Journal of Korean Economic Studies
2026, Vol.44, No.3, 105~130
https://doi.org/10.46665/jkes.2026.9.44.3.105

정년 60세 의무화 시행 전후 연령집단별 정규직 취업 전환: 한국노동패널조사(KLIPS) 남성 미취업자를 중심으로*

박건현** · 심승규*** · 홍지훈****

본 연구는 2016년 정년 60세 의무화 시행 전후 미취업자의 정규직 취업 전환이 연령집단별로 어떻게 변화하였는지를 분석한다. 한국노동패널조사 직업력 자료를 활용하여 2015년과 2017년 30~59세 남성 미취업자의 월별 고용 상태를 재구성하고, 3 · 6 · 9개월 이내 정규직 취업 전환 여부를 로짓모형으로 추정하였다. 분석 결과, 중 · 고령층의 상대적 개선은 이들의 전환확률이 크게 상승했다기보다 30~44세 기준집단의 전환확률이 하락한 데서 주로 비롯되었다. 본 연구는 기존의 사업체 단위 연구와 달리 개인 수준 자료를 통해 미취업자의 정규직 진입 가능성을 직접 분석하였다는 측면에서 차별성을 지닌다.

핵심주제어: 정년 60세 의무화, 정규직 취업 전환, 한국노동패널조사(KLIPS), 연령집단, 교차항 모형, 평균한계효과
경제학문헌목록 주제분류: J14, J21, J26

Ⅰ. 서론

한국은 OECD 회원국 가운데 매우 빠른 속도로 인구 고령화를 경험하고 있다(OECD, 2018). 생산가능인구가 감소하고 고령 인구 비중이 높아지면서, 고령층의 노동시장 참여와 고용 유지는 노동시장 안정성뿐 아니라 거시경제의 지속가능

---

* 본 연구는 제1저자의 부산대학교 석사학위논문의 내용을 수정 및 보완한 것임.

** 제1저자, 부산대학교 경제학부 박사과정, 전화: (051) 510-1658, E-mail: gunhyun3444@pusan.ac.kr
*** 공동저자, 아오야마 가쿠인 대학교 국제정치경제학부 교수, E-mail: ssg556@gmail.com
**** 교신저자, 부산대학교 경제학부 교수, 전화: (051) 510-2560, E-mail: gh9x@pusan.ac.kr
논문투고일: 2026. 8. 3 논문수정일: 2026. 9. 10 게재확정일: 2026. 9. 14

성과도 밀접하게 연결된 정책 과제로 논의되어 왔다. 이러한 배경에서 정부는 2013년 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」을 개정하여 사업장의 정년을 60세 이상으로 정하도록 의무화하였다. 이 규정은 2016년 상시근로자 300인 이상 사업장과 공공기관에 먼저 적용되었고, 2017년부터 300인 미만 사업장과 국가 및 지방자치단체까지 확대 적용되었다. 한편, 정년과 국민연금 수급 개시 연령 사이에는 여전히 소득 공백이 존재하며, 이에 따라 정년을 추가로 연장하는 방안에 관한 논의도 지속되고 있다. 따라서 정년 60세 의무화의 시행 전후 중·고령층의 고용이 어떻게 변화하였으며, 이러한 변화가 다른 연령층과 비교하여 어떠한 양상으로 나타났는지를 경험적으로 확인하는 것은 향후 고령자 고용정책 설계에 중요한 기초 자료를 제공할 수 있다.

정년 연장의 고용효과는 이론적으로 단일한 방향으로 예측되지 않는다. 정년 연장은 기존 고령 근로자의 재직 기간을 연장하여 이들의 고용 유지와 노동시장 잔류를 촉진할 수 있다. 다른 한편으로 기존 근로자의 재직 기간이 길어지면 기업의 인건비 부담이 커지고 신규 채용 여력이 축소되어, 다른 연령층의 취업 기회가 상대적으로 위축되는 세대 간 대체효과가 나타날 가능성도 있다(Lazear, 1979; 1981). 이러한 기업의 고용 조정은 기존 근로자의 고용 유지뿐 아니라 신규 정규직 취업 전환에도 영향을 미칠 수 있다. 한편, 정년 연장을 계기로 기업의 고령 인력 활용 방식과 연령별 인력운용 전략이 변화한다면 고령 구직자에 대한 채용 유인이 확대될 가능성이 있다. 반면 연공적 임금체계가 유지되는 상황에서 정년 연장에 따른 인건비 부담이 커질 경우 기업이 고령층을 포함한 신규 채용을 축소할 수도 있다. 또한 고령층과 다른 연령층이 수행하는 직무가 상호 보완적이라면 연령집단 간 대체효과는 크지 않을 수 있다. 따라서 정년 연장이 연령집단별 정규직 취업 전환에 미치는 순효과의 방향과 크기는 이론적으로 명확하지 않으며, 기업의 임금체계와 인력구조 등 제도적·노동시장적 여건에 따라 달라질 수 있다. 이에 본 연구는 정년연장 이후 연령집단별 정규직 취업 전환의 변화를 실증적으로 검토한다.

정년 60세 의무화 제도의 효과를 분석한 국내 연구로는 제도의 시행이 기업의 인건비 부담(최강식 외, 2013), 임금체계 및 퇴직급여 조정(임두빈·전용일, 2014) 등 노동수요 측면의 영향을 분석한 연구가 일부 존재한다. 그러나 대부분의 국내 관련 연구는 정년 60세 의무화가 고용에 미치는 영향의 추정에 집중되어 있다(남재량, 2018; 한요셉, 2019). 특히 사업체 단위 자료를 활용하여 제도 변화가 사업체의 고용 규모와 연령 구성에 미친 영향을 분석한 연구들이 이루어

져 왔으며(정희진 · 강창희, 2022; 최형재, 2024), 정년 60세 의무화와 청년층 고용의 관계를 다룬 연구도 다수 존재한다(한요셉, 2019; 김대일, 2023; 송헌재 · 전병힐 · 조하영, 2024). 이상의 연구는 정년 연장이 사업체 수준의 고용 규모와 인력 구성에 미친 영향을 규명하는 데 기여하였다. 한편, 경제활동인구조사와 같은 개인 수준 자료를 이용한 기존 연구들(한요셉, 2019; 김대일, 2023)의 경우 주로 정년 연장에 따른 특정 연령집단의 고용 수준의 변화에 초점을 맞추어 왔다. 따라서 미취업 상태에 있는 개인이 실제로 새로운 일자리에 진입하는 과정, 특히 정규직으로 이동하는 취업 전환 경로를 직접적으로 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다.

본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)의 직업력 자료를 이용하여 개인의 고용상태를 월 단위로 재구성하고, 정년 60세 의무화의 전면 시행 전후 중 · 고령층과 기준 연령층의 정규직 취업 전환 변화를 비교한다. 종속변수는 기준 시점에 미취업 상태에 있던 개인이 일정 기간 내에 정규직 일자리로 이동하였는지를 나타내는 취업 전환 여부이다. 본 연구는 정년 연장의 고용효과가 나타날 수 있는 여러 경로 가운데 미취업 상태에서 정규직 일자리로 이동하는 취업 진입 경로에 초점을 맞추어, 중 · 고령층의 정규직 취업 전환이 정책 시행 전후 어떻게 변화하였는지를 개인 수준에서 관측하고자 한다. 분석 대상은 30~59세 남성으로 한정하였으며,[1] 30~44세를 기준집단으로 설정하고, 45~49세, 50~54세, 55~59세 연령집단과 정책 시행 전후의 교차항을 포함한 모형을 로지스틱 회귀로 추정한다. 구체적으로 제도가 전면 시행된 2017년과 시행 이전인 2015년 자료를 통합하여 연령집단 간 상대적 변화를 추정한다. 2015년은 2013년 법 개정 이후 시점이므로, 2016~2017년의 단계적 시행에 앞서 기업이 사전적으로 대응하였을 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 이에 본 연구는 정책 시행 이전 연도 조합을 이용한 사전 변화 점검과 여러 연도 조합을 이용한 강건성 분석을 통해 결과의 안정성을 함께 확인한다. 또한 로지스틱 회귀모형의 교차항 계수만으로는 확률변화의 크기를 직접 해석하기 어렵다는 점을 고려하여 평균 한계효과와 정책 전후 예측확률을 함께 제시한다.

본 연구는 정년 연장의 고용효과가 나타날 수 있는 여러 경로 가운데 미취업 상태에서 정규직 일자리로 이동하는 취업 진입 경로에 초점을 맞춘다. 특히 개인 수준의 직업력 자료를 이용하여 정책 시행 전후 중 · 고령층의 정규직 취업 전환

1) 60세 이상의 경우 미취업 상태에서 정규직으로 전환한 사례가 매우 적어 안정적인 계수 추정이 어려워 분석에서 제외하였다.

이 다른 연령층과 비교하여 어떠한 변화 양상을 보였는지를 분석한다. 이러한 분석을 통해 사업체 단위의 고용량이나 재직자 중심 분석을 보완하고, 그간 관련 문헌에서 다루지 않았던 정년 연장 이후 미취업자의 노동시장 진입이라는 측면에서 추가적인 실증근거를 제공하고자 한다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 정년 연장의 고용효과에 관한 선행 연구를 검토한다. 제Ⅲ절에서는 분석에 사용한 자료와 변수, 분석모형을 설명한다. 제Ⅳ절에서는 추정 결과를 주요 분석, 정책 시행 이전 연도 조합을 이용한 사전 변화 점검, 강건성 분석의 순서로 제시한다. 제Ⅴ절에서는 분석 결과를 요약하고 그 함의와 한계를 논의한다.

Ⅱ. 선행 연구

정년 연장의 고용효과를 설명하는 대표적인 이론적 배경은 Lazear(1979; 1981)의 정년모형에서 찾을 수 있다. 이 모형에서 기업은 근로 초기에 한계생산성보다 낮은 임금을, 후기에는 한계생산성보다 높은 임금을 지급하는 이연보상 구조를 통해 근로자의 노력을 유인하며, 정년은 이러한 장기 고용 계약을 종결하는 장치로 기능한다. 이 관점에서 정년이 연장되면 기업은 고령 근로자에게 한계생산성을 초과하는 임금을 더 오래 지급하게 될 수 있으며, 이에 따라 인건비 부담과 인력 운용상의 조정 유인이 발생할 수 있다. 따라서 정년 연장은 고령층의 고용 유지 기간을 늘리는 직접효과를 가질 수 있는 동시에, 기업의 고용 조정을 통해 다른 연령층의 고용에 간접적인 영향을 미칠 가능성도 있다. 이처럼 정년 연장의 고용효과는 이론적으로 상반된 방향이 모두 가능하며, 그 실제 방향과 크기는 실증적으로 검토될 필요가 있다.

1. 직접적 고용효과

정년 연장이 고령층 고용에 미친 직접효과에 관한 국내 실증 연구의 결과는 분석 단위에 따라 다소 상이하게 나타난다. 개인 수준 자료를 이용한 연구는 대체로 고령층 고용의 증가 가능성을 보고한다. 한요셉(2019)은 코호트 간 불연속성을 이용한 준실험적 접근을 통해 정년 의무화가 고령층 고용을 증가시켰으나, 2013년 입법 이후 그 증가 폭이 제한적이었을 가능성을 제시하였다. 김대일

(2021)은 「경제활동인구조사」를 이용하여 2016~2019년 55~59세 남성을 분석한 결과, 정년 연장에 따른 고용 증가효과가 도입 초기보다 축소되었지만 여전히 유의한 수준이라고 보고하였다. 또한 명예퇴직의 증가가 추정된다는 점에서 기업이 양적 고용 조정을 병행하였을 가능성을 제시하였다.

반면 사업체 수준 자료를 이용한 연구에서는 고용 감소 또는 부정적 효과를 보고한 결과도 제시되었다. 남재량(2018)은 「사업체패널조사」에 이중차분모형을 적용하여 2013년 정년 연장 법제화 이후 기업들이 제도 시행에 앞서 고용을 조정하였는지를 분석하였다. 분석 결과 법제화 이후 사업체의 총고용이 감소하였으며, 노동비용 증가가 큰 사업체일수록 고용 감소 폭이 크게 나타났다고 보고하였다. 정희진 · 강창희(2022)는 동일 자료를 이용하여 50세 이상 근로자가 1명 증가할 때 총고용이 약 0.19명 감소하며, 이러한 감소가 주로 정규직과 차장급 이상 직급에서 나타난다고 추정하였다. 최형재(2024)는 2015년과 2017년 사업체패널을 이용하여 55세 이상 고령층 규모가 정책의 기대와 달리 감소하였으며, 그 효과가 중소기업, 여성 근로자, 인건비 비중이 높은 사업체에서 두드러진다고 보고하였다. 또한 기업이 권고사직이나 명예퇴직 등을 통해 제도 변화에 대응하였을 가능성을 제기하였다. 보다 최근 정종우 외(2026)는 사업체패널조사와 고용보험DB를 결합한 자료를 이용해 2005~2022년에 걸친 사건연구(event-study) 분석을 수행하였다. 이들은 사업체별 2012년 시점의 정년 운용 실태를 기준으로 처치 · 통제집단을 구분하고 고용을 재직자 · 신규 채용 · 이직으로 분해하여, 55~59세 고령층의 고용 증가가 신규 채용이 아니라 기존 재직자의 근속기간 연장에 의해 주도되었음을 보였다.

이상의 연구들은 정년 연장의 고용효과가 분석 단위뿐 아니라 종속변수, 정책 충격의 정의, 분석기간 및 식별 전략에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 보여 준다. 개인 수준의 코호트 분석에서는 정년 연장의 적용 대상이 되는 고령층의 고용 증가가 주로 확인되는 반면, 사업체 수준 분석에서는 총고용이나 특정 연령 · 고용형태의 고용 감소 등 기업의 인력 조정 가능성이 제기된다.

2. 간접적 고용효과: 세대 간 대체와 보완

고령층 고용 확대가 다른 연령층 고용에 미치는 영향에 대해서는 대체관계와 보완관계를 지지하는 연구가 공존한다. 먼저 대체효과를 보고한 연구로, 한요셉(2019)은 정년 연장 대상자가 1명 증가할 때 청년 고용이 평균적으로 약 0.2명

감소하는 것으로 추정하였다. 김대일(2023)은 장년층 일자리가 1명 증가할 때 청년층 전일제 일자리가 표본에 따라 0.29~1.14개 감소한다고 추정하였다. 정희진 · 강창희(2022)는 정년 연장에 따른 고용 감소가 주로 고령층과 대체관계에 있는 중장년층에서 나타나며, 청년층에 대한 영향은 통계적으로 유의하지 않다고 보고하였다. 정종우 외(2026)는 동일 자료를 이용해 15~29세 청년층의 고용이 감소하였으며, 이 감소가 신규 채용의 누적적 축소에서 비롯되었음을 확인하였다. 이러한 효과는 300인 이상 사업체와 서비스업에서 두드러졌고, 임금피크제를 사전에 도입한 사업체에서는 청년 고용 감소가 나타나지 않아 임금 조정이 세대 간 대체효과를 완화할 수 있음을 시사하였다. 송헌재 외(2024)는 「고용형태별근로실태조사」를 이용한 분석에서 정년 의무화로 청년층과 장년층의 고용이 모두 감소하였으며, 비정규직보다 정규직에서 감소 폭이 더 크게 나타났다고 보고하였다.

반대로 고령층과 다른 연령층 사이의 보완관계를 지지하는 연구도 존재한다. 김준영(2011)은 「고용보험DB」 기반 사업체패널을 이용하여 고연령층 고용 증가가 청년층 고용 감소를 동반한다는 증거를 발견하지 못하였으며, 일부 분석에서는 두 집단의 고용이 양(+)의 관계를 보인다고 보고하였다. 안주엽(2011)은 시계열 분석에서 세대 간 대체를 지지하는 가설들이 기각되었고, 직종격리지수 분석에서도 청년층과 고령층 간 직종 경합보다 직종 분업의 경향이 강하게 나타나 세대 간 고용대체 가능성이 낮다고 해석하였다. 이환웅(2023)은 정년 연장 이후 총고용과 청년층 및 30~44세의 고용은 증가한 반면, 45~54세의 고용은 감소하였다고 보고하였다. 55세 이상 고령층의 고용도 증가하는 방향으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 정년 연장의 간접적 고용효과가 연령집단별로 이질적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

종합하면 기존 연구는 정년 60세 의무화의 고용효과를 사업체 수준의 총고용 및 연령별 고용 변화, 개인 수준의 고용 여부, 그리고 고령층 고용 확대에 따른 다른 연령층과의 대체관계 등을 중심으로 분석해 왔다. 최근에는 사업체의 고용 변화를 재직자, 신규 채용 및 이직으로 구분하여 정년 연장이 어떠한 경로를 통해 고용에 영향을 미쳤는지를 분석한 연구도 제시되고 있다. 이러한 연구들은 정년 연장이 고령층의 고용 유지와 사업체의 인력 구성에 미친 영향을 이해하는 데 중요한 기여를 하였으나, 기준 시점에 미취업 상태에 있는 개인이 이후 새로운 일자리, 특히 정규직 일자리로 진입하는 노동시장 이행 과정에 대해서는 상대적으로 분석이 제한적이었다.

특히 정종우 외(2026)는 사업체 단위에서 고용 변화를 재직자 · 신규 채용 · 이직으로 구분하여 고령층 고용 증가가 신규 채용보다는 기존 재직자의 근속기간 연장에 의해 주도되었음을 보였다. 이는 정년 연장의 고용효과를 고용량의 변화뿐 아니라 고용 흐름의 측면에서 분석하였다는 점에서 기존 연구를 중요한 방향으로 확장한 것이다. 다만 이 연구에서 신규 채용은 사업체에 실제로 채용된 근로자의 규모를 의미하므로, 미취업 상태에 있는 개인 가운데 누가 정규직 일자리로 진입하는지, 그리고 이러한 조건부 취업 전환확률이 연령집단별로 어떻게 변화하였는지를 직접 분석하는 것과는 분석 대상과 성과변수에서 차이가 있다. 고령층의 고용 증가가 기존 근로자의 고용 유지에서 비롯되는 경우와 미취업자의 새로운 노동시장 진입에서 비롯되는 경우는 노동시장 이행의 관점에서 서로 다른 의미를 가질 수 있다는 점에서, 미취업자의 취업 진입을 별도의 분석 대상으로 살펴볼 필요가 있다.

본 연구는 이러한 기존 연구를 보완하기 위해 KLIPS 직업력 자료를 활용하여 개인의 고용 상태를 월 단위로 재구성하고, 기준 시점에 미취업 상태에 있는 개인이 이후 3개월, 6개월 및 9개월 이내 정규직 일자리로 이동하는지를 직접 관측한다. 이를 바탕으로 30~44세를 기준집단으로 설정하고 정책 시행 이후 더미와 연령집단의 교차항을 이용하여 정년 60세 의무화의 전면 시행 전후 중 · 고령층의 정규직 취업 전환이 기준집단과 비교하여 어떻게 변화하였는지를 분석한다. 이를 통해 기존의 사업체 수준 고용량 및 고용 흐름 분석을 미취업 개인의 정규직 진입이라는 노동시장 이행(flow)의 관점에서 보완한다는 측면에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

Ⅲ. 자료 및 분석방법

1. 자료 및 표본

본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)의 직업력(work history) 자료를 이용한다. 직업력 자료는 개인이 경험한 일자리의 입직 및 이직 연월과 고용형태 등의 정보를 제공하므로, 이를 이용하여 개인별 고용 상태를 월 단위로 재구성할 수 있다. 본 연구는 이를 활용하여 정년 60세 의무화가 2016년과 2017년 각각 1월 1일부터 단계적으로 시행되었다는 점을 고려하여, 매년 1월을 기준 시점으로 설

정하고, 이후 3개월, 6개월 및 9개월 이내에 정규직 취업 전환이 발생하였는지를 식별하였다. 구체적으로 3개월 전환은 2~4월, 6개월 전환은 2~7월, 9개월 전환은 2~10월 중 한 번이라도 정규직 취업으로의 전환이 발생한 경우를 의미한다. 정규직 여부는 KLIPS 직업력 자료에서 제공하는 정규직 여부 변수를 기준으로 정의하였다.

분석 대상은 30~59세 남성으로 한정하였다. 30~44세는 기준집단으로, 45~49세, 50~54세, 55~59세는 5세 단위로 구분하여 연령집단별 변화를 비교하였다. 또한 남성과 여성은 출산·육아, 경력 단절 및 재취업 과정에서 서로 다른 노동시장 이행 경로를 보일 수 있으므로, 표본의 이질성을 줄이기 위해 분석 대상을 남성으로 제한하였다. 따라서 본 연구의 결과를 여성 근로자에게 일반화하는 데에는 한계가 있다. 또한 정년 제도가 임금근로 관계를 전제로 한다는 점을 고려하여 자영업자, 고용주 및 무급가족종사자는 분석에서 제외하였다. 따라서 본 연구의 결과는 30~59세 남성 미취업 표본의 정규직 취업 전환에 관한 분석으로 해석할 필요가 있다.

2. 변수

종속변수는 기준 시점인 1월에 미취업 상태에[2] 있던 개인이 이후 3개월, 6개월 및 9개월 이내에 정규직 일자리로 이동하였는지를 나타내는 이항변수이다. 구체적으로 3개월 내 정규직 취업 전환 변수는 2~4월, 6개월 내 정규직 취업 전환 변수는 2~7월, 9개월 내 정규직 취업 전환 변수는 2~10월 중 한 번이라도 정규직 취업 전환이 발생하면 1, 해당 기간에 정규직 취업 전환이 발생하지 않으면 0의 값을 갖는다. 각 종속변수는 관측기간을 누적적으로 확장하여 구성하였으므로, 3개월 내 정규직 취업 전환이 발생한 개인은 6개월 및 9개월 내 정규직 취업 전환에도 포함된다. 각 기간별 결과는 별도의 로지스틱 회귀모형으로 추정하였다. 이를 통해 본 연구는 중·고령층의 노동시장 재진입, 특히 정규직 일자리로의 이동을 개인 수준에서 포착한다.

핵심 설명변수는 정책 시행 이후 시점을 나타내는 더미변수(post)와 연령집단

2) 본 연구에서 미취업자는 기준 시점에 취업하지 않은 자로 정의하며, 실업자와 비경제활동인구를 모두 포함한다. 분석 대상을 실업자로 한정할 경우 연령집단별 정규직 취업 전환 사건 수와 표본 규모가 지나치게 작아 안정적인 추정이 어렵다는 점을 고려하여 미취업 상태 전체를 분석 대상으로 설정하였다.

더미이다. 연령집단은 30~44세를 기준집단으로 설정하고, 45~49세, 50~54세, 55~59세로 구분하였다. 정책 시행 전후 중 · 고령층의 상대적 변화는 더미변수와 각 연령집단 더미의 교차항을 통해 추정한다. 통제변수로는 교육수준, 혼인 여부, 실업 지속기간(월), 대도시 거주 여부, 지역 실업률을 포함하였다. 대도시 거주 여부는 서울특별시 또는 부산 · 대구 · 인천 · 광주 · 대전 · 울산광역시에 거주하는 경우 1, 그 외 지역에 거주하는 경우 0으로 정의하였다.

3. 기초통계

〈표 1〉은 분석에 사용한 주요 변수의 연도별 기초통계량을 제시한 것이다. 표본의 연령 구성은 두 시점 간 비교적 안정적으로 유지되었다. 45~49세 비중은 2015년 0.1429에서 2017년 0.1587로 소폭 증가하였고, 50~54세 비중은 0.1801에서 0.1825로 큰 변화가 없었다. 55~59세 비중 또한 유의한 변화가 관측되지 않으며 이는 정년 적용 여부에 직접적인 영향을 받는 근로자 집단의 표본 내 구성비 자체는 정책 시행 전후로 달라지지 않았음을 보여 준다. 대도시 거주 비율

〈표 1〉 주요 변수의 기초통계량

변수	2015년	2017년
표본 수	161	126
3개월 내 정규직 취업 전환	0.1491	0.0794
6개월 내 정규직 취업 전환	0.1863	0.1587
9개월 내 정규직 취업 전환	0.2112	0.1667
30~44세 비중	0.5093	0.4921
45~49세 비중	0.1429	0.1587
50~54세 비중	0.1801	0.1825
55~59세 비중	0.1677	0.1667
실업 지속기간(월)	39.2050	39.0000
교육수준	2.7329	2.7857
혼인 여부	0.5093	0.5238
대도시 거주 여부	0.4783	0.3730
지역 실업률	3.6242	3.6611

주: 남성 미취업 표본. 비율 변수는 0과 1 사이의 평균으로 제시하였다. 교육수준은 1=중졸 이하, 2=고졸, 3=전문대졸, 4=대졸, 5=대학원졸(석사 · 박사)을 의미함.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료; 지역 실업률은 국가데이터처.

은 2015년 약 47.83%에서 2017년 약 37.30%로 하락하여, 연령 이외의 표본 구성에는 일정한 변화가 존재하였다. 이에 따라 추정 모형에서는 대도시 거주 여부를 통제하였다.

한편 정규직 취업 전환율은 전반적으로 낮은 수준을 보인다. 9개월 기준 정규직 취업 전환율은 2015년 약 0.2112에서 2017년 약 0.1667로 하락하였으며, 3개월 기준 전환율 역시 2015년 0.1491에서 2017년 0.0794로 낮아졌다. 같은 기간 지역 실업률은 3.62%에서 3.66%로 소폭 상승하여, 정책 시행기의 전반적인 노동시장 여건이 반드시 우호적이었다고 보기는 어렵다. 따라서 이후의 추정 결과를 해석할 때에는 연령집단별 상대적 변화뿐 아니라 표본 구성의 변화, 낮은 전환 빈도, 거시적 노동시장 여건을 함께 고려할 필요가 있다.

4. 분석모형

종속변수가 이항변수임을 고려하여 로지스틱 회귀모형을 사용한다. 정책 시행 전후 두 연도의 자료를 통합(pooled)하고, 두 연도 중 이후 연도를 $Post_t = 1$, 이전 연도를 $Post = 0$을 부여한다.[3] 그리고 동일 개인이 서로 다른 연도에 반복 관측될 가능성을 고려하여 표준오차는 개인 수준에서 군집화한다. 3개월, 6개월, 9개월 기준 종속변수 각각에 대해 다음과 같은 모형을 추정한다.

$$\ln\left(\frac{(\Pr(y^h = 1)}{1-\Pr(y^h = 1)}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Post_t + \sum_{j=1}^{3} \alpha_j AgeGroup_{ji} + \sum_{j=1}^{3} \delta_j (Post_t \times AgeGroup_{ji}) + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k X_{kit},$$

$$h \in \{3,6,9\} \quad (1)$$

식 (1)에서 $y^{(h)}$는 기준 시점인 연도 t의 1월에 미취업 상태에 있던 개인 i가 이후 h개월 이내에 정규직 취업으로 전환하였는지를 나타내는 이항변수이며, $h \in 3,6,9$이다. 해당 관측기간 중 정규직 취업 전환이 한 번이라도 발생하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. $AgeGroup_{ji}$는 개인 i의 연령집단을 나타내는

3) 주요 분석에서는 전면 시행 이전인 2015년이 0, 전면 시행 이후인 2017년이 1이며, 이후 연도 조합을 달리하는 강건성 분석에서도 동일한 방식으로 post를 정의한다

더미변수로 $j=1$은 45~49세, $j=2$는 50~54세, $j=3$는 55~59세를 의미하며, 기준집단은 30~44세이다. X_{kit}는 개인 i의 연도 t에서 관측된 k번째 통제변수[4]이다. α_j는 연령집단별 차이, δ_j는 정책 시행 이후 연령집단별 상대적 변화를 나타내는 교차항의 계수이다.

정책 시행 전후 연령집단별 정규직 취업 전환의 상대적 변화는 정책 시행 더미 $Post_t$와 연령집단 더미 $AgeGroup_{ji}$의 교차항을 통해 추정한다. 본 연구의 주요 관심 계수는 δ_1, δ_2 및 δ_3으로, 각각 정책 시행 이후 45~49세, 50~54세, 55~59세 집단의 h개월 이내 정규직 취업 전환 로그오즈가 기준집단인 30~44세와 비교하여 상대적으로 어떻게 변화하였는지를 나타낸다. 여기서 h는 3개월, 6개월, 9개월의 취업 전환 기간을 의미한다.

로지스틱 회귀모형에서 교차항 계수는 변화 크기를 직접 나타내지 않는다. 따라서 교차항 계수의 추정 결과와 함께 연령집단별 정책 시행 더미의 평균 한계효과와 정책 시행 전후의 예측확률을 제시하여 결과를 해석한다. 또한 기준집단인 30~44세 역시 정년 연장에 따른 기업의 신규 채용 조정 등 간접적인 영향을 받을 가능성이 있으므로, 이를 정책의 영향을 전혀 받지 않는 통제집단으로 간주하기는 어렵다. 이에 본 모형은 전통적인 처치집단과 통제집단을 이용한 이중차분모형이라기보다 정책 시행 전후에 나타난 연령집단 간 차별적인 변화를 추정하는 교차항 모형으로 해석한다.

이러한 비교가 의미를 갖기 위해서는 정책 시행 이전 시기에 연령집단 간 정규직 취업 전환의 변화 양상이 크게 다르지 않았는지 점검할 필요가 있다. 이에 본 연구는 2012 · 2013년, 2012 · 2014년, 2012 · 2015년을 각각 통합하여 정책 시행 이전 시기의 연령집단별 변화를 점검하고, 연령집단 간 차별적인 변화가 존재했는지를 확인한다. 하지만 2013~2015년은 정년 60세 의무화의 실제 시행 이전이지만 2013년 법 개정 이후의 기간이다. 따라서 이 분석은 법제화 이전의 평행추세를 검증하는 분석이라기보다, 전면 시행 이전에 연령집단 간 차별적인 변화 또는 사전 대응이 나타났는지를 점검하는 분석으로 해석한다. 또한 2017년을 기준으로 비교 연도를 달리한 여러 연도 조합을 추가로 분석하여, 주요 결과가 특정 연도 조합에 의해 좌우되는지를 검토한다.

본 연구의 분석 설계에는 몇 가지 제약이 있다. 첫째, 두 개 연도의 자료를 통합한 분석이므로 관측되지 않는 개인 고정효과를 충분히 통제하기 어렵다. 둘

4) 통제변수는 교육수준, 혼인 여부, 실업 지속기간, 대도시 거주 여부 및 지역 실업률을 포함한다.

째, post 더미는 정책 시행 여부뿐 아니라 해당 연도의 거시적 노동시장 충격을 함께 반영할 수 있다. 셋째, 정규직 취업 전환 자체의 발생 빈도가 낮아 일부 추정치, 특히 3개월 기준 전환 확률에 대한 추정치는 상대적으로 정밀도가 낮을 수 있다. 따라서 본 연구는 추정 결과를 정년 연장의 인과효과로 단정하기보다, 정년 60세 의무화의 전면 시행 전후 연령집단 간 정규직 취업 전환의 상대적 변화로 해석한다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 주요 분석 결과: 정규직 취업 전환

〈표 2〉는 2015년과 2017년 자료를 통합하여 추정한 정규직 취업 전환 모형의 결과이다. 정책 시행 더미의 계수는 3개월, 6개월, 9개월 기준에서 각각 −1.5013, −0.7992, −1.0152로 나타났으며, 각각 5%, 10%, 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 다른 변수를 통제한 상태에서 기준집단인 30~44세의 정규직 취업 전환 로그오즈가 2015년 대비 2017년에 감소하였음을 의미한다. 반면 정책 시행 이후 더미와 연령집단 더미의 교차항은 50~54세에서 각각 2.3169, 1.9285, 2.1508, 55~59세에서 각각 2.7101, 2.0814, 2.5853으로 모든 기간에서 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하다. 이는 정책 시행 이후 50~54세, 55~59세의 정규직 취업 전환 로그오즈가 기준집단에 비해 상대적으로 더 높은 방향으로 변화하였음을 보여 준다. 로짓 계수는 로그오즈의 변화를 나타낼 뿐 확률 자체의 변화 크기를 의미하지 않으므로, 구체적인 해석은 이어지는 평균 한계효과와 예측확률 결과를 통해 보완한다.

로지스틱 회귀계수는 전환 확률의 크기를 직접적으로 나타내지 않기 때문에, 〈그림 1〉에서는 연령집단별 평균한계효과를, 〈그림 2〉에서는 정책 전후 예측확률을 제시하였다. 〈그림 1〉에 따르면 기준집단인 30~44세에서 정책 시행 이후 더미의 평균 한계효과는 세 기간 모두 유의한 음(−)의 값으로 나타났다. 50~54세에서는 세 기간 모두 양(+)의 값이 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 55~59세의 경우 3개월과 6개월 기준의 평균 한계효과는 통계적으로 유의하지 않은 반면, 9개월 기준에서는 양(+)의 효과가 10% 수준에서 통계적으로 유의하며 이는 해당 집단의 전환 확률이 증가하였을 가능성을 제한적으로 시사한다. 이

〈표 2〉 2015 · 2017년 정규직 취업 전환 로짓 추정 결과

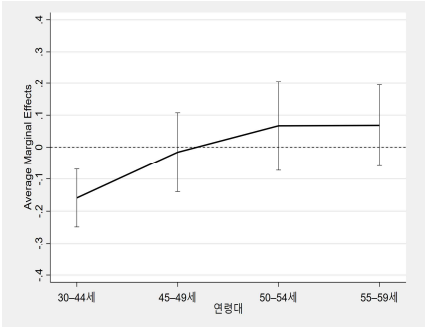
변수	(1)	(2)	(3)
	3개월 내 취업 전환	6개월 내 취업 전환	9개월 내 취업 전환
정책 시행 이후 더미	−1.5013**	−0.7992*	−1.0152**
	(0.5967)	(0.4395)	(0.4277)
45~49세 더미	−1.1723	−1.5813**	−1.8035**
	(0.8160)	(0.7713)	(0.7684)
50~54세 더미	−1.2779	−1.6632**	−1.8975**
	(0.8612)	(0.8356)	(0.8209)
55~59세 더미	−1.9167*	−1.5402**	−1.8163**
	(1.0715)	(0.7705)	(0.7795)
정책×45~49세 더미	1.2377	1.2144	1.4145
	(1.4088)	(1.1323)	(1.1258)
정책×50~54세 더미	2.3169*	1.9285*	2.1508**
	(1.1836)	(1.0801)	(1.0614)
정책×55~59세 더미	2.7101*	2.0814**	2.5853***
	(1.4186)	(0.9873)	(0.9635)
교육수준	0.1222	0.1505	0.1132
	(0.1960)	(0.1555)	(0.1527)
혼인 여부	0.1777	0.2818	0.2511
	(0.4768)	(0.3804)	(0.3591)
실업 지속기간	−0.0154*	−0.0043	−0.0041
	(0.0090)	(0.0038)	(0.0036)
대도시 거주 여부	1.1552***	0.9594**	0.9365**
	(0.4165)	(0.3832)	(0.3758)
지역 실업률	0.0832	0.1910	0.0906
	(0.3537)	(0.3140)	(0.2990)
상수항	−2.2686*	−2.5671**	−1.8128*
	(1.3587)	(1.1528)	(1.0842)
관측치 수	287	287	287

주: ( ) 안은 개인 수준으로 군집화한 군집강건 표준오차이며, ***는 p<0.01, **는 p<0.05, *는 p<0.1.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료.

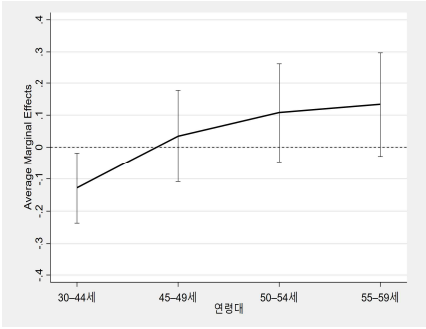
러한 결과는 정년 연장 이후 고령층 고용 증가가 신규 채용보다는 근속 연장에 의해 발생한 것으로 판단한 정종우 외(2026)의 분석과 일견 상충하는 것으로 보

〈그림 1〉 연령집단별 정책 시행 이후 더미의 평균 한계효과: 정규직 취업 전환

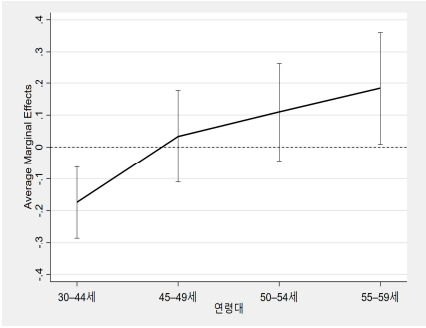
(a) 3개월



(b) 6개월



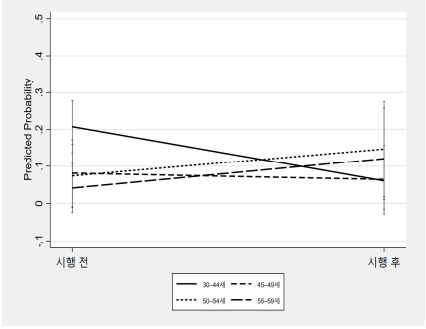
(c) 9개월



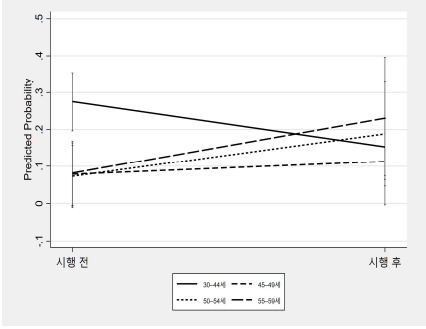
주: 오차막대는 90% 신뢰구간. 가로축은 각각 30~44세, 45~49세, 50~54세, 55~59세를 나타낸다.

〈그림 2〉 정책 전후 예측확률: 정규직 취업 전환

(a) 3개월

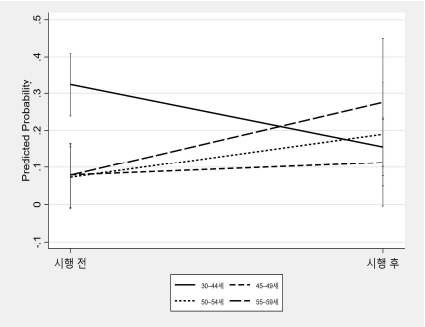


(b) 6개월



〈그림 2〉 계속

(c) 9개월



주: 오차막대는 90% 신뢰구간. post=0(시행 전), post=1(시행 후).

인다. 그러나 본 연구는 기준 시점에 미취업 상태에 있던 개인으로 표본을 한정하여 정규직 일자리로의 진입 확률을 분석하였다는 점에서 사업체 수준에서 고용 변화를 분석한 정종우 외(2026)의 접근과 뚜렷한 차이가 존재한다. 따라서 고령층 전체 고용 증가에서 신규 채용의 기여가 제한적이라는 결과와 미취업자 집단 내에서 고령층의 정규직 진입 확률 변화가 다른 연령층보다 상대적으로 높게 나타났다는 결과는 서로 다른 분석 대상과 결과변수를 반영할 수 있다. 특히 본 연구의 추정 결과는 고령층의 진입 확률이 크게 상승했다기보다 30~44세 기준집단의 진입 확률 하락에 기인하였다는 측면에서 해석에 주의가 필요하다.

〈그림 2〉의 예측확률에서도 유사한 패턴이 확인된다. 정책 시행 이후 기준집단의 정규직 취업 전환 확률은 뚜렷하게 하락하는 반면, 기타 연령집단의 예측확률은 상대적으로 완만한 변화를 보인다. 그 결과 정책 시행 이후 세 연령집단 간 정규직 취업 전환 확률의 격차가 축소되는 양상이 나타난다. 따라서 본 연구의 주요 결과는 정년 60세 의무화의 전면 시행 이후 중 · 고령층의 정규직 취업 전환 확률의 변화폭이 기준집단보다 상대적으로 높게 나타났다는 점으로 요약할 수 있다.

이상의 결과는 정년 60세 의무화의 전면 시행 이후 중 · 고령층의 정규직 취업 전환 확률의 변화폭이 기준집단 대비 상대적으로 높게 나타났음을 보여 준다. 그러나 이러한 상대적 변화는 중 · 고령집단의 절대적인 취업 전환 확률이 크게 상승했기 때문이라기보다, 기준집단의 취업 전환 확률이 하락한 가운데 관측된 결과로 해석할 필요가 있다. 특히 30~44세 기준집단의 정규직 전환 확률 하락

에는 정년 연장 이외에도 분석기간의 거시적 노동시장 여건 변화가 함께 작용했을 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 추정계수를 정년 연장의 인과효과로 단정하기보다는, 정책 시행 전후 연령집단 간 정규직 취업 전환의 상대적 변화로 해석하는 것이 적절하다.

2. 정책 시행 이전의 연령집단별 변화 점검

정책 시행 전후의 연령집단별 상대적 변화는 정책 시행 이후 더미와 연령집단 더미의 교차항을 통해 추정하였다. 이 교차항을 정책 시행 이후의 상대적 변화로 해석하기 위해서는, 정책 시행 이전 시기에 중·고령집단과 기준집단 간 정규직 취업 전환의 변화 양상이 크게 다르지 않았는지를 점검할 필요가 있다. 이를 확인하기 위해 본 연구는 정책 시행 이전 연도들을 결합하여 연령집단별 변화를 점검하였다. 구체적으로 2012·2013년, 2012·2014년, 2012·2015년 자료[5]를 각각 통합하여 동일한 교차항 모형을 추정하고, 후기 연도 더미와 연령집단 더미의 교차항이 통계적으로 유의한지를 확인하였다.

〈표 3〉은 정책 시행 이전 연도 조합을 이용하여 연령집단별 정규직 취업 전환의 사전 변화를 점검한 결과이다. 일부 개별 교차항에서는 통계적으로 유의성이 관측되었다. 구체적으로 2012·2013년 조합의 50~54세 집단에서 9개월 내 취업 전환 확률이 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였으며, 2012·2015년 조합에서는 45~49세 집단의 6개월과 9개월에서 각각 10%와 5% 수준에서 유의한 음(−)의 값을 보였다. 하지만 이러한 통계적 유의성은 특정 연령집단과 연도에서 제한적으로 나타났으며, 비교 연도에 따라 동일한 연령집단에서 반복되거나 일정한 방향으로 나타나는 결과는 확인되지 않았다. 또한 각 연도 조합과 취업 전환 기간별로 연령집단 교차항을 공동으로 검정한 Wald 검정 결과에서도 모든 모형에서 교차항이 공동으로 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다(p=0.1768~0.7061). 따라서 일부 개별 교차항에서 유의한 추정치가 관측되기는 하지만 이를 정책 시행 이전부터 특정 연령집단에서 지속적인 차별적 변화가 존재하였다는 증거로 해석하기는 어렵다.

본 분석은 제한된 연도 조합과 표본 규모에 기반하고 있으므로, 정책 시행 이

5) 정년 60세 의무화는 2016년 상시근로자 300인 이상 사업장과 공공기관을 대상으로 우선 시행된 후, 2017년 전체 사업장으로 확대되었다. 따라서 2016년은 정책 시행의 영향을 일부 받을 수 있는 시기이므로 정책 시행 이전 추세를 점검하는 분석에서 제외하였다.

전의 변화 양상이 완전히 동일하였다고 단정하기는 어렵다. 따라서 이러한 점검 결과는 정책 시행 이전 시기에 뚜렷한 차별적 변화가 발견되지 않았다는 수준에서 해석하는 것이 적절하다. 2013~2015년은 정년 60세 의무화의 실제 시행 이전이지만 2013년 법 개정 이후의 기간을 포함한다. 따라서 이 분석은 엄밀한 의미의 법제화 이전 평행 추세 검정이라기보다, 전면 시행 이전에 연령집단 간 차별적인 변화 또는 사전 대응이 관측되었는지를 점검하는 분석으로 해석한다.

〈표 3〉 정책 시행 이전 연도 조합을 이용한 사전 변화 점검

연도	교차항	3개월	6개월	9개월
2012 · 2013	후기 연도 더미×45~49세	−0.8579	−0.9428	−0.5394
		(1.2315)	(0.9241)	(0.8403)
	후기 연도 더미×50~54세	0.9714	1.4845	2.0102*
		(1.3652)	(1.2011)	(1.1752)
	후기 연도 더미×55~59세	0.7161	−0.1492	−0.2445
		(1.3577)	(0.9583)	(0.8877)
	교차항 공동검정 p-value	0.7061	0.4002	0.2853
2012 · 2014	후기 연도 더미×45~49세	−1.2092	−1.0503	−1.2299
		(1.0696)	(0.9004)	(0.8681)
	후기 연도 더미×50~54세	0.3697	0.6932	1.3030
		(1.3085)	(1.3141)	(1.2647)
	후기 연도 더미×55~59세	−0.5325	0.2186	−0.0364
		(1.5218)	(0.7874)	(0.7514)
	교차항 공동검정 p-value	0.6758	0.5757	0.3310
2012 · 2015	후기 연도 더미×45~49세	−1.3678	−1.8861*	−1.9812**
		(1.0959)	(1.0144)	(0.9665)
	후기 연도 더미×50~54세	−0.1076	−0.0094	0.1863
		(1.3841)	(1.3679)	(1.3481)
	후기 연도 더미×55~59세	−0.5896	−0.8631	−0.9978
		(1.5047)	(1.0189)	(0.9509)
	교차항 공동검정 p-value	0.6558	0.2827	0.1768

주: ( ) 안은 개인 수준으로 군집화한 군집강건 표준오차이며, ***는 p<0.01, **는 p<0.05, *는 p<0.1.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료.

3. 강건성 분석

(1) 분석 연도 조합의 변경

주요 결과가 특정 연도 조합에 의존하는지 확인하기 위해, 정책이 전면 시행된 2017년을 기준 연도로 두고 비교 연도를 달리하여 동일한 모형을 재추정하였다. 〈표 4〉는 2012 · 2017년, 2013 · 2017년, 2014 · 2017년, 2015 · 2017년 조합의 교차항 추정 결과를 제시한다.

분석 결과, 55~59세 집단의 교차항은 추가로 분석한 모든 연도 조합에서 양

〈표 4〉 연도 조합 변경에 따른 강건성: 정규직 취업 전환

		3개월	6개월	9개월
2012 · 2017	후기 연도 더미×45~49세	−0.2389	−0.8385	−0.6394
		(1.3429)	(1.0229)	(0.9938)
	후기 연도 더미×50~54세	2.3917*	2.0351	2.4226*
		(1.3710)	(1.2529)	(1.2472)
	후기 연도 더미×55~59세	2.0422	1.2342	1.5866*
		(1.4172)	(0.9487)	(0.8564)
2013 · 2017	후기 연도 더미×45~49세	0.7810	0.0537	−0.2475
		(1.6506)	(1.1759)	(1.0944)
	후기 연도 더미×50~54세	1.3823	0.5247	0.3193
		(1.2478)	(0.9112)	(0.8659)
	후기 연도 더미×55~59세	1.2606	1.2518	1.6048*
		(1.2598)	(0.9721)	(0.9221)
2014 · 2017	후기 연도 더미×45~49세	1.0217	0.2726	0.6054
		(1.4089)	(1.0702)	(1.0828)
	후기 연도 더미×50~54세	1.9985*	1.3238	1.1606
		(1.0882)	(0.9966)	(0.9071)
	후기 연도 더미×55~59세	2.7004*	1.0815	1.6026*
		(1.4584)	(0.9480)	(0.9125)
2015 · 2017	후기 연도 더미×45~49세	1.2377	1.2144	1.4145
		(1.4088)	(1.1323)	(1.1258)
	후기 연도 더미×50~54세	2.3169*	1.9285*	2.1508**
		(1.1836)	(1.0801)	(1.0614)
	후기 연도 더미×55~59세	2.7101*	2.0814**	2.5853***
		(1.4186)	(0.9873)	(0.9635)

주: ( ) 안은 개인 수준으로 군집화한 군집강건 표준오차이며, ***는 p<0.01, **는 p<0.05, *는 p<0.1.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료.

(+)의 부호를 유지하고 있으며, 9개월 기준으로는 네 개 조합 모두 통계적으로 유의하였다. 55~59세 집단의 상대적 변화는 비교 연도를 달리해도 비교적 안정적으로 유지되는 것으로 나타났다.

반면에 50~54세 집단의 교차항은 2015 · 2017년 조합에서 세 시점 모두 통계적으로 유의하게 양(+)의 부호를 유지하였으나 2013 · 2017년 조합에서는 모두 유의하지 않으며, 2014 · 2017년 조합에서는 3개월 기준에서, 2012 · 2017년 조합에서는 3개월과 9개월 기준에서 유의하였다. 45~49세 집단의 교차항은 네 개 연도 조합 모두에서 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 45~49세, 50~54세의 집단의 결과는 비교 연도에 따라 달라질 수 있어 해석에 신중할 필요가 있다.

(2) 연 단위 자료 및 통제변수 구성의 변경

주요 분석은 KLIPS 직업력 자료를 이용하여 개인의 고용 상태를 월 단위로 재구성하고, 기준 시점 이후 3개월, 6개월 및 9개월 이내에 발생한 정규직 취업 전환을 분석하였다. 이러한 월 단위 자료의 구성 방식이 추정 결과에 영향을 미치는지를 확인하기 위해, KLIPS 연 단위 자료를 이용한 취업 전환 모형을 추가로 추정하였다.

연 단위 분석에서도 기준 연도에 미취업 상태였던 개인을 분석 대상으로 한정하였다. 종속변수는 이들이 다음 연도에 정규직 취업 상태로 전환한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 따라서 2015년 표본은 2015년의 미취업 상태에서 2016년의 정규직 취업 상태로의 전환을, 2017년 표본은 2017년의 미취업 상태에서 2018년의 정규직 취업 상태로의 전환을 나타낸다. 따라서 연 단위 분석 역시 미취업 상태에서 정규직 취업 상태로의 전환을 분석한다는 점에서는 주요 분석과 공통된다. 주요 분석은 기준 시점 이후 일정 기간 내 한 번이라도 발생한 정규직 취업 전환을 누적적으로 측정하는 반면, 연 단위 분석은 기준 조사 연도에 미취업 상태였던 개인이 다음 조사 연도에 정규직 취업 상태로 전환하였는지를 측정한다는 차이가 있다. 연 단위 자료에서는 월 단위 실업 지속기간을 구성하기 어렵다는 점을 고려하여 실업 지속기간은 통제변수에서 제외하는 대신 지역 실업률, 사업체 수 및 GRDP 등 다양한 지역 수준의 통제변수를 포함한 모형을 추정하였다.

〈표 5〉에 따르면 연 단위 정규직 취업 전환을 종속변수로 이용한 분석에서 55~59세 집단의 교차항은 모든 모형에서 약 2.5039~2.5371로 나타났으며, 1% 수

〈표 5〉 연 단위 정규직 취업 전환 및 거시 통제변수 구성에 따른 강건성 분석

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정책×45~49세 더미	1.4273	1.5079	1.4756	1.5146	1.4739	1.5371
	(1.1393)	(1.1412)	(1.1363)	(1.1261)	(1.1282)	(1.1279)
정책×50~54세 더미	1.6912*	1.7917*	1.7579*	1.8142*	1.7652*	1.8333*
	(0.9705)	(0.9721)	(0.9697)	(0.9771)	(0.9717)	(0.9818)
정책×55~59세 더미	2.5265***	2.5096***	2.5039***	2.5173***	2.5067***	2.5371***
	(0.9638)	(0.9719)	(0.9716)	(0.9640)	(0.9677)	(0.9604)
지역 실업률	O			O	O	O
지역별 사업체 수		O		O		O
GRDP			O		O	O
N	287	287	287	287	287	287

주: 1) 종속변수는 기준 조사 연도에 미취업 상태였던 개인이 다음 조사 연도에 정규직으로 취업한 경우 1의 값을 갖는 이항변수이며 로짓모형을 활용하여 추정하였다.
2) ( ) 안은 개인 수준으로 군집화한 군집강건 표준오차.
3) 모든 모형에 교육수준 · 혼인 여부 · 대도시 통제.
4) ***는 p<0.01, **는 p<0.05, *는 p<0.1.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료; 지역 실업률, 지역별 사업체 수, GRDP는 국가데이터처.

준에서 유의한 양(+)의 값을 유지하였다. 이는 해당 연령집단의 연간 정규직 취업 전환 변화가 기준집단보다 상대적으로 높게 나타난 결과가 거시 통제변수의 구성에 크게 좌우되지 않음을 보여 준다. 반면 45~49세 집단의 교차항은 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과는 전환 여부의 관측기간과 자료 구성 방식을 달리한 경우에도 55~59세 집단의 상대적으로 높은 취업 전환 변화가 유지됨을 보여 준다. 월 단위 분석은 일정 기간 내 한 번이라도 발생한 정규직 취업 전환을 측정하는 반면, 연 단위 분석은 기준 조사 연도와 다음 조사 연도 사이의 정규직 취업 전환을 측정한다. 따라서 두 분석의 계수 크기를 직접 비교하기보다는, 주요 교차항의 방향과 통계적 유의성이 유지되는지를 중심으로 해석하는 것이 적절하다.

(3) 모형 설정에 따른 강건성

앞서 살펴본 분석에서는 종속변수가 이항변수라는 점을 고려하여 로지스틱 회귀모형을 사용하였다. 주요 추정 결과가 모형 설정 자체에 좌우되는지 확인하기

〈표 6〉 모형 설정에 따른 강건성 분석: 로짓 vs 프로빗 vs 선형확률모형

모형	변수	3개월 내 취업 전환	6개월 내 취업 전환	9개월 내 취업 전환
Logit	정책 시행 이후 더미	−1.5013**	−0.7992*	−1.0152**
		(0.5967)	(0.4395)	(0.4277)
	정책×45~49세 더미	1.2377	1.2144	1.4145
		(1.4088)	(1.1323)	(1.1258)
	정책×50~54세 더미	2.3169*	1.9285*	2.1508**
		(1.1836)	(1.0801)	(1.0614)
	정책×55~59세 더미	2.7101*	2.0814**	2.5853***
		(1.4186)	(0.9873)	(0.9635)
Probit	정책 시행 이후 더미	−0.8223***	−0.4495*	−0.5871**
		(0.2928)	(0.2457)	(0.2423)
	정책×45~49세 더미	0.6264	0.6927	0.8160
		(0.6623)	(0.5848)	(0.5814)
	정책×50~54세 더미	1.2263**	1.0263*	1.1707**
		(0.6063)	(0.5661)	(0.5579)
	정책×55~59세 더미	1.4885**	1.2034**	1.5037***
		(0.6776)	(0.5273)	(0.5152)
LPM	정책 시행 이후 더미	−0.1608***	−0.1276*	−0.1747**
		(0.0539)	(0.0671)	(0.0689)
	정책×45~49세 더미	0.1504	0.1732	0.2189**
		(0.0921)	(0.1096)	(0.1110)
	정책×50~54세 더미	0.2221**	0.2378**	0.2856**
		(0.1027)	(0.1176)	(0.1185)
	정책×55~59세 더미	0.2475***	0.2674**	0.3646***
		(0.0928)	(0.1182)	(0.1253)
관측치 수		287	287	287

주: ( ) 안은 개인 수준으로 군집화한 군집강건 표준오차이며, ***는 $p<0.01$, **는 $p<0.05$, *는 $p<0.1$.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 직업력 자료.

위해, 2015 · 2017년 자료와 동일한 설명변수를 이용하여 프로빗(Probit) 모형과 선형확률모형(LPM)을 추가로 추정하고 세 모형의 결과를 비교하였다. 로지스틱 회귀와 프로빗 모형은 오차항의 분포에 대해 서로 다른 가정(각각 로지스틱 분포와 정규분포)을 전제하는 반면, 선형확률모형은 이러한 분포 가정을 요구하지 않

는다. 따라서 세 모형을 비교함으로써 주요 분석의 결과가 로지스틱 함수 형태에 따른 인위적인 결과는 아닌지를 점검할 수 있다.

〈표 6〉에 따르면 로짓·프로빗·선형확률모형에서 정책×연령집단 교차항의 부호와 통계적 유의성은 대체로 일관되게 나타난다. 50~54세, 55~59세 집단의 교차항에서 세 모형과 3개월, 6개월, 9개월 기준 전반에 걸쳐 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이면서 모형 설정에 따른 결과의 민감도가 낮은 것으로 나타났다.

이러한 결과는 오차항에 대해 서로 다른 분포 가정을 전제하는 로짓·프로빗 모형과, 그러한 가정을 요구하지 않는 선형확률모형에서 정책×연령집단 교차항의 방향이 일관되게 나타났다는 점에서, 주요 분석에서 관측된 55~59세 집단의 상대적으로 높은 정규직 취업 전환 변화폭이 로지스틱 함수 형태에 따른 인위적인 결과는 아닐 가능성을 시사한다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)의 직업력 자료를 이용하여 정년 60세 의무화의 전면 시행 전후 남성 미취업자의 정규직 취업 전환이 연령집단별로 어떻게 변화하였는지를 분석하였다. 개인의 고용 상태를 월 단위로 재구성하고, 30~44세를 기준집단으로 설정하여 연령집단과 정책 시행 이후 더미의 교차항을 포함한 로지스틱 회귀모형을 추정하였다. 분석 결과, 정책 전면 시행 이후 50~54세와 55~59세 집단의 정규직 취업 전환 로그오즈 변화는 기준집단보다 상대적으로 높게 나타났다.

이러한 상대적 변화는 중·고령집단의 절대적인 취업 전환 확률이 크게 상승했기 때문이라기보다, 기준집단의 취업 전환 확률이 하락한 가운데 중·고령집단의 전환 확률이 상대적으로 완만하게 변화한 데서 비롯된 결과로 해석된다. 평균한계효과와 예측 확률에서도 정책 시행 이후 기준집단의 전환 확률은 뚜렷하게 하락한 반면, 중·고령집단의 변화는 상대적으로 작게 나타나 연령집단 간 전환 확률의 격차가 축소되는 양상이 확인되었다. 55~59세 집단의 9개월 기준 평균한계효과는 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보여, 해당 집단의 정규직 취업 전환 확률이 상승하였을 가능성을 제한적으로 시사하였다.

전면 시행 이전 연도 조합을 이용한 분석에서는 중·고령집단과 기준집단 간 차별적인 변화가 존재하였다는 통계적 증거가 확인되지 않았다. 이는 제한된 표

본과 연도 조합에 기초한 결과이므로, 정책 시행 이전의 변화가 동일하였음을 입증하는 것으로 해석할 수는 없다. 연도 조합을 변경한 분석에서는 55~59세 집단의 상대적 변화가 특히 9개월 내 정규직 취업 전환에서 비교적 안정적으로 나타났다. 또한 연 단위 자료를 이용하여 기준 연도의 미취업자가 다음 연도에 정규직으로 취업하였는지를 분석한 결과와 로짓 · 프로빗 · 선형확률모형을 비교한 결과에서도 55~59세 집단의 양(+)의 상대적 변화가 대체로 유지되었다. 반면 55세 미만 집단의 결과는 비교 연도와 자료 구성에 따라 통계적 유의성이 달라져 상대적으로 덜 안정적인 것으로 나타났다.

앞서 살펴본 정년 연장 시행 이후 연령집단 간 상대적 변화는 중고령 근로자의 정규직 진입 확률이 크게 상승했다기보다 기준 범주인 30~44세의 진입 확률이 하락한 데서 주로 비롯되었다. 이러한 결과는 정년 연장에 따라 기존 고령 근로자의 재직기간이 연장될 경우 기업이 신규 채용을 조정할 수 있다는 세대 간 대체가설과 정합적으로 해석될 여지가 있다. 한요셉(2019), 김대일(2023), 정종우 외(2026) 등이 보고한 청년 · 비고령층 신규 채용 감소 역시 이러한 가능성을 뒷받침한다. 다만 본 연구는 기업의 기존 고령자 고용과 신규 채용을 동시에 관측하지 않으므로, 30~44세의 전환확률 하락을 정년 연장에 따른 세대 간 대체효과로 직접 식별한 것으로 해석할 수는 없다. 또한 이환웅(2023) 등 일부 연구에서는 다른 결과가 보고되고 있다는 점을 고려하면, 이러한 관계는 자료와 분석 대상에 따라 이질적으로 나타날 가능성이 있다.

본 연구의 주요 결과는 정년 연장의 고용효과를 평가함에 있어서 고령층의 고용률이나 고용자 수와 같은 저량(stock) 지표와 미취업자의 신규 취업 진입과 같은 유량(flow) 지표를 구분할 필요가 있음을 시사한다. 고령층의 고용이 증가하더라도 그것이 기존 근로자의 고용 유지에서 비롯된 것인지, 미취업자의 신규 진입에서 비롯된 것인지에 따라 정책적 의미는 달라질 수 있다. 본 연구의 결과는 특히 정년 연장 전후의 노동시장 변화를 평가할 때 고용 수준뿐 아니라 연령별 취업 진입과 이탈 등 노동시장 이행지표를 함께 살펴볼 필요성을 제기한다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 정책 시행 전후 두 연도의 자료를 통합한 분석으로, 관측되지 않은 개인의 이질성을 충분히 통제하기 어렵다. 둘째, 정책 시행 이후 더미에는 정년 60세 의무화의 시행뿐 아니라 같은 시기에 발생한 거시경제적 · 노동시장적 변화가 함께 반영될 수 있으므로, 추정 결과를 정책의 인과효과로 단정하기 어렵다. 셋째, 정규직 취업 전환의 발생 빈도와 표본 규모가 제한적이어서 일부 추정치, 특히 3개월 내 전환 결과의 정밀도가 낮을

수 있다. 넷째, 본 연구는 기준 시점에 미취업 상태인 개인을 조건으로 분석하므로, 정년 60세 의무화가 정책 시행 전후 미취업자 집단의 구성에 영향을 미쳤다면 앞서 살펴본 정규직 취업 전환 확률의 변화에는 미취업 표본 구성의 변화가 반영되었을 가능성이 존재한다.[6] 마지막으로 분석 대상을 30~59세 남성 미취업 표본으로 한정하였으므로, 분석 결과를 여성이나 전체 미취업자, 비정규직 취업 전환 및 고용 유지·이탈 경로에 일반화하는 데에는 주의가 필요하다.

향후 연구에서는 정년 연장이 미취업자의 노동시장 진입뿐 아니라 미취업 상태로의 유입 자체에도 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여, 개인의 취업·미취업 상태를 장기간 추적할 수 있는 패널 자료와 보다 정교한 식별전략을 활용할 필요가 있다. 특히 정책 시행 전후 미취업자 집단의 구성 변화와 관측되지 않는 개인 특성에 따른 선택 문제를 함께 통제함으로써 정년 연장이 재취업 확률에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 추정할 필요가 있다. 아울러 본 연구에서 표본 제약으로 충분한 분석이 어려웠던 60세 이상 연령층과 여성, 비정규직 취업 전환까지 분석 대상을 확대하고, 고용보험 자료 등 행정 자료와의 연계를 통해 신규 취업뿐 아니라 고용 유지, 이직, 근속기간 등 다양한 노동시장 이행 경로를 종합적으로 분석할 필요가 있다. 이상은 향후 연구과제로 남겨 둔다.

참 고 문 헌

김대일, “정년 연장의 고용효과,”『노동경제논집』 제44권 제2호, 2021, 1~31.

_____, “정년연장의 청년층 일자리 효과,”『노동경제논집』 제46권 제1호, 2023, 69~100.

김준영, “고연령층 고용변동이 청년층 고용에 미치는 효과: 사업체 패널 자료를 이용한 분석,”『노동경제논집』 제34권 제1호, 2011, 71~101.

남재량,『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』, 세종: 한국노동연구원,

6) 정년 연장 시행 전후 미취업 표본의 구성 변화를 점검하기 위해 그룹 t-검정을 적용한 결과 실업 지속기간, 교육수준 및 혼인 여부에서는 2015년과 2017년간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았으며, 대도시 거주 여부에서는 10% 수준에서 차이가 확인되었다. 이는 관측 가능한 주요 개인 특성에서는 두 시점의 미취업 표본 간 차이가 전반적으로 크지 않았음을 보여 준다. 다만 이러한 결과가 정책 시행에 따른 미취업 풀의 내생적 선택 가능성을 배제하는 것은 아니며, 관측되지 않는 개인 특성의 구성 변화가 추정 결과에 영향을 미쳤을 가능성은 남아 있다.

2018.
송헌재 · 전병힐 · 조하영, “60세 정년 의무화가 청년 및 장년고용에 미친 영향,” 『노동정책연구』 제24권 제1호, 2024, 57～74.
안주엽, 『세대간 고용대체 가능성 연구』, 서울: 한국노동연구원, 2011.
이환웅, “정년연장의 고용효과에 대한 소고,” 『재정포럼』 2023년 7월호, 2023, 8～29.
임두빈 · 전용일, “60세 정년연장제도가 임금피크제 도입 고려 시 퇴직연금에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제32권 제4호, 2014, 69～96.
정종우 · 이철희 · 진성진, “The Impact of Mandatory Retirement Age on Employment: Evidence from Korea,” *The Korean Economic Review*, 42(2), 2026, 255～296.
정희진 · 강창희, “2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향: ‘사업체패널조사’ 자료를 이용한 분석,” 『한국경제의 분석』제28권 제2호, 2022, 149～192.
최강식 · 이수원 · 박지영, “정년연장이 기업에 미치는 경제적 효과,” 『중소기업연구』 제35권 제4호, 2013, 293～313.
최형재, “60세 이상 정년 의무화제도의 시행이 고용에 미치는 효과: 사업체 수준의 분석,” 『산업관계연구』 제34권 제2호, 2024, 83～107.
한요셉, 『60세 정년 의무화의 영향: 청년 고용에 미치는 영향을 중심으로』, 세종: 한국개발연구원, 2019.
Lazear, Edward P., “Why Is There Mandatory Retirement?,” *Journal of Political Economy*, 87, 1979, 1261～1284.
_____, “Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions,” *American Economic Review*, 71, 1981, 606～620.
OECD, *Working Better with Age: Korea*, Paris: OECD Publishing, 2018.

[Abstract]

Transition to Regular Employment by Age Group Before and After the Full Implementation of the Mandatory Retirement Age of 60: A Study of Unemployed Men Using the Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS)

Gun-Hyun Park* · Seung-Gyu Sim** · Gi-Hoon Hong***

This study examines age-group differences in transitions from nonemployment to regular employment before and after the full implementation of Korea's mandatory retirement age of 60. Using monthly work-history data from the Korean Labor and Income Panel Study, we analyze unemployed men aged 30~59 in 2015 and 2017. Logistic regressions compare the 45~49, 50~54, and 55~59 age groups with those aged 30~44. The relative improvement among older groups mainly reflects a decline in the reference group's transition probability rather than a substantial increase among older workers. The findings complement workplace-level evidence by focusing directly on unemployed individuals' entry into regular employment.

Keywords: mandatory retirement age of 60, transition to regular employment, Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS), age group, interaction-term model, average marginal effect

JEL Classification: J14, J21, J26

---

* First Author, Ph.D. Student, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-1658, E-mail: gunhyun3444@pusan.ac.kr

** Co-author, Professor, Department of International Economics, Aoyama Gakuin University, E-mail: ssg556@gmail.com

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2560, E-mail: gh9x@pusan.ac.kr