

노동정책연구

2010. 제10권 제4호 pp.65-99

© 한국노동연구원

연구논문

비정규직법의 고용효과 연구*

남재량**
박기성***

본고는 2007년 7월 1일 시행된 비정규직법의 고용효과를 분석한다. 고용보호법제 도입의 순 고용효과는 이론적으로 분명치 않으므로 실증분석을 통해 확인할 수밖에 없다. 본 연구는 한국의 비정규직법이 55세 이상 연령층을 법 적용에서 제외하고 있음에 착안하여 이를 비교집단으로 사용하는 한편, 이중차분법과 회귀불연속 모형을 결합한 실증모형을 분석에 사용하고 있다. 회귀 결과는 회귀불연속 모형에서 할당변수(assignment variable)인 연령의 범위를 임계값(cutoff value)에 얼마나 근접하게 할 것인가에 따라 민감하게 반응하였다. 이러한 민감성을 염두에 두면서, 가급적 임계값에 근접한 자료들을 분석에 사용하는 것이 바람직함을 고려하면, 비정규직법의 고용효과는 부정적인 것으로 추정된다. 직접적인 법 적용 대상자인 (준)기간제의 고용뿐 아니라, 특히 정규직 고용에 매우 부정적이며, 임금근로 전체의 고용에도 부정적이다. 반면 비정규직 고용은 초기에 부정적인 영향을 받으며, 시간 경과에 따라 풍선효과를 보이기도 한다. 이러한 결과들은 현행 비정규직법의 부작용이 매우 크므로 이를 최소화하려는 노력이 필요함을 시사할 뿐 아니라, 시장과 괴리되지 않는 법과 제도의 중요성을 함축한다.

핵심용어 : 비정규직법, 고용효과, 법 적용제외 근로자, 55세 이상 연령집단, 이중차분법, 회귀불연속 모형

논문접수일: 2010년 11월 29일, 심사의뢰일: 2010년 12월 13일, 심사완료일: 2010년 12월 26일

* 이 논문은 제10회 한국노동패널 학술대회(2009.2) 발표 논문인 남재량(2009b)을 수정하고 보완한 것이다. 학술대회에서 논평자로 참여하여 유익한 조언을 준 이인재 교수(인천대)께 감사드린다.

** 한국노동연구원 연구위원(jrnam@kil.re.kr)

*** 성신여자대학교 경제학과 교수(kpark@sungshin.ac.kr)

I. 서론

비정규직법은 비정규 근로자에 대한 불합리한 차별 시정과 남용 방지를 목적으로 하며, 공식적인 명칭은 「기간제 및 단시간 근로자 보호 등에 관한 법률」 및 「과건근로자 보호 등에 관한 법률」이다. 구체적으로 이 법은 비정규직 가운데 기간제나 과건 근로자의 사용기간을 2년으로 제한하는 동시에 기간제, 단시간 및 과건 근로자에 대한 차별적 처우를 금지하고 있다. 만약 2년을 초과하여 기간제 근로자를 사용할 경우 법은 이를 무기계약 근로, 즉 정규근로로 간주한다.

이와 같은 내용을 담고 있는 비정규직법은 많은 논란을 거쳐 입법이 되었으며, 2007년 7월 1일 법 시행 이후에도 그 효과를 둘러싸고 격렬한 논쟁이 이어졌다. 논의의 초점은 의도하지 않은 부작용에 주로 맞추어졌다. 비정규직법과 같은 고용보호법제(Employment Protection Legislation : EPL)는 고용에 부정적인 영향을 끼칠 수 있으며, 이러한 부작용이 법 시행의 긍정적 효과를 압도할 수 있다는 것이다.

이론적으로 볼 때 고용보호법제는 여러 경로를 통해 고용에 영향을 미치는 데, 긍정적인 효과뿐 아니라 부정적인 효과도 가지고 있다. 이에 따라 EPL의 순 고용효과는 이론적으로 분명치 않으며, 따라서 경험적으로 판단할 수밖에 없다. 이러한 점을 반영하여 입법이 이루어지기 전부터 법 시행의 효과에 대한 사전적인 연구가 이루어진 바 있다(남재량·이인재·이기재 2005). 그리고 법이 시행된 지 오래지 않아 분석에 필요한 자료(data)가 충분히 축적되지 않은 상태에서도 그 중요성을 감안하여, 법 시행의 효과를 분석하려는 여러 시도들이 있었다(남재량·박기성 2008; 이병희·정성미 2008; 이인재 2008; 유경준 2008; 남재량 2009a; 남재량 2009b; 남재량·김영문·오계택 2009; 유경준·강창희 2009 등)

한편 법이 시행된 지 1년여가 지나자 법 적용대상 및 관련 근로자들의 규모와 구성에 있어 예전에 볼 수 없었던 급격한 변화가 나타나기 시작하였다. 즉 2008년 8월의 기간제 및 준기간제 근로자 수가 1년 전에 비해 64만 명이나 감

소하였다. 반면 한시적 근로(contingent work)¹⁾ 가운데 법 적용 가능성이 매우 낮을 뿐 아니라 동시에 가장 열악한 근로조건을 가진 근로자²⁾의 규모는 25만 명이나 증가하였다. 남재량·박기성(2008)은 이에 주목하고 이러한 급격한 변화가 법 시행에 따른 결과일 가능성을 제기하고 있다. 이인재(2008)도 그러한 가능성을 강조한다. 반면 이병희·정성미(2008)와 유경준(2008)은 이러한 변화가 경기에 의해 비롯되었을 가능성을 제기한다.

분석에 충분할 정도의 자료가 축적되지 않은 상태에서 이루어진 이러한 연구들은 주로 기술통계를 중심으로 한 분석에 머물고 있다. 한 걸음 더 나아가 동태적인 측면에서 법 시행 효과에 대한 단서나 증거들을 찾고자 하는 노력들도 있었다. 보다 체계적이고 엄밀하게 분석하고자 하는 연구도 있었다. 남재량(2009b)은 비정규직법이 예외를 두어 55세 이상 고령자를 기간제 근로자로 2년 이상 사용할 수 있도록 허용하고 있다는 사실에 주목하였다. 그는 이에 착안하여 이중차분법을 회귀불연속 모형과 결합한 보다 체계적인 방법을 사용하여 실증분석을 시도한 바 있다.³⁾

본 연구는 현재까지 상당한 정도로 축적되어 가용한 자료들을 사용하여 법 시행의 고용효과를 실증적으로 분석하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 이 법이 직접적인 적용대상으로 하는 기간제 근로자의 고용뿐 아니라 비정규직, 정규직, 나아가 임금근로 전체의 고용에 미치는 효과에 대해 분석한다. 분석에 사용할 자료는 경제활동인구조사의 근로형태 부가조사와 경상조사 자료 가운데 법 시행을 전후한 시기의 자료이다. 보다 장기간에 걸친 고용효과에 대한 분석은 자료들이 보다 오랫동안 축적된 이후에 실시하기로 한다.

1) ‘한시적 근로’란 ‘근로계약 기간과 고용의 지속성’을 기준으로 구분한 비정규 근로의 한 형태로서, ‘근로계약 기간을 정한 자 또는 정하지 않았으나 비자발적 사유로 계속근무를 기대할 수 없는 자’를 말한다. 이 가운데 근로계약 기간을 정한 자를 기간제 근로자라 한다. ‘근로계약 기간을 정함이 없으나 계약의 반복 갱신에 의해 근로가 지속되리라고 기대하는 자’와 ‘비자발적 사유로 계속근무를 기대할 수 없는 자’는 고용의 지속성으로 구분한 한시적 근로자이다. 본 연구는 전자를 ‘준기간제’(또는 ‘반복갱신’, 후자를 ‘계속근무 불가’ 근로자라고 부른다. 비정규 근로의 분류에 대해서는 남재량·이인재·이기재(2005)의 p.4~5를 참조하면 된다.

2) ‘계속근무불가’ 근로자를 말한다.

3) 유경준·강창희(2009.12)도 남재량(2009b, 2009.2)의 아이디어와 동일하게 55세 이상 연령집단을 비교집단으로 사용하여 유사한 분석을 하고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장은 고용보호법제가 고용에 미치는 효과를 이론적인 측면에서 살펴본다. EPL은 크게 세 가지 경로를 통해 고용에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 제Ⅲ장은 이러한 논의를 바탕으로 실증분석을 실시한다. 먼저 법 시행의 순 효과를 살펴보기 위해 이중차분 분석을 위한 적절한 비교집단 선정에 대해 알아본다. 다음으로 주어진 상황에서 현행 비정규직법의 고용효과를 분석하는 데에 적절한 실증분석 방법이 무엇인지에 대해 논의한다. 그리고 나서 논의된 방법에 근거하여 실제 자료를 사용하여 실증분석을 실시한다. 제Ⅳ장은 이상의 분석을 정리하고 연구를 마무리한다.

Ⅱ. 이론적인 고찰

비정규직법의 핵심 내용은 기간제 및 파견 근로자의 사용기간 제한과 기간제, 단시간, 그리고 파견 근로자에 대한 차별적 처우의 금지라는 두 부분이다. 본 연구는 이 가운데 특히 전자에 초점을 맞추고 있다.⁴⁾ 이와 같은 고용보호법제가 노동시장에 미치는 효과에 대해 이론적으로 많은 연구들이 이루어져 왔는데, 이들은 주로 매칭 모형(matching model)을 사용하여 분석하고 있다.⁵⁾ 이론에 따르면 비정규직법은 해고비용을 증가시켜 고용에 영향을 미친다. 또한 기간제 근로자의 정규직 전환에 따른 사회보험분담 증가는 조세격차를 높여 고용량에 변화를 주게 된다. 나아가 정규직 전환은 다른 형태의 준고정적 노동비용을 증가시켜 고용에 영향을 준다.

4) 남재량(2009c)은 차별적 처우 대상 근로자 규모는 미미한 수준에 그치므로 비정규직법 효과의 대부분은 근로자의 사용기간 제한에 대한 것임을 보이고 있다.

5) 매칭 모형은 불완전 경쟁적 노동시장의 동태적 기능을 잘 나타내어 주는 것으로 알려져 있다. 뿐만 아니라 많은 연구자들은 이 모형이 노동시장 경직성의 근원이 되는 요인들, 예컨대 고용보호, 강제분담금, 그리고 최저임금 등이 고용에 미치는 영향을 연구하기에 충분할 정도로 경제 주체들의 행위를 정교하게 묘사하고 있는 것으로 받아들이고 있다.

1. 해고비용

고용보호법제는 피용자의 해고를 강제적으로 제한하는 일련의 조치들이다. 이의 목적은 고용의 양과 안정성 제고에 있으나, 실제 효과는 목적과 달리 분명치 않다. EPL 도입에 따른 해고비용의 존재 또는 증가는 실제로 일자리 소멸을 감소시켜 고용보호 효과를 가져올 수 있다. 그러나 해고비용의 증가는 또한 일자리 창출에도 부정적인 효과를 미치므로, 고용에 미치는 순 효과는 분명치 않다. 게다가 해고비용의 존재나 증가에 의해 직접 보호받는 일자리들에서 고용 안정성은 제고될 수 있으나, 임시직과 같이 보호받지 못하는 고용의 불안정성은 오히려 더욱 높아질 수 있다.

동태 모형을 사용하여 고용보호 조치의 효과를 이론적으로 분석하는 연구들도 많이 등장하였다. 이 경우 고용보호는 근로자들과 일자리의 유출입(flows)에 매우 큰 영향을 미치게 된다. 이러한 모형들에서 특히 중요한 것은 임금결정 과정이어서, 임금이 외생적인 단순한 경우뿐 아니라 협상에 의해 결정되는 보다 현실적인 상황에 대한 분석이 이루어지고 있다. 그러나 실업에 미치는 효과는 여전히 분명치 않다.

결국 EPL 도입에 따른 해고비용 증가가 고용에 미치는 효과는 이론적으로 불분명하므로, 경험적인 연구들을 통해 확인할 수밖에 없다. 많은 실증연구들이 이루어졌으나 효과가 미미하다는 연구가 있는 반면, 고용에 부정적인 영향을 미친다는 연구들도 있다. Ehrenberg and Smith(2002)⁶⁾는 고용보호를 위해 고안된 정책들이 오히려 고용을 감소시키는 역할을 한 경우들을 소개하면서 근로자들의 해고에 보다 많은 비용이 들 때 고용감소라는 결과가 나타날 가능성이 큰 것으로 파악하고 있다.

2. 조세격차

조세격차(tax wedge)란 노동비용과 임금 구매력 간의 차이를 말한다. 여기서 조세란 강제분담금(mandatory contributions)으로서 근로소득에 대한 과세와 사

6) 이들의 저서는 국내외의 주요 대학의 노동경제학 교재로 폭넓게 사용되고 있을 뿐 아니라, 그 내용에 대한 일반적인 수용성이 높아 인용하였다.

회보험분담금(social security contributions)으로 구성된다. 이러한 강제분담금은 고용주들이 치러야 하는 노동비용과 근로자들에게 지급되는 임금 구매력 간에 차이를 발생시킨다.

매칭 모형에 입각하여 살펴보면, 다른 조건에 변화가 없는 상황에서 조세격차의 증가는, 실업급여가 근로자의 순 임금(net wage), 즉 임금 구매력에 완전하게 연동되어 있지 않다면, [부도 1]에서 보듯이 LD곡선 자체에는 영향을 미치지 않으나 임금곡선(WC)을 수축 이동시킨다. 이에 따라 노동시장의 타이트한 정도(tightness; θ)가 감소하여 실업을 늘리는 한편, 개인들의 근로시간을 줄여 총근로시간 ℓ 의 감소를 초래한다. 이는 EPL 도입에 따라 기간제 근로자를 정규직으로 전환하여야 함으로 인해 증가되는 조세격차가 고용을 줄이는 힘으로 작용하게 됨을 의미한다. 중요한 또 한 가지는 이러한 결과들은 참가율이 주어진 것으로 간주한 상태에서 얻어졌다는 것이다. 그러나 조세는 참가율에 영향을 미친다. 특히 강제분담금의 증가는, 노동시장에서 얻을 수 있는 이득을 줄여, 참가율을 낮추고 방금 보았던 효과들을 증폭하는 경향을 가진다.⁷⁾

많은 경험적인 연구들은 이론적인 결과를 지지한다. Daveri and Tabellini (2000)는 1965~1995년 기간 동안 14개 OECD 국가의 자료를 사용하여 조세가 노동에 미치는 효과를 추정한 바 있다. 이들은 임금 설정이 분권화된 경우에서 조세부담의 증가는 실업률의 상승을 가져온다는 이론 모형과 일치하는 결과를 얻고 있다. 다른 경험 연구들도 강제분담금과 전체적인 실업수준 간에는 정(+)이긴 하지만 제한적인 연계가 존재함을 보이고 있다. Layard and Nickell(1999)은 영국에 대한 연구에서 모든 강제분담금의 10% 감축은 평균적으로 실업률을 25% 가량 줄인다는 결과를 얻었다. 한편 Nickell(1997)은 조세격차 구성에서의 변화, 예를 들면 사회보장분담금의 감소와 부가가치세의 증가는 고용에 장기적인 효과를 가지지 못하는 것으로 추정한다. 그에 따르면, 노동비용의 장기 균형 값은 강제분담금의 구성에 의존하는 것이 아니라, 조세격차의 전체적인 크기에 의존한다.

<표 1>은 법 적용 대상자를 중심으로 한 사회보험 가입자 비율을 나타낸다. 표에서 보듯이 비정규 근로자의 사회보험 가입률은 정규근로에 크게 미치지 못한다. 기간제 근로자의 가입률은 비정규근로 전체에 비해 상당히 높으나, 여전

7) Cahuc and Zylberberg(2004).

〈표 1〉 근로형태별 사회보험 가입자 비율

(단위: %)

	국민연금		건강보험		고용보험	
	2007. 8	2008. 8	2007. 8	2008. 8	2007. 8	2008. 8
정규근로	76.3	77.3	76.7	78.0	64.3	65.8
비정규근로	-	39.0	-	41.5	-	39.2
기간제	59.3	62.6	62.7	66.5	57.6	62.3
반복갱신	83.5	78.6	84.6	79.6	81.2	77.3
계속근무 불가	13.5	-	15.8	-	12.7	-
파견	72.0	70.5	67.0	71.9	68.6	72.2

히 정규근로의 경우에 비해 낮은 수준이다. 파견 근로자의 가입률은 기간제근로의 경우보다는 높으나 정규 근로자보다는 - 고용보험의 경우를 제외하면 - 여전히 낮은 수준이다. 다만, 반복갱신 근로자의 경우 세 가지 사회보험 가입률이 모두 정규근로보다 높아 예외적이다. 결국 비정규직법에 따라 기간제근로를 정규근로로 전환할 경우 사용자들의 사회보험 분담금 증가로 조세격차가 커지게 되므로 고용에 부정적인 영향이 초래될 수 있다.

3. 기업의 준고정적 비용

비정규직법 시행은 해고비용과 사회보험분담금 외에도 기업이 부담하여야 하는 또 다른 준고정적 노동비용(quasi-fixed labor cost)을 증가시켜 노동수요를 위축시키는 것으로 알려져 있다. 법에 규정된 바와 같이 비정규 근로자를 정규 근로자로 전환하여야 함에 따라 기업들은 기업복지와 관련한 비임금 노동비용을 추가로 부담할 수밖에 없다.

우리나라의 기업복지 수혜율을 근로형태별로 구분하여 살펴보면 <표 2>와 같다. 표에서 보듯이 정규 근로자의 퇴직금 수혜율은 2008년 8월에 74.5%이나, 비정규 근로자의 수혜율은 35.6%에 불과하다. 이 외에 상여금과 시간외 수당 및 유급휴가 등에서도 비정규 근로자의 수혜율은 정규 근로자에 비해 크게 낮다. 비정규직법 적용 대상 근로자에 국한해서 보더라도 이들의 수혜율은 정규 근로자의 경우와 큰 차이를 보인다.

법 적용 대상 근로자라 하더라도 이들의 구체적인 근로 형태에 따라 기업복

〈표 2〉 근로형태별 기업복지 수혜율

	퇴직금		상여금		유급휴가		시간외 수당	
	2007. 8	2008. 8	2007. 8	2008. 8	2007. 8	2008. 8	2007. 8	2008. 8
정규근로	70.3	74.5	69.8	71.2	61.7	65.4	54.2	53.8
비정규근로	34.8	35.6	31.1	27.9	28.7	28.0	23.8	20.7
기간제	52.9	57.9	46.0	45.3	44.7	46.1	35.1	33.6
반복갱신	75.7	76.3	72.4	66.7	61.2	65.6	55.9	47.2
계속근무 불가	3.9	8.1	5.0	5.6	3.2	5.4	3.9	3.6
파견	58.6	66.1	48.3	48.4	45.3	49.9	42.2	43.1

지 수혜율은 크게 다르다. 법 적용 대상의 핵심이자 대부분을 차지하는 기간제 근로자의 수혜율은 정규 근로자의 경우에 크게 미치지 못한다. 파견 근로자의 수혜율은 기간제 근로자의 경우보다 다소 높다. 반면 계속근무 불가 근로자의 수혜율은 매우 낮다. 다만, 계약의 반복갱신에 의해 근로가 지속되는 반복갱신 근로자의 경우 퇴직금 수혜율은 정규근로의 경우보다 다소 더 높고, 나머지는 연도별로 차이가 있으나, 정규근로의 경우와 유사하다.

Ⅲ. 실증분석

1. 이중차분법과 비교집단 선정

법 시행에 따른 효과를 포함하여 어떤 프로그램 실시의 순 효과를 파악하기 위해 널리 사용되고 있는 방법이 이중차분법(method of difference in difference)이다. 모든 점에서 매우 유사한 두 집단이 있으며, 처리집단(treatment group)으로 불리는 한 집단에는 프로그램이 적용되나 비교집단(comparison group)으로 불리는 다른 집단에는 적용되지 않을 경우를 생각해 보자. 이 경우 프로그램 실시 효과는 프로그램 실시 이전과 이후 각 집단의 성과 차이를 비교함으로써 파악할 수 있다. 중요한 것은 처리집단과 비교집단의 구분이 프로그램 적용 여부를 포함한 다른 변수들에 영향을 받지 않아야 한다는 점이다. 즉 외생성(exogeneity)을 갖추어야 한다. 그러나 통제된 실험실이 아닌 현실 경제에서 이

러한 조건을 충족하는 경우들은 흔치 않다. 미국을 대상으로 한 여러 연구들은 지역적으로 구분되어 있는 상황을 주로 활용하고 있다. 그러나 한국의 경우 특정 지역만을 대상으로 법을 시행한 것이 아니므로, 법 시행의 효과를 평가하는 데에 적합한 다른 집단 구분 기준을 찾아야 한다.

비정규직법, 즉 「기간제 및 단시간 근로자 보호 등에 관한 법률」을 포함하여 관련 법률과 부칙 및 시행령 등을 자세히 살펴보면, 우리는 55세 이상의 고령자가 이 법률의 적용대상에서 제외되어 있음을 알 수 있다. 즉 기간제 근로자의 사용을 규정하고 있는 비정규직법 제4조는 “「고령자고용촉진법」 제2조 제1호의 규정에 의한 고령자와 근로계약을 체결하는 경우”에 대해 2년을 초과하여 기간제 근로자를 사용할 수 있음을 명시하고 있다. 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」, 즉 「고령자고용촉진법」은 고령자를 대통령령으로 정하도록 규정하고 있으며, 그 시행령(대통령령)은 고령자를 “55세 이상인 자”로 정하고 있다. 따라서 만 연령이 55세 이상인 근로자는 비정규직법의 기간제 근로자 사용기간 제한 규정의 적용을 받지 않는다.⁸⁾⁹⁾ 법은 55세 이상 고령자 외에도 박사학위 소지자나 전문적 지식·기술의 활용이 필요한 경우 등을 법 적용 대상에서 제외하고 있다. 고령자 외에 다른 적용 제외 집단들을 비교집단으로 선정하여 법 시행 효과를 분석해 볼 수도 있을 것이다. 그러나 외생성과 자료의 가용성 및 분석에 충분할 정도의 관측 수 확보 등을 고려하면 연령이 법 시행 효과를 평가하는 데에 가장 좋은 집단 구분 기준인 것 같다. 본 연구는 연령을 기준으로 사용하여 55세 이상과 미만 집단으로 구분하여 분석을 실시하기로 한다.

2. 자 료

법 시행의 고용효과를 평가하기 위해서는 일단 법 시행 전과 후의 고용 여부를 판단할 수 있는 자료(data)가 필요하다. 또한 위에서 본 바와 같이 이중차분법을 활용한 평가가 가능하려면 연령을 사용하여 55세 이상과 미만으로 구분할

8) 관련 법규들의 해당 부분을 부록 1에 제시하였다.

9) 이미 언급한 바와 같이 파견근로의 경우에도 사용기간 2년 제한 규정이 적용되고 있으나, 파견근로의 규모가 미미하므로 이를 논의에서 제외하기로 한다.

수 있어야 한다. 아울러 이 법은 기간제, 나아가 비정규직이라는 특정한 형태의 근로와 관련되어 있으므로, 분석에 사용될 자료는 근로자의 근로형태를 파악할 수 있어야 한다. 뿐만 아니라 개인들은 주요 인적 특성들에 따라 법 시행에 대해 상이하게 반응할 수 있으므로, 이러한 요인들까지 파악할 수 있는 자료이면 분석에 더욱 좋겠다.

이러한 요구를 충족시킬 수 있는 대표적인 자료로 두 가지를 들 수 있다. 하나는 경제활동인구조사(이하 경활)의 근로형태 부가조사 자료이며, 다른 하나는 한국노동패널조사(KLIPS) 자료이다. 잘 알려져 있듯이 경활은 개별 경제 주체들의 경제활동상태를 조사하는 가장 대표적인 조사로서 만 15세 이상의 개인들을 조사대상으로 한다. 이 조사는 2001년 8월부터 현재까지 매년 8월에 개인들의 경제활동상태에 더하여 이들의 근로형태를 파악할 수 있는 다양한 사항들을 조사하고 있다. 따라서 이 자료를 사용할 경우 법 시행 전후의 고용 여부 파악이 가능할 뿐 아니라, 55세를 기준으로 하는 연령집단 구분도 가능하다. 뿐만 아니라 이 자료는 개인들의 인적 특성을 포함한 여러 변수들도 조사하므로 이러한 요인들을 통제할 수 있다는 장점도 가진다. 나아가 경활은 2007년부터 매년 3월에도 근로형태 부가조사를 추가로 실시하고 있으므로, 경활의 경조사를 3월 및 8월의 근로형태 부가조사와 결합할 경우 분석을 위한 보다 풍부한 자료 확보가 가능하다. 또한 2007~2009년 3월과 8월의 자료를 모두 분석에 활용할 수 있어 시간 경과에 따른 법 시행 효과의 크기 변화도 관찰할 수 있다.

한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용한 분석도 생각해 볼 수 있다. KLIPS는 경제활동인구조사에서 실시하는 근로형태 부가조사와 거의 동일한 항목들을 2002년 이후 매년 조사하고 있다. 게다가 KLIPS는 경활에서 조사하는 다른 대부분의 내용도 조사하고 있을 뿐 아니라, 이외에도 방대한 항목들에 대해 패널조사를 실시하고 있다는 장점을 가진다. 그러나 KLIPS는 1년에 한 번만 조사를 실시하며, 자료를 정제(cleaning)하는 과정에 다소의 시간이 소요되는 관계로, 아직 법 시행 이후의 자료가 분석에 충분할 정도로 축적되지 못한 상태이다. 아울러 KLIPS는 경활에 비해 표본의 수가 작아, 연령집단 구분을 포함한 여러 기준들을 함께 고려하여 분석하여야 할 경우, 해당 기준들을 모두 충족하는 집단의 분석에 충분할 정도의 관측이 존재하지 않을 수 있다.

이러한 상황을 고려하여 본 연구는 경찰의 근로형태 부가조사 자료를 분석에 사용하기로 한다. 구체적으로 2007~2009년까지 매년 3월과 8월의 근로형태 부가조사 자료를 경상조사 자료와 결합하여 분석에 사용한다. KLIPS를 사용한 분석은 다음으로 미루기로 한다.

3. 실증분석 모형

다음과 같은 회귀모형을 생각해 보자.

$$y_{it} = \alpha + \beta D_i + \gamma T_t + \delta D_i T_t + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$t = 1, 2; i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

여기서 y_{it} 는 이산변수로서 취업상태에 있는지 여부를 나타내며, 취업상태에 있으면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 우리는 y_{it} 를 어떤 근로형태로의 취업 여부로 구체화할 것인가에 따라 다양한 집단들의 고용효과를 분석할 수 있다. 본 연구는 기간제법의 직접 적용대상이 되는 기간제 근로뿐 아니라, 비정규근로, 정규근로, 그리고 임금근로에 취업하고 있는지 여부로 y_{it} 를 구체화함으로써 비정규직법 시행에 따른 고용효과를 다양한 측면에서 평가하기로 한다.

D_i 는 처리집단과 비교집단을 구분하는 더미변수로서, 연령이 54세 이하이면 1, 55세 이상이면 0의 값을 갖는다. T_t 는 법 적용 시기 여부를 나타내는데, 2007년 6월 30일 이전이면 0, 7월 이후이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. 본 연구는 법 시행 이전 시기로 2007년 3월의 경찰 자료를 사용하고 있으므로 T_t 는 2007년 3월 자료이면 0의 값을 가진다. 법 시행 이후인 2007년 8월, 2008년 3월, 2008년 8월, 2009년 3월, 그리고 2009년 8월이면 T_t 는 1의 값을 갖는다. X 는 개인들 간에 관측되는 차이들을 바로잡기 위한 변수들의 벡터이다. 구체적으로 연령, 학력, 혼인상태, 가구주 여부, 비농가 여부 등이 개인들의 관측된 차이를 나타내는 변수들이다. 성(sex)을 포함하지 않은 것은 본 연구가 남성만을 분석대상으로 삼고 있기 때문이다.

δ 는 D_i 와 T_t 의 상호작용항(interaction term)의 계수로서 이의 추정량이 곧 회귀불연속 모형에서 이중차분추정량이며, 법 시행의 고용효과를 반영하는 것

으로 해석할 수 있다. 아울러 우리는 T_t 를 법 시행 시점으로부터 지속적으로 멀어지도록 선택함으로써 법 시행이 고용에 미치는 효과가 시간에 걸쳐 어떻게 변화하는가를 알아볼 수도 있다. ε_{it} 는 오차항이다.

위의 회귀식을 추정함에 있어 선형확률 모형(LPM)이나 비선형 모형(logit, probit)을 사용할 수 있고 이들은 모두 이중차분에 대한 불편 추정량을 제공한다. 우리는 흔히 프로빗 모형을 선형확률 모형보다 선호하는데, 이는 두 모형이 모두 불편 추정치를 제공함에도 불구하고 전자의 확률예측치들이 1보다 크거나 0보다 작지 않게 되고 한계효과도 가변적이기 때문이다. 그런데 비선형 모형에서 이중차분(DD) 추정치의 계산은 매우 까다로운 것으로 알려져 있다. 이에 대해서는 Ai and Norton(2003)이 잘 지적하고 있다.¹⁰⁾

DeLeire(2004) 역시 프로빗 모형에서 상호작용항 계수 추정치의 부호와 크기 및 유의성은 DD 추정치의 부호와 크기 및 유의성에 대해 유익한 정보를 제공하고 있지 못함을 실례를 들어 보이고 있다. 그는 많은 연구자들이 DD 추정치가 아닌 상호작용항 계수 추정치를 검토하는 잘못을 범하고 있다고 지적한다. 뿐만 아니라 그는 많은 연구자들이 한계효과를 계산함에 있어 상호작용항이 마치 더미변수인 것처럼 간주하고 있음도 지적하고 있으며, 그러한 한계효과가 반드시 DD 추정치와 관련되어 있는 것은 아님도 지적하고 있다.

Blundell and Dias(2008) 역시 비선형 분석에서 발생하는 문제점을 지적하고 있는데, 이들은 Blundell et al.(2004)이 사용한 방법론을 소개하고 있다. Blundell et al.(2004)은 영국 청년 뉴딜정책의 효과 분석에서 비선형 모형을 사용한 이중차분 분석을 실시하고 있다. 아울러 이들은 널리 알려져 있는 인덱스 모형(index model)을 사용하면서 인덱스의 선형성을 가정할 것을 제안한다. 그러나 이들은 매우 단순한 비선형 모형이라 할지라도 그러한 모형에서 DD 분석은 그 장점인 단순함의 많은 부분을 잃게 된다고 지적하고 있다.

본고는 DeLeire(2004)의 제안을 따라 LPM 방정식을 사용하여 DD를 계산하도록 하고, Blundell et al.(2004)이 실증분석을 위해 설정하였던 모형과 유사한

10) 이들은 1980~2000년까지 JSTORE의 명부에 올라 있는 13개의 경제학 학술지에 발표된 논문들 가운데 비선형 모형의 상호작용항을 사용하고 있는 연구가 72편인데, 이들 가운데 단 한 편의 연구도 상호작용항의 계수를 올바르게 해석하지 못하고 있었다고 지적한다. 이들은 DeLeire(2000)의 연구가 이에 대한 유일한 예외라고 한다.

식 (1)을 실증모형으로 사용하기로 한다. 이러한 실증분석 모형은 최근 다양한 경제학적 실증분석에서 널리 사용되기 시작한 회귀불연속(Regression Discontinuity : RD) 모형¹¹⁾을 이중차분 모형과 결합한 것으로 파악할 수 있다. 불연속회귀는 어떤 관측된 할당변수(‘assignment’ variable)¹²⁾가 어떤 알려진 임계값(cutoff value)의 초과 여부에 의한 처리(treatment)에서 급격한 불연속성, 즉 점프를 발생시키는 비실험적 설정(non-experimental setting)에서 처리효과를 추정하기 위한 방법이다. 달리 말하면 처리의 효과가 할당변수가 아닌 다른 요인들의 불연속함수이어야 할 이유를 찾기 어려운 상황에서 할당변수의 임계값에서 처리의 결과가 불연속적인 점프를 보인다면, 이는 할당변수에 기인하는 것으로 파악할 수 있다는 것이다.

RD 분석에서 중요한 것은 근저함수(underlying function)의 형태이다. 근저함수를 어떻게 부여하느냐에 따라 처리효과에 상당한 차이가 발생할 수 있다. 본 연구는 위에서 본 바와 같이 근저함수를 비선형으로 파악할 경우 처리야 하는 복잡성 문제에 따른 비용을 감안하는 한편, 근저함수를 비선형으로 설정하여야 할 특별한 이유를 찾기 어려워 선형함수로 상정하기로 한다.

한 가지 추가로 고려하여야 할 것은 할당변수의 범위 선택 문제이다. 할당변수의 임계값에 가까운 관측들로 회귀분석을 한정해 나갈수록 인과관계를 보다 잘 반영하는 RD 추정치들을 얻을 수 있다는 이점이 있다. 따라서 가급적 임계치 근방의 관측들만 사용하여 회귀분석을 실시하는 것이 좋다. 그러나 임계값에 가까운 관측들로 제한할수록 우리는 보다 많은 관측들을 분석에서 제외하여야 한다. 이는 분석에 사용할 수 있는 정보를 최대한 활용하지 못하게 하는 문제를 야기한다. 본고는 이러한 점을 감안하여 연령을 1세 단위로 변화시키면서 추정치들의 변화를 살펴보기로 한다.¹³⁾

11) Tristhwaite and Campbell(1960)이 이 모형을 처음으로 소개하였다.

12) “forcing” variable 또는 “running” variable이라고도 한다.

13) 본 연구는 초고에서 연령을 5세로 구분하여 처리집단을 50~54세로 하고 비교집단을 55~59세로 하여 분석을 실시한 바 있다. 5세를 단위로 한 연령집단 구분은 각종 분석들에서 흔히 사용되는 연령 구분 방법이다. 그러나 불연속회귀 모형을 사용할 경우 본문에서 언급한 바와 같이 연령집단을 보다 임계값에 가깝도록 구분하는 것이 좋다. 이인재 교수(인천대)는 제10회 KLIPS 학술대회(2009.2)에서 본 연구의 초고에 대한 논평자로 참여하여 연령 구분을 보다 세분할 것을 권한 바 있다.

4. 기초통계

<표 3>은 회귀분석에 사용할 변수들의 기술통계들로서 54~55세 남성에 대한 것이다. 먼저 54~55세에 해당하는 사람의 수를 보면 2007년 3월부터 2009년 8월 사이에 많게는 1,127명(2009년 8월)에서 적게는 973명(2008년 8월)에 이르며, 전체 기간¹⁴⁾에서는 6,187명이다. 여기에 표본 추출률의 역수를 곱한 가중된(weighted) 관측수는 분석기간 동안 558,054명에서 630,813명에 걸쳐 분포하고 있으며, 분석기간 전체로는 3,494,475명이다.

취업자의 비율을 보면, 기간제¹⁵⁾로 취업하고 있는 근로자의 비율이 2007년 3월에 10.8%이다.¹⁶⁾ 이러한 기간제 취업 비율은 시간이 경과함에 따라 지속적으로 하락하여 2009년 8월에 이르면 7.4%에 불과하며, 기간 전체로는 7.9%이다. 비정규직 취업자 비율은 2007년 3월의 18.6%에서 역시 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있으며, 2009년 8월에 이르면 15.2%에 머문다. 정규직 취업 비율은 2007년 3월에 27.4%이며 이후 점차 증가하는 모습을 보여 2009년 8월에 32.7%로 높아진다. 정규직과 비정규직을 포괄하는 임금근로로 취업하고 있는 비율은 2007년 3월에 46.0%이다. 이후 임금근로 취업 비율은 등락을 거듭하다 2009년 3월에 49.2%까지 상승하며 2009년 8월에 다시 47.8%로 하락하고 있다. 다른 변수들에 대한 기초통계들도 표에 제시된 바와 같다. 참고로 50~59세 연령집단에 대한 기초통계들도 <부표 1>에 제시하였다.

한 가지 주의하여야 할 변수는 ‘연령’이다. 연령은 할당변수일 뿐 아니라 인적 특성을 나타내는 통제변수 가운데 하나이다. 이미 언급한 바와 같이 본 연구는 할당변수의 임계치에 인접한 표본들을 주요 분석대상으로 함에 따라 연령을 세밀하게 측정할 필요가 있다. 본 연구는 민법상의 만 나이가 아니라 통계청의 경찰조사에서 사용하는 만 나이 측정방법을 기본으로 사용하여 연령계산에서 일관성을 유지하려 노력했다. 다만 1세를 단위로 하는 통계청의 만 나이와 달리 소수점 둘째 자리까지의 연령을 구해 분석에 사용하였다.

14) 표에서 ‘전체 기간’은 2007년부터 2009년까지 3월과 8월의 자료 모두를 말한다.

15) 기간제 및 준기간제(반복갱신)를 말한다.

16) 우리는 이를 취업확률로 해석할 수도 있다.

〈표 3〉 기초통계 : 54~55세

			2007.3	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체 기간
취 업	기간제	평균	0.108	0.082	0.060	0.073	0.079	0.074	0.079
		표준편차	0.311	0.274	0.238	0.261	0.269	0.262	0.270
	비정규직	평균	0.186	0.164	0.147	0.156	0.164	0.152	0.161
		표준편차	0.389	0.370	0.354	0.363	0.371	0.359	0.368
	정규직	평균	0.274	0.303	0.307	0.323	0.328	0.327	0.311
		표준편차	0.446	0.460	0.461	0.468	0.469	0.469	0.463
	임금근로	평균	0.460	0.467	0.454	0.479	0.492	0.478	0.472
		표준편차	0.498	0.499	0.498	0.500	0.500	0.500	0.499
55세연령 더미(D_i)		평균	0.546	0.490	0.463	0.504	0.568	0.557	0.522
		표준편차	0.498	0.500	0.499	0.500	0.495	0.497	0.500
법시행 시기 더미(T_i)		평균	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.838
		표준편차	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.368
상호작용항 (D_iT_i)		평균	0.000	0.490	0.463	0.504	0.568	0.557	0.434
		표준편차	0.000	0.500	0.499	0.500	0.495	0.497	0.496
연령		평균	54.94	55.02	55.02	55.01	54.91	54.94	54.94
		표준편차	0.526	0.535	0.601	0.603	0.585	0.545	0.724
중졸 이하		평균	0.425	0.377	0.377	0.369	0.371	0.358	0.379
		표준편차	0.494	0.485	0.485	0.482	0.483	0.479	0.485
고졸		평균	0.391	0.415	0.399	0.396	0.414	0.405	0.404
		표준편차	0.488	0.493	0.490	0.489	0.493	0.491	0.491
전문대졸		평균	0.028	0.034	0.030	0.026	0.023	0.031	0.029
		표준편차	0.164	0.181	0.172	0.159	0.149	0.174	0.167
대졸 이상		평균	0.120	0.139	0.151	0.166	0.144	0.157	0.146
		표준편차	0.324	0.346	0.358	0.372	0.351	0.364	0.353
가구주 여부		평균	0.932	0.928	0.929	0.921	0.935	0.931	0.929
		표준편차	0.252	0.258	0.257	0.270	0.247	0.254	0.256
미혼		평균	0.014	0.018	0.016	0.011	0.015	0.019	0.016
		표준편차	0.118	0.134	0.125	0.102	0.121	0.136	0.124
유배우		평균	0.894	0.882	0.880	0.886	0.906	0.906	0.892
		표준편차	0.308	0.323	0.325	0.318	0.292	0.292	0.310
기혼 무배우		평균	0.092	0.100	0.104	0.104	0.079	0.076	0.092
		표준편차	0.288	0.299	0.306	0.305	0.270	0.265	0.289
비농가 여부		평균	0.932	0.918	0.928	0.922	0.918	0.917	0.923
		표준편차	0.252	0.274	0.259	0.268	0.274	0.275	0.267
관측수			1,046	1,034	977	973	1,030	1,127	6,187
가중된 관측수			565,247	585,884	573,721	558,054	580,756	630,813	3,494,475

5. 회귀분석 결과

식 (1)의 실증분석 모형에 입각하여 회귀분석한 결과를 <부표 2>부터 <부표 6>에 자세히 나타내었다.¹⁷⁾ 번거로움을 피하기 위해 법 시행의 고용효과를 나타내는 상호작용항 δ 에 대한 추정치와 표준오차, 그리고 유의성을 정리하여 <표 4>부터 <표 7>에 제시하였다. 먼저 기간제근로의 경우를 보면, <표 4>에서 보듯이 54~55세를 대상으로 하는 경우 추정된 회귀계수는 모두 음(-)의 값을 나타내었으며, 통계적으로도 모두 유의하였다. 이러한 결과는 비정규직법이 기간제근로로 취업 가능성을 낮추고 있음을 의미한다.

그런데 연령을 1세씩 늘려 가면 추정치는 상당히 다른 모습을 보여, 부호가 양(+)의 값을 가지는 경우들이 많아진다. 즉 53~56세의 경우 2008년 3월과 2009년 8월에 음(-)의 추정치를 보이지만, 나머지 세 기간에서 추정치는 양(+)의 값을 보인다. 연령을 다시 1세씩 더 늘린 52~57세의 경우, 처음 두 경우만 음(-)의 추정치를 보이고 마지막 세 경우의 추정치는 양(+)으로 나타난다. 그러나 연령을 51~58세로 늘려 잡으면 모든 추정치들이 양의 값을 갖는다. 연령을 더욱 넓혀 50~59세로 할 경우에도 추정치들이 모두 양이며 통계적으로 모두 유의하다.

이와 같이 비정규직법의 기간제 취업확률에 대한 효과가 할당변수인 연령의

<표 4> 기간제에 대한 추정결과

	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체 기간
54~55세	-0.0264	-0.0686	-0.0142	-0.0470	-0.0292	-0.0199
53~56세	0.0019 ^{*3}	-0.0018 ^{*5}	0.0125	0.0111	-0.0060	0.0026
52~57세	-0.0089	-0.0027	0.0120	0.0070	0.0063	0.0026
51~58세	0.0012 ^{*3}	0.0066	0.0107	0.0184	0.0085	0.0093
50~59세	0.0073	0.0051	0.0122	0.0192	0.0031	0.0095

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, *5= 5% 수준에서 유의함, 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함.

17) 지면 제약으로 인해 통제변수들 가운데 가구주 여부, 혼인상태, 비농가 여부, 그리고 절편에 대한 추정 결과는 생략하였다. 요청이 있을 경우 생략된 변수들에 대한 추정 결과들을 제공할 수 있다.

선택 범위에 민감하게 반응한다는 것은 근저함수의 형태가 복잡한 모습을 가지고 있을 가능성을 제기하게끔 한다. 이러한 경우 RD 추정치는 가급적 임계값에 근접한 것일수록 좋다. 따라서 우리는 연령층에 따른 여러 추정치들 가운데 55.0세에 가장 근접한 54~55세를 대상으로 한 추정치를 비정규직법 시행효과를 가장 잘 반영하는 것으로 파악하고자 한다.

비정규직법 시행은 기간제근로자의 취업을 낮추는 대신 이들을 또 다른 형태의 비정규직으로 취업하게 하는 풍선효과를 가질 수 있다. 이러한 가능성을 염두에 두고 비정규직법이 비정규직 전체의 취업확률에 어떠한 변화를 초래하고 있는지 알아보자. <표 5>는 <부표 3>과 <부표 6>의 해당 부분을 쉽게 볼 수 있도록 정리한 것이다. 표에서 보듯이 비정규직에 대한 추정치는 양(+)의 값을 보이는 경우가 많다. 54~55세에서 음(-)의 추정치는 세 기간에서 통계적으로 유의하게 나타나며, 나머지 두 기간에서는 유의하게 양의 값을 가진다. 분석기간 전체로 보면 유의한 양의 값으로 추정된다. 53~56세의 경우 모든 기간의 추정치가 양의 값을 가지며, 2009년 3월을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하다. 52~57세에서는 2007년 8월과 2009년 3월에서 음의 추정치가 나타나지만, 2009년 3월의 추정치는 통계적으로 유의하지 않다. 나머지 세 기간에서 추정치들은 유의한 양의 값을 가지는데, 분석기간 전체로 보더라도 마찬가지이다. 51~58세와 50~59세의 경우 모든 추정치들이 양의 값을 가지며 51~58세의 2008년 8월 추정치를 제외하고는 모두 통계적으로 유의하다.

이처럼 비정규직의 고용에 있어서도 기간제의 경우와 마찬가지로 추정 결과가 연령집단 구분에 따라 민감하게 반응하므로, 가급적 55.0세에 근접한 연령

<표 5> 비정규직에 대한 추정 결과

	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체 기간
54~55세	-0.0667	-0.0175	0.0549	-0.0429	0.0405	0.0136
53~56세	0.0122	0.0056	0.0085	0.0016 [#]	0.0173	0.0089
52~57세	-0.0023	0.0145	0.0041	-0.0001 [#]	0.0118	0.0057
51~58세	0.0125	0.0169	0.0010 [#]	0.0078	0.0044	0.0089
50~59세	0.0097	0.0110	0.0058	0.0130	0.0014 ^{*3}	0.0083

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

에 비중을 두고 해석하는 것이 바람직하다.¹⁸⁾ 따라서 우리는 비정규직법이 시행 초기에 비정규직 고용에 부정적이었으나, 이후 긍정적인 효과를 보이는 경우들이 있어 시간이 지남에 따라 풍선효과가 일부 나타나고 있는 것으로 추정 결과를 해석할 수 있다.

이제 법 시행이 정규직 취업확률에 어떠한 영향을 미치고 있는지 살펴보자. <표 6>은 이를 보기 위한 것으로 <부표 4>와 <부표 6>을 정리하여 제시한 것이다. 표에서 보듯이 추정치의 대부분은 음(-)의 값을 가지며, 이들 중 단 한 경우¹⁹⁾를 제외하고는 통계적으로 모두 유의하다. 양(+)의 추정치는 2009년 8월의 세 경우와 2009년 3월 및 2007년 8월의 52~57세가 전부이다. 이에 따라 추정치들은 할당변수가 임계값에 근접한 54~55세뿐 아니라, 연령 폭을 넓혀 나가더라도 대부분 음(-)의 값을 가진다. 즉 54~55세의 경우 2009년 8월을 제외하고 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 추정치를 보이며, 53~56세에서는 모든 추정치들이 음의 값을 보인다. 52~57세에서 양의 추정치를 보이는 경우가 두 군데 있기는 하나, 연령을 더욱 넓힌 51~58세와 50~59세에서도 2009년 8월의 51~58세를 제외한 모든 기간에서 추정치는 통계적으로 유의한 음의 값을 보인다. 분석기간 전체로 보더라도 추정치는 모두 음으로 나타난다.

결국 정규근로의 경우 추정치의 대부분이 통계적으로 유의한 음의 값을 가질

<표 6> 정규직에 대한 추정 결과

	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체 기간
54~55세	-0.0802	-0.0319	-0.1137	-0.0829	0.0325	-0.0613
53~56세	-0.0214	-0.0187	-0.0435	-0.0051	-0.0109	-0.0193
52~57세	0.0090	-0.0020 [#]	-0.0170	0.0064	-0.0050	-0.0013 [#]
51~58세	-0.0172	-0.0229	-0.0151	-0.0066	0.0027	-0.0112
50~59세	-0.0058	-0.0143	-0.0076	-0.0045	0.0018 ^{*3}	-0.0055

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

18) 그러나 비정규직 취업확률에서 연령이 54~55세를 벗어날 경우 통계적으로 유의하게 음의 추정치를 보이는 경우는 단 하나뿐이라는 데에도 주의할 필요가 있다.

19) 2008년 3월 52~57세.

뿐 아니라, 기간제나 비정규근로와 달리 추정치가 연령에 따라 민감하게 반응하지 않는다. 이러한 사실은 비정규직법이 정규직 고용을 촉진할 것이라는 기대와는 달리 오히려 정규직 취업에 매우 분명한 부정적인 영향을 미치고 있음을 알려주는 중요한 결과이다.

마지막으로 비정규직법이 임금근로의 취업 가능성에 미치는 효과를 살펴보자. <표 7>에서 보듯이 54~55세 연령집단에서 비정규직법은 2009년 8월을 제외하고는 임금근로로 취업확률을 통계적으로 유의하게 낮춘다. 즉 2007년 8월부터 2009년 3월까지 추정치가 각각 -0.1469, -0.0494, -0.0588, 그리고 -0.1259의 값을 가진다. 이는 비정규직법이 임금근로로 취업 가능성을 떨어뜨리는 효과를 가지고 있음을 시사한다.

연령층의 폭을 넓혀 나감에 따른 추정치의 변화는 그리 크지 않다. 즉 53~56세에서 추정치의 부호들은 54~55세의 경우와 마찬가지로 2009년 8월을 제외하고는 모두 음(-)의 값을 가진다. 다만 연령을 52~57세로 확대할 경우 음의 추정치는 2008년 8월뿐이며, 나머지 모든 기간의 추정치들은 양(+)의 값으로 나타난다. 그러나 연령 폭을 더욱 넓혀나감에 따라 음의 추정치가 다시 더 많아진다. 51~58세의 경우 음의 추정치가 세 기간에서 나타나며, 50~59세의 경우 두 기간에서 음의 부호를 보인다. 즉 임금근로의 경우 기간제에서와 유사하게 연령 폭이 넓어짐에 따라 음의 추정치 수가 줄어드는 모습을 보인다. 우리는 앞의 기간제에 대한 분석에서 살펴본 바와 같은 이유로 55.0세에 가장 가까운 54~55세에 초점을 맞출 필요가 있다. 이에 따라 우리는 비정규직법이 임금근로로 취업 가능성을 낮추는 역할을 하는 것으로 추정결과를 정리할 수 있다.

임금근로에서 나타나는 또 한 가지 사실은 2009년 8월의 추정치가 연령에 무관하게 모두 양의 값을 가진다는 것이다. 이러한 현상은 기간제나 비정규근로 및 정규근로에서도 유사하게 나타났던 사실로서, 다른 시기에 비해, 그리고 54~55세의 경우에도 2009년 8월의 추정치가 음인 경우들이 줄어들고 있다. 보다 장기간에 걸친 실증분석 결과가 있어야 보다 분명하게 언급할 수 있겠으나, 2009년 8월 들어 고용에 대한 부정적인 영향은 줄어든 것으로 보인다.²⁰⁾

20) Kang and Yoo(2010)도 유사한 결과를 제시하고 있다.

〈표 7〉 임금근로에 대한 추정 결과

	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체기간
54~55세	-0.1469	-0.0494	-0.0588	-0.1259	0.0730	-0.0477
53~56세	-0.0092	-0.0130	-0.0350	-0.0035 ^{*3}	0.0064	-0.0104
52~57세	0.0067	0.0125	-0.0129	0.0063	0.0067	0.0044
51~58세	-0.0047	-0.0060	-0.0141	0.0012 [#]	0.0071	-0.0023
50~59세	0.0040	-0.0033	-0.0018 ^{*5}	0.0085	0.0032	0.0028

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, *5= 5% 수준에서 유의함.

IV. 결 론

본 연구는 2007년 7월 1일부터 한국에서 시행되고 있는 비정규직법이 고용에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고 있다. 먼저 동법의 시행이 어떠한 경로를 거쳐 노동시장에 영향을 미치게 될 것인지를 살펴보았다. 먼저 비정규직법은 해고를 제한하는 고용보호법제이므로, 이에 따른 해고비용 상승을 들 수 있다. 해고비용의 상승은 일자리 소멸을 억제하여 고용에 긍정적인 효과를 갖는 한편, 일자리 창출을 방해하여 고용에 부정적인 영향도 미치므로, 고용에 미치는 순 효과는 불분명하다. 다음으로 법 시행에 따라 기업들은 기간제 근로자를 정규직으로 전환하여야 하는데, 이는 조세격차를 증가시켜 고용을 줄이는 힘으로 작용한다. 나머지 하나는 기간제 근로자의 정규직 전환에 따라 기업이 추가적으로 부담하여야 하는 준고정적 노동비용 상승이 고용에 미치는 부정적인 효과이다. 이처럼 고용보호법제는 다양한 경로를 통해 고용에 큰 영향을 미칠 수 있지만, 순 효과가 불분명하므로 경험적인 분석을 통해 그 효과를 확인할 수밖에 없다. 그 동안의 경험적인 연구들을 보면 서로 대립하는 결과들이 병존하는 것으로 볼 수 있으나, 대체로 고용에 부정적이라는 연구 결과들이 많다.

법이나 정책의 효과를 평가하는 데에는 자연적인 실험이나 준실험적인 평가가 매우 효과적인 방법으로 알려져 있다. 본 연구는 비정규직법, 구체적으로 기간제법상에 기간제 근로자 사용기간 2년 제한 규정이 55세 이상의 고령자에게

예외로 되어 있음에 착안하여 실증분석을 실시하였다. 구체적으로 본 연구는 55세 이상 연령집단을 비교집단으로 사용하는 한편, 회귀불연속 모형을 이중차분법과 결합하는 실증 모형을 분석에 사용하였다. 이 경우 할당변수의 임계값 근방 설정의 문제가 중요하게 대두될 수 있다.

실제로 본 연구가 사용하고 있는 할당변수인 연령을 임계값인 55.0세에서 어느 정도의 범위로 포괄할 것인가에 따라 회귀 결과가 민감하게 반응하였다. 본 연구는 연령을 1세 단위로 넓혀가면서 회귀분석을 실시하였고 처리집단과 비교집단의 연령이 각각 50~54세와 55~59세에 이를 때까지 분석을 계속하였다. 아울러 본 연구는 선형회귀 모형을 사용하였는데, 이는 그 단순함을 취하기 위한 것일 뿐 아니라, 근저함수가 선형이 아니라고 간주할 특별한 이유를 찾기 어려웠기 때문이다.

실증분석 결과는 한국의 비정규직법이 전반적으로 고용에 부정적인 영향을 미치고 있음을 보여준다. 본 연구는 비정규직법의 직접 적용대상인 기간제 근로자의 고용 뿐 아니라, 비정규근로, 정규근로, 그리고 임금근로 각각의 고용에 미치는 효과도 함께 분석하였다. 그 결과, 할당변수의 임계값인 55.0세에 가장 가깝도록 연령 범위를 택한 54~55세에 대한 분석에서 근로의 형태를 막론하고 고용에 부정적인 효과를 미치는 것으로 나타났다. 전반적으로 연령 폭을 보다 넓게 하여 회귀분석을 실시할수록 특히 기간제와 임금근로의 고용에 부정적인 경우가 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 회귀 결과가 연령에 매우 민감하므로 회귀불연속 모형에 대한 추정치는 가급적 임계값인 55.0세에 가장 근접한 54~55세의 추정치에 가장 비중을 두고 결과를 해석하는 것이 바람직하다. 반면 정규직 고용은 연령집단 선정과 별 관계없이 대부분 부정적으로 나타났으며, 전체 분석기간을 대상으로 한 분석에서도 연령과 무관하게 모두 음(-)의 추정치를 보였다. 한편 법 시행이 비정규직 취업확률에 미치는 효과는 초기에는 부정적이나, 이후에는 오히려 증가하는 경우들이 등장하고 있어, 시간 경과에 따라 풍선효과가 나타나기 시작하는 등 복합적인 모습을 보여준다.

결국 비정규직법은 전반적으로 볼 때 고용에 부정적인 효과를 미치는 것으로 정리할 수 있겠다. 기간제 자체의 고용에 부정적일 뿐 아니라, 법 시행 초기에는 비정규직 고용에도 부정적이다. 다만 시간이 지남에 따라 비정규직 고용에

긍정적인 경우들이 나타나 풍선효과를 보여준다. 그러나 비정규직법이 정규직 고용을 촉진하려는 의도와 달리 오히려 정규직 고용을 매우 분명하게 줄이는 것으로 나타나 우려스러운 모습을 보여준다. 고용에 부정적인 효과를 우려하여 입법과정에서부터 많은 논란이 있었을 뿐 아니라, 법 시행 이후에도 부작용을 우려한 많은 논쟁이 있었음을 감안한다면, 이러한 결과는 그리 놀라운 것이 아닐 수도 있다.

한편 비정규직법이 시행된 지 2년이 가까워오면서 법의 부작용에 대한 우려가 매우 높았고 이에 따라 노동부는 2009년 7월에 기업들을 대상으로 이들이 실제로 비정규직법에 어떻게 대처하고 있는지를 조사한 바 있다. 조사 결과 정규직 전환이 36.8%, 계약 종료가 37.0%, 그리고 ‘기타’가 26.1%로 나타났다.²¹⁾ 그런데 남재량(2008)에 따르면 비정규직법 시행과 무관하게 평소에도 비정규직에서 정규직으로 옮겨갈 가능성이 34~37%로 높으므로, 기업들이 응답한 36.8%의 정규직 전환은 법 시행에 따른 효과로 파악하기 어렵다. 또한 남재량(2009d)은 2007년 3월에서 2008년 3월 사이의 기간 동안 기간제에서 정규직으로 옮겨간 근로자들의 근속기간이 길 뿐 아니라, 이들의 근로조건도 정규직에 못지않음을 밝히고 있다. 구체적으로 그는 “고용이 안정되어 있고 근로조건도 우수하여 사실상 정규직이나 다름없는 근로자들이 형식적으로 정규직으로 전환”되고 있다고 지적하고 있다.

기업을 대상으로 한 조사에서 36.8%의 정규직 전환에 별 의미를 부여하기 어렵다면, 주목해야 할 부분은 ‘기타’이다. 법을 준수하려면 해당 기업들은 기간제 근로자들을 정규직으로 전환하거나 계약을 종료하여야 함에도 불구하고 그렇게 하지 못하고 있는 경우들이 주로 여기에 해당한다. 즉 계약을 종료하지도 않고 정규직으로 전환하지도 않으면서 상황을 관망하거나 법 시행 이전과 마찬가지로 인력을 운용하는 경우 등을 ‘기타’로 파악할 수 있다. 달리 표현하면 이는 법과 시장이 괴리되어 있어 기업들이 법을 준수하고 있지 못함을 의미한다.

이는 현실과 괴리된 법을 통해 문제를 해결하려는 시도보다는 시장의 상황을 잘 반영할 수 있도록 법과 제도를 설계하고 고쳐나가는 것이 바람직한 것임을 시사한다. 이러한 장기적인 시각을 가지고 문제에 접근하여야 하겠으나, 일단

21) 2009년 6월에도 유사한 결과가 나타났다.

현행 비정규직법의 고용에 대한 부작용이 분명하므로 이를 최소화하기 위한 노력도 필요하다. 기간제 사용기간 제한을 완화하거나 폐지하는 것이 바람직하나, 이를 정치적으로 수용하기 어렵다면, 이에 대한 예외 규정을 더욱 확대하여 고용에 부정적인 영향이 큰 집단들을 법 적용 대상에서 제외하려는 노력을 지속적으로 경주하여야 할 것이다. 대신 비정규직에 대한 차별시정을 강화하고 비정규직에 대한 사회보험 수급요건을 완화하는 동시에 이에 대한 지원을 통한 사회안전망을 강화하는 노력도 동시에 기울여야 하겠다.

보다 궁극적으로는 비정규 근로자의 생산성 향상을 위한 노력이 특히 중요할 것이다. 비정규 근로자들의 능력개발에 장애가 되는 요인들을 극복할 수 있도록 지원하는 정책은 여전히 필요하며 또 중요하다. 다른 한편으로, 학계에서 널리 받아들여지고 있듯이, 비정규직 문제의 핵심이 정규직 노동시장의 경직성에 기인하는 것으로 본다면, 정규직에 대한 과보호를 완화함으로써 비정규직을 양산하는 원인을 원천적으로 제거하는 것이 무엇보다도 중요하다.

참고문헌

- 남재량. 『노동시장의 동태적 특성에 관한 연구』. 한국노동연구원, 2008.
- _____. 「KLIPS를 통해서 본 비정규근로의 동태적 특성」. 『노동리뷰』(2009a), 한국노동연구원, 2009. 1.
- _____. 「비정규직법 시행 효과 연구」. 제10회 한국노동패널 학술대회, 2009b, 2009. 2.
- _____. 「차별시정 대상 근로자 규모 추정에 관한 연구」. 2009 경제학공동학술대회 발표 논문, 2009c, 2009. 2.
- _____. 「비정규근로의 동태적 특성 및 시사점 - 2009년 3월 경제활동인구조사 부가조사를 중심으로 -」. 『노동리뷰』(2009b), 한국노동연구원, 2009. 7.
- 남재량 · 김영문 · 오계택. 『비정규근로와 정책과제』, 한국노동연구원, 2009.
- 남재량 · 박기성. 「비정규직법 시행 효과 연구」. 미발표 원고, 2008.

- 남재량 · 이인재 · 이기재. 『비정규직 보호입법의 시행효과』. 한국노동연구원, 2005.
- 유경준. 「비정규직법의 고용효과 분석: 최근 고용부진과 관련하여」. 한국노사관계학회 2008년 추계정책토론회, 2008. 10.
- 유경준 · 강창희. 「비정규직법의 고용효과 분석」. 『비정규직 문제 종합 연구』. 한국개발연구원, 2009. 12.
- 이인재. 「비정규직법의 시행효과 분석에 관한 대체적 접근방식」. 미발표 원고, 2008.
- Ai, C. and E. Norton. "Interaction Terms in Logit and Probit Models." *Economics Letters* 80 (2003): 123-129.
- Blundell R., and M.C. Dias. "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics." DP 2008-05, 2008.
- Blundell, Richard, Monica Costa Dias, Costas Meghir, and John Van Reenen. "Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Program." *Journal of European Economics Association* 2 (4) (June 2004): 596-606.
- Cahuc P. and A. Zylberberg. *Labor Economics*. MIT, 2004.
- Daveri, F, and G. Tabellini. "Unemployment, Growth, and Taxation in Industrial Countries." *Economic Policy* (April 2000): 49-104.
- DeLeire, T. "The Wage and Employment Effects of the Americans with Disabilities Act." *Journal of Human Resources* 35 (4) (2000): 693-715.
- _____. *A Note on Calculating Difference in Differences Using Probit Models versus Linear Probability Models*. Manuscript, December 2004.
- Ehrenberg R. and R. Smith. *Modern Labor Economics*. MIT, 2002.
- Kang, C., and G. Yoo. "The Effect of Protection of Temporary Workers on Employment Levels: Evidence from the 2007 Reform in South Korea." International Conference. Korean Labor Economic Association, 2010.
- Layard, R. and S. Nickell. "Labor Market Institutions and Economic Performances." In Ashenfelter, O., and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*.

vol. 3C, chap. 46, Amsterdam: Elsevier Science/ North-Holland, 1999.

Nickell S. "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America." *Journal of Economic Perspectives* 3 (1997): 55-74.

Tristlethwaite, Donald L., and Campbell, Donald T. "Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to Ex-Post Facto Experiment." *Journal of Educational Psychology* 51 (December 1960): 309-317.

부록 1. 한국의 비정규근로 관련 고용보호법제

1. 기간제 및 단시간 근로자 보호 등에 관한 법률

제1장 총칙

제2장 기간제 근로자

제4조(기간제 근로자의 사용) ①사용자는 2년을 초과하지 아니하는 범위 안에서(기간제 근로계약의 반복갱신 등의 경우에는 그 계속근로한 총 기간이 2년을 초과하지 아니하는 범위 안에서) 기간제 근로자를 사용할 수 있다. 다만, 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 경우에는 2년을 초과하여 기간제 근로자로 사용할 수 있다.

1. 사업의 완료 또는 특정한 업무의 완성에 필요한 기간을 정한 경우
2. 휴직·파견 등으로 결원이 발생하여 당해 근로자가 복귀할 때까지 그 업무를 대신할 필요가 있는 경우
3. 근로자가 학업, 직업훈련 등을 이수함에 따라 그 이수에 필요한 기간을 정한 경우
4. 「고령자고용촉진법」 제2조 제1호의 규정에 의한 고령자와 근로계약을 체결하는 경우
5. 전문적 지식·기술의 활용이 필요한 경우와 정부의 복지정책·실업대책 등에 의하여 일자리를 제공하는 경우로서 대통령령이 정하는 경우
6. 그 밖에 제1호 내지 제5호에 준하는 합리적인 사유가 있는 경우로서 대통령령이 정하는 경우

②사용자가 제1항 단서의 사유가 없거나 소멸되었음에도 불구하고 2년을 초과하여 기간제 근로자로 사용하는 경우에는 그 기간제 근로자는 기간의 정함이 없는 근로계약을 체결한 근로자로 본다.

2. 고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률

제1장 총 칙

제1조(목적) 이 법은 합리적인 이유 없이 연령을 이유로 하는 고용차별을 금지하고, 고령자(高齡者)가 그 능력에 맞는 직업을 가질 수 있도록 지원하고 촉진함으로써, 고령자의 고용안정과 국민경제의 발전에 이바지하는 것을 목적으로 한다.

제2조(정의) 이 법에서 사용하는 용어의 뜻은 다음과 같다.

1. “고령자”란 인구와 취업자의 구성 등을 고려하여 대통령령으로 정하는 연령 이상인 자를 말한다.
2. “준고령자”란 대통령령으로 정하는 연령 이상인 자로서 고령자가 아닌 자를 말한다.
3. “사업주”란 근로자를 사용하여 사업을 하는 자를 말한다.
4. “근로자”란 「근로기준법」 제2조 제1항 제1호에 따른 근로자를 말한다.
5. “기준고용률”이란 사업장에서 상시 사용하는 근로자를 기준으로 하여 사업주가 고령자의 고용촉진을 위하여 고용하여야 할 고령자의 비율로서 고령자의 현황과 고용 실태 등을 고려하여 사업의 종류별로 대통령령으로 정하는 비율을 말한다.

부 칙

제1조(시행일) 이 법은 공포 후 1년이 경과한 날부터 시행한다. 다만, 제4조의 4 제1항 제2호부터 제5호까지의 개정 규정은 2010년 1월 1일부터 시행한다.

제2조(적용례) 제4조의 7의 개정 규정은 이 법 시행 후 최초로 발생한 차별행위에 따른 권고를 이행하지 아니한 경우부터 적용한다.

제3조(다른 법령과의 관계) 이 법 시행 당시 다른 법령에서 종전의 「고령자고용촉진법」 또는 그 규정을 인용한 경우 이 법 중 그에 해당하는 규정이 있는 경우에는 종전의 규정에 갈음하여 이 법 또는 이 법의 해당 조항을 인용한 것으로 본다.

3. 고령자고용촉진법 시행령

제1조(목적) 이 영은 「고령자고용촉진법」에서 위임된 사항과 그 시행에 관하

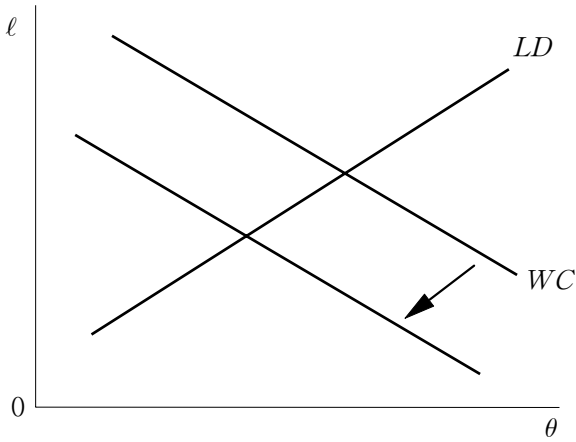
여 필요한 사항을 규정함을 목적으로 한다.<개정 2007.6.29>

제2조(고령자 및 준고령자의 정의) ① 「고령자고용촉진법」(이하 “법”이라 한

다) 제2조 제1호에 따른 고령자는 55세 이상인 자로 한다.<개정 2007.6.29>

② 법 제2조 제1호의 2에 따른 준고령자는 50세 이상 55세 미만인 자로 한다.<개정 2007.6.29>

[부도 1] 조세격차 상승의 효과



〈부표 1〉 50~59세 연령층 기초통계

			2007.3	2007.8	2008.3	2008.8	2009.3	2009.8	전체 기간
취 업	기간제	평균	0.091	0.086	0.075	0.069	0.071	0.070	0.077
		표준편차	0.288	0.281	0.264	0.254	0.256	0.255	0.266
	비정 규직	평균	0.174	0.171	0.165	0.157	0.152	0.154	0.162
		표준편차	0.379	0.377	0.372	0.364	0.359	0.361	0.368
	정규직	평균	0.286	0.300	0.309	0.317	0.324	0.320	0.310
		표준편차	0.452	0.458	0.462	0.465	0.468	0.467	0.462
	임금 근로	평균	0.459	0.471	0.475	0.474	0.475	0.474	0.472
		표준편차	0.498	0.499	0.499	0.499	0.499	0.499	0.499
55세 연령 더미(D_i)	평균	0.577	0.583	0.586	0.587	0.588	0.587	0.585	
	표준편차	0.494	0.493	0.493	0.492	0.492	0.492	0.493	
법시행 시기 더미(T_i)	평균	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.842	
	표준편차	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.365	
상호작용항 (D_iT_i)	평균	0.000	0.583	0.586	0.587	0.588	0.587	0.494	
	표준편차	0.000	0.493	0.493	0.492	0.492	0.492	0.500	
연령	평균	54.47	54.46	54.42	54.44	54.44	54.47	54.42	
	표준편차	2.892	2.866	2.857	2.871	2.873	2.860	2.904	
중졸 이하	평균	0.375	0.365	0.363	0.349	0.339	0.324	0.352	
	표준편차	0.484	0.481	0.481	0.477	0.473	0.468	0.478	
고졸	평균	0.412	0.419	0.409	0.416	0.419	0.426	0.417	
	표준편차	0.492	0.493	0.492	0.493	0.493	0.494	0.493	
전문대졸	평균	0.030	0.031	0.033	0.035	0.035	0.041	0.034	
	표준편차	0.170	0.174	0.177	0.184	0.185	0.197	0.182	
대졸 이상	평균	0.143	0.145	0.150	0.154	0.161	0.165	0.153	
	표준편차	0.350	0.352	0.357	0.361	0.368	0.371	0.360	
가구주 여부	평균	0.924	0.925	0.925	0.923	0.928	0.927	0.926	
	표준편차	0.265	0.263	0.263	0.266	0.258	0.259	0.262	
미혼	평균	0.018	0.019	0.019	0.020	0.018	0.019	0.019	
	표준편차	0.134	0.135	0.136	0.139	0.133	0.136	0.136	
유배우	평균	0.895	0.894	0.893	0.896	0.906	0.907	0.899	
	표준편차	0.306	0.308	0.309	0.305	0.291	0.290	0.302	
기혼 무배우	평균	0.087	0.087	0.088	0.084	0.076	0.074	0.082	
	표준편차	0.281	0.282	0.283	0.277	0.264	0.262	0.275	
비농가 여부	평균	0.923	0.922	0.922	0.923	0.920	0.921	0.922	
	표준편차	0.267	0.268	0.269	0.266	0.271	0.270	0.269	
관측수			5,419	5,267	5,184	5,309	5,496	5,587	32,262
가중된 관측수			2,887,829	2,955,258	3,008,679	3,060,815	3,144,747	3,222,055	18,279,383

〈부표 2〉 추정 결과 : 기간제

			55세 더미 (D_i)	법적용 시기더미 (T_i)	상호 교차항 ($D_i T_i$)	연령	학력집단			R^2
							중졸 이하	전문대 졸업	대졸 이상	
54 ~ 55 세	2007.8	추정치	0.0257	-0.0076	-0.0264	-0.0009 [#]	0.0624	0.0347	-0.0007 [#]	0.0346
		표준오차	0.0016	0.0023	0.0024	0.0008	0.0008	0.0019	0.0011	
	2008.3	추정치	0.0421	0.0090	-0.0686	-0.0507	0.0242	0.0219	-0.0087	0.0298
		표준오차	0.0015	0.0020	0.0021	0.0009	0.0008	0.0020	0.0011	
	2008.8	추정치	0.0373	-0.0384	-0.0142	-0.0398	0.0150	-0.0419	-0.0010 [#]	0.0228
		표준오차	0.0016	0.0021	0.0023	0.0009	0.0008	0.0021	0.0011	
56 ~ 57 세	2009.3	추정치	0.0362	0.0173	-0.0470	-0.0123	0.0088	0.0269	-0.0263	0.0190
		표준오차	0.0016	0.0022	0.0023	0.0009	0.0008	0.0020	0.0011	
	2009.8	추정치	0.0360	-0.0220	-0.0292	-0.0269	0.0429	-0.0011 [#]	0.0015 [#]	0.0430
		표준오차	0.0015	0.0021	0.0023	0.0008	0.0007	0.0017	0.0010	
	2007.8	추정치	-0.0010 [#]	-0.0139	0.0019 ^{*3}	0.0097	0.0231	0.0429	-0.0292	0.0162
		표준오차	0.0008	0.0007	0.0009	0.0003	0.0005	0.0013	0.0007	
58 ~ 59 세	2008.3	추정치	-0.0111	-0.0309	-0.0018 ^{*3}	0.0016	0.0094	0.0026 ^{*3}	-0.0317	0.0136
		표준오차	0.0007	0.0007	0.0008	0.0003	0.0004	0.0012	0.0006	
	2008.8	추정치	-0.0063	-0.0328	0.0125	0.0059	0.0109	0.0295	-0.0204	0.0114
		표준오차	0.0008	0.0007	0.0009	0.0003	0.0005	0.0013	0.0006	
	2009.3	추정치	-0.0125	-0.0262	0.0111	0.0009	0.0068	0.0119	-0.0271	0.0093
		표준오차	0.0008	0.0007	0.0009	0.0003	0.0005	0.0014	0.0006	
52 ~ 57 세	2009.8	추정치	-0.0085	-0.0190	-0.0060	0.0033	0.0264	-0.0068	-0.0231	0.0151
		표준오차	0.0007	0.0007	0.0009	0.0003	0.0005	0.0012	0.0006	
	2007.8	추정치	-0.0093	0.0009 [#]	-0.0089	0.0019	0.0183	0.0338	-0.0321	0.0141
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0007	0.0002	0.0004	0.0010	0.0005	
	2008.3	추정치	-0.0144	-0.0233	-0.0027	-0.0001 [#]	0.0120	0.0053	-0.0274	0.0123
		표준오차	0.0006	0.0005	0.0006	0.0002	0.0004	0.0009	0.0005	
51 ~ 58 세	2008.8	추정치	-0.0077	-0.0358	0.0120	0.0027	0.0149	0.0200	-0.0215	0.0124
		표준오차	0.0006	0.0005	0.0006	0.0002	0.0003	0.0009	0.0005	
	2009.3	추정치	-0.0117	-0.0209	0.0070	0.0010	0.0140	0.0062	-0.0233	0.0099
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0007	0.0002	0.0004	0.0010	0.0005	
	2009.8	추정치	-0.0234	-0.0273	0.0063	-0.0039	0.0217	0.0182	-0.0268	0.0122
		표준오차	0.0006	0.0005	0.0006	0.0002	0.0004	0.0009	0.0005	
50 ~ 59 세	2007.8	추정치	-0.0049	-0.0074	0.0012 ^{*3}	0.0050	0.0215	0.0275	-0.0220	0.0142
		표준오차	0.0006	0.0004	0.0006	0.0001	0.0003	0.0008	0.0004	
	2008.3	추정치	-0.0148	-0.0248	0.0066	0.0022	0.0147	0.0148	-0.0203	0.0120
		표준오차	0.0006	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0008	0.0004	
	2008.8	추정치	-0.0037	-0.0274	0.0107	0.0053	0.0155	0.0069	-0.0182	0.0121
		표준오차	0.0006	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0008	0.0004	
50 ~ 59 세	2009.3	추정치	-0.0062	-0.0345	0.0184	0.0046	0.0156	0.0124	-0.0130	0.0111
		표준오차	0.0006	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0007	0.0004	
	2009.8	추정치	-0.0073	-0.0297	0.0085	0.0042	0.0212	0.0183	-0.0179	0.0126
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0007	0.0004	
	2007.8	추정치	-0.0073	-0.0092	0.0073	0.0049	0.0231	0.0312	-0.0196	0.0130
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0007	0.0004	
50 ~ 59 세	2008.3	추정치	-0.0067	-0.0191	0.0051	0.0050	0.0175	0.0099	-0.0154	0.0114
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0007	0.0003	
	2008.8	추정치	-0.0020	-0.0246	0.0122	0.0060	0.0210	0.0096	-0.0139	0.0118
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0006	0.0003	
	2009.3	추정치	-0.0060	-0.0293	0.0192	0.0052	0.0216	0.0432	-0.0150	0.0116
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0006	0.0003	
50 ~ 59 세	2009.8	추정치	-0.0029	-0.0182	0.0031	0.0057	0.0209	0.0184	-0.0179	0.0119
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0003	0.0006	0.0003	

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, *5= 5% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

〈부표 3〉 추정 결과 : 비정규직

			55세 더미 (<i>D_i</i>)	법적용 시기더미 (<i>T_i</i>)	상호 교차항 (<i>D_iT_i</i>)	연령	학력집단			R ²
							중졸 이하	전문대 졸업	대졸 이상	
54 ~ 55 세	2007.8	추정치	-0.0216	0.0597	-0.0667	0.0327	0.0954	0.0247	-0.0289	0.0446
		표준오차	0.0021	0.0029	0.0031	0.0011	0.0010	0.0024	0.0014	
	2008.3	추정치	0.0047 ^{*3}	-0.0192	-0.0175	-0.0452	0.1009	0.0327	-0.0185	0.0560
		표준오차	0.0020	0.0026	0.0028	0.0011	0.0010	0.0026	0.0014	
	2008.8	추정치	-0.0057	-0.0943	0.0549	-0.0328	0.0771	-0.0427	-0.0307	0.0331
표준오차		0.0020	0.0027	0.0029	0.0011	0.0010	0.0026	0.0014		
53 ~ 56 세	2009.3	추정치	-0.0089	0.0254	-0.0429	-0.0087	0.0524	0.0450	-0.0683	0.0353
		표준오차	0.0021	0.0027	0.0029	0.0011	0.0010	0.0026	0.0014	
	2009.8	추정치	-0.0111	-0.0677	0.0405	-0.0063	0.0842	0.0866	-0.0352	0.0435
		표준오차	0.0020	0.0028	0.0030	0.0010	0.0010	0.0023	0.0013	
	2007.8	추정치	-0.0311	-0.0121	0.0122	-0.0017	0.1028	0.0316	-0.0453	0.0384
표준오차		0.0010	0.0009	0.0012	0.0004	0.0006	0.0017	0.0009		
52 ~ 57 세	2008.3	추정치	-0.0339	-0.0205	0.0056	-0.0047	0.0814	-0.0347	-0.0526	0.0357
		표준오차	0.0010	0.0009	0.0011	0.0004	0.0006	0.0017	0.0008	
	2008.8	추정치	-0.0256	-0.0136	0.0085	0.0026	0.0906	0.0140	-0.0410	0.0320
		표준오차	0.0010	0.0009	0.0012	0.0004	0.0006	0.0017	0.0008	
	2009.3	추정치	-0.0442	-0.0046	0.0016 [#]	-0.0117	0.0770	0.0105	-0.0653	0.0312
표준오차		0.0010	0.0010	0.0012	0.0004	0.0006	0.0018	0.0008		
51 ~ 58 세	2009.8	추정치	-0.0383	-0.0188	0.0173	-0.0077	0.0944	0.0294	-0.0711	0.0402
		표준오차	0.0010	0.0009	0.0011	0.0004	0.0006	0.0015	0.0008	
	2007.8	추정치	-0.0285	0.0051	0.0023	-0.0017	0.0901	0.0254	-0.0515	0.0380
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0013	0.0006	
	2008.3	추정치	-0.0462	-0.0168	0.0145	-0.0088	0.0765	-0.0182	-0.0552	0.0374
표준오차		0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0013	0.0006		
50 ~ 59 세	2008.8	추정치	-0.0332	-0.0091	0.0041	-0.0036	0.0814	-0.0104	-0.0568	0.0370
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0012	0.0006	
	2009.3	추정치	-0.0358	-0.0049	-0.0001 [#]	-0.0046	0.0792	-0.0074	-0.0566	0.0367
		표준오차	0.0008	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0013	0.0006	
	2009.8	추정치	-0.0363	-0.0108	0.0118	-0.0047	0.0808	0.0282	-0.0662	0.0373
표준오차		0.0008	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0011	0.0006		
50 ~ 59 세	2007.8	추정치	-0.0344	-0.0086	0.0125	-0.0020	0.0979	0.0121	-0.0434	0.0396
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0007	0.0002	0.0004	0.0011	0.0005	
	2008.3	추정치	-0.0457	-0.0081	0.0169	-0.0051	0.0844	-0.0203	-0.0497	0.0416
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0007	0.0002	0.0004	0.0010	0.0005	
	2008.8	추정치	-0.0282	-0.0034	0.0010 [#]	-0.0002 [#]	0.0830	-0.0233	-0.0543	0.0394
표준오차		0.0008	0.0006	0.0007	0.0002	0.0004	0.0010	0.0005		
50 ~ 59 세	2009.3	추정치	-0.0294	-0.0175	0.0078	-0.0005	0.0829	0.0022 ^{*3}	-0.0513	0.0373
		표준오차	0.0007	0.0006	0.0007	0.0002	0.0004	0.0010	0.0005	
	2009.8	추정치	-0.0160	-0.0097	0.0044	0.0033	0.0903	0.0247	-0.0575	0.0388
		표준오차	0.0007	0.0006	0.0007	0.0001	0.0004	0.0010	0.0005	
	50 ~ 59 세	2007.8	추정치	-0.0264	-0.0073	0.0097	0.0016	0.0989	0.0056	-0.0433
표준오차			0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0004	0.0009	0.0005	
2008.3		추정치	-0.0247	-0.0104	0.0110	0.0021	0.0910	-0.0214	-0.0427	0.0396
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0004	0.0009	0.0005	
2008.8		추정치	-0.0245	-0.0132	0.0058	0.0021	0.0906	-0.0216	-0.0502	0.0377
	표준오차	0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0004	0.0009	0.0005		
50 ~ 59 세	2009.3	추정치	-0.0336	-0.0197	0.0130	0.0003 ^{*3}	0.0882	0.0257	-0.0466	0.0339
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0003	0.0009	0.0004	
	2009.8	추정치	-0.0150	-0.0061	0.0014 ^{*3}	0.0042	0.0935	0.0155	-0.0537	0.0377
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0004	0.0008	0.0004	

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

〈부표 4〉 추정 결과 : 정규직

			55세 더미 (D_i)	법적용 시기더미 (T_i)	상호 교차항 (D_iT_i)	연령	학력집단			R^2
							중졸 이하	전문대 졸업	대졸 이상	
54 ~ 55 세	2007.8	추정치	0.0400	0.1152	-0.0802	0.0025 [#]	-0.1029	0.2671	0.2357	0.1190
		표준오차	0.0024	0.0034	0.0037	0.0013	0.0012	0.0028	0.0017	
	2008.3	추정치	0.0461	0.0432	-0.0319	0.0004 [#]	-0.0983	0.2295	0.1681	0.0980
		표준오차	0.0024	0.0031	0.0033	0.0013	0.0012	0.0032	0.0017	
	2008.8	추정치	0.0539	0.1343	-0.1137	-0.0236	-0.1436	0.2315	0.1792	0.1266
		표준오차	0.0024	0.0032	0.0035	0.0013	0.0012	0.0032	0.0017	
56 ~ 57 세	2009.3	추정치	0.0421	0.1224	-0.0829	0.0133	-0.1674	0.0889	0.1837	0.1337
		표준오차	0.0024	0.0033	0.0034	0.0013	0.0012	0.0031	0.0016	
	2009.8	추정치	0.0500	0.0045 [#]	0.0325	-0.0202	-0.1332	0.1294	0.1919	0.1190
		표준오차	0.0024	0.0034	0.0036	0.0012	0.0012	0.0028	0.0016	
	2007.8	추정치	0.0463	0.0301	-0.0214	0.0021	-0.1097	0.1684	0.1584	0.0818
		표준오차	0.0012	0.0011	0.0014	0.0005	0.0007	0.0020	0.0010	
53 ~ 56 세	2008.3	추정치	0.0301	0.0360	-0.0187	-0.0101	-0.1204	0.1921	0.1712	0.0990
		표준오차	0.0012	0.0011	0.0014	0.0005	0.0007	0.0020	0.0010	
	2008.8	추정치	0.0139	0.0518	-0.0435	-0.0223	-0.1431	0.1856	0.1568	0.1068
		표준오차	0.0012	0.0011	0.0014	0.0005	0.0007	0.0020	0.0010	
	2009.3	추정치	0.0433	0.0271	-0.0051	-0.0020	-0.1468	0.0457	0.1320	0.0980
		표준오차	0.0012	0.0011	0.0014	0.0005	0.0007	0.0021	0.0010	
52 ~ 57 세	2009.8	추정치	0.0539	0.0321	-0.0109	0.0063	-0.1312	0.0611	0.1343	0.0901
		표준오차	0.0012	0.0011	0.0014	0.0005	0.0007	0.0019	0.0010	
	2007.8	추정치	0.0170	0.0043	0.0090	-0.0087	-0.1056	0.0764	0.1484	0.0805
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0011	0.0003	0.0006	0.0015	0.0008	
	2008.3	추정치	0.0282	0.0130	-0.0020 [#]	-0.0038	-0.1186	0.0966	0.1428	0.0847
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0011	0.0003	0.0006	0.0015	0.0008	
51 ~ 58 세	2008.8	추정치	0.0198	0.0226	-0.0170	-0.0072	-0.1268	0.0637	0.1366	0.0880
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0003	0.0006	0.0015	0.0008	
	2009.3	추정치	0.0257	0.0153	0.0064	-0.0049	-0.1259	0.0592	0.1335	0.0909
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0003	0.0006	0.0015	0.0008	
	2009.8	추정치	0.0399	0.0162	-0.0050	0.0009	-0.1231	0.0632	0.1433	0.0893
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0003	0.0006	0.0014	0.0008	
50 ~ 59 세	2007.8	추정치	0.0432	0.0212	-0.0172	-0.0057	-0.1105	0.0472	0.1329	0.0803
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0013	0.0007	
	2008.3	추정치	0.0417	0.0266	-0.0229	-0.0058	-0.1157	0.0852	0.1361	0.0832
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0013	0.0006	
	2008.8	추정치	0.0161	0.0237	-0.0151	-0.0130	-0.1175	0.0804	0.1331	0.0867
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0012	0.0006	
50 ~ 59 세	2009.3	추정치	0.0333	0.0310	-0.0066	-0.0083	-0.1191	0.0440	0.1336	0.0899
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0012	0.0006	
	2009.8	추정치	0.0253	0.0161	0.0027	-0.0107	-0.1142	0.0554	0.1259	0.0861
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0005	0.0012	0.0006	
	2007.8	추정치	0.0385	0.0117	-0.0058	-0.0076	-0.1100	0.0567	0.1185	0.0817
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0004	0.0011	0.0006	
50 ~ 59 세	2008.3	추정치	0.0317	0.0271	-0.0143	-0.0088	-0.1156	0.0897	0.1199	0.0868
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0004	0.0011	0.0006	
	2008.8	추정치	0.0180	0.0267	-0.0076	-0.0118	-0.1158	0.0825	0.1127	0.0884
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0004	0.0011	0.0006	
	2009.3	추정치	0.0367	0.0305	-0.0045	-0.0079	-0.1125	0.0489	0.1179	0.0856
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0004	0.0011	0.0006	
50 ~ 59 세	2009.8	추정치	0.0327	0.0156	0.0018 ⁵	-0.0089	-0.1081	0.0482	0.1136	0.0846
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0004	0.0010	0.0005	

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

〈부표 5〉 추정 결과 : 임금근로

			55세 더미 (D_i)	법적용 시기더미 (T_i)	상호 교차항 ($D_i T_i$)	연령	학력집단			R^2
							중졸 이하	전문대 졸업	대졸 이상	
54 ~ 55 세	2007.8	추정치	0.0184	0.1749	-0.1469	0.0352	-0.0075	0.2917	0.2068	0.0899
		표준오차	0.0027	0.0038	0.0040	0.0014	0.0013	0.0031	0.0019	
	2008.3	추정치	0.0508	0.0240	-0.0494	-0.0448	0.0026 ^{*5}	0.2622	0.1496	0.0861
		표준오차	0.0027	0.0034	0.0036	0.0015	0.0013	0.0035	0.0019	
	2008.8	추정치	0.0482	0.0401	-0.0588	-0.0564	-0.0666	0.1888	0.1484	0.0963
		표준오차	0.0027	0.0035	0.0038	0.0014	0.0013	0.0035	0.0019	
	2009.3	추정치	0.0331	0.1478	-0.1259	0.0046	-0.1150	0.1339	0.1154	0.0789
		표준오차	0.0027	0.0036	0.0038	0.0015	0.0013	0.0034	0.0018	
	2009.8	추정치	0.0389	-0.0633	0.0730	-0.0265	-0.0490	0.2160	0.1567	0.0836
		표준오차	0.0027	0.0037	0.0040	0.0014	0.0013	0.0030	0.0018	
53 ~ 56 세	2007.8	추정치	0.0153	0.0180	-0.0092	0.0004 [#]	-0.0069	0.2000	0.1131	0.0626
		표준오차	0.0013	0.0012	0.0015	0.0006	0.0008	0.0022	0.0011	
	2008.3	추정치	-0.0039	0.0155	-0.0130	-0.0147	-0.0390	0.1573	0.1186	0.0777
		표준오차	0.0013	0.0012	0.0015	0.0006	0.0008	0.0022	0.0011	
	2008.8	추정치	-0.0117	0.0382	-0.0350	-0.0197	-0.0525	0.1996	0.1158	0.0842
		표준오차	0.0013	0.0012	0.0015	0.0006	0.0008	0.0022	0.0011	
	2009.3	추정치	-0.0009 [#]	0.0225	-0.0035 ^{*3}	-0.0138	-0.0698	0.0562	0.0668	0.0672
		표준오차	0.0013	0.0013	0.0015	0.0006	0.0008	0.0023	0.0011	
	2009.8	추정치	0.0156	0.0133	0.0064	-0.0014	-0.0368	0.0905	0.0632	0.0721
		표준오차	0.0013	0.0012	0.0015	0.0006	0.0008	0.0020	0.0011	
52 ~ 57 세	2007.8	추정치	-0.0115	0.0094	0.0067	-0.0104	-0.0156	0.1018	0.0969	0.0676
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0006	0.0017	0.0009	
	2008.3	추정치	-0.0180	-0.0038	0.0125	-0.0126	-0.0421	0.0784	0.0875	0.0733
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0006	0.0017	0.0009	
	2008.8	추정치	-0.0134	0.0135	-0.0129	-0.0108	-0.0455	0.0533	0.0798	0.0720
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0006	0.0016	0.0008	
	2009.3	추정치	-0.0102	0.0104	0.0063	-0.0095	-0.0467	0.0518	0.0769	0.0722
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0006	0.0017	0.0008	
	2009.8	추정치	0.0036	0.0055	0.0067	-0.0038	-0.0423	0.0914	0.0772	0.0738
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0006	0.0015	0.0008	
51 ~ 58 세	2007.8	추정치	0.0089	0.0125	-0.0047	-0.0077	-0.0126	0.0593	0.0895	0.0688
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0002	0.0005	0.0014	0.0007	
	2008.3	추정치	-0.0039	0.0186	-0.0060	-0.0109	-0.0313	0.0649	0.0864	0.0733
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0002	0.0005	0.0014	0.0007	
	2008.8	추정치	-0.0121	0.0203	-0.0141	-0.0133	-0.0345	0.0571	0.0789	0.0724
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0002	0.0005	0.0013	0.0007	
	2009.3	추정치	0.0038	0.0135	0.0012 [#]	-0.0088	-0.0362	0.0462	0.0823	0.0732
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0002	0.0005	0.0013	0.0007	
	2009.8	추정치	0.0093	0.0064	0.0071	-0.0074	-0.0239	0.0802	0.0684	0.0708
		표준오차	0.0010	0.0008	0.0010	0.0002	0.0005	0.0013	0.0007	
50 ~ 59 세	2007.8	추정치	0.0121	0.0043	0.0040	-0.0060	-0.0111	0.0622	0.0752	0.0669
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0001	0.0005	0.0012	0.0006	
	2008.3	추정치	0.0070	0.0167	-0.0033	-0.0067	-0.0246	0.0683	0.0772	0.0724
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0008	0.0001	0.0005	0.0012	0.0006	
	2008.8	추정치	-0.0064	0.0135	-0.0018 ^{*5}	-0.0097	-0.0252	0.0609	0.0625	0.0716
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0008	0.0001	0.0005	0.0012	0.0006	
	2009.3	추정치	0.0031	0.0108	0.0085	-0.0077	-0.0243	0.0746	0.0713	0.0673
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0008	0.0001	0.0005	0.0012	0.0006	
	2009.8	추정치	0.0177	0.0095	0.0032	-0.0048	-0.0146	0.0636	0.0599	0.0684
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0008	0.0001	0.0005	0.0011	0.0006	

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *3= 3% 수준에서 유의함, *5= 5% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

〈부표 6〉 추정 결과 : 전체 기간

			55세 더미 (D_i)	법적용 시기더미 (T_i)	상호 교차항 ($D_i T_i$)	연령	학력집단			R^2
							중졸 이하	전문대 졸업	대졸 이상	
기 간 제	54~55세	추정치	0.0245	-0.0176	-0.0199	-0.0001 [#]	0.0276	0.0342	-0.0130	0.0128
		표준오차	0.0015	0.0015	0.0016	0.0004	0.0004	0.0011	0.0006	
	53~56세	추정치	-0.0118	-0.0251	0.0026	0.0011	0.0210	0.0179	-0.0253	0.0098
		표준오차	0.0006	0.0005	0.0007	0.0002	0.0003	0.0007	0.0003	
	52~57세	추정치	-0.0171	-0.0213	0.0026	-0.0014	0.0221	0.0071	-0.0260	0.0108
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0002	0.0005	0.0003	
비 정 규 직	54~55세	추정치	-0.0161	-0.0254	0.0093	0.0016	0.0213	0.0050	-0.0233	0.0104
		표준오차	0.0004	0.0003	0.0004	0.0001	0.0002	0.0004	0.0002	
	50~59세	추정치	-0.0137	-0.0206	0.0095	0.0034	0.0209	0.0177	-0.0202	0.0101
		표준오차	0.0004	0.0003	0.0004	0.0000	0.0001	0.0004	0.0002	
	54~55세	추정치	-0.0220	-0.0331	0.0136	0.0094	0.0777	0.0531	-0.0539	0.0298
		표준오차	0.0020	0.0020	0.0022	0.0006	0.0006	0.0015	0.0008	
정 규 직	53~56세	추정치	-0.0355	-0.0144	0.0089	-0.0055	0.0853	0.0074	-0.0669	0.0330
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0003	0.0009	0.0005	
	52~57세	추정치	-0.0370	-0.0073	0.0057	-0.0052	0.0811	-0.0188	-0.0663	0.0360
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0007	0.0001	0.0003	0.0007	0.0003	
	51~58세	추정치	-0.0325	-0.0098	0.0089	-0.0016	0.0850	-0.0210	-0.0617	0.0372
		표준오차	0.0006	0.0004	0.0006	0.0001	0.0002	0.0006	0.0003	
임 금 근 로	54~55세	추정치	-0.0256	-0.0115	0.0083	0.0018	0.0865	-0.0106	-0.0555	0.0353
		표준오차	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0002	0.0005	0.0003	
	54~55세	추정치	0.0530	0.0890	-0.0613	-0.0229	-0.1201	0.1511	0.1758	0.1057
		표준오차	0.0025	0.0025	0.0027	0.0007	0.0007	0.0019	0.0010	
	53~56세	추정치	0.0417	0.0361	-0.0193	-0.0025	-0.1233	0.1078	0.1523	0.0948
		표준오차	0.0011	0.0009	0.0011	0.0003	0.0004	0.0011	0.0006	
입 금 근 로	52~57세	추정치	0.0271	0.0143	-0.0013 [#]	-0.0043	-0.1158	0.0920	0.1408	0.0885
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0008	0.0002	0.0003	0.0008	0.0004	
	51~58세	추정치	0.0343	0.0237	-0.0112	-0.0080	-0.1145	0.0827	0.1295	0.0878
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0007	0.0001	0.0003	0.0007	0.0004	
	50~59세	추정치	0.0289	0.0220	-0.0055	-0.0096	-0.1073	0.0819	0.1152	0.0865
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0006	0.0001	0.0002	0.0006	0.0003	
입 금 근 로	54~55세	추정치	0.0310	0.0559	-0.0477	-0.0136	-0.0424	0.2042	0.1219	0.0770
		표준오차	0.0027	0.0028	0.0029	0.0008	0.0008	0.0020	0.0010	
	53~56세	추정치	0.0062	0.0218	-0.0104	-0.0080	-0.0379	0.1153	0.0854	0.0726
		표준오차	0.0012	0.0010	0.0012	0.0003	0.0005	0.0012	0.0006	
	52~57세	추정치	-0.0099	0.0070	0.0044	-0.0096	-0.0347	0.0732	0.0744	0.0702
		표준오차	0.0009	0.0007	0.0009	0.0002	0.0004	0.0009	0.0005	
입 금 근 로	51~58세	추정치	0.0017 ^{*5}	0.0139	-0.0023	-0.0095	-0.0295	0.0618	0.0678	0.0716
		표준오차	0.0008	0.0006	0.0008	0.0001	0.0003	0.0007	0.0004	
	50~59세	추정치	0.0033	0.0105	0.0028	-0.0078	-0.0208	0.0712	0.0598	0.0707
		표준오차	0.0007	0.0005	0.0007	0.0001	0.0003	0.0006	0.0003	

주: 아무런 표시가 없으면 1%에서 유의함, *5= 5% 수준에서 유의함, #= 5% 수준에서 유의하지 않음.

abstract

The Effects of the Acts Protecting Nonstandard Workers on Employment in Korea

Jaeryang Nam · Ki Seong Park

We investigate the effects of the Acts protecting nonstandard workers on employment, which have been enforced since July 1st, 2007. Taking notice of that workers aged over 55 are not subject to the Acts, we use this group as a control one and do the regression analysis combining the method of difference in difference with the regression discontinuity design. We find that the Acts affect negatively workers' employment although the results are sensitive on ranges around the cutoff age. The Acts decrease the employment of fixed-term workers, nonstandard workers, standard workers, and whole employees.

Keywords : acts protecting nonstandard workers, employment effect, workers not subject to the Acts, workers aged over 55, method of difference in difference, regression discontinuity design