduating from College in a Bad Economy." *Labour Economics* 17 (2) (April 2010) : 303-316.
- Kondo, Ayako. "Effects of Increased Elderly Employment on Other Workers' Employment and Elderly's Earnings in Japan." *IZA Journal of Labor Policy* 5 (2) (January 2016) : 1-23.
- Lazear, Edward P. "Why is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy* 87 (6) (December 1979) : 1261-1284
- Oreopoulos, Philip, Till Von Wachter, and Andrew Heisz. "The Short-and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession." *American Economic Journal: Applied Economics* 4 (1) (January 2012) : 1-29.
- Staubli, Stefan, and Josef Zweimuller, "Does Raising the Elderly Retirement Age Increase Employment of Older Workers?" *Journal of Public Economics* 108 (December 2013) : 17-32.

---

abstract

---

## Employment Effects of Delayed Mandatory Retirement

**Dae Il Kim**

This paper estimates the employment effects among 55~59 years old men of delayed mandatory retirement act between 2016 and 2019. Although the positive employment effects appear to have declined during the period, they have remained non-trivial and may have encroached youth employment. The results suggest that wages should be flexibly adjusted in the market so that labor demand can sufficiently expand to accommodate the increased labor supply among the old without hurting the young.

Keywords : delayed mandatory retirement, employment effects by age, wage flexibility