Journal of Korean Economic Studies
2026, Vol.44, No.3, 131~179
https://doi.org/10.46665/jkes.2026.9.44.3.131

60세 정년 의무화와 노동조합 가입률이 고용변동성에 미치는 영향: 고용안정화 요소의 조절효과*

이 은 경**

본 연구는 사업체패널조사(WPS) 2007~2021년 자료를 활용하여 60세 정년 의무화가 고용변동성에 미치는 영향이 노동조합 가입률에 따라 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 이중차분법을 적용한 고정효과모형 결과, 정책은 노동조합원이 없는 사업체를 기준으로 고용변동성을 유의하게 확대하였으나, 가입률이 높을수록 확대 폭은 축소되었다. 같은 기준에서 청년층 고용변화율은 유의하게 감소한 반면, 장년층에서는 유의한 변화가 나타나지 않았다. 두 집단 모두에서 노동조합 가입률에 따른 이질적 효과는 확인되지 않았다. 다만 연령집단별 결과는 조사 연령구간 변경으로 탐색적으로 해석할 필요가 있다. 이러한 결과는 노동조합이 고용변동성 완화 요소로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 향후 정년 연장 논의에서는 사업체의 임금체계와 비용 조정 여력을 고려하고, 무노조 사업체를 위한 고용안정 요소를 검토할 필요가 있음을 제언한다.

핵심주제어: 노동조합 가입률, 60세 정년 의무화, 고용변동성, 고용변화율, 조절효과, 이중차분법, 사업체패널조사
경제학문헌목록 주제분류: J26, J51, J23, J14

I. 서론

노동시장은 급속한 고령화에 따른 생산가능인구 감소와 노인 부양비 급증, 그리고 정년연령과 국민연금 수급 연령 간의 소득 공백이라는 문제에 직면해 있다(고용노동부, 2014). 이에 대응하여 2013년「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」개정을 통해 60세 정년 의무화 제도가 도입되었다. 이 제도의

* 본 논문은 저자의 2026년도 석사학위논문을 수정·보완하였음.
** 강원대학교 경제학과 석사, E-mail: leeunk098@gmail.com
논문투고일: 2026. 8. 3 논문수정일: 2026. 9. 2 게재확정일: 2026. 9. 11

시행으로 정년제를 운용 중인 사업체는 연령 상한을 만 60세 이상으로 상향할 법적 의무를 지게 되었다.

연공급체계가 지배적인 한국 노동시장에서 정년 의무화 제도는 사업체의 비용을 외생적으로 상승시킨다. Lazear(1979)의 정년모형에 의하면, 연공급체계는 근로자의 연령 및 근속연수가 적을 때에는 한계생산가치보다 낮은 임금을 지급하다가 근속연수가 누적됨에 따라 한계생산을 초과하는 임금으로 보상하는 구조이다(남재량, 2018). 이러한 임금 구조하에서 구조적 부담을 완화하기 위해 특정 연령을 기점으로 임금을 감액하는 임금피크제가 존재하나(박성준 · 김기승, 2009), 이는 정책 시행 당시 법적 의무가 아니었다.[1] 결과적으로 정년 연장 정책은 노동공급 측면에서는 고용기간을 연장하는 보호 기제인 동시에, 노동수요 측면에서는 임금체계의 개편이 수반되지 않은 채 제도적 제약으로 작용하게 된다.

한편, 정책 시행이 시작된 2016년을 기점으로 한국의 노동조합 조직률이 상승세로 전환되었다는 점에 주목할 필요가 있다. 노동조합은 근로자가 주체가 되어 근로조건의 유지 · 개선을 위해 조직한 단체로 정의된다(「노동조합 및 노동관계조정법」 제2조 제4항). 이들은 단체교섭을 통해 조합원의 임금 인상과 근로조건 개선을 도모할 뿐만 아니라, 부당한 해고를 막아 고용안정을 높이는 역할을 수행한다(Freeman and Medoff, 1984/1992). 이러한 노동조합의 영향력과 교섭력을 보여 주는 지표는 노동조합 조직률(union density rate)이다(신영민 외, 2025). 〈그림 1〉의 OECD 통계에 따르면 한국의 노조 조직률은 1989년(18.6%) 이후 장기적인 하락 추세를 보였으나, 2016년부터 반등하여 2021년에는 14.1%까지 상승하였다.[2]

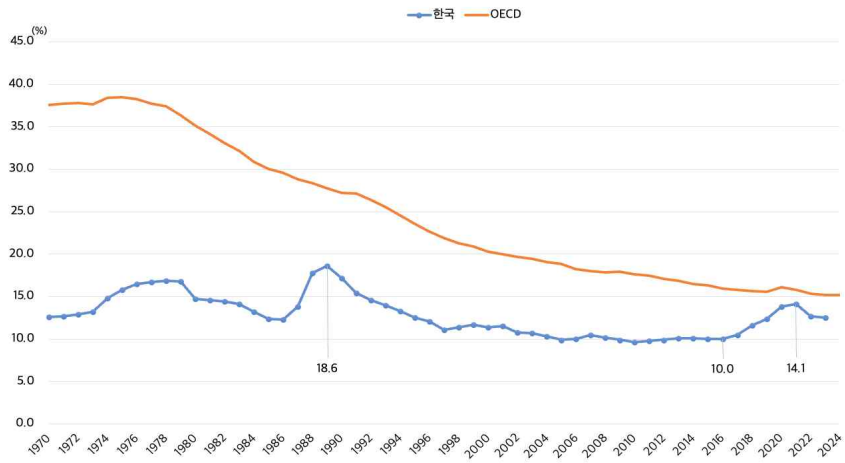
유노조 사업체에서는 노동조합이 임금 수준뿐만 아니라 조합원의 고용을 효용함수의 핵심 변수로 두고 사측과 교섭한다. 효율적 계약모형에 따르면, 노사는 고용 규모를 일정 수준 이상으로 유지하면서도 상호 이익을 얻을 수 있는 타협점을 도출하는 경향이 있다(Borjas, 2020). 따라서 노동조합은 기업이 비용 절감을 위해 고용량을 불규칙하게 변동시키는 행위를 교섭을 통해 조율함으로써, 노사 간 합의된 고용 수준을 유지하게 하는 고용안정 기제로 작용하는 것이다.

---

1) 당시 정부는 2018년까지 임금피크제 지원금 제도를 통해 근로자의 삭감된 임금을 보조해 주었다.

2) 이는 노동시장 전체의 조직 규모 변화를 나타내는 지표이므로, 개별 사업체 내부의 교섭력이 강화되었음을 곧바로 의미하지는 않는다. 이러한 이유에서 본 연구는 거시 지표인 조직률이 아니라 사업체 단위의 노동조합 가입률을 설명변수로 활용한다.

〈그림 1〉 한국과 OECD 국가 평균 노동조합 조직률, 1970~2024



주: 노동조합 조직률(%)=(순 조합원 수/전체 근로자 수)×100.
자료: OECD(2025), Trade Unions: Trade Union Density.

60세 정년 의무화와 노동조합이 사업체에 미치는 여러 영향 중 고용 조정에 주목하는 이유는 비용 상승에 직면한 기업의 대응 방식에 기인한다. 정년 의무화라는 비용 충격이 발생할 때, 기업은 이론적으로 임금이나 고용 조정을 통해 비용 최소화를 시도한다. 그러나 기업이 시장 임금을 수용해야 하거나, 임금의 하방경직성이 존재하는 현실에서는 임금 삭감을 통한 비용 축소가 불가능하다. 이처럼 가격변수의 조정이 어려운 상황에서 기업이 할 수 있는 현실적인 대응 수단은 수량변수인 고용을 조정하는 것이다. 실제로 노동시장의 임금 경직성이 1%p 증가할 때 산업의 고용 조정폭이 2.3~2.9% 유의미하게 증가한다고 분석된 바 있다(황상현 · 이진영, 2019). 결국 정년 제도의 시행에 따른 기업의 비용 상승은 고용 조정으로 귀결되며, 이는 노동조합의 고용안정 기제와 상호작용을 하게 된다.

주목할 점은 이러한 상호작용은 노동조합의 교섭력에 따라 다르게 발현될 수 있다는 것이다. 교섭력이 미약한 사업체의 경우, 정책 충격을 상쇄하기 위해 고용량을 불규칙하게 변동시키는 수량 조정으로 대응할 유인이 크다. 반면, 교섭력이 강한 사업체에서는 노동조합이 사업체와의 단체교섭을 통해 고용 조정의 폭을 합의하여 조율하는 완충 역할을 수행한다. 즉, 노동조합의 고용 보호 기능은 고용의 총량을 유지하는 것에 그치지 않고 정책 충격에 대응하는 사업체의 고용

량 조정폭을 완화한다. 이로써 노동조합은 정책 충격이 불규칙한 고용 조정으로 이어지는 것을 완화하는 조절효과를 발생시킨다. 그러므로 단독으로도 고용을 보호하는 두 가지 요인이 상호작용할 때, 사업체의 고용 조정폭이 어떻게 변화하는지 실증분석할 필요가 있다.

본 연구의 질문은 '60세 정년 의무화 정책이 고용변동성에 미치는 영향이 노동조합 가입률에 따라 어떻게 달라지는가?'이다. 노동조합의 고용 보호 기제가 작동한다면, 정년 연장으로 인한 비용 충격이 불규칙한 고용량 조정으로 이어지는 것을 노사 협의에 기반한 조정이 완화할 수 있다. 이 경우 정년 의무화 이후 고용 조정폭의 불규칙한 변화가 발생하더라도, 노동조합의 교섭력이 강한 사업체에서는 고용 조정폭이 상대적으로 안정적일 것으로 예측된다. 특히 한국의 노동조합 가입률이 2016년 이후 상승세로 전환되었다는 점을 고려하면, 사업체 내부의 고용안정 기제로서 노동조합의 역할을 실증적으로 검토할 필요성이 있다. 이에 본 연구는 노동조합 가입률과 60세 정년 의무화 정책효과의 상호작용이 고용변동성에 미치는 영향을 실증분석하는 것을 목적으로 한다.

Ⅱ. 선행 연구 검토

60세 정년 의무화가 고용에 미치는 영향을 사업체 단위의 데이터를 바탕으로 분석한 선행 연구(정희진 · 강창희, 2022; 최형재, 2024; 김대일, 2024)들은 제도의 도입 및 시행이 사업체의 비용을 증가시키고 고용의 감소를 초래한다는 일관된 결론을 도출하였다는 점에서 중요한 학문적 기여를 해왔다. 정희진 · 강창희(2022)는 60세 정년 의무화 제도의 입법(2013년)은 정책 시행 이전(2011년) 사업체 내 50세 이상 근로자 비중이 10%p 높을수록, 법이 시행된 2016년 이후에 사업체의 총고용 규모가 약 2.05% 감소했음을 실증하였다. 이 연구는 법적 의무 적용 여부라는 명확한 제도적 기준 대신, 기준 연도의 '50세 이상 근로자 비중'이라는 연속형 변수를 처치변수로 설정하여 정책효과를 추정하였다. 그러나 50세 이상 근로자의 비중이 높은 사업체는 이미 정년연령을 60세 이상으로 설정한 사업체라 고령자가 많은 것일 수도 있기 때문에, 반드시 정년 연장 정책의 타격을 크게 받는다고 볼 수는 없다. 〈표 1〉에서 볼 수 있듯, 2011년에 50세 이상 근로자 비중이 가장 높은 4분위 사업체 중 52.5%는 이미 정년을 60세 이상으로 설정하여 법적 적용 대상이 아니었으며, 이는 1분위(21.8%)의 약 2.4배에 해당한

〈표 1〉 2011년 50세 이상 근로자 비중별 정년 60세 이상 설정 비율

50세 이상 근로자 비중	사업체 수	50세 이상 비중 평균 (%)	정년 60세 이상 설정 비율(%)
1분위(하위 25%)	101	3.218	21.8
2분위	101	9.778	22.8
3분위	101	20.379	34.7
4분위(상위 25%)	101	49.295	52.5
전체	404	20.668	32.9

주: 50세 이상 근로자 비중은 2011년 당시 만 50세 이상 근로자 수를 2011년 전체 근로자 수로 나눈 값, 정년 60세 이상 설정 비율은 2011년에 정년제를 운용하면서 정년연령을 60세 이상으로 설정한 사업체의 비율.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

다. 이는 고령 근로자 비중이 높은 사업체일수록 오히려 법적 적용 대상이 아닐 가능성이 크다는 것을 의미한다. 이 경우 정책 시행의 영향을 직접적으로 받지 않음에도 불구하고, 처치를 강하게 받은 집단으로 오분류될 위험이 있다.

최형재(2024)는 60세 정년 의무화가 55세 이상 고령층의 고용을 감소시킴을 보였다. 특히 제도 시행 이전에 정년제를 운용하지 않던 사업체에서 고용 감소 효과가 뚜렷하게 나타난다. 이를 근거로 일부 사업체들이 기존 고령 근로자들을 합법적으로 정리하기 위해 새롭게 정년 제도를 도입했을 가능성을 제기한다. 그러나 정책의 법적 적용 대상을 고려할 때 처치집단을 제도 시행 이전(2015년) 정년제 미운용 사업체로 설정한 점에서 한계가 존재한다. 60세 정년 의무화는 기존에 정년 제도를 운용 중인 사업체가 그 연령을 60세 미만으로 정할 수 없도록 하는 규정으로, 정년제를 운용하지 않던 사업체에 제도의 신설을 강제하는 법안이 아니다(고용노동부, 2016). 법적 의무 대상이 아닌 집단이 분석에 포함될 경우, 도출된 결과가 정책의 외생적 충격에 의한 것인지 개별 사업체의 내생적 선택에 의한 것인지 명확히 식별하기 어렵다는 제약이 따른다.

김대일(2024)은 60세 정년 입법이 사업체의 노동비용 증가와 고용 감소를 초래했다고 분석한다. 기존 정년이 60세 미만이었던 사업체들을 분석한 결과, 대기업을 중심으로 비용이 증가하고 전체 고용이 감소하였다. 특히 중소기업에서는 신규 채용이 감소하는 경향이 보였다. 그리고 임금피크제는 정년 연장으로 인한 비용 증가를 부분적으로 완화하나, 고용이나 신규 채용을 증가시키지는 못한 것

으로 나타난다. 그러나 처치집단이 정책에 영향을 받은 시점으로 정의되었다는 한계가 존재한다. 해당 연구는 2013년을 기준으로 처치집단을 정의하였다. 그러나 2013년은 법 개정(5월) 이후에 실시된 조사이므로, 개정에 대응하여 정년을 상향한 사업체가 통제집단으로 분류될 여지가 있다.

이처럼 기존의 60세 정년 의무화 관련 실증 연구들은 처치집단과 처치 시점에서 차이를 보이며, 주로 제도의 시행 전후 고용 절대 규모의 증감만을 분석하였다. 또한 노동조합의 교섭력에 의한 조절효과를 심도 있게 다루지 못하였다.

이론상 노동조합이 영향력을 행사하여 기업에 임금 인상을 요구하면 기업이 고용을 줄일 것으로 예상된다. 그러나 최근 실증 연구는 분석 대상과 시장 구조에 따라 상반된 결과를 보이고 있다. Dodini *et al.*(2023)은 노동수요 독점(Monopsony Power)이 강한 것으로 알려진 제조업 부문을 대상으로, 사업체 수준 노동조합 밀도가 1%p 증가할 때 고용이 약 1.0% 증가함을 보였다. 이는 노동수요 독점 기업이 기존에 한계생산가치보다 낮은 임금과 과소 고용 수준을 유지하고 있었기 때문에, 노동조합이 임금을 적정 수준으로 인상함에 따라 노동공급이 증가하여 총고용이 함께 늘어난 것으로 해석된다. 반면 제조업을 포함한 전체 민간 부문에서는 노동조합 밀도 1%p 증가 시 고용이 약 1.6% 감소하여, 전형적인 노동수요곡선상의 대응 방식을 보였다. Wooden and Hawke(2000)도 경쟁적인 시장에서는 노조 조합원 비율이 1%p 증가 시 6년간의 총고용 성장률이 0.27%p 감소함을 보였다.

국내 연구는 노동조합과 고용이 음(−)의 관계가 있음을 실증해 왔다. 정찬식 · 최금화(2026)는 노동조합 가입률이 높을수록 기업의 1인당 매출액과 임금은 증가하는 반면 고용 인원수는 유의미하게 감소함을 실증하였다. 이는 노동조합이 기존 조합원의 임금을 높이고 고용을 축소한다는 고전적인 독점적 노동조합 이론(monopoly union model)을 지지하는 결과이다.

한편, 노동조합 가입률이 아닌 노동조합의 '존재 여부'를 설명변수로 사용한 연구로는 노동조합의 존재가 고용증가율을 감소시킨다는 연구(노용진, 2016)와 고용 규모에 미치는 효과에 대해 확정적인 결론을 내리지 못한 연구(유경준 · 강창희, 2014)가 있다. 그러나 노동조합 유무와 같은 이분법적 변수로는 노동조합의 교섭력에 따라 사업체의 고용 조정폭에 미치는 이질적인 영향을 정교하게 파악할 수 없다. 따라서 노동조합의 영향력이 고용 조정폭에 미치는 효과를 파악하기 위해서는 노동조합 가입률을 설명변수로 삼은 분석이 필요하다.

노동조합이 고용의 불안정성을 완화하는 기제임을 밝힌 연구도 존재한다. 황

상현 · 이진영(2019)은 유노조 사업체에서 근무하는 근로자의 비율이 1%p 증가할 때 해당 산업의 고용변동성은 약 1.6% 감소함을 보였다. 그러나 분석 단위가 개별 사업체가 아닌 산업 단위의 분석이라 노동조합이 개별 사업체의 고용에 미치는 직접적인 영향을 식별했다고 보기 어렵다.

이처럼 노동조합이 고용에 미치는 영향을 다룬 선행 연구들은 주로 고용의 양적 변화에 초점을 맞추었으나, 개별 사업체의 불규칙한 고용 조정폭 변화에 대한 분석은 이루어지지 않았다. 기존의 고용 수준 분석은 사업체가 외생적 충격에 대응하여 고용을 조정하는 불규칙적인 행태를 포착하는 데 한계가 있다. 특히 정년연장 제도와 노동조합 교섭력의 상호작용이 불규칙한 고용 조정폭에 어떠한 방향으로 영향을 미치는지에 대한 실증분석은 아직 수행되지 않았다.

이러한 선행 연구의 한계를 극복하기 위해, 본 연구는 고용 조정폭을 측정하는 지표로서 고용변동성(employment volatility)을 사용한다. 고용변동성이란 노동수요 측면에서 사업체의 종사자 수가 시간에 따라 불규칙적이고 예측 불가능하게 변하는 정도를 측정한 지표다(황상현 · 이진영, 2019). 고용변동성이 높다는 것은 특정 기간 동안 고용량의 변화가 크고 불규칙하여 노동시장이 불안정함을 의미하며, 반대로 고용변동성이 낮다는 것은 고용량 변화가 상대적으로 작고 규칙적이어서 노동시장이 안정적임을 의미한다. 예를 들어, 사업체가 대규모 고용을 하더라도 변화량이 일정하다면 고용변동성은 낮아 안정적인 것으로 평가된다. 반면, 고용 규모의 변화량이 작더라도 변화가 불규칙하다면 고용변동성은 높아 불안정한 것으로 평가된다.[3] 따라서 고용변동성 지표는 기존의 고용 수준 분석만으로는 포착하기 어려운 이면의 불규칙한 고용 조정 행태를 파악할 수 있다.

분석 결과, 60세 정년 의무화 정책 시행 이후 사업체의 고용변동성이 유의하게 확대되었으며, 이 효과는 노동조합 가입률에 의해 완화되는 조절효과가 확인되었다. 연령대별로는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로, 청년층 고용변화율이 감소하는 정책효과가 관측된 반면, 장년층에서는 유의한 효과가 확인되지 않았다. 노동조합 가입률에 따른 조절효과는 두 연령집단에서 확인되지 않았다. 다만 연령집단별 결과는 조사 연령구간 변경으로 인해 탐색적으로 해석되어야

3) A 사업체에서 고용 규모를 100명에서 115명, 다시 130명으로 매년 15명씩 일정하게 늘린 경우와 B 사업체에서 100명에서 95명으로 5명 감소한 후 108명으로 13명 증가한 경우를 비교해 보자. 최종적인 고용 규모 변화량 자체는 A 사업체가 더 크다. 그러나 A 사업체에서의 고용량 변화의 표준편차는 0.0으로 고용변동성이 매우 안정적인 반면, B 사업체에서의 고용량 변화의 표준편차는 약 12.73으로 상대적으로 높아 고용변동성이 불안정한 것으로 평가된다.

한다. 이러한 실증 결과를 토대로 본 연구는 사업체의 임금체계와 비용 조정 여력을 고려하고, 무노조 사업체를 위한 고용안정 요소를 검토할 필요가 있음을 제언한다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 선행 연구를 검토하고, 제Ⅲ절에서는 분석에 사용된 데이터, 고정효과를 통제한 이중차분모형과 평행추세 가정 위배 여부를 확인한다. 그리고 변수를 정의하고 기초통계량을 제시한다. 제Ⅳ절에서는 주 분석 결과 및 강한 연공급성을 지닌 표본, 그리고 정책 이행 여부 표본하에서의 추가 분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ절에서는 불균형 패널 데이터, 이산형 설명변수 그리고 재정의한 종속변수로 강건성을 검증한다. 마지막으로 제Ⅵ절에서는 분석 결과를 토대로 정책적 시사점을 도출한다.

Ⅲ. 모형 및 자료 소개

1. 모형

본 연구는 패널 데이터로 고정효과모형(fixed effects model)을 활용하여 정책의 효과를 추정한다. 데이터에는 관측되지 않지만 시간이 지나도 변하지 않는 고유한 특성이 존재하며, 이는 주요 설명변수와 밀접한 상관관계를 가질 가능성이 높다. 예를 들어, 사업체 특유의 자본과 노동 간의 대체탄력성이나 고유한 노동 조정비용 구조는 데이터에 명시적으로 관측되지 않지만 단기간에 변하지 않는 이질적 특성이다. 이러한 개별 기업의 특성은 교섭력을 나타내는 노동조합 가입률과 내생적 상관관계를 가질 수 있으며, 동시에 정년 의무화라는 정책하에서 사업체의 고용변동성에 직접적인 영향을 미친다. 고정효과모형을 적용하면 관측되지 않은 이질성이 설명변수와 임의의 상관관계를 갖는 것을 허용하면서 관측되지 않는 고정 요인을 상쇄시킨 후, 개체 내 변동에 기반하여 추정치를 산출하게 한다(Wooldridge, 2010). 따라서 본 연구는 고정효과항(α_i)을 패널모형에 포함하여 사업체 내 변동만을 분석에 활용함으로써 설명변수와 오차항 간의 내생성 문제를 완화하여 보다 정확한 추정치를 식별하고자 한다. 회귀식은 아래와 같이 설정하였다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1(Post \times UniRate) + \beta_2(Treat \times Post) \quad (1)$$
$$+ \beta_3(Treat \times Post \times UniRate) + X_{i(t-2)}'\gamma + \alpha_i + \eta_{jt} + \theta_{rt} + \epsilon$$

종속변수인 Y는 기업 i의 t 시점에서의 고용변동성과 연령대별 고용변화율이다. 고용변동성은 선행 연구에서 활용된 Rolling Window Measure(RWM) 방식을 적용한다. RWM 방식에 따르면, 특정 시점(t년)의 고용변동성은 해당 시점으로부터 지난 3년간의 고용량 변화를 이용하여 산출된다. 먼저 $t-2$년도와 $t-1$년도 사이 고용량의 변화량과 $t-1$년도와 t년도 사이 고용 변화량을 구한 후, 변화량들의 표준편차를 계산하여 해당 시점(t년)의 고용변동성 값으로 정의한다. 사업체패널조사는 격년으로 실시되나, 각 웨이브에서 당해 연도와 전년도의 근로자 수를 함께 조사한다. 그러므로 $t-2$년의 당해 연도 고용량과 t년의 전년도, 당해 연도 고용량을 활용하면 연속된 세 시점의 고용량을 산출할 수 있다. 고용변동성을 산출하는 수식은 아래와 같으며, $E_{i,t}$는 사업체 i의 t년 말 근로자 수이다.

$$EmpVol_{i,t} = sd\{E_{i,t-1} - E_{i,t-2}, E_{i,t} - E_{i,t-1}\} \quad (2)$$
$$= \frac{|(E_{i,t} - E_{i,t-1}) - (E_{i,t-1} - E_{i,t-2})|}{\sqrt{2}}$$

두 시점의 고용 변화량으로 산출한 표준편차는 위의 식에서 확인할 수 있듯이 고용 변화량의 2차 차분에 비례한다. 따라서 고용변동성 지표는 고용 조정의 절대적인 규모가 아니라, 시점 간 고용 변화의 불규칙성을 나타낸다. 본 연구는 정책 충격에 대응하는 사업체의 고용 조정이 계획적이고 규칙적으로 이루어지는지, 혹은 급격하고 불규칙하게 이루어지는지에 관심을 둔다. 그러므로 고용변동성은 고용 조정의 규칙적인 정도를 포착하는 데 적합한 지표이다. 다만 해당 지표는 고용 조정의 방향이 구분되지 않기 때문에, 동일한 정도의 고용 증가와 감소가 동일한 크기의 불규칙성으로 포착된다는 한계가 있다.

한편, 고용변동성은 인원수 단위로 측정되어 사업체의 고용 규모에 의존한다. 실제로 기초통계량에서 고용변동성의 극단적인 우편향이 확인되었다. 본 연구에서는 극단값의 영향을 완화하기 위해 로그 변환을 활용함으로써 고용변동성의 우편향을 압축한다. 고용변동성이 0인 관측치가 존재하므로, 고용변동성 지표에 1을 더한 값에 로그를 씌운 로그 고용변동성을 본 연구의 종속변수로 활용한다.

나아가 본 연구는 정년 의무화 정책효과가 연령집단별로 상이하게 나타나는지를 추가적으로 탐색한다. 60세 정년 의무화는 장년층 근로자에 직접적으로 영향을 주는 정책이다. 그러므로 전체 근로자를 장년층과 청년층으로 구분하고, 종속변수를 로그차분으로 측정한 고용변화율로 설정한다. t년의 연령대별 고용변화율은 t년 고용량의 로그값에서 $t-2$년 고용량의 로그값을 차분한 값으로 정의하였다. 연령대별 고용량이 0인 관측치가 존재하므로, 연령대별 고용량에 1을 더한 값에 로그를 씌웠다. 고용변동성이 아닌 고용변화율로 정의하는 이유는, 데이터의 제약으로 인해 RWM 방식으로 3년간의 변화를 포착하는 연령대별 고용변동성을 도출할 수 없기 때문이다. 사업체패널조사 데이터는 연령대별 근로자 수를 2년 단위로 측정하므로, 3년치 연령대별 고용 변화량의 표준편차를 구할 수 없다. 이러한 이유로 연령대별 분석을 위해 고용변동성 대신 고용변화율을 종속변수로 사용한다.

$$EmpGrowth_{i,t}^{Age} = \ln(1+E_{i,t}^{Age}) - \ln(1+E_{i,t-2}^{Age}) \tag{3}$$

장년층 고용변화율은 만 50세 이상(만 55세 이상)인 근로자 수로, 청년층 고용변화율은 만 30세 미만(만 35세 미만)인 근로자 수를 활용하여 산출하였다. 사업체패널조사는 2015년 조사를 기점으로 연령별 근로자 수 집계 기준을 변경하였다. 2005년에서 2013년까지는 청년층은 만 30세 미만, 장년층은 만 50세 이상으로 나누어 조사하였으나, 2015년부터 2021년까지는 각각 만 35세 미만과 만 55세 이상으로 나누어 조사하였다. 이러한 집계 기준의 변화는 연령대별 고용변화율을 측정하는 데 두 가지 문제를 야기할 수 있다.

첫째, 2015년 고용변화율은 서로 다른 연령 기준으로 집계된 근로자 수를 비교하게 되므로, 실제 고용 변화와 무관한 고용량 증감이 발생할 수 있다. 이러한 문제에 대응하기 위해 연령대별 고용변화율 분석에서는 2015년 관측치를 분석에서 제외하였다.

둘째, 2015년 관측치를 제외하더라도 처치 이전 기간(2007~2013년)은 만 30(50)세 이상, 처치 이후 기간(2017~2021년)은 만 35(55)세 이상 근로자를 대상으로 연령대별 고용변화율을 측정하므로, 두 기간의 분석 대상이 동일하지 않다는 문제가 남는다. 이러한 차이는 처치집단과 통제집단 간 만 50~54세 근로자 구성이 다를 경우, 이중차분 과정에서 상쇄되지 않는다. 그러나 자료의 제약으로 인해 동일한 연령구간으로의 재구성은 불가능하며, 만 50~54세 근로자 구성 또

한 현재 자료에서는 확인할 수 없어 이러한 문제를 해소하기 어렵다. 따라서 본 연구는 연령대별 분석 결과의 인과적 해석에 신중을 기할 필요가 있음을 밝히며, 연령대별 고용변화율 결과를 탐색적 분석으로 제시한다.

주요 설명변수들은 $Treat \times Post$, $UniRate \times Treat \times Post$이다. $Treat \times Post$는 이중차분항으로, 정년연령을 60세 이상으로 상향할 의무가 있는 사업체가 처치기간에 1의 값을 갖게 한다. $Treat$은 처치집단에 해당하면 1, 통제집단에 해당하면 0을 부여하는 더미변수이다. 60세 정년 의무화는 기존에 정년제를 운용하는 사업체가 정년연령을 60세 이상으로 설정하도록 하는 제도이다. 그러므로 법적 적용 대상은 제도 시행 시점에 정년제를 운용하면서 정년연령을 60세 미만으로 설정한 사업체이다. 그러나 정책 시행 이후의 정보를 이용하여 처치 여부를 정하게 되면, 법 개정에 대응하여 유예기간 중 선제적으로 정년연령을 상향한 사업체가 통제집단으로 분류될 수 있다. 이는 통제집단의 정책 비노출성이 훼손될 수 있음을 의미한다. 이러한 문제를 고려하여 본 연구는 법 개정이 이루어진 2013년 5월 이전의 조사 시점인 2011년을 기준 연도로 설정하였다. 2011년 당시 정년제를 운용하면서 정년연령이 60세 미만인 사업체를 처치집단으로, 같은 시점에 이미 정년연령을 60세 이상으로 설정한 사업체를 통제집단으로 정의하였다.

$Post$는 처치기간 이전(2013년 이전)에는 0, 처치기간 이후(2015년 이후)에는 1을 부여하는 더미변수로 정의된다. 60세 정년 의무화의 법적 효력은 상시근로자 300인 이상 사업체에는 2016년부터, 300인 미만 사업체에는 2017년부터 발생한다. 그러나 사업체는 입법 직후(2013년 5월), 법적 효력이 발생하는 시점(2016~2017년) 전에 정년연령 상향에 선제 대응할 수 있었다(김대일, 2024). 사업체의 실질적 대응이 시작되는 시점을 포함하기 위해 처치기간의 시작 연도를 법적 효력 발생 시점이 아닌, 2015년으로 설정하였다. $Treat \times Post$의 계수인 β_2는 60세 정년 의무화 제도의 시행이 종속변수에 미치는 정책효과를 추정한다.

$UniRate \times Treat \times Post$은 노동조합 가입률과 60세 정년 의무화 정책의 교호항이다. $UniRate$는 노동조합 가입률로, 해당 사업체의 전체 근로자 수 대비 노동조합원 수의 비율로 산출하며, 본 연구는 이를 2011년 시점 값으로 고정하여 사용한다. 시변변수로 사용할 경우 대부분의 처치기간 관측치에서 노동조합 가입률이 정책 시행 이후에 결정된다는 문제가 발생한다. 이에 대응하기 위해 정책에 영향받지 않은 시점의 정보로 변수를 구성하기 위해 법 개정(2013년 5월) 이전

시점인 2011년의 가입률을 사업체별 상수로 고정하였다. $UniRate \times Treat \times Post$의 계수인 β_3는 60세 정년 의무화 정책효과에 대한 노동조합 가입률의 조절효과를 추정한다. 본 연구의 핵심 설명변수는 $UniRate \times Treat \times Post$이다.

설명변수와 종속변수 간의 내생성을 통제하고 노동조합 가입률과의 교호항 계수를 보다 정확히 추정하기 위해 시간 가변적 통제변수를 모형에 포함하였다. 노동조합 가입률과의 교호항($UniRate \times Treat \times Post$)이 종속변수에 미치는 효과를 왜곡시키지 않기 위해 모형 구성상 발생하는 하위 교호항들을 통제해야 한다. 따라서 정책 대상 여부($Treat$), 정책 도입 이후($Post$), 노동조합 가입률($UniRate$) 및 이들의 교호항($Treat \times UniRate$, $Post \times UniRate$)이 모형에 포함된다. 단, $Treat$와 $UniRate$의 주효과 및 이들의 교호항은 시간 불변 특성이므로 사업체 고정효과에 의해 흡수된다. $Post$의 주효과 역시 연도 고정효과에 의해 차분되어 모형에서 생략된다.

설명변수의 하위 교호항 외에도 고용변동성에 영향을 미칠 수 있는 시간 가변적인 사업체 특성을 통제하기 위해 자발적 이직률, 여성 근로자 비중, 국내 시장 경쟁 강도, 시장수요 변동을 통제변수로 모형에 포함하였다. 이들은 식 (1)의 통제변수 벡터($X'_{i(t-2)}$)에 포함되어 있다. 통제변수들은 종속변수와의 동시성 편의를 방지하고자 2년 지연된 데이터를 사용하였다.

자발적 이직률은 자발적 이직 근로자 수를 전체 근로자 수로 나누고 100을 곱하여 정의한 변수로 정책과 무관하게 발생하는 인력 유출 및 충원에서 발생하는 고용변동을 통제한다.

여성 근로자 비중은 여성 근로자 수를 전체 근로자 수로 나누고 100을 곱하여 정의한 변수이다. 여성 근로자 비중이 높은 사업체는 출산·육아에 따른 노동시장 이탈과 재진입이 상대적으로 빈번하여 고용변동이 크게 나타날 수 있으므로, 이러한 인력 구성 차이가 고용변동성에 미치는 영향을 통제한다.

사업체의 노동수요는 최종 생산물에 대한 수요로부터 파생되는 파생수요의 성격을 지니므로, 주력 제품의 시장 경쟁 강도(강함/약함)와 시장수요 변동(증가/감소) 더미변수를 포함하여 2년 전의 시장 환경 변화가 고용 조정에 미치는 영향을 통제하였다.[4] 시장 경쟁 강함은 '주력 제품의 국내 시장 경쟁 강도'를 묻는

4) 시장 환경변수는 개별 사업체의 주력 상품에 대해 매년 달라진 체감 환경을 의미하므로, 사업체 고정효과에도 대분류 산업별 연도 효과에도 흡수되지 않는다. 따라서 세부 산업별 시장 환경이 종속변수에 미치는 영향을 모형에 포함하여 누락변수 편의를 최소화하고자 한다.

설문에 ‘경쟁이 매우 심하다’와 ‘경쟁이 심한 편이다’로 응답하면 1을 부여하는 더미변수로 정의하였다. 시장 경쟁 약함은 동 설문에서 ‘경쟁이 약한 편이다’와 ‘경쟁이 매우 약하다’로 응답하면 1을 부여하는 더미변수로 정의하였다. 시장 경쟁 강도의 기준 집단(reference group)은 ‘보통이다’로 응답한 집단이다. 시장수요 증가는 ‘주력 제품의 시장수요 상황’을 묻는 설문에 ‘시장수요는 빠르게 늘어나고 있다’와 ‘시장수요는 늘어나는 편이다’로 응답하면 1을 부여하는 더미변수로 정의하였다. 시장수요 감소는 동 설문에서 ‘시장수요는 줄어드는 편이다’와 ‘시장수요는 빠르게 줄어들고 있다’로 응답하면 1을 부여하는 더미변수로 정의하였다. 시장수요 변동의 기준 집단은 ‘시장수요는 늘어나지도 줄어들지도 않는다’로 응답한 집단이다.

또한 특정 연도에 특정 산업이나 지역이 거시적으로 겪은 충격을 통제하기 위해, 산업 더미 및 지역 더미에 연도 더미를 교차한 산업별 연도 효과(η_{jt})와 지역별 연도 효과(θ_{rt})를 통제하였다. 구체적으로 산업별 연도 효과는 제9차 개정에 따른 대분류 산업 j별 t년의 효과를 통제한다. 지역별 연도 효과는 시 · 도 기준 지역 구분을 권역 기준으로 재분류하여, 권역 r별 t년의 효과를 통제한다.[5] 단일 산업 더미나 지역 더미는 사업체 고정효과모형에서 시간 불변 요인으로 인식되어 흡수되지만, 연도 더미와 교차하면 시간 가변적 변수가 되므로 고정효과모형에 포함하여도 흡수되지 않는다. 이때 연도 더미를 포함하게 되면 산업별 연도 효과 및 지역별 연도 효과와 다중공선성을 유발하게 되므로, 연도 더미는 포함하지 않는다.

한편, 이중차분모형은 평행추세 가정을 충족해야 한다. 따라서 본 연구의 주요 종속변수인 고용변동성과 연령대별 고용변화율이 통제집단과 처치집단 간에 평행추세 가정이 성립하는지 이벤트 스터디를 수행하여 확인해야 한다. 추정식은 다음과 같다.

---

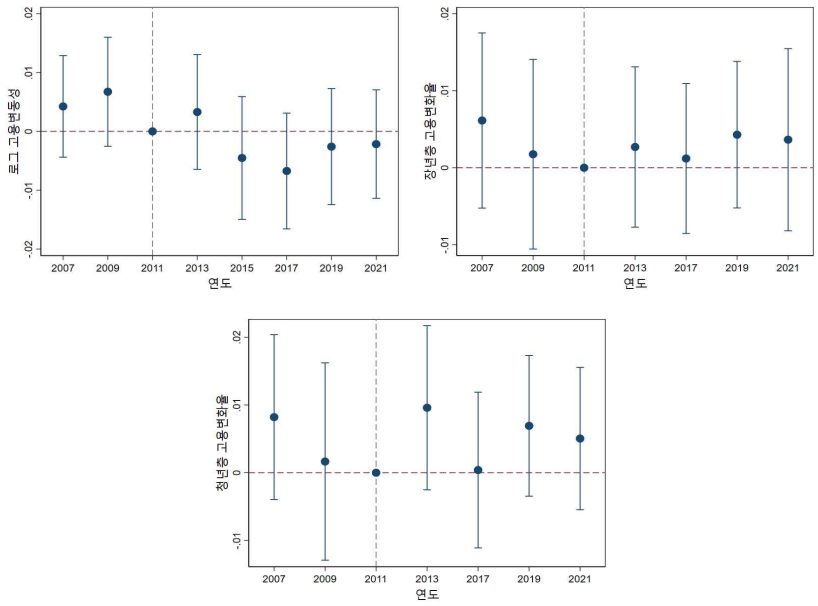
5) 시 · 도 기준 17개로 구분된 지역을 7개의 권역별 기준으로 다음과 같이 재분류하였다. 서울시 · 인천시 · 경기도는 ‘수도권’으로, 부산시 · 울산시 · 경상남도는 ‘동남권’으로, 대구시 · 경상북도는 ‘대구경북권’으로, 충청도 · 대전시 · 세종시는 ‘충청권’으로, 광주시 · 전라도는 ‘호남권’으로, 강원도는 ‘강원권’으로, 제주도는 ‘제주권’으로 재분류하였다.

$$Y = \sum_{\substack{\tau = 2007 \\ \tau \neq 2011}}^{2021} \beta_\tau (1[t=\tau] \times Treat_i \times UniRate) + \sum_{\substack{\tau = 2007 \\ \tau \neq 2011}}^{2021} \delta_\tau (1[t=\tau] \times Treat_i) \quad (4)$$

$$+ \sum_{\substack{\tau = 2007 \\ \tau \neq 2011}}^{2021} \lambda_\tau (1[t=\tau] \times UniRate) + X'_{i(t-2)}\gamma + \alpha_i + \eta_{jt} + \theta_{rt} + \epsilon$$

〈그림 2〉는 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율을 종속변수로 하여 식 (4)에서의 β_τ를 추정한 이벤트 스터디 결과이다. 분석에 사용된 기간은 2007~2021년이며 기준 연도는 2011년이다.[6] 그래프에 의하면 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율에 있어서 처치 이전 시점의 계수 추정치가 0과 다르지 않아, 평행추세 가정을 위배하는 증거는 발견되지 않았다.

〈그림 2〉 이벤트 스터디 결과: 로그 고용변동성, 장년층 고용변화율, 그리고 청년층 고용변화율



주: 95% 신뢰구간을 표시하였음.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

6) 사전 시차 계수에 대한 결합유의성 검정 결과와 이벤트 스터디 추정 결과표는 부록에 제시하였다.

2. 분석 자료

본 연구는 한국노동연구원의 사업체패널조사(WPS) 자료를 활용하여 분석을 수행한다. 사업체패널조사는 동일 사업체를 2005년부터 2년마다 추적 조사하는 패널 데이터이므로 특정 정책 시행의 효과를 노동수요 측면에서 분석하는 데 활용하기 용이한 자료이다. 특히 노동조합 가입률과 정년 연장 제도가 고용변동성에 미친 영향을 분석하기 위해서는 사업체 수준에서 작년·재작년 전체 근로자 수, 노동조합에 가입한 근로자의 수, 정년제 운용 여부, 설정된 정년연령, 근로자 연령 구성, 고용 정보 등 상세한 변수가 수년간 누적된 데이터가 필요한데, 사업체패널조사는 이러한 정보들을 모두 포함하고 있어 본 연구의 실증분석에 사용하기 적합하다.

실증분석 시 2005년부터 2021년까지 총 9개 연도에 걸쳐 조사에 지속적으로 참여한 사업체만으로 구성된 균형 패널 데이터를 구축하여 사용하였다.[7] 이후 제도의 실효성을 반영하고 내생적 선택 편의를 통제하기 위해, 모집단을 2011년 이전에 한 번이라도 정년제를 시행한 사업체로 설정하였다. 이러한 표본 제한의 근거는 제도의 실효성 및 내생적 선택 편의 통제에서 기인한다. 고용노동부의 60세 정년제 행정해석에 따르면, “별도의 정년 제도를 운영하지 않으면서 연령과 관계없이 원하는 만큼 일할 수 있는 고용 환경이 조성되어 있는 사업장의 경우에는 반드시 정년 제도를 신설하지 않아도 된다”고 명시되어 있다(고용노동부, 2016). 즉, 60세 정년 의무화 정책 입법 전까지 정년제를 운용하지 않던 사업체가 60세 정년 의무화 제도의 시행에 대응하기 위해 정년제를 신설할 의무는 없다. 그럼에도 불구하고 기존에 정년제가 없던 사업체가 정책 입법을 빌미로 고령 근로자의 고용기간을 합법적으로 제한하기 위해 정년제를 신설한다면, 이는 외생적 정책 충격이 아닌 사업체의 내생적 선택에 해당한다. 이러한 선택을 한 사업체가 처치집단에 포함될 경우 고용변동성에 미친 영향이 과대 추정되는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 편의를 모집단 설정으로 통제하여 60세 정년 의무화 정

7) 사업체패널조사는 기본적으로 불균형 패널 상태로 제공된다. 그러나 본 연구의 처치집단과 통제집단은 법 개정(2013년 5월) 이전 시점인 2011년 조사의 정년제 운용 여부 및 정년연령 정보를 기준으로 분류되므로, 기준 연도 정보가 관측되지 않는 사업체가 포함될 경우 집단 분류의 정확성이 저해될 수 있다. 이에 본 연구는 분석기간 전체에 걸쳐 조사에 참여하여 집단 분류와 시점 간 비교의 일관성이 확보되는 균형 패널을 사용하였다. 다만 균형 패널은 장기 존속 사업체로 표본이 한정되므로 분석 결과를 전체 사업체로 일반화하는 데에는 유의하여야 한다.

〈표 2〉 분석 표본 구성 과정

표본 제한 기준	사업체 수	관측치 수
사업체패널조사 원자료 (2005~2021년, 9개 조사 연도)	4,985	20,592
균형 패널 데이터 구축	466	4,194
2011년 이전 정년제를 1회 이상 운용한 사업체 (모집단)	444	3,996
2011년 정년연령이 관측되어 처치 지위가 확정된 사업체	404	3,636
종속변수와 설명변수, 통제변수 산출에 2년 시차가 필요함에 따라 2005년 조사 연도 제외	404	3,232
고용변동성 최종 분석 표본	404	3,232
연령구간 변경으로 연령대별 고용변화율 2015년 조사 연도 제외	404	2,828
연령대별 고용변화율 최종 분석 표본	404	2,828

주: 표본 제한 기준은 상단에서 하단으로 순차적으로 적용됨.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

책의 효과를 보다 정확하게 식별하고자 한다.

종속변수와 주요 설명변수, 통제변수를 생성하는 과정에서 결측치나 무응답 코드가 포함된 관측치를 제외하였다. 분석 표본 구성 과정에 따른 사업체 수와 관측치 수 변화 및 최종 분석 표본 수는 〈표 2〉에 수록하였다.

3. 기초통계량

〈표 3〉은 2007년부터 2021년까지 구축된 균형 패널 데이터 중 분석에 사용된 모든 변수값이 존재하는 3,232개의 관측치(404개 사업체)를 기준으로 산출된 기초통계량을 제시한다. 종속변수인 고용변동성은 평균 38.383명으로 나타났으나, 표준편차가 135.899로 평균의 약 3.5배에 달하고 최댓값이 3,308.553명에 이르러 사업체 간 고용 조정 규모의 이질성이 매우 뚜렷하게 관찰된다. 반면 이를 로그 변환한 로그 고용변동성은 평균 2.418, 표준편차 1.447, 최댓값 8.105로 크게

〈표 3〉 전체 기초통계량(2007~2021)

		평균	최소	최대
고용변동성		38.383(135.899)	0.000	3,308.553
로그 고용변동성		2.418(1.447)	0.000	8.105
장년층 고용변화율		0.141(0.967)	−5.489	6.133
청년층 고용변화율		−0.074(1.099)	−6.399	6.260
노동조합 가입률(%)		31.630(35.282)	0.000	96.429
정년연령 상향 의무 대상(%)		67.1(47.0)	0.000	100.0
자발적 이직률(%)		14.652(25.500)	0.000	700.000
여성 근로자 비중(%)		26.458(23.804)	0.000	96.429
시장 경쟁 정도 (평균 합계: 1.000)	매우 심함	0.211(0.408)	0.000	1.000
	심한 편	0.383(0.486)	0.000	1.000
	보통	0.256(0.437)	0.000	1.000
	약한 편	0.044(0.205)	0.000	1.000
	매우 약함	0.033(0.178)	0.000	1.000
	해당 없음	0.073(0.260)	0.000	1.000
시장수요 상황 (평균 합계: 1.000)	급증	0.035(0.184)	0.000	1.000
	증가세	0.284(0.451)	0.000	1.000
	변동 없음	0.316(0.465)	0.000	1.000
	감소세	0.258(0.438)	0.000	1.000
	급감	0.034(0.182)	0.000	1.000
	해당 없음	0.073(0.260)	0.000	1.000
관측치 수		3,232		

주: 전체 분석 표본의 관측치 수는 3,232개(404개 사업체)다. 단, 설문 문항의 연령 분류 기준 변경으로 인해 2015년 관측치를 결측 처리한 장년층 및 청년층 고용변화율의 관측치 수는 2,828개이다. 괄호 안의 값은 표준편차이다.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

안정된 양상을 보인다. 연령대별 고용변화율의 경우 장년층이 평균 0.141, 청년층이 평균 −0.074로, 분석기간 전반에 걸쳐 장년층 고용은 증가하고 청년층 고용은 감소하는 양상이 관찰된다. 다만 두 변수 모두 표준편차가 각각 0.967, 1.099로 평균을 크게 상회한다. 이는 분석기간 동안 연령대별 고용을 크게 늘린 사업체와 크게 줄인 사업체가 함께 존재하여, 평균값만으로는 사업체별 고용 조정 양상을 충분히 대표하기 어려움을 의미한다.

설명변수인 2011년 노동조합 가입률은 평균 31.630%이며, 최솟값 0%에서 최댓값 96.429%까지 분포한다. 노동조합이 조직되지 않은 사업체부터 사실상 전 종업원이 조합에 가입한 사업체까지 포함되어 있어, 가입률을 유무 더미가 아닌 연속형 변수로 측정해야 하는 이유가 자료상 뒷받침된다. 2011년 기준 정년연령이 60세 미만으로 설정되어 있어 정년연령 상향 의무가 부여된 처치집단의 비중은 67.1%로 나타났다.

통제변수를 살펴보면, 사업체의 노동이동을 나타내는 자발적 이직률은 평균 14.652% 수준이며, 여성 근로자 비중은 평균 26.458%로 산출되었다. 한편, 체감 시장 환경변수 중 시장 경쟁 강도에 대해서는 표본 사업체의 다수(59.4%)가 '매우 심함'(21.1%) 또는 '심한 편'(38.3%)으로 응답하여, 대체로 경쟁적인 시장에 직면하고 있는 것으로 파악되었다. 마지막으로 시장수요 상황의 경우 '변동 없음'이 31.6%로 가장 높은 비중을 차지하였으며, '증가세'(28.4%)로 응답한 사업체의 비율이 '감소세'(25.8%)로 응답한 비율보다 소폭 크게 관찰되었다.

〈표 4〉는 정년연령 상향 의무가 부여된 처치집단과 그렇지 않은 통제집단으로 표본을 분할하여 변수들의 기초통계량을 비교한 결과이다. 두 집단의 사전 비교 가능성을 판단하기 위해서는 처치기간인 2015년 이후를 제외해야 하므로, 〈표 4〉는 처치기간 이전인 2007~2013년 관측치에 한정하여 산출하였다. 처치집단은 271개 사업체(1,084개 관측치), 통제집단은 133개 사업체(532개 관측치)로 구성된다.

종속변수의 경우, 수준으로 측정한 고용변동성의 평균은 처치집단(45.026)이 통제집단(35.058)보다 높게 관측되었다. 그러나 표준편차가 각각 192.589와 80.933, 최댓값이 각각 3,308.553과 1,093.187로 나타나, 처치집단에 편중된 소수의 극단적 관측치에 기인한 격차로 판단된다. 실제로 로그 고용변동성으로 측정할 경우 처치집단(2.394)과 통제집단(2.483)의 평균은 오히려 역전되며 그 차이도 미미하다. 즉, 두 집단은 로그 척도에서는 정책 이전 고용 조정의 불규칙성 수준이 사실상 유사하다. 연령대별 고용변화율에서는 장년층의 경우 처치집단(0.166)과 통제집단(0.188)이 유사한 증가 양상을 보였고, 청년층의 경우 처치집단(−0.083)과 통제집단(−0.164) 모두 감소하였으며 통제집단에서 감소 폭이 다소 크게 관찰되었다.

설명변수인 2011년 노동조합 가입률은 통제집단(37.435%)이 처치집단(28.781%)보다 8.65%p 높게 나타났다. 이는 정년연령을 60세 미만으로 유지하던 사업체의 노동조합 가입률이 상대적으로 낮았음을 시사한다.

〈표 4〉 정책 이전 집단별 기초통계량(2007~2013)

		처치집단(정년연령 상향 의무 있음)			통제집단(정년연령 상향 의무 없음)		
		평균	최소	최대	평균	최소	최대
고용변동성		45.026	0.000	3,308.553	35.058	0.000	1,093.187
		(192.589)			(80.933)		
로그 고용변동성		2.394	0.000	8.105	2.483	0.000	6.998
		(1.446)			(1.424)		
장년층 고용변화율		0.166	−5.489	6.133	0.188	−5.252	5.919
		(1.005)			(1.072)		
청년층 고용변화율		−0.083	−5.288	4.663	−0.164	−6.399	6.260
		(1.117)			(1.233)		
노동조합 가입률(%)		28.781	0.000	96.375	37.435	0.000	96.429
		(33.696)			(37.699)		
자발적 이직률(%)		14.482	0.000	700.000	16.270	0.000	644.898
		(26.602)			(33.103)		
여성 근로자 비중(%)		26.269	0.000	95.918	26.020	0.000	96.429
		(23.509)			(23.997)		
시장 경쟁 정도 (평균 합계: 1.000)	매우 심함	0.256	0.000	1.000	0.195	0.000	1.000
		(0.436)			(0.397)		
	심한 편	0.433	0.000	1.000	0.312	0.000	1.000
		(0.496)			(0.464)		
	보통	0.215	0.000	1.000	0.348	0.000	1.000
		(0.411)			(0.477)		
	약한 편	0.054	0.000	1.000	0.077	0.000	1.000
		(0.227)			(0.267)		
	매우 약함	0.042	0.000	1.000	0.068	0.000	1.000
		(0.202)			(0.251)		
	해당 없음	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		(0.000)			(0.000)		
시장수요 상황 (평균 합계: 1.000)	급증	0.047	0.000	1.000	0.038	0.000	1.000
		(0.212)			(0.190)		
	증가세	0.349	0.000	1.000	0.350	0.000	1.000
		(0.477)			(0.477)		
	변동 없음	0.340	0.000	1.000	0.295	0.000	1.000
		(0.474)			(0.457)		

〈표 4〉 계속

		처치집단(정년연령 상향 의무 있음)			통제집단(정년연령 상향 의무 없음)		
		평균	최소	최대	평균	최소	최대
시장수요 상황 (평균 합계: 1.000)	감소세	0.242	0.000	1.000	0.271	0.000	1.000
		(0.428)			(0.445)		
	급감	0.22	0.000	1.000	0.047	0.000	1.000
		(0.147)			(0.212)		
	해당 없음	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		(0.000)			(0.000)		
관측치 수		1,084			532		

주: 괄호 안의 값은 표준편차.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

통제변수의 경우, 자발적 이직률은 통제집단(16.270%)이 처치집단(14.482%)을 소폭 상회하였으며, 여성 근로자 비중은 처치집단 26.269%, 통제집단 26.020%로 두 집단 간 차이가 거의 없었다. 마지막으로 체감 시장 환경변수를 보면, 시장 경쟁 정도에서 '매우 심함' 또는 '심한 편'에 응답한 비중이 처치집단 68.9%, 통제집단 50.7%로 나타나 처치집단이 상대적으로 경쟁이 치열한 시장에 분포하고 있음이 관찰된다. 반면 '보통'에 응답한 비중은 통제집단(34.8%)이 처치집단(21.5%)을 상회하였다. 시장수요 상황의 경우 수요가 증가하였다고 응답한 비중은 처치집단 39.6%, 통제집단 38.8%로 거의 동일하였다. 반면 수요가 감소하였다고 응답한 비중은 통제집단(31.8%)이 처치집단(26.4%)을 상회하였으며, 특히 '급감' 응답은 통제집단 4.7%로 처치집단 2.2%보다 두 배 가량 많았다.

이상의 기초통계량은 본 연구의 종속변수 사양 선택에 대해 시사하는 바가 있다. 고용변동성을 변환 없이 원지표 그대로 종속변수로 활용하는 경우, 선형 회귀 계수가 소수의 극단적인 관측치에 크게 영향을 받을 위험이 존재한다. 고용변동성이 근로자 수의 절대량 단위로 계산되므로, 고용 규모가 큰 사업체일수록 동일한 비율의 고용 조정에 대해 기계적으로 큰 변동성이 관측될 수 있기 때문이다. 실제로 〈표 3〉에서 고용변동성의 평균은 38.383인 데 반해 표준편차는 135.899에 달하며 최댓값은 3,308.553으로 극단적인 우편향을 보인다.

문제는 이러한 극단값이 두 집단에 고르게 분포하지 않는다는 것이다. 〈표 4〉

에서 2013년 이전의 고용변동성 표준편차는 처치집단 192.589, 통제집단 80.933으로 약 2.4배 차이를 보이며, 최댓값 역시 처치집단이 3배 이상 크다. 평균 또한 처치집단(45.026)이 통제집단(35.058)보다 약 28% 높게 나타나는데, 이는 두 집단의 전반적인 고용 조정 행태가 달라서라기보다는 처치집단에 분포한 소수의 대규모 변동 관측치가 평균을 상향 편향시킨 결과로 해석될 여지가 있다. 이러한 고용변동성 원지표를 종속변수로 사용할 경우, 처치집단에 존재하는 소수의 극단치가 추정치를 견인하는 레버리지 문제가 발생할 수 있다.

반면, 고용변동성에 1을 더한 값에 자연로그를 취한 로그 고용변동성은 분포의 극단적인 우측 꼬리를 압축한다. 변환 후 표준편차는 처치집단 1.446, 통제집단 1.424로 유사한 수준을 보이며, 최댓값 또한 각각 8.105, 6.998로 집단 간 격차가 축소된다. 이러한 로그 변환은 규모가 큰 사업체일수록 고용 인원 변동이 기계적으로 크게 나타나는 왜곡을 완화하고, 고용 조정을 상대적 변동성 척도로 변환하는 효과를 갖는다. 이에 따라 본 연구는 우편향에 의한 추정치 왜곡을 방지하기 위해 로그 고용변동성을 주 종속변수로 사용한다.[8)]

종합하면, 분석 표본의 처치집단과 통제집단은 처치기간 시점에서 주 종속변수인 로그 고용변동성을 비롯하여 연령대별 고용변화율, 자발적 이직률, 여성 근로자 비중 등 주요 인력구성 지표에서 매우 유사한 분포를 나타낸다. 다만 노동조합 가입률과 주력 제품의 시장 경쟁 강도에서는 집단 간 체계적인 차이가 관찰된다. 통제집단의 사전 노조가입률이 처치집단보다 약 8.65%p 높은 것은 노조의 교섭력뿐만 아니라, 이미 정년이 길고 고용안정성이 높은 사업체일수록 장기근속에 따라 가입률이 높게 유지되는 구조적 요인이 복합적으로 작용했을 가능성을 시사한다. 아울러 처치집단이 직면한 높은 시장 경쟁 강도는 비용 부담 등으로 인해 정년연령을 낮게 유지하였을 가능성을 시사한다. 이는 처치 지위가 무작위로 결정되지 않았음을 의미한다. 따라서 본 연구는 이러한 집단 간 내생적 이질성을 완화하기 위해 사업체 고정효과로 관측 불가능한 시간 불변 특성을 흡수하고, 산업별 · 지역별 연도 효과로 경기 변동 및 지역적 충격을 통제하며, 시장 경쟁 강도와 시장수요 변동을 통제변수로 포함한다.

8) 〈표 15〉에서 로그 고용의 2차 차분, 역쌍곡선 변환, 상 · 하위 1% 및 5% 윈저라이징, 평균 고용 규모로 표준화한 변동계수 등 대안적 척도를 사용하여 결과의 강건성을 확인한다.

Ⅳ. 분석 결과

본 절에서는 노동조합 가입률과 60세 정년 의무화 정책의 상호작용이 사업체의 불규칙한 고용량 조정에 미치는 영향을 이중차분법을 적용한 고정효과모형을 통해 분석한다. 〈표 5〉는 로그 고용변동성에 대한 영향을, 〈표 6〉은 연령대별 고용변화율에 대한 영향을 추정한 결과를 제시한다. 표의 모든 열에는 사업체 고정효과가 통제되어 있으며, 시간에 따라 변화하는 산업 및 지역 효과를 점진적으로 통제하였다. (1), (4)열은 산업별 연도 효과를, (2), (5)열은 지역별 연도 효과를, (3), (6)열은 이 둘을 통제한 모형의 추정 결과이다. 앞선 제Ⅲ절에서 논의된 식 (1)의 추정 결과는 각각 〈표 5〉의 (3)열과 〈표 6〉의 (3), (6)열과 같으므로 분석 결과에 대한 서술은 (3), (6)열을 위주로 한다.

1. 전체 연령대 로그 고용변동성

분석에 사용된 모형은 로그 고용변동성을 종속변수로 활용한 고정효과모형이므로, 추정된 회귀 계수(β)는 로그포인트 단위로 나타내며, 이를 백분율 변화율로 환산할 경우 $(e^{\beta}-1)\times 100(\%)$의 값을 갖는다.

〈표 5〉의 (3)열에 의하면 정년연령 상향 의무와 2015년 이후의 상호작용항(이중차분항)의 계수는 0.253로 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이를 백분율 변화로 환산하면 $(e^{0.253}-1)\times 100 \approx 28.79(\%)$이다. 이는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 할 때, 정책 시행 이후 처치집단의 로그 고용변동성이 통제집단에 비해 0.253 로그포인트 높아졌음을 의미한다. 비율로 환산하면 고용변동성에 1을 더한 값이 약 28.79% 높게 나타난 것에 해당한다.

본 연구의 핵심 설명변수인 노동조합 가입률과 60세 정년 의무화 정책의 상호작용항(교호항)의 계수는 -0.008로, 1% 수준에서 유의하다. 이를 백분율 변화로 환산하면 $(e^{-0.08}-1)\times 100 \approx -7.69(\%)$이다. 이는 노동조합 가입률이 10%p 높은 사업체에서 정책으로 인한 로그 고용변동성 증가효과가 0.08 로그포인트 낮아졌음을 의미한다. 비율로 환산하면 고용변동성에 1을 더한 값이 약 7.69% 낮게 나타난 것에 해당한다. 한편, 모형에 포함된 통제변수 중 통계적으로 유의한 영향을 보이는 변수는 확인되지 않았다.

이러한 추정 결과는 노조가입률이 높은 사업체에서 정년 상향이라는 정책 충

〈표 5〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 로그 고용변동성에 미친 영향

변수(variables)	(1)	(2)	(3)
정년연령 상향 의무×2015년 이후	0.272**	0.200	0.253**
	(0.127)	(0.122)	(0.125)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	−0.008***	−0.008***	−0.008***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
자발적 이직률	−0.000	−0.000	−0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	0.003	0.004	0.003
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
시장 경쟁 심함	−0.028	−0.019	−0.015
	(0.060)	(0.058)	(0.060)
시장 경쟁 약함	−0.092	−0.039	−0.065
	(0.101)	(0.092)	(0.100)
시장수요 증가	0.054	0.064	0.057
	(0.062)	(0.058)	(0.061)
시장수요 감소	0.012	0.026	0.022
	(0.064)	(0.060)	(0.064)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes
관측치 수	3,232	3,232	3,232
사업체 수	404	404	404

주: 종속변수는 로그 고용변동성, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

격에 직면했을 때, 고용을 단기적으로 급격히 조정하기보다 노사 간 협의를 바탕으로 인력 운용을 보다 완만하게 조율하였을 가능성을 시사한다. 정년제는 일정 연령에서의 퇴직을 전제로 기업이 인력을 계획적으로 운용하는 제도이므로, 법정 정년의 상향은 기존 인력 운용 경로에 외생적 충격을 가한다. 연공급 임금체계하에서 한계생산을 상회하는 임금을 받는 장년층의 고용을 유지해야 하는 상황에

서, 비용 상승에 직면한 기업은 신규 채용 축소나 권고사직, 명예퇴직 등 비정기적인 인력 조정을 할 유인이 커질 수 있으며, 이는 고용변동성을 확대하는 요인으로 작용할 수 있다.

반면, 노조가입률이 높은 사업체에서는 이러한 조정이 노사 협의 절차를 거치게 된다. 업무 배치 조정, 근로시간 조정, 임금체계 개편 등이 불규칙한 인력 조정 대신 활용될 수 있으며, 이에 따라 고용변동성이 완화될 수 있다. 따라서 정책 시행 이후 고용변동성이 사업체의 노동조합 가입률에 따라 상이하다는 점은 노동조합이 정책 충격하에서 고용변동성을 완화하는 고용안정 기제로 기능할 수 있음을 보여 준다.

이러한 결과는 앞서 검토한 황상현 · 이진영(2019)의 분석 결과와 방향이 일관적이다. 이들은 산업 분석 단위에서 유노조 사업체 근무 근로자 비율이 1%p 증가할 때, 해당 산업의 고용변동성이 약 1.6% 감소함을 보였다. 본 연구의 교호항은 노동조합 가입률이 1%p 높을 때, 정책으로 인한 고용변동성 증가효과가 0.008 로그포인트, 약 0.8% 작게 나타남을 의미한다. 두 분석의 계수는 부호가 일치하며 크기 또한 유사한 범위에 있다.

그러나 두 분석은 추정 대상이 다르다. 황상현 · 이진영(2019)은 정책 충격과 무관한 노동조합의 평균적 효과를 추정한 반면, 본 연구는 정년 의무화라는 정책 충격에 수반되는 고용변동성의 증대가 노동조합 가입률에 따라 어떻게 달라지는지를 추정하였다. 분석 단위 또한 산업과 사업체로 상이하다. 따라서 두 분석에서 확인된 노동조합 효과의 크기를 직접 비교하기보다, 노동조합의 고용안정 기능이 평균적 수준에서뿐만 아니라 외생적 정책 충격에 대응할 때에도 관찰될 수 있음을 확인했다는 점에 주목할 필요가 있다.

2. 연령대별 고용변화율

연령대별 고용변화율은 사업체패널조사의 연령구간 집계 기준이 2015년 조사를 기점으로 변경되어, 처치 이전 기간(2007~2013년)과 처치기간(2015~2021년)이 서로 다른 인구를 측정한다는 제약이 있다. 이러한 제약은 현재 자료로 해소할 수 없으므로, 본 소절의 결과는 탐색적 분석으로 제시하며 인과적 해석에는 신중을 기할 필요가 있다. 종속변수가 로그 차분으로 정의된 고용변화율이므로, 추정된 회귀계수는 로그포인트 단위이며 비율 변화로 환산할 경우 $(e^{\beta}-1)\times 100(\%)$의 값을 갖는다.

〈표 6〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 연령대별 고용변화율에 미친 영향

변수	장년층 고용변화율			청년층 고용변화율		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	−0.053	−0.059	−0.047	−0.180*	−0.141*	−0.190**
	(0.088)	(0.087)	(0.091)	(0.094)	(0.085)	(0.094)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	0.000	0.002	0.000	−0.000	−0.002	−0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
자발적 이직률	−0.000	−0.000	−0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	−0.008**	−0.007*	−0.007*	−0.009**	−0.009**	−0.010**
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
시장 경쟁 심함	0.029	0.016	0.015	−0.049	−0.070	−0.059
	(0.056)	(0.054)	(0.055)	(0.060)	(0.059)	(0.060)
시장 경쟁 약함	−0.014	−0.037	−0.023	0.084	0.034	0.065
	(0.083)	(0.076)	(0.082)	(0.106)	(0.100)	(0.107)
시장수요 증가	−0.013	−0.035	−0.018	−0.024	−0.036	−0.025
	(0.058)	(0.056)	(0.060)	(0.066)	(0.060)	(0.067)
시장수요 감소	0.051	0.050	0.050	−0.051	−0.063	−0.057
	(0.054)	(0.054)	(0.055)	(0.059)	(0.058)	(0.061)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
관측치 수	2,828	2,828	2,828	2,828	2,828	2,828
사업체 수	404	404	404	404	404	404

주: 종속변수는 로그 고용변동성, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 $p<0.10$, **는 $p<0.05$, ***는 $p<0.01$.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

〈표 6〉의 장년층 패널 (3)열에 의하면, 이중차분항 계수는 −0.047, 노동조합 가입률과의 교호항 계수는 0.000으로 두 항 모두 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 60세 정년 의무화 이후 장년층 고용변화율에 유의미한 변화가 관찰되지 않았으며, 노동조합 가입률에 따른 이질적 효과 또한 확인되지 않았다.

반면 청년층 패널 (6)열에서는 이중차분항 계수가 −0.190으로 5% 수준에서

유의하며, 이를 비율 변화로 환산하면 약 -17.30%이다. 이는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 할 때, 정책 시행 이후 처치집단의 청년층 고용변화율이 통제집단에 비해 0.190 로그포인트 낮게 나타났음을 의미한다. 이는 청년층 근로자 수의 2년간 증가율이 약 17.3% 낮음을 시사한다. 다만 노동조합 가입률과의 교호항은 -0.001로 유의하지 않아, 이러한 정책효과가 노동조합 가입률에 따라 조절되는지에 대해서는 판단하기 어렵다.

이러한 결과는 연공급 임금체계하에서 정년 연장이 신규 채용의 조정과 연관되었을 가능성을 시사한다. 이윤극대화를 추구하는 기업이 한계생산을 상회하는 임금을 지급해야 하는 장년층의 고용기간을 연장함에 따른 비용 부담이 발생하더라도 임금 삭감이나 해고를 통한 조정에는 제약이 따른다. 이 경우 신규 채용의 조절이 상대적으로 용이한 대응 수단일 수 있다. 다만 본 연구는 신규 채용을 직접 관측하지 않으므로 이러한 경로를 실증적으로 확인한 것은 아니며, 60세 정년 입법 이후 중소기업에서 신규 채용이 감소하는 경향을 보고한 김대일(2024)의 결과와 방향이 부합한다는 점을 발견하는 데 그친다.

한편, 이러한 결과는 앞서 확인된 고용변동성에 대한 조절효과와 측정 대상이 다르다는 점에 유의할 필요가 있다. 고용변동성은 고용 변화량의 불규칙성을, 연령대별 고용변화율은 특정 연령집단의 고용 변화 방향과 크기를 측정한다. 노동조합 가입률이 높은 사업체에서 정책으로 인한 고용변동성 확대가 완화되었다는 결과가 연령집단별 고용의 증감으로 이어지는지에 대한 근거는 본 분석에서 확인되지 않았다.

통제변수 중에서는 여성 근로자 비중이 장년층에서 -0.007(10% 수준), 청년층에서 -0.010(5% 수준)으로 유의하게 추정되었다. 이는 여성 근로자 비중이 높은 사업체일수록 두 연령집단의 고용 증가율이 낮게 나타나는 경향이 있음을 보여 준다. 그 밖의 통제변수는 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않았다.

3. 추가 분석

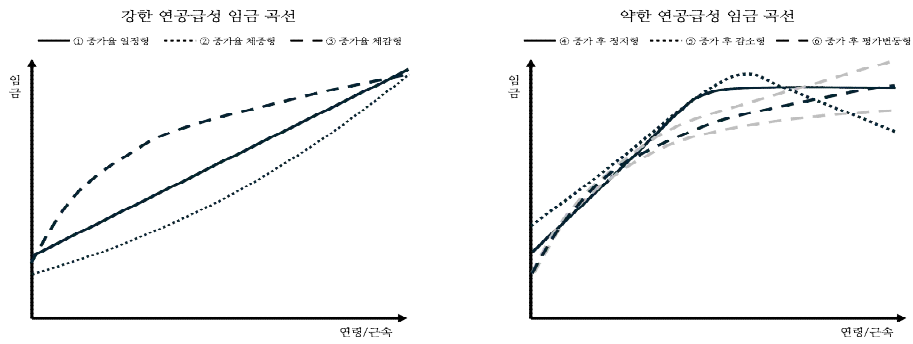
(1) 연공급 강도에 따른 표본 분할

60세 정년 의무화 정책이 사업체에 미치는 비용 상승의 크기는 해당 사업체의 임금체계에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 근속연수에 비례하여 임금이 지속적으로 상승하는 연공급 임금체계하에서는 장기근속 근로자의 임금이 자신의 한

계생산을 상회하는 구조적 특징을 지닌다. 이러한 특징으로 인해 60세 정년 의무화 제도 시행 시 사업체의 비용이 상대적으로 크게 상승하게 된다. 반면, 직무나 성과 중심의 임금체계(약한 연공급성)에서는 정년 연장으로 인한 비용 상승이 상대적으로 작을 수 있다. 이를 고려하면 임금체계에 따른 비용 상승 정도의 차이는 교호항의 상이한 조절효과를 초래할 수 있다.

이에 본 연구는 사업체패널조사의 임금-연령 곡선 데이터를 활용하여 전체 표본을 두 집단으로 분리하였다. 정책 시행 이후 사업체의 내생적 선택을 배제하기 위해, 60세 정년 의무화 제도의 영향을 받기 전인 2015년 조사 자료를 기준으로 변수를 생성하였다. 구체적으로 근속연수에 비례하여 임금이 지속적으로 상승하는 형태(① 증가율 일정형, ② 증가율 체증형, ③ 증가율 체감형)에 응답한 사업체를 '강한 연공급성' 집단으로 정의하였다. 반면, 일정 시점 이후 임금 상승이 정체되거나 하락, 또는 평가에 따라 변동하는 형태(④ 증가 후 정지형, ⑤ 증가 후 감소형, ⑥ 증가 후 평가변동형)를 채택한 사업체를 '약한 연공급성' 집단으로 정의하였다. 한편, 사업체패널조사의 임금-연령 곡선 문항은 위 여섯 가지 외에 '증가율 정체형'을 포함하여 총 일곱 개의 유형으로 구성되었다. 증가율 정체형은 근속에 따른 임금 상승이 관찰되지 않는 평탄한 형태로, 근속연수에 따라 임금이 한계생산을 상회하게 되는 연공급 임금체계의 특성을 지니지 않는다. 따라서 이 유형은 분석에서 제외하였으며, 해당 사업체는 1개이다. 이와 같이 제도적 충격의 강도가 이질적일 것이라 예상되는 두 집단으로 분할하여 모형을 재추정함으로써 비용 상승 충격의 크기에 따른 이질적인 조절효과를 관찰할 수 있다.

〈그림 3〉 임금-연령 곡선



주: 본 그래프는 각 임금체계의 형태(선형, 체증, 체감 등)를 한눈에 비교하기 위해, 사업체패널조사의 설문 문항에 제시된 6개의 임금 곡선 그래프들을 저자가 재구성한 것임.
자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 통합설문지.

이러한 표본 제한과 2015년 조사의 임금-연령 곡선 문항 무응답으로 인해 본 소절의 분석 표본은 3,008개 관측치, 376개 사업체로 주 분석 표본(3,232개, 404개)보다 224개 관측치, 28개 사업체가 적다. 28개의 사업체는 항에 응답하지 않은 사업체이다. 최종적으로 강한 연공급성 집단은 262개 사업체, 약한 연공급성 집단은 114개 사업체로 구성된다.

〈표 7〉은 연공급 강도에 따라 표본을 분할하여 재추정한 결과이다. 강한 연공

〈표 7〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율에 미친 영향: 연공급성

변수	강한 연공급성			약한 연공급성		
	로그 고용 변동성	장년층 고용 변화율	청년층 고용 변화율	로그 고용 변동성	장년층 고용 변화율	청년층 고용 변화율
정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	0.196	−0.154	−0.317***	0.396	0.379*	0.109
	(0.165)	(0.126)	(0.114)	(0.258)	(0.209)	(0.263)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.009***	0.002	0.001	−0.007	−0.007**	−0.006
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(0.003)	(0.004)
자발적 이직률	−0.002	0.001	−0.002	0.000	0.003	−0.004
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.004)
여성 근로자 비중	0.007	−0.009*	−0.003	0.002	0.001	−0.015**
	(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
시장 경쟁 심함	0.010	0.057	−0.133*	−0.242	−0.243**	−0.063
	(0.071)	(0.071)	(0.078)	(0.156)	(0.102)	(0.131)
시장 경쟁 약함	0.060	0.132	−0.016	−0.433**	−0.216	0.167
	(0.137)	(0.096)	(0.146)	(0.205)	(0.178)	(0.204)
시장수요 증가	0.099	−0.113	0.035	0.064	0.236**	−0.057
	(0.076)	(0.080)	(0.087)	(0.133)	(0.107)	(0.142)
시장수요 감소	0.081	−0.040	0.001	−0.010	0.256**	−0.025
	(0.080)	(0.065)	(0.076)	(0.129)	(0.101)	(0.132)
지역별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	2,096	1,834	1,834	912	798	798
사업체 수	262	262	262	114	114	114

주: 종속변수는 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율. 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

급성 집단에서 로그 고용변동성에 대한 이중차분항은 0.196으로 유의하지 않은 반면, 노동조합 가입률과의 교호항은 -0.009로 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 가입률이 10%p 높은 사업체에서 정책으로 인한 로그 고용변동성 증가 효과가 0.09 로그포인트 낮아졌음을 의미한다. 비율로 환산하면 고용변동성에 1을 더한 값이 약 8.6% 낮게 나타난 것에 해당한다. 연령대별로는 청년층 고용변화율의 이중차분항이 -0.317로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 할 때, 정책 시행 이후 처치집단의 청년층 고용변화율이 통제집단에 비해 0.317 로그포인트 낮게 나타났음을 의미한다. 이는 청년층 근로자 수의 2년간 증가율이 약 27.2% 낮음을 시사한다. 장년층 고용변화율에서는 이중차분항과 교호항 모두 유의하지 않았다.

약한 연공급성 집단에서는 로그 고용변동성에 대한 두 계수가 모두 유의하지 않았다. 장년층 고용변화율에서는 이중차분항이 0.379로 10% 수준에서 유의하였다. 이는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 할 때, 정책 시행 이후 처치집단의 장년층 고용변화율이 통제집단에 비해 0.379 로그포인트 높게 나타났음을 의미한다. 이는 장년층 근로자 수의 2년간 증가율이 약 46.1% 높음을 시사한다. 교호항은 -0.007로 5% 수준에서 유의하며, 가입률이 10%p 높은 사업체에서는 이러한 증가효과가 0.07 로그포인트 낮게 나타났음을 의미한다. 이는 장년층 근로자 수의 2년간 증가율이 약 6.8% 작음을 시사한다. 청년층 고용변화율에서는 두 계수 모두 유의하지 않았다.

한 집단에서만 계수가 유의하다는 사실은 두 집단의 효과가 다르다는 근거가 되지 못한다. 표본 크기가 작은 집단에서는 효과의 크기가 비슷하더라도 표준오차가 커서 유의하지 않게 나타날 수 있기 때문이다. 따라서 두 집단의 효과가 다른지 확인하려면 계수의 차이 자체를 검정해야 한다. 연공급성 더미를 포함한 통합모형을 추정하고 고차 교호항에 대한 Wald 검정을 수행한 결과를 〈표 8〉에

〈표 8〉 연공급 강도별 계수 차이에 대한 Wald 검정

귀무가설	로그 고용변동성	장년층 고용변화율	청년층 고용변화율
정책효과 차이=0	0.45(0.505)	5.10(0.025)	4.02(0.046)
조절효과 차이=0	0.10(0.751)	4.39(0.037)	3.71(0.055)

주: 연공급성 더미를 포함한 통합모형에서 사중교호항(조절효과 차이)과 삼중교호항(정책효과 차이)에 대한 Wald 검정 결과. F통계량, 괄호 안은 p값. 자유도는 (1, 375). 통합모형에서는 처치변수와 조절변수 및 그 교호항만을 연공급성 더미와 상호작용시킴.

제시하였다. 검정 결과 로그 고용변동성의 경우 정책효과와 조절효과의 집단 간 차이가 모두 유의하지 않았던 반면, 연령대별 고용변화율에서는 유의한 차이가 확인되었다. 즉, 강한 연공급성 집단에서만 로그 고용변동성의 조절효과가 유의하게 나타난 것을 두 집단의 차이로 해석하기는 어려우며, 연공급 강도에 따른 이질성은 연령집단별 고용 변화에서 관찰되는 것으로 해석할 수 있다.

연공급 강도에 따라 정책효과의 방향이 달라지는 결과는 Lazear(1979)가 제시한 정년모형과 부합한다. 근속에 따라 임금이 한계생산을 상회하는 연공급 임금체계에서는 정년 연장이 비용 부담으로 작용하며, 임금 조정과 해고가 제약된 상황에서 사업체는 신규 채용의 조절을 통해 대응할 수 있다. 강한 연공급성 집단에서 청년층 고용변화율이 감소하고 장년층에서도 음(−)의 방향이 나타나는 것은 이러한 경로와 연관되었을 가능성을 시사한다.

반면 직무나 성과 중심의 임금체계에서는 고령 근로자의 임금이 한계생산에 근접하므로 정년 연장의 비용 부담이 상대적으로 작다. 실제로 약한 연공급성 집단에서는 장년층 고용변화율의 이중차분항이 양(+)으로 추정되어, 강한 연공급성 집단과 반대 방향을 보였다. 다만 이 집단에서는 교호항이 음(−)으로 유의하게 추정되어, 노동조합 가입률이 높은 사업체일수록 이러한 증가 폭이 작게 나타났다.

다만 연령대별 종속변수는 연령구간 집계 기준의 변경으로 사전기간과 처치기간이 서로 다른 인구를 측정하므로 본 소절의 결과는 탐색적으로 해석되어야 한다. 또한 신규 채용을 직접 관측하지 않아, 위에서 제시한 고용 조정 경로가 실증적으로 확인된 것은 아니다. 주된 종속변수인 로그 고용변동성에서 집단 간 계수 차이가 확인되지 않았다는 점을 함께 고려하면, 연공급 강도에 따른 이질성은 연령집단별 고용 변화에 한정하여 탐색적으로 해석해야 한다.

(2) 정책 불이행 및 이탈 사업체 포함 여부

앞서 수행된 주 분석 표본에는 60세 정년 의무화 법안을 실제로 준수한 사업체뿐만 아니라, 법정 정년 상향 의무 대상임에도 불구하고 정책 시행(2017년) 이후 정년연령을 60세 미만으로 유지한 '정책 불이행' 사업체와 정년제를 폐지한 '정책 이탈' 사업체가 함께 포함되어 있다. 정책의 실제 이행 여부는 법안의 강제성뿐만 아니라 개별 사업체의 비용 지불 능력, 인력 구조, 노사관계의 특성 등에 따른 내생적 선택의 결과일 수 있다. 따라서 불이행 및 이탈 사업체가 혼재된 주 분석 결과는 실제 정년을 60세 이상으로 상향 조정한 사업체에서의 직접적인 충

격과 법안을 수용하지 않은 사업체에서의 미약한 반응이 결합된 평균적 효과를 나타낼 가능성이 있다. 이에 본 소절에서는 정책의 실질적 이행 여부에 따른 이질적 정책효과를 확인하기 위해, 2017년 이후 적어도 한 번 이상 정년연령을 60세 이상으로 상향 조정한 '정책 이행 사업체 표본'과 그렇지 않은 '정책 불이행 및 이탈 사업체 표본'으로 표본을 분리하여 모형을 재추정하였다.

〈표 9〉는 60세 정년 의무화 제도의 실제 이행 여부에 따라 표본을 분할하여 재추정한 결과이다. 정책 이행 사업체 집단에서 로그 고용변동성에 대한 이중차분항은 0.224로 유의하지 않은 반면, 노동조합 가입률과의 교호항은 −0.007로 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 가입률이 10%p 높은 사업체에서 정책으로 인한 로그 고용변동성 증가효과가 0.070 로그포인트 낮게 나타남을 의미한다. 비율로 환산하면 고용변동성에 1을 더한 값이 약 6.8% 감소한 것에 해당한다. 연령대별로는 청년층 고용변화율의 이중차분항이 −0.301로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 할 때, 정책 시행 이후 처치집단의 청년층 고용변화율이 통제집단에 비해 0.301 로그포인트 낮게 나타났음을 의미한다. 이는 청년층 근로자의 수의 2년간 증가율이 약 26.0% 낮음을 시사한다. 장년층 고용변화율에서는 이중차분항과 교호항 모두 유의하지 않았다.

정책 불이행 사업체 집단에서는 로그 고용변동성에 대한 두 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 장년층 고용변화율에서도 이중차분항(0.216)과 교호항(−0.001)이 모두 유의하지 않았다. 반면 청년층 고용변화율에서는 이중차분항(0.440)은 유의하지 않았으나, 노동조합 가입률과의 교호항이 −0.013으로 10% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 정책을 이행하지 않은 사업체라 하더라도 노동조합 가입률이 10%p 높은 사업체에서는 청년층 고용변화율이 0.130 로그포인트, 즉 약 12.2% 낮게 나타남을 뜻한다.

앞서 논의한 바와 같이 한 집단에서의 유의성 여부만으로 집단 간 차이를 단정할 수 없으므로, 정책 이행 더미를 포함한 통합모형을 추정하고 고차 교호항에 대한 Wald 검정을 수행하여 〈표 10〉에 제시하였다. 검정 결과 로그 고용변동성의 경우 조절효과의 집단 간 차가 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 연령대별 고용변화율에서는 청년층의 정책효과 차이가 5% 수준, 조절효과 차이가 10% 수준에서 유의하였다. 반면 장년층에서는 정책효과와 조절효과의 차이가 모두 유의하지 않았다. 즉, 정책 이행 여부에 따른 이질성은 로그 고용변동성의 조절효과와 청년층 고용변화율에서 관찰되는 반면, 장년층에서는 확인되지 않는다.

〈표 9〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율에 미친 영향: 정책 이행 여부

변수	정책 이행 사업체			정책 불이행 사업체		
	로그 고용 변동성	장년층 고용 변화율	청년층 고용 변화율	로그 고용 변동성	장년층 고용 변화율	청년층 고용 변화율
정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	0.224	−0.094	−0.301***	0.321	0.216	0.440
	(0.141)	(0.099)	(0.095)	(0.367)	(0.412)	(0.475)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.007***	0.001	0.001	−0.011	−0.001	−0.013*
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
자발적 이직률	0.000	0.001	0.000	−0.001	−0.003***	0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	0.002	−0.007	−0.014***	−0.002	−0.013	0.011
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.015)	(0.009)	(0.013)
시장 경쟁 심함	−0.004	0.001	−0.026	−0.087	0.164	−0.270
	(0.065)	(0.063)	(0.062)	(0.183)	(0.127)	(0.325)
시장 경쟁 약함	−0.020	−0.052	0.070	−0.752***	0.285	−0.347
	(0.106)	(0.089)	(0.110)	(0.212)	(0.268)	(0.680)
시장수요 증가	0.034	−0.025	−0.056	0.123	−0.214	0.248
	(0.065)	(0.066)	(0.074)	(0.258)	(0.165)	(0.208)
시장수요 감소	0.013	0.025	−0.053	−0.204	−0.003	−0.102
	(0.071)	(0.059)	(0.066)	(0.232)	(0.251)	(0.344)
지역별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	2,816	2,464	2,464	416	364	364
사업체 수	352	352	352	52	52	52

주: 종속변수는 로그 고용변동성과 연령대별 고용변화율. 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

정책 이행 여부에 따라 정책효과와 조절효과가 달라지는 결과는, 정년 연장에 따른 비용 부담의 크기가 사업체마다 상이하며 그 부담이 정책 이행 시점과 고용 조정 방식에 모두 반영될 수 있음을 시사한다. 분석 결과 정책을 이행한 사업

〈표 10〉 정책 이행 여부별 계수 차이에 대한 Wald 검정

귀무가설	로그 고용변동성	장년층 고용변화율	청년층 고용변화율
정책효과 차이=0	0.07(0.789)	0.82(0.366)	4.61(0.032)
조절효과 차이=0	2.91(0.089)	0.55(0.460)	2.88(0.090)

주: 정책 이행 여부 더미를 포함한 통합모형에서 사중교호항(조절효과 차이)과 삼중교호항(정책효과 차이)에 대한 Wald 검정 결과. F통계량, 괄호 안은 p값. 자유도는 (1, 403). 통합모형에서는 처치변수와 조절변수 및 그 교호항만을 정책 이행 여부 더미와 상호작용시킴.

체 집단에서는 조절효과에 따른 로그 고용변동성 완화가 관찰되고, 정책효과에 따라 청년층 고용변화율이 감소하였다. 반면 정책 불이행 사업체는 고용변동성에 대한 이중차분항과 교호항이 모두 유의하지 않았다. 청년층 고용변화율에서는 이중차분항이 유의하지 않은 가운데 교호항만 음(−)으로 유의하게 추정되어 이행 사업체와는 효과의 방향이 다른 양상을 보였다.

그러나 정책 이행 여부는 정년 의무화 이후 사업체의 대응 결과로 결정되는 변수이므로, 이러한 집단 간 차이를 이행 여부가 야기한 효과로 해석할 수는 없다. 연령대별 종속변수가 연령구간 집계 기준 변경이라는 제약을 안고 있다는 점을 함께 고려하면, 본 소절의 결과는 정책 대응 방식에 따른 이질성을 보여 주는 역할을 한다. 또한 이 결과는 본 연구가 정책 불이행 사업체를 분석 표본에서 제외하지 않은 이유를 뒷받침한다. 이행 여부에 따라 계수가 상이하게 나타나는 상황에서 불이행 사업체를 제외할 경우, 추정치는 법적 의무화의 평균적 효과가 아니라 이행을 선택한 사업체에 조건부인 효과에 가까워지기 때문이다.

본 절의 분석 결과는 두 종속변수가 고용 조정의 서로 다른 측면을 포착한다는 점에서 일관된 양상을 보인다. 먼저 60세 정년 의무화는 노동조합 가입률이 0인 사업체를 기준으로 로그 고용변동성을 0.253 로그포인트 확대하였으나, 노동조합 가입률이 10%p 높은 사업체에서는 그 확대 폭이 0.08 로그포인트 작게 나타났다. 반면 같은 기준에서, 연령대별 고용변화율에서는 청년층 고용이 0.190 로그포인트 감소한 반면, 장년층에서는 유의한 효과가 나타나지 않았다. 노동조합 가입률의 조절효과는 두 연령집단 모두에서 확인되지 않았다. 이러한 결과는 노동조합의 개입이 고용 조정의 대상보다는 조정 방식과 관련될 가능성을 시사한다. 즉, 정년 연장에 따른 비용 부담이 어느 연령집단의 고용 조정을 야기하는지는 노동조합 가입률에 따라 달라지지 않았으나, 고용변동성이 시점 간 얼마나 불규칙하게 이루어지는지는 가입률에 따라 이질적으로 나타났다. 하위표본 분석

에서도 전반적인 방향은 유지되었다. 노동조합 가입률의 조절효과는 연공급 강도와 정책 이행 여부에 따라 구분한 네 개의 하위표본 모두에서 음수로 추정되었으며, 강한 연공급성 집단과 정책 이행 사업체 집단에서만 통계적으로 유의하였다. 그러나 계수 차이에 대한 Wald 검정에서는 연공급 강도에 따른 집단의 차이가 확인되지 않았기 때문에, 비용 충격이 큰 집단에서 노동조합의 조절효과가 더 강하게 나타난다고 해석할 수는 없다. 정책 이행 여부에 따른 계수 차이는 10% 수준에서 유의하였으나, 이를 정책 이행 자체의 효과로 해석할 수는 없다. 정책 이행 여부가 정책 시행 이후 사업체의 선택에 의해 결정되는 변수이기 때문이다. 또한 연령집단별 분석은 조사 과정에서 연령구간의 집계 기준이 변경되었다는 자료상의 제약을 가지므로, 탐색적으로 해석할 필요가 있다.

Ⅴ. 강건성 검증

본 절에서는 제Ⅳ절의 분석 결과가 표본 구성이나 변수의 정의 방식에 의존하여 우연히 도출된 결과가 아님을 확인하기 위해 강건성 검증을 수행한다. 검증은 분석 표본을 불균형 패널 데이터로 확장하여, 설명변수인 노동조합 가입률을 과반수 노동조합 여부라는 이산형 변수로 재정의하여, 종속변수의 측정 방식을 달리하여 수행하였다.

1. 분석 표본 확장: 불균형 패널 데이터

분석 표본을 불균형 패널로 확장하였다. 주 분석은 조사기간 전체에 걸쳐 참여한 사업체로 구성된 균형 패널을 사용하는데, 이는 장기 존속 사업체로 표본이 한정되는 제약을 수반한다. 불균형 패널을 이용한 재추정은 이러한 표본 제한이 결과에 미치는 영향을 확인한다.

〈표 11〉과 〈표 12〉는 분석 표본을 불균형 패널로 확장하여 재추정한 결과이다. 로그 고용변동성에 대한 이중차분항은 통계적으로 유의하지 않았으나, 노동조합 가입률과의 교호항은 −0.004로 10% 수준에서 유의하게 추정되었다. 주 분석의 추정치(−0.008)와 비교하면 부호는 동일하나 절댓값은 절반 수준이며, 유의수준도 1%에서 10%로 낮아졌다. 연령대별 고용변화율에서는 이중차분항과 교호항 모두 유의하지 않았다.

〈표 11〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 로그 고용변동성에 미친 영향: 불균형 패널 데이터

변수	(1)	(2)	(3)
정년연령 상향 의무×2015년 이후	0.088	0.049	0.088
	(0.090)	(0.088)	(0.090)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.004**	−0.003*	−0.004*
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
자발적 이직률	0.000	0.000	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	0.007**	0.008***	0.007**
	(0.003)	(0.003)	(0.003)
시장 경쟁 심함	−0.051	−0.044	−0.037
	(0.041)	(0.041)	(0.041)
시장 경쟁 약함	−0.081	−0.071	−0.073
	(0.070)	(0.068)	(0.069)
시장수요 증가	0.036	0.036	0.043
	(0.040)	(0.039)	(0.040)
시장수요 감소	−0.040	−0.033	−0.038
	(0.043)	(0.042)	(0.043)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes
관측치 수	7,383	7,383	7,383
사업체 수	1,280	1,280	1,280

주: 종속변수는 로그 고용변동성, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 $p<0.10$, **는 $p<0.05$, ***는 $p<0.01$.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

이러한 결과는 분석 표본 확장 시 노동조합 가입률의 조절효과가 일관된 부호로 관찰되나, 그 크기와 통계적 유의성은 표본에 따라 달라짐을 보여 준다. 주 분석에서 사용한 균형 패널은 조사기간 전체에 걸쳐 존속한 사업체로 구성되는데, 불균형 패널에서는 조사에서 중도 이탈하거나 뒤늦게 진입한 사업체가 추가로 포함된다. 이러한 사업체는 관측기간이 짧아 처치 전후의 고용 변화를 충분히 포착하기 어려우며, 이는 추정에 활용되는 정보량을 줄이는 요인으로 작용할 수

〈표 12〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 연령대별 고용변화율에 미친 영향: 불균형 패널 데이터

변수	장년층 고용변화율			청년층 고용변화율		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	−0.010	−0.013	−0.002	−0.078	−0.077	−0.086
	(0.070)	(0.068)	(0.071)	(0.073)	(0.068)	(0.073)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.001	0.000	−0.001	−0.001	−0.002	−0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
자발적 이직률	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.000	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	−0.005**	−0.005*	−0.005**	−0.008***	−0.009***	−0.008***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
시장 경쟁 심함	−0.003	−0.008	−0.009	−0.077*	−0.088**	−0.082*
	(0.039)	(0.038)	(0.039)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
시장 경쟁 약함	0.029	0.010	0.023	0.116	0.087	0.115
	(0.071)	(0.068)	(0.071)	(0.081)	(0.080)	(0.082)
시장수요 증가	−0.023	−0.033	−0.033	−0.042	−0.037	−0.038
	(0.040)	(0.039)	(0.040)	(0.044)	(0.043)	(0.045)
시장수요 감소	0.029	0.022	0.025	−0.020	−0.023	−0.015
	(0.040)	(0.040)	(0.041)	(0.045)	(0.045)	(0.046)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
관측치 수	6,460	6,460	6,460	6,460	6,460	6,460
사업체 수	1,280	1,280	1,280	1,280	1,280	1,280

주: 종속변수는 연령대별 고용변화율, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 $p<0.10$, **는 $p<0.05$, ***는 $p<0.01$.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

있다. 다만 계수의 축소가 정보량의 차이에서 비롯된 것인지, 표본 구성에 따른 효과 자체의 차이인지는 본 검증만으로 구분하기 어렵다. 따라서 주 분석에서 확인된 조절효과는 장기간 존속한 사업체 표본에서 관찰된 결과이며, 이를 전체 사업체로 일반화하는 데에는 유의할 필요가 있다. 연령대별 고용변화율에서 두 계수가 모두 유의하지 않은 것 역시, 해당 결과가 탐색적 성격을 지닌다는 서술과

부합한다.

2. 설명변수 재정의: 과반수 노동조합

설명변수인 노동조합 가입률에 변주를 가하여 추정의 일관성을 검증하였다. 주 분석 결과에서는 노동조합 가입률을 2011년 시점 값으로 고정한 연속형 변수로 정의하였다. 그러나 노동조합의 실질적인 고용 보호 기제는 가입률이 50%를 초과하는 과반수 노동조합 지위 획득 여부에 따라 다르게 발현될 가능성이 높다. 현행 노동관계법령상 근로자의 과반수가 가입한 노동조합은 반수 이하 노동조합과 달리 강한 교섭력을 지니기 때문이다. 사용자가 취업규칙을 근로자에게 불리하게 변경하고자 할 때 근로자 과반수로 조직된 노동조합의 동의를 반드시 얻어야 하며(「근로기준법」 제94조), 노사협의회 구성 시 근로자의 입장을 대표하는 근로자위원을 근로자의 과반수로 조직된 노조가 위촉한다(「근로자참여 및 협력증진에 관한 법률」 제6조). 또한 사용자가 경영상 이유로 근로자를 해고하려면 해고를 피하기 위한 방법과 해고 기준 등을 근로자의 과반수로 조직된 노동조합에 해고를 하려는 날의 50일 전까지 통보하고 성실하게 협의하여야 한다(「근로기준법」 제24조 제3항). 이와 같이 과반수 노동조합은 반수 이하 노동조합보다 사업체의 의사결정에 큰 영향력을 행사하게 된다. 정년 연장에 따른 임금체계 조정이나 인력 조정이 이러한 절차를 거치게 된다는 점에서, 과반수 여부는 교섭력의 제도적 분기점으로 볼 수 있다. 따라서 설명변수를 노동조합 가입률이라는 연속형 변수에서 2011년 당시 과반수 노조(가입률 50% 초과)라는 이산형 변수로 재정의함으로써, 변수의 형태가 달라지더라도 교호항의 계수가 일관된 결과를 보이는지를 검증한다.

〈표 13〉과 〈표 14〉는 노동조합 가입률을 과반수 노동조합 여부라는 이산형 변수로 재정의하여 재추정한 결과이다. 로그 고용변동성에 대한 이중차분항은 0.221로 10% 수준에서, 교호항은 −0.534로 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 연령대별로는 청년층 고용변화율의 이중차분항이 −0.173으로 10% 수준에서 유의하였으며, 교호항(−0.117)은 유의하지 않았다. 장년층 고용변화율에서는 두 계수 모두 유의하지 않았다.

〈표 13〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 로그 고용변동성에 미친 영향: 과반수 노동조합

변수	(1)	(2)	(3)
정년연령 상향 의무×2015년 이후	0.229*	0.171	0.221*
	(0.123)	(0.117)	(0.119)
노동조합 가입률 50% 초과×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.533***	−0.567***	−0.534***
	(0.186)	(0.184)	(0.186)
자발적 이직률	−0.000	−0.000	−0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	0.004	0.005	0.004
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
시장 경쟁 심함	−0.030	−0.022	−0.018
	(0.060)	(0.058)	(0.060)
시장 경쟁 약함	−0.089	−0.038	−0.064
	(0.101)	(0.092)	(0.099)
시장수요 증가	0.056	0.066	0.060
	(0.061)	(0.058)	(0.060)
시장수요 감소	0.014	0.027	0.025
	(0.063)	(0.060)	(0.064)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes
관측치 수	3,232	3,232	3,232
사업체 수	404	404	404

주: 종속변수는 연령대별 고용변화율, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차.
*는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

주 분석과 설명변수를 이산형으로 재정의한 분석에서 조절효과의 부호가 일치하고 유의성이 유지된다는 점은, 주 분석의 결과가 조절변수를 연속형으로 측정한 데 의존하는 것이 아님을 확인하게 해준다. 연령대별 고용변화율에서 두 계수 모두 유의하지 않은 것 역시, 해당 결과가 탐색적 성격을 지닌다는 서술과 부합한다.

〈표 14〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 연령대별 고용변화율에 미친 영향: 과반수 노동조합

변수	장년층 고용변화율			청년층 고용변화율		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	−0.041	−0.034	−0.036	−0.170*	−0.134	−0.173*
	(0.081)	(0.081)	(0.083)	(0.089)	(0.081)	(0.089)
노동조합 가입률 50% 초과 ×정년연령 상향 의무 ×2015년 이후	−0.020	0.115	−0.009	−0.070	−0.153	−0.117
	(0.120)	(0.113)	(0.125)	(0.132)	(0.128)	(0.132)
자발적 이직률	−0.000	−0.000	−0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
여성 근로자 비중	−0.008**	−0.007*	−0.007*	−0.009**	−0.009**	−0.009**
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
시장 경쟁 심함	0.029	0.016	0.015	−0.049	−0.072	−0.060
	(0.056)	(0.054)	(0.055)	(0.060)	(0.060)	(0.060)
시장 경쟁 약함	−0.015	−0.037	−0.023	0.084	0.034	0.067
	(0.083)	(0.076)	(0.083)	(0.106)	(0.100)	(0.107)
시장수요 증가	−0.015	−0.036	−0.020	−0.025	−0.037	−0.026
	(0.058)	(0.056)	(0.060)	(0.066)	(0.060)	(0.067)
시장수요 감소	0.048	0.048	0.047	−0.053	−0.064	−0.058
	(0.054)	(0.054)	(0.055)	(0.059)	(0.058)	(0.061)
지역별 연도 효과	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
관측치 수	2,828	2,828	2,828	2,828	2,828	2,828
사업체 수	404	404	404	404	404	404

주: 종속변수는 연령대별 고용변화율, 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

3. 종속변수 재정의

로그 고용변동성의 정의 방식에 따른 민감도를 확인하기 위해 로그 고용의 2차 차분, 역쌍곡선 변환, 상 · 하위 5% 윈저라이징, 상 · 하위 1% 윈저라이징, 평

균 고용 규모 대비 변동계수로 다섯 가지 대안 사양을 추정한다. 로그 고용의 2차 차분과 역쌍곡선 변환의 계수는 로그포인트, 윈저라이징은 인원수, 변동계수는 평균 고용 규모 대비 백분율 단위이다. 대안 사양들의 단위가 서로 다르므로, 본 소절의 검증은 계수의 부호와 통계적 유의성의 일관성에 한정된다. 각 대안 사양의 수식에서 $E_{i,t}$는 사업체 i의 t년 말 근로자 수이며, $Emp\,Vol_{i,t}$는 주 분석에서 사용한 고용변동성 지표이다.

로그 고용의 2차 차분은 고용량 대신 로그 고용량으로 변화량을 산출한 것이다. 이 지표는 고용 변화의 절대적 크기가 아니라 성장률의 불규칙성을 측정하며, 사업체 규모에 의존하지 않는다.

$$Emp\,Vol_{i,t}^{\ln} = sd\left\{\ln E_{i,t-1} - \ln E_{i,t-2},\ \ln E_{i,t} - \ln E_{i,t-1}\right\} \tag{5}$$

역쌍곡선 변환은 자연로그와 달리 0에서도 정의되는 변환이다.

$$\operatorname{asinh}(Emp\,Vol_{i,t}) = \ln\left(Emp\,Vol_{i,t} + \sqrt{Emp\,Vol_{i,t}^2 + 1}\right) \tag{6}$$

윈저라이징은 분포의 양 끝단 관측치를 해당 백분위수 값으로 대체하는 방식으로, 상 · 하위 1%와 5%를 각각 적용한다.

평균 고용 규모 대비 변동계수는 고용변동성을 법 개정 이전 시점의 평균 고용 규모로 나눈 값이다. 분모를 정책 이전 시점으로 고정한 것은, 정년 의무화가 고용 수준 자체에 영향을 미칠 경우, 시변 분모를 사용하면 정책의 고용 수준 효과가 지표에 혼입되기 때문이다.

$$\widetilde{Emp\,Vol}_{i,t} = \frac{Emp\,Vol_{i,t}}{\overline{E}_{i,\,2011}} \times 100, \quad \overline{E}_{i,\,2011} = \frac{E_{i,2009} + E_{i,\,2010} + E_{i,2011}}{3} \tag{7}$$

연령대별 고용변화율에 대해서는 로그차분 대신 중점 증가율을 적용한다. 이 지표는 해당 연령층 근로자 수가 0인 경우에도 정의된다.

$$EmpRate_{i,t}^{Age} = 100 \times \frac{E_{i,t}^{Age} - E_{i,t-2}^{Age}}{(E_{i,t}^{Age} + E_{i,t-2}^{Age})/2} \tag{8}$$

〈표 15〉 정년 의무화 제도 영향에 대한 노동조합 가입률의 조절효과가 고용변동성과 연령대별 고용변화율에 미친 영향: 종속변수 재정의

변수	로그 고용 2차 차분	역쌍곡선 변환	윈저라이징(상·하위 5%)	윈저라이징(상·하위 1%)	변동계수	장년층 고용 변화율	청년층 고용 변화율
정년연령 상향 의무×2015년 이후	0.067**	0.283**	3.750	7.325	2.584	−3.994	−17.306**
	(0.029)	(0.141)	(3.164)	(5.837)	(5.097)	(7.283)	(7.735)
노동조합 가입률×정년연령 상향 의무×2015년 이후	−0.001*	−0.008***	−0.157**	−0.175	−0.101	0.046	−0.022
	(0.000)	(0.003)	(0.064)	(0.123)	(0.076)	(0.125)	(0.178)
자발적 이직률	0.000	−0.000	0.011	−0.022	−0.071	−0.091	0.078
	(0.000)	(0.001)	(0.041)	(0.048)	(0.078)	(0.190)	(0.082)
여성 근로자 비중	−0.001	0.004	0.067	−0.019	−0.053	−0.876***	−1.039***
	(0.001)	(0.005)	(0.114)	(0.184)	(0.344)	(0.324)	(0.335)
시장 경쟁 심함	−0.002	−0.021	−0.215	1.211	−0.384	0.511	−5.930
	(0.011)	(0.068)	(1.450)	(2.475)	(2.123)	(4.936)	(5.331)
시장 경쟁 약함	0.018	−0.074	−0.556	2.436	10.547	−0.604	2.705
	(0.020)	(0.114)	(2.521)	(4.215)	(12.432)	(7.754)	(9.664)
시장수요 증가	0.003	0.067	0.928	−0.960	0.965	−5.480	−2.913
	(0.013)	(0.068)	(1.529)	(3.074)	(1.506)	(5.036)	(5.020)
시장수요 감소	0.006	0.025	−0.215	−3.360	5.494	4.875	−5.455
	(0.012)	(0.072)	(1.585)	(2.932)	(4.930)	(4.808)	(5.279)
지역별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업별 연도 효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	3,232	3,232	3,232	3,232	3,232	2,767	2,739
사업체 수	404	404	404	404	404	404	404

주: 종속변수는 재정의한 고용변동성 지표(로그 고용 2차 차분, 역쌍곡선 변환, 윈저라이징, 변동계수)와 중점 증가율로 측정한 연령대별 고용변화율. 사양별로 종속변수의 척도가 상이하므로 계수의 절댓값을 직접 비교할 수 없음. 사업체 수준 군집표준오차 적용. 괄호 안은 표준오차. *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.
자료: 한국노동연구원 사업체패널조사.

〈표 15〉는 종속변수를 재정의하여 추정한 결과이다. 교호항의 부호는 다섯 사양 모두에서 음(−)으로 일관되게 나타났으나, 통계적 유의성은 사양에 따라 달랐

다. 로그 고용의 2차 차분(−0.001 로그포인트), 역쌍곡선 변환(−0.008 로그포인트), 상·하위 5% 윈저라이징(−0.157명)에서는 유의하게 추정된 반면, 상·하위 1% 윈저라이징(−0.175명)과 변동계수(−0.101%)에서는 유의하지 않았다. 이중차분항의 경우 로그 고용의 2차 차분과 역쌍곡선 변환에서 5% 수준에서 유의하였다.

이러한 차이는 고용변동성 분포의 특성과 관련된 것으로 보인다. 본 표본에서 고용변동성은 극단적인 우편향을 보인다. 통계적으로 유의하지 않은 두 사양은 이러한 상위 관측치가 추정에 미치는 영향을 완화하는 효과가 제한적이다. 상·하위 1% 윈저라이징은 극단값을 백분위수 값으로 대체하되 나머지 관측치의 선형 척도를 유지하며, 변동계수 역시 규모로 나누는 조정을 거칠 뿐 선형 척도가 유지된다. 반면 로그 및 역쌍곡선 변환은 큰 값일수록 더 크게 압축하므로, 상위 관측치와 나머지 관측치의 격차 자체를 줄인다.

아울러 연령대별 고용변화율을 중점 증가율로 재정의한 경우, 청년층의 이중차분항이 −17.306%p로 5% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 주 분석의 −0.190 로그포인트와 부호가 일치하며, 통계적 유의성도 유지되었다. 장년층에서는 두 계수 모두 유의하지 않아, 주 분석의 결과가 다시 한번 확인되었다.

종합하면 노동조합 가입률의 조절효과는 모든 사양에서 동일한 부호로 관찰되나, 통계적 유의성은 극단값 처리 방식에 따라 달라진다. 이는 본 연구가 확인한 조절효과가 고용 조정의 규모가 큰 소수 사업체보다 분포의 중심부에 위치한 사업체에서 주로 관찰됨을 시사한다. 다만 어떤 사양이 고용 조정의 불규칙성을 가장 적절히 대리하는지에 대한 판단 기준이 존재하지 않으므로, 본 연구는 특정 사양의 결과를 다른 사양에 우선하여 해석하지 않는다.

본 절의 검증 결과를 종합하면 다음과 같다. 표본을 불균형 패널로 확장한 경우, 설명변수를 과반수 노동조합 여부라는 이산형 변수로 재정의한 경우, 그리고 고용변동성의 측정 방식을 달리한 다섯 가지 사양 모두에서 노동조합 가입률의 조절효과는 음(−)의 부호로 일관되게 관찰되었으나, 통계적 유의성은 차이를 보였다. 로그 고용변동성의 경우, 불균형 패널하에서는 계수의 절댓값이 절반 수준으로 축소되고 유의수준도 낮아졌다. 반면 설명변수를 재정의했을 때는 유의수준이 유지되었다. 종속변수를 재정의했을 때는 로그 및 역쌍곡선 변환과 상·하위 5% 윈저라이징에서만 유의하였다. 이러한 차이는 고용변동성 분포의 극단적 우편향, 그리고 균형 패널이 장기 존속 사업체로 한정된다는 표본 특성과 관련된 것으로 보인다. 연령대별 고용변화율의 경우, 청년층 고용변화율의 감소는 중점 증가율로 종속변수를 재정의한 사양에서도 동일하게 관찰되었다. 그러나 불균형

패널하에서와 설명변수를 재정의했을 때는 통계적으로 유의하지 않았다. 장년층에서는 모든 사양에서 유의한 결과가 확인되지 않아, 주 분석과 일관된 양상을 보였다. 결론적으로 본 연구가 확인한 조절효과는 변수의 정의 방식이나 표본 구성에 의존하지 않고 동일한 방향으로 나타나되, 그 절댓값과 통계적 유의성은 극단값의 처리 방식과 표본의 범위에 따라 달라진다. 이는 해당 효과가 고용 조정의 규모가 큰 소수 사업체보다 분포의 중심부에 위치한, 그리고 장기간 존속한 사업체에서 주로 관찰됨을 시사한다.

Ⅵ. 결론

본 연구는 2007년부터 2021년까지의 사업체패널조사(WPS) 자료를 활용하여, 60세 정년 의무화 제도가 사업체의 고용 조정에 미친 영향이 노동조합 가입률에 따라 어떻게 달라지는지를 고정효과모형으로 분석하였다. 본 연구는 노동조합 가입률과 정년 의무화 정책 각각의 영향이 아니라 두 고용안정 기제의 상호작용을 분석 대상으로 삼았다는 점, 그리고 고용 규모의 증감만을 보던 기존 연구와 달리 연속된 세 시점의 고용 변화량으로 산출한 표준편차로 조정 폭의 불규칙성을 측정하는 고용변동성 지표를 사용하였다는 점에서 차별점을 갖는다. 아울러 처치집단과 조절변수를 모두 법 개정 이전 시점의 정보로 정의함으로써, 통제집단의 정책 비노출성을 확보하였다.

분석 결과, 60세 정년 의무화 이후 사업체의 로그 고용변동성은 확대되었으나, 노동조합 가입률이 높을수록 그 확대 폭이 작게 나타났다. 이는 유노조 근로자 비율과 고용변동성 간 음(−)의 관계를 보인 황상현 · 이진영(2019)과 일관적인 결과이다. 그러나 이들은 노동조합의 평균적 효과를 산업 단위에서 추정한 반면, 본 연구는 정책 충격하에서의 노동조합의 조절효과를 사업체 단위에서 추정하였다. 이는 노동조합의 고용안정 기능이 평균적 수준에서뿐만 아니라 외생적 정책 충격에 대응할 때에도 관찰될 수 있음을 시사한다. 연령집단별로는 정책효과로 청년층 고용변화율이 유의하게 감소한 반면, 장년층에서는 변화가 관찰되지 않았다. 또한 두 연령집단 모두 노동조합 가입률에 따른 조절효과는 확인되지 않았다.

하위표본 분석에서는 연공급 강도에 따라 정책효과의 방향이 연령집단별로 상이하게 나타났으며, 연령대별 고용변화율에 대한 집단 간 계수 차이도 통계적으로 유의하였다. 반면, 고용변동성에서는 연공급 강도에 따른 유의한 집단 간 차

이가 확인되지 않았다. 그러나 연령집단별 분석 결과는 사업체패널조사 연령구간 변경으로 인해 탐색적으로 해석되어야 함을 유념해야 한다. 또한 본 연구는 신규 채용이나 임금과 생산성 간의 관계를 직접 관측하지 않았으므로, 연공급 사업체에서 나타난 청년층 고용변화율 감소가 정년 연장에 따른 비용 증가와 신규 채용 축소로 인해 발생하였다고 해석할 수는 없다.

정책 이행 여부에 따른 하위표본에서도 고용변동성의 조절효과와 청년층 고용변화율의 조절효과와 정책효과에서 집단 간 차이가 관찰되었으나, 이를 이행 여부의 효과로 해석할 수는 없다. 이행 여부가 정책 시행 이후 사업체의 선택으로 결정되는 변수이기 때문이다. 다만 이행 여부에 따라 계수가 상이하다는 점은, 불이행 사업체를 제외할 경우 추정치가 정책 시행의 평균적 효과가 아니라 이행을 선택한 사업체의 조건부 효과에 가까워짐을 뜻한다.

이러한 결과는 정년 의무화에 따른 고용 조정이 사업체의 여건에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. 노동조합 가입률이 높은 사업체에서 고용변동성의 확대가 상대적으로 완화되었다는 결과는, 정책 충격에 대응하여 고용안정화 요소가 불규칙한 고용 조정을 조절하는 역할을 할 가능성이 있음을 보여 준다. 또한 강한 연공급 임금체계를 유지한 사업체에서 정책 시행 후 청년층 고용변화율이 감소한 것은, 정년 연장에 따른 비용 부담이 청년층 고용 조정으로 이어질 가능성을 시사한다. 따라서 향후 추가적인 정년 연장을 논의할 때는 무노조 사업체에 노사협의회의 실질적 기능 강화 혹은 노동조합의 역할을 할 수 있는 고용안정 기제 도입을 검토할 필요가 있다. 그리고 제도 시행 전 기존 임금체계하에서 정년 연장 시 노동시장이 받을 영향과 사업체의 비용 조정 여력을 함께 고려할 필요가 있음을 제언한다.

부록

사전 시차 계수 전체에 대한 결합유의성 검정 결과, 세 경우 모두 귀무가설이 기각되지 않았다. 교호항과 이중차분항의 자유도 3, 두 항의 자유도 6 기준 임계값은 2.63, 2.12인데, 사전 시차 계수가 0이라는 귀무가설에 대한 F통계량이 해당 임계값에 미치지 못하였기 때문이다.

〈부표 1〉 사전 시차 계수 결합유의성 검정

귀무가설	로그 고용변동성	장년층 고용변화율	청년층 고용변화율
교호항=0	0.76(0.518)	0.41(0.746)	1.17(0.321)
이중차분항=0	0.26(0.852)	1.26(0.287)	0.16(0.923)
두 항 동시=0	1.06(0.386)	1.11(0.353)	1.12(0.351)

주: 사전 시차는 2007 · 2009 · 2013년, F통계량, 괄호 안은 p값, 자유도는 403. 다만 개별 사전계수의 표준오차는 주 분석의 추정치와 유사하거나 이를 상회한다. 이는 사전기간에 추세가 존재하더라도 통계적으로 나타나지 않을 수 있음을 뜻한다. 따라서 검정력 부족 가능성을 완전히 배제할 수 없다.

〈부표 2〉 이벤트 스터디 추정 결과

연도	로그 고용변동성		장년층 고용변화율		청년층 고용변화율	
	이중차분항	교호항	이중차분항	교호항	이중차분항	교호항
2007	0.052	0.004	−0.154	0.006	0.009	0.008
	(0.248)	(0.004)	(0.276)	(0.006)	(0.293)	(0.006)
2009	0.074	0.007	0.205	0.002	−0.153	0.002
	(0.219)	(0.005)	(0.335)	(0.006)	(0.407)	(0.007)
2011	기준	기준	기준	기준	기준	기준
2013	0.213	0.003	−0.132	0.003	−0.156	0.010
	(0.253)	(0.005)	(0.288)	(0.005)	(0.330)	(0.006)
2015	0.406	−0.005	–	–	–	–
	(0.256)	(0.005)				
2017	0.474*	−0.007	0.015	0.001	−0.062	0.000
	(0.253)	(0.005)	(0.268)	(0.005)	(0.307)	(0.006)
2019	0.278	−0.003	−0.016	0.004	−0.289	0.007
	(0.236)	(0.005)	(0.280)	(0.005)	(0.276)	(0.005)
2021	0.195	−0.002	−0.208	0.004	−0.462*	0.005
	(0.232)	(0.005)	(0.290)	(0.006)	(0.266)	(0.005)
관측치 수	3,232	3,232	2,828	2,828	2,828	2,828
사업체 수	404	404	404	404	404	404

주: 기준 연도는 법 개정(2013년 5월) 이전 시점인 2011년이며, 해당 연도의 계수는 추정되지 않는다. 이중차분항은 '연도×정년연령 상향 의무', 교호항은 '연도×정년연령 상향 의무×노동조합 가입률'을 의미한다. 각 셀 위 값은 계수 추정치, 괄호 안은 사업체 수준에서 군집화한 표준오차이다. 모든 열에 사업체 고정효과, 산업별 연도 효과, 지역별 연도 효과가 통제되었다. 연령대별 종속변수는 2015년 조사의 연령구간 집계 기준 변경으로 해당 연도 관측치를 분석에서 제외하였다. *는 $p<0.10$, **는 $p<0.05$, ***는 $p<0.01$.

참 고 문 헌

고용노동부, 『60세 정년제가 노동시장에 미치는 영향』, 세종: 고용노동부, 2014.

_____, 『60세+ 알기 쉬운 정년제 30문 30답』, 세종: 고용노동부, 2016.

김대일, “60세 정년 입법에 따른 사업체 비용 및 고용의 변화와 임금피크제의 효과,” 『노동경제논집』 제47권 제3호, 2024, 1~31.

남재량, 『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』, 세종: 한국노동연구원, 2018.

노용진, “노동조합의 고용효과,” 『산업관계연구』 제26권 제4호, 2016, 113~141.

박성준 · 김기승, “우리나라 임금피크제의 현황과 문제점에 관한 연구,” 『인적자원관리연구』 제16권 제3호, 2009, 85~100.

송헌재 · 강창희 · 박철성 역, 『노동경제학』, 서울: 시그마프레스, 2019(Borjas, George J., *Labor Economic*, McGraw-Hill, 2014).

신영민 · 전병유 · 강의영, “노동조합 유무와 조직률이 비정규직 고용 특성에 미치는 영향에 관한 메타분석,” 『노동정책연구』 제25권 제3호, 2025, 1~32.

유경준 · 강창희, “노동조합이 사업체의 고용규모와 성과지표에 미치는 영향,” 『경제학연구』 제62권 제4호, 2014, 35~65.

정찬식 · 최금화, “노동조합의 영향력이 기업의 생산성과 고용수준 및 임금에 미치는 영향: 사업체패널조사 자료를 활용하여,” 『질서경제저널』 제29권 제1호, 2026, 27~47.

정희진 · 강창희, “2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향: ‘사업체패널조사’ 자료를 이용한 분석,” 『한국경제의 분석』 제28권 제2호, 2022, 149~186.

최형재, “60세 이상 정년 의무화제도의 시행이 고용에 미치는 효과: 사업체 수준의 분석,” 『산업관계연구』 제34권 제2호, 2024, 83~107.

황상현 · 이진영, “명목임금의 경직성과 고용변동성,” 『아태비즈니스연구』 제10권 제4호, 2019, 137~151.

Dodini, Samuel, Anna Stansbury, and Alexander Willén, “How Do Firms Respond to Unions?,” *IZA Discussion Paper*, No. 16697, 2023.

Freeman, Richard B. and James L. Medoff, *What Do Unions Do?*, 1992(박영기 역, 『노동조합의 참모습』, 서울: 비봉출판사, 1984).

Lazear, Edward P., "Why Is There Mandatory Retirement?," *Journal of Political Economy*, 87(6), 1979, 1261~1284.

OECD, "Trade union density," OECD Data Explorer(2025년 9월 30일 접속). https://data-explorer.oecd.org/vis?df[ds]=DisseminateFinalDMZ&df[id]=DSD_TUD_CBC%40DF_TUD&df[ag]=OECD.ELS.SAE&dq=AUS%2BCAN%2BDNK%2BFIN%2BFRA%2BDEU%2BISL%2BITA%2BJPN%2BKOR%2BNZL%2BNOR%2BSWE%2BGBR%2BUSA%2BOECD..&pd=2000%2C2024&to[TIME_PERIOD]=false&ly[cl]=T

Wooden, Mark and Anne Hawke, "Unions and Employment Growth: Panel Data Evidence," *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 39(1), 2000, 88~107.

Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., Cambridge: MIT Press, 2010.

[Abstract]

The Effects of the Mandatory Retirement Age Extension to 60 and Union Density on Employment Volatility: The Moderating Role of Employment-Stabilizing Factors*

Eun-Gyeong Lee**

Using the Workplace Panel Survey (2007-2021), this study examines how the effect of Korea's age-60 retirement mandate on employment volatility varies with union density. Difference-in-differences estimates from fixed-effects models show that, at establishments with no union members, the mandate significantly increased employment volatility, but the increase was smaller where union density was higher. Based on the same standard, the employment growth rate of younger workers declined significantly, whereas older workers showed no significant change. Neither age group showed heterogeneity by union density. However, because the age-classification criteria changed during the survey period, the age-group results are exploratory.

Keywords: union density, mandatory retirement age of 60, employment volatility, employment growth rate, moderating effect, difference-in-differences, workplace panel survey

JEL Classification: J26, J51, J23, J14

---

* This paper is a revised and supplemented version of the author's 2026 master's thesis.

** M.A. Department of Economics, Kangwon National University, E-mail: leeunk098@gmail.com