



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위 논문

기간제보호법이 근로자의  
노동지위에 미친 효과 분석

2012년 8월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학 전공  
유 승 현

# 기간제보호법이 근로자의 노동지위에 미친 효과 분석

지도교수 이 철 인

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함

2012년 6월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학 전공  
유 승 현

유승현의 석사학위논문을 인준함

2012년 6월

위 원 장	<u>김 봉 근</u> (인)
부 위 원 장	<u>이 철 인</u> (인)
위 원	<u>이 석 배</u> (인)

## 국 문 초 록

2007년 7월 1일, 정규직에 비해 근로조건이나 고용의 안정성에 있어 상대적으로 불리한 위치에 놓여 있는 비정규직 근로자들을 보호하고, 비정규직 근로자의 남용을 방지할 목적으로 비정규직 보호법이 시행되었다. 그 중에서도 기간제근로자를 대상으로 하는 기간제보호법의 핵심내용은 2007년 7월 1일 이후 근로계약을 체결, 갱신, 연장한 기간제근로자의 사용기간이 2년이 지나면 이들을 정규직으로 전환하는 것을 의무화하도록 한 법안이다. 그러나 법안이 시행된 지 5년이 지난 지금까지도 법안 효과에 대한 논란이 계속되고 있으며, 선행연구들 간에도 법안 시행으로 인한 정규직 전환에 대해 긍정적 효과가 있다는 연구와 부정적 효과가 있다는 연구로 나뉘고 있다.

본 연구에서는 기간분석 방법의 하나인 경쟁위험모형을 기본모형으로 기간제보호법이 시행된 이후 기간제근로자의 지위변화 양상을 살펴봄으로써 법안시행의 실질효과가 발생하기 전 사전적 효과를 분석하고자 하였다. 구체적으로 법안의 적용 대상인 55세 미만 근로자를 처리집단, 55세 이상 근로자를 통제집단으로 설정하고 이중차분법을 실시함으로써 법안효과에 대한 분석을 시도하였다.

분석 결과, 법안시행에 따라 정규직 전환이 증가하였고, 해고된 근로자는 예상과 달리 감소한 모습을 보이며 법안의 긍정적 효과를 확인할 수 있었다. 그러나 기간제근로자보다 더욱 열악한 근로조건에 처한 다른 비정규직으로 전환된 비중도 증가함으로써 법안의 부정적 효과가 함께 존재한다는 것도 확인하였다.

본 연구는 법안시행의 효과를 기간분석을 통해 분석하고자 했다는 점에서 의의를 둘 수 있다. 법안효과를 분석한 선행연구 가운데 기간분석을 시도한 경우가 없었으며, 기간분석을 시도한 연구에서는 시간의 흐름에

따른 비정규직의 일반적인 이동양상을 파악했다는 점에서 법안효과와 큰 관련성을 찾기 힘들었다. 법안의 적용대상인 기간제근로자를 표본으로 추출하여 이들의 움직임을 추적했다는 점에서도 의의를 찾을 수 있을 것이다.

**주요어 : 기간제보호법, 기간분석, 경쟁위험모형, 한국노동패널조사(KLIPS)  
이중차분법(Difference-in-Difference), 사전적 효과**

**학 번 : 2010 - 20180**

# 목 차

제 1 장 서 론 .....	1
제 1 절 연구의 목적과 필요성 .....	1
제 2 절 비정규직 현황 .....	3
제 3 절 비정규직의 정의 및 기간제보호법 소개 .....	5
제 2 장 선행연구 고찰 .....	7
제 1 절 비정규직보호법 시행에 따른 영향분석 .....	7
제 2 절 비정규직근로자의 이동성에 관한 연구 .....	8
제 3 절 고용보호법제에 대한 연구 .....	8
제 4 절 선행연구와의 차별성 .....	9
제 3 장 연구모형 설정 및 DATA 구성 .....	10
제 1 절 연구가설 및 변수설정 .....	10
제 2 절 연구방법 및 모형 .....	12
제 3 절 분석자료 구성(DATA) .....	16
제 4 장 분석 결과 .....	19
제 1 절 상태전환별 기초통계량 .....	19
제 2 절 법안 적용에 따른 지위변화와 전환기간 비교 .....	21
제 3 절 경쟁위험모형 분석결과 .....	24
제 5 장 결 론 .....	33
참고문헌 .....	35
Abstract .....	37

# 표 목 차

[ 표 1 ] 연도별 비정규직 규모 .....	4
[ 표 2 ] 분석에 사용된 변수 .....	11
[ 표 3 ] 기간제보호법 시행시점 및 법안적용대상 구분 .....	15
[ 표 4 ] 각 취업상태별 전환건수 및 비중 .....	19
[ 표 5 ] 법안 적용에 따른 기간제근로자의 지위 변화 .....	21
[ 표 6 ] 사용기간 제한이 근로자의 지위변화에 미치는 효과 .....	22
[ 표 7 ] 법안 시행에 따른 기간제 유지기간 변화 .....	23
[ 표 8 ] 사용기간 제한이 기간제 유지기간에 미친 효과 .....	23
[ 표 9 ] Competing Risk Model의 추정결과 (정규직 전환) .....	26
[ 표 10 ] Competing Risk Model의 추정결과 (미취업 전환) .....	28
[ 표 11 ] Competing Risk Model의 추정결과 (다른 비정규직 전환) ...	29
[ 표 12 ] Competing Risk Model의 추정결과 (45세 기준) .....	31
[ 표 13 ] Competing Risk Model의 추정결과 (35세 기준) .....	32

# 제 1 장 서 론

## 제 1 절 연구의 목적과 필요성

1995년 세계무역기구(WTO)가 출범한 이래, 국경의 개념이 사라진 무한 경쟁시대가 도래하면서 각 국가에서는 경쟁력을 높이는 것이 생존을 위한 필수조건이 되었다. 시장개방과 자유무역을 기반으로 하는 세계화의 흐름 속에 국제자본은 이익을 따라 전세계로 이동하고 있는 상황이다. 이러한 환경 하에서 기업은 효율성을 추구하며 인건비를 절약하여 생산성을 높이려는 노력을 하게 되고 이는 인력활용에 유연성을 높여 비정규직 근로자가 증가하는 주요한 요인으로 작용하고 있다. 비정규직이 증가하게 된 요인은 산업구조의 변화에서도 찾을 수 있다. 산업의 중심이 제조업에서 서비스업과 정보통신관련, 유통업 등으로 바뀌는 것이 세계적인 추세이며, 새로 부각된 산업은 기간제, 단시간근로자와 같은 비정규직을 활용하기 쉬운 구조로 되어 있다. 뿐만 아니라 제조업 역시 자동화, 기계화, 경영합리화 등을 이유로 고용을 창출하는 힘이 점점 약해지는 '고용없는 성장(jobless growth)'을 보여주고 있다. 이는 전세계적인 현상이며 우리나라 또한 예외가 될 수는 없다.

이러한 구조적인 변화와 함께 1997년 외환위기를 겪은 우리나라는 상시적인 구조조정을 이유로 비정규직이 급증하여 전체 임금근로자 중 비정규직이 차지하는 규모가 3분의 1을 넘어서게 되었다. 2001년 전체 임금근로자 대비 26.8%였던 비정규직은 2004년에는 가장 높은 37.0%를 차지하였고, 이후로도 비슷한 수준을 유지하고 있는 상황이다.<sup>1)</sup> 비정규직의 급격한 증가와 이들에 대한 차별대우로 인해 사회 양극화 현상이 더욱 심화되었을 뿐 아니라, 파업과 노동쟁의, 자살 등 고용이 불안함에 따른 문제들도 끊임없이 일어나고 있다.

이러한 문제들을 해결하기 위한 방안으로 2007년 7월 1일부터 「기간제

---

1) 통계청 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 - [www.kostat.or.kr](http://www.kostat.or.kr)



및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률」이 본격적으로 시행되었다. 법안은 기간제근로자의 남용을 방지하고 불합리한 차별을 해소하기 위한 것으로 기간제근로자의 사용기간을 2년으로 제한하고 2년을 초과하여 기간제근로자를 사용할 경우 무기계약 근로자, 즉 정규직으로 전환하는 것을 의무화하는 것을 핵심내용으로 하고 있다.

그러나 법안이 시행된 지 5년이 지난 지금까지도 비정규직 보호법의 실효성에 대한 논란은 그치지 않고 있으며, 노동계와 사용자 양측 모두 법안의 개정을 요구하고 있는 상황이다. 사용자 측에서는 사용기간이 2년을 초과한 기간제근로자를 정규직으로 전환하도록 한 법안이 기업들의 인건비 부담을 가중시켜 고용을 줄이도록 할 것이라 주장하고 있다. 반면, 노동계에서는 사용자들이 2년 이내에는 언제든지 기간제근로자를 해고할 수 있도록 함으로써 고용불안을 부추기는 역효과를 초래하였다며 법안의 개정을 요구하고 있다.

법안이 시행된 지 오래지 않아 분석에 필요한 자료가 충분치 않은 기간에도 그 중요성을 감안하여 법 시행의 효과를 분석하려는 여러 시도가 있어왔다. (이병희, 정성미 2008, 유경준, 강창희 2009, 남재량, 박기성 2010 등) 이러한 연구들에서도 기간제법 시행이 목적을 달성하였는지에 대해서는 의견이 나뉘고 있다.

본 논문에서는 기간제법 시행을 통해 근로자의 사용기간을 제한한 것이 기간제근로자의 지위에 영향을 미칠 것이라는 것을 전제로 하고 있다. 이러한 측면에서 법안시행이 기간제근로자의 고용에 미친 효과를 알아보기 위해서는 본격적으로 효력을 발생하는 2009년 7월 이후 노동시장을 분석하는 것이 이상적인 분석이 될 것이다. 그러나 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)자료가 2009년 자료까지만 공표되어 있다는 점을 감안하고 법안의 실질효력이 발생하기 전부터 사용자의 선제대응 조치, 근로자 본인의 직업탐색노력(job search)이 있었을 것으로 판단하여 법안시행에 따른 사전적 효과를 살펴보고자 한다.

물론 비정규직 보호법과 관련하여 사전적 효과가 발생하기 시작한 시점을 정확히 포착하는 것이 쉬운 일은 아니다. 2001년 7월 <비정규직 근로자 대책 특별위원회>가 구성되면서 논의가 시작되었고 2004년 11월 정부

의 법안제출 이후 추가적인 논의 끝에 2006년 11월 30일 국회본회의에서 법안의 내용을 결정하기까지 각 기간마다 사전효과가 발생한 것으로 예상할 수 있다. 그러나 비정규직 문제는 외환위기 이후 노동시장에서 항상 해결해야 할 과제로 인식되어 왔기 때문에 비정규직을 보호하기 위한 일반적인 대응을 법안시행에 대한 사전효과로 보기는 힘들다는 것이 연구자의 판단이다. 따라서 본 연구에서는 법안의 핵심내용을 감안하여 선제대응이 일어날 수 있는 시점을 법안의 시행시점인 2007년 7월 1일 이후로 설정하였다.

법안 시행 전후의 노동시장 현황을 통해 예상할 수 있는 결론은 법안 시행 이후 기간제근로자가 해고되거나 정규직으로 전환되는 비율이 모두 증가함으로써 기간제법의 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 함께 예상해 볼 수 있을 것이다. 뿐만 아니라 시간제, 비전형근로자와 같은 기타 비정규직으로 전환된 비율 역시 함께 증가할 것으로 예상되므로 법안 시행의 효과를 정확히 분석하기 위해서는 이 점을 충분히 고려해야 할 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서 비정규직의 기본적인 현황을 살펴봄으로써 비정규직 전체와 법안의 적용대상인 기간제근로자의 증감을 통해 법안효과를 예상해본다. 그리고, 같은 장에서 비정규직의 근로형태별 정의와 기간제보호법의 내용을 소개한다. 2장에서는 기간제보호법의 시행효과를 분석한 선행연구들을 통해 법안효과에 대한 분석이 어떠한 방식으로 이루어졌는지 알아본다. 3장에서는 기간분석과 경쟁위험모형 및 이중차분법, 분석자료에 대한 설명을 한다. 4장에서는 기간제근로자의 이동양상과 각 상태전환에 걸린 평균기간을 도출한다. 또한 경쟁위험모형의 계수추정을 통해 기간제근로자가 각 상태로 전환된 요인과 법안의 효과를 분석한다. 5장에서는 실증분석 결과를 토대로 법안시행의 사전효과와 함께 실질효과와의 연계성을 파악해보고, 연구의 의의와 한계점을 논의하며 논문을 마무리한다.

## 제 2 절 비정규직 현황

< 표 1 >의 연도별 비정규직 현황을 살펴보면, 2007년까지 비정규직 전체 규모 뿐만 아니라 임금근로자 대비 비중도 계속 늘고 있는 것을 볼 수 있다. 특히, 기간제근로자 역시 법안이 시행되기 직전인 2007년 3월까지 전반적으로 증가한 양상을 보인다. 시간제와 비전형근로자 역시 절대 규모와 비중이 모두 증가한 것을 볼 수 있다. 이는 노동시장에서 비정규직이 차지하는 비중이 점점 증가하였음을 나타낸다.

2007년 7월을 전후로 하여 근로형태별 현황을 비교해보면, 기간제근로자는 법안시행 직후 공통적으로 규모와 비중 면에서 감소한 경향을 보이고 있다. 이는 법안이 시행된 직후 기간제근로를 유지하는데 부정적인 영향을 미쳤음을 나타낸다. 그러나 시간이 흐름에 따라 그 경향이 약해지면서 2009년 3월부터는 원래 수준을 유지하다가 8월부터 다시 증가세를 보이고 있다. 기간제 신규채용을 통해 줄어든 기간제근로자를 다른 근로자로 대체하는 효과와 함께 법안 적용을 받았지만, 기간제에서 벗어나지 않은 근로자의 수가 합산된 것으로 보인다. 특징적인 것은 한시적근로자 내에서 반복갱신에 의해 계속근무가 가능한 비기간제근로자의 수가 급감하고 계속근무가 불가능한 비기간제가 늘어난 것이다. 이는 계속근무가 가능하다는 기대를 할 수 있는 좋은 조건의 일자리가 줄어들고, 고용이 불안정한 낮은 조건의 일자리가 늘어난 것을 의미한다. 시간제근로자는 법안 시행 이후 증가하였지만, 전체 대비 비중은 큰 변화가 없는 것으로 보인다. 비전형근로자의 경우, 법안 시행 이전보다 규모와 비중 면에서 모두 증가한 경향을 볼 수 있다. 이는 법안시행이 파견/용역, 가내근로, 일일단기호출근로, 독립도급 등과 같은 고용이 불안정하고 낮은 조건의 일자리로 이동하였음을 의미한다.

< 표 1 > 연도별 비정규직 규모

(단위: 천명, %)

년도	비정 규직 (순계)	한시적근로자				시간 제	비전형근로자					
		소계	기간 제	반복 갱신	단기 기대		소계	파견 근로	용역 근로	특수 형태	가내 근로	일일 단기
2003	4,606 (32.6)	3,013 (21.3)	2,403 (17.0)	248 (1.8)	362 (2.6)	929 (6.6)	1,678 (11.9)	98 (0.7)	346 (2.4)	600 (4.2)	166 (1.2)	589 (4.2)
2004	5,394 (37.0)	3,597 (24.7)	2,491 (17.1)	580 (4.0)	526 (3.6)	1,072 (7.4)	1,948 (13.4)	117 (0.8)	413 (2.8)	711 (4.9)	171 (1.2)	666 (4.6)
2005	5,483 (36.6)	3,615 (24.2)	2,728 (18.2)	302 (2.0)	585 (3.9)	1,044 (7.0)	1,907 (12.7)	118 (0.8)	431 (2.9)	633 (4.2)	141 (0.9)	718 (4.8)
2006	5,457 (35.5)	3,626 (23.6)	2,722 (17.7)	465 (3.0)	439 (2.9)	1,135 (7.4)	1,933 (12.6)	131 (0.9)	499 (3.2)	617 (4.0)	175 (1.1)	667 (4.3)
2007.3	5,773 (36.7)	3,642 (23.2)	2,614 (16.6)	547 (3.5)	481 (3.1)	1,232 (7.8)	2,244 (14.3)	175 (1.1)	584 (3.7)	643 (4.1)	155 (1.0)	915 (5.8)
2007.8	5,703 (35.9)	3,546 (22.3)	2,531 (15.9)	555 (3.5)	460 (2.9)	1,201 (7.6)	2,208 (13.9)	174 (1.1)	593 (3.7)	635 (4.0)	125 (0.8)	845 (5.3)
2008.3	5,638 (35.3)	3,249 (20.3)	2,238 (14.3)	229 (1.4)	727 (4.5)	1,301 (8.1)	2,330 (14.6)	172 (1.1)	617 (3.9)	601 (3.8)	151 (0.9)	940 (5.9)
2008.8	5,445 (33.8)	3,288 (20.4)	2,365 (14.7)	374 (2.3)	549 (3.4)	1,229 (7.6)	2,137 (13.3)	139 (0.9)	641 (4.0)	595 (3.7)	65 (0.4)	818 (5.1)
2009.3	5,374 (33.4)	3,179 (19.8)	2,560 (15.9)	23 (0.1)	596 (3.7)	1,316 (8.2)	2,165 (13.5)	131 (0.8)	576 (3.6)	632 (3.9)	69 (0.4)	854 (5.3)
2009.8	5,754 (34.9)	3,507 (21.3)	2,815 (17.1)	170 (1.0)	521 (3.2)	1,426 (8.7)	2,283 (13.9)	165 (1.0)	622 (3.8)	637 (3.9)	99 (0.6)	883 (5.4)
2010.3	5,498 (33.1)	3,202 (19.3)	2,389 (14.4)	326 (2.0)	487 (2.9)	1,525 (9.2)	2,272 (13.7)	212 (1.3)	550 (3.3)	589 (3.5)	65 (0.4)	856 (5.2)

자료 : 통계청 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사

## 제 3 절 비정규직의 정의 및 기간제보호법 소개

### 1. 비정규직의 근로형태별 정의

외환위기 이후 비정규직의 개념 및 정의를 둘러싸고 논쟁이 지속됨에 따라 2002년 7월 노사정위원회 비정규직 특별위원회에서는 고용형태에 따른 분류기준에 합의를 이루어냈다. 이에 따른 분류로 현재 우리나라에서 사용하고 있는 정규직과 비정규직의 구분은 통계청의 「경제활동인구조사 부가조사」에서 채택하고 있는 근로형태별 기준에 따라 한시적근로자 또는 기간제근로자, 시간제근로자 및 비전형근로자로 정의<sup>2)</sup>하고 있다. 한시적근로자는 '고용의 지속성'을 기준으로 다시 세가지로 분류되고 있는데, 근로계약기간을 정한 기간제근로자와 근로계약기간을 정하지 않았으나 비자발적 사유로 계속 근무를 기대할 수 없는 근로자 그리고 근로계약기간을 정하지 않았으나 반복적으로 계약을 갱신하여 일하고 있는 근로자로 나눌 수 있다. 또한 시간제근로자는 '근로시간'을 기준으로 분류한 비정규직이며, 근로시간이 짧은 근로자(파트타임 근로자)를 의미한다. 마지막으로 비전형근로자는 '근로제공방식'을 기준으로 분류한 비정규직이며, 파견근로자, 용역근로자, 특수형태근로자, 가정내근로자(재택, 가내), 일일(단기)근로자로 분류되고 있다.

파견근로는 임금을 지급하고 고용관계가 유지되는 고용주와 업무지시를 하는 사용자가 일치하지 않는 경우로, 파견사업주가 근로자를 고용한 후 그 고용관계를 유지하면서 근로자 파견계약의 내용에 따라 사용사업주의 사업장에서 지휘, 명령을 받아 사용사업주를 위하여 근무하는 형태를 의미하며, 용역근로는 용역업체에 고용되어 이 업체의 지휘하에 이 업체와 용역계약을 맺은 다른 업체에서 근무하는 형태(예: 청소용역, 경비용역업체 등에서 근무하는 자)를 의미한다. 특수형태근로는 독자적인 사무실, 점포 또는 작업장을 보유하지 않고 비독립적인 형태로 업무를 수행하지만, 근로제공의 방법, 근로시간 등을 독자적으로 결정하고, 개인적으로 모집·판

2) 2002년 7월 22일 노사정위원회 합의문 : 정부의 비정규직 분류기준으로 비정규직의 근로형태별 정의에 합의

매·배달·운송 등의 업무를 통해 고객을 찾거나 맞이하여 상품이나 서비스를 제공하고 그 일을 한 만큼 소득을 얻는 근무형태를 말한다. 가내근로는 재택근무, 가내하청 등과 같이 사업체에서 마련해 준 공동작업장이 아닌 가정 내에서 근무(작업)가 이루어지는 근무형태를 의미하고, 일일근로자는 근로계약을 정하지 않고 일거리가 생길 경우 며칠 또는 몇 주씩 일하는 형태의 근로자를 의미한다.<sup>3)</sup>

## 2. 기간제근로자의 정의 및 기간제보호법의 내용

기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률(기간제보호법) 제 2조에서는 기간제근로자를 '기간의 정함이 있는 근로계약을 체결한 근로자'로 정의하고 있다. 근로기간을 정함으로써 비정규직 가운데 어느 정도 고용에 대한 안정성을 보장받는 근로자로 볼 수 있다. 기간제근로자는 전체 임금근로자 대비 15%, 전체 비정규직 가운데 30%이상으로 가장 많은 비중을 차지하고 있으며, 다른 비정규직에 비해 상대적으로 좋은 근로조건을 갖춘 근로자이다.

기간제보호법의 주요 내용은 법안시행일(2007년 7월 1일)이후 근로계약을 신규로 체결, 갱신, 연장한 기간제근로자가 해당시점을 기산점으로 사용기간 2년이 초과할 경우 기간제근로자의 지위를 정규직으로 전환하는 것을 의무화하는 것이다.<sup>4)</sup> 즉, 사용기간을 2년으로 제한함으로써 기간제근로자의 남용을 방지하고 정규직 전환을 유도함으로써 기간제 근로자의 권익을 보호하기 위한 목적으로 시행되었다.

법안이 시행되기 이전부터 사용사유를 제한해야 한다는 노동계의 주장과 사용기간을 제한하는 것이 타당하다는 사용자 측의 주장은 서로 대립하였다. 노동계의 주장은 사용자가 2년이라는 기간 내에 다른 근로자로 대체함으로써 법안 적용을 피할 수 있다는 것이고, 사용자 측의 주장은 사용사유를 제한할 경우, 고용기피현상, 실업의 증가 등으로 전반적인 근로조

3) 경제활동인구 부가조사(근로형태별) 결과(2008년 3월) p.15

4) 기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률 제 4조 1, 2항 내용

건이 악화될 우려가 있다는 것이었다.<sup>5)</sup> 2006년 11월 30일 국회본회의에 직권상정하여 의결함으로써 사용기간을 2년으로 제한한 것을 법안의 주된 내용으로 결정하였으나, 사용기간 2년 초과시 그에 대한 벌칙 등 제재가 없다는 것이 법안의 강제성을 약하게 하는 요소라고 할 수 있다. 단, 2년 초과 사용시 정당한 이유없는 고용의 종료는 부당해고에 해당하기 때문에 해당 근로자는 고용위원회에 제소할 수 있다.

---

5) 최낙혁, 권혁주(2010) 「기간제 노동자의 지위변화에 관한 연구」 p.167

## 제 2 장 선행연구 고찰

### 제 1 절 비정규직보호법 시행에 따른 영향분석

비정규직보호법 시행이 노동시장에 미친 효과를 분석한 연구는 다음과 같다. 이병희, 정성미(2008)는 2008년 3월 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 자료」를 통해 비정규직의 규모와 구성변화를 분석하였다. 노동시장의 변화를 살펴본 결과, 비정규직 전체의 규모와 비중이 모두 감소하였다는 결론을 말하고 있다. 그 중에서도 법안 적용대상인 기간제근로자가 크게 감소하고, 상대적으로 근로조건이 낮은 비기간제와 파견용역 근로자가 증가하였음을 제시하면서 법안시행의 부정적인 측면을 밝히고 있다.

윤정향(2008)은 법안 전후를 2007년과 2008년으로 나누어 비정규직(한시적, 시간제, 비전형) 근로자의 비중 변화를 단순 이중차분법을 통해 분석한 결과, 법안 시행 후 1년간 비정규직 전체 규모가 1.44% 감소하여 그 효과가 크지 않음을 밝혔다. 특히, 이병희, 정성미(2008)의 연구와 유사한 결론으로 기간제근로자와 같은 직접고용이 감소하고, 파견 및 용역 등과 같은 간접고용이 증가하였음을 확인하며 오히려 고용의 질적요소가 더욱 악화된 것으로 파악하고 있다.

남재량(2009, 2010, 2011)의 연구에서는 법안 시행령과 부칙 등을 참고하여 법안 적용대상을 55세 기준으로 구분하고 있다. 2009년 연구에서는 55세 이상의 경우 법안 적용의 예외사항에 해당하는 것을 토대로 55세미만을 처리집단(treatment group), 55세 이상을 통제집단(control group)으로 설정하여 단절회귀모형과 이중차분법으로 분석을 실시한 결과, 법안 시행은 비정규직 근로자의 고용불안과 근로조건 악화라는 부정적인 영향을 초래함을 밝혔다. 그러나, 2010년과 2011년 연구에서는 정규직 고용 역시 부정적임을 제시하며 이러한 경향이 장기로 갈수록 더욱 강해짐을 보이고 있다.

이병희(2009)는 2009년 7월 본격적으로 법안의 실질효력이 발생하는 시기를 앞둔 시점에서 기간제근로자를 선제적으로 해고하려는 움직임이 있



었는지를 평가하기 위해 법안시행이 기간제근로자의 직장 유지율에 미치는 영향을 이중차분법을 사용하여 분석하였다. 분석 결과, 기간제 근로자의 직장 유지율 감소가 기간제보호법의 사용기간 제한 때문이라고 볼 수 없음을 보이며 이를 통해 기간제근로자의 감소가 법안시행의 부작용이라고 하는 주장이 근거가 없는 것임을 밝히고 있다.

## 제 2 절 비정규직근로자의 이동성에 관한 연구

남재량, 김태기(2000)는 경제활동인구 근로형태별 부가조사 자료를 이용하여 취업상태를 정규직, 비정규직, 비임금근로, 실업, 비경활 등 5가지로 나누고, 각 근로자들의 마르코프 이행률을 구하여 비정규직 근로자의 동태적 특성을 파악하고자 하였다. 분석 결과, 비정규직은 한번 진입하면 빠져나오기 힘든 함정으로 작용하는 것으로 나타났다. 하지만, 근로형태별 정의가 아닌 종사상 지위로 정규직과 비정규직을 구분한 결과로서 근로형태별 정의를 이용한다면 다른 결과를 초래할 수도 있다.

남재량(2009)의 연구에서는 근로형태별 정의를 이용하여 지난 연구를 같은 방법으로 분석하면서 비정규직이 함정으로서의 특징을 갖고 있지만, 정규직-비정규직간의 이동도 활발히 진행되는 것으로 볼 때 디딤돌 역할도 일부 수행하는 것으로 결론을 내고 있다.

김용성(2009)의 연구에서는 비정규직의 이동과정을 비정규직, 정규직, 비임금, 실업, 비경활 등 5가지의 상태로 규정하고, 이를 위해 경쟁위험모형(Competing Risk Model)을 사용하여 비정규직에서 다른 상태로의 탈출요인을 분석하고자 하였다. 분석 결과, 근속년수의 증가가 정규직으로 전환하는데 긍정적인 요소로 작용함을 강조하고 있다.

## 제 3 절 고용보호법제에 대한 연구

남우근(2009)은 우리나라처럼 임시직 근로자가 높은 비중을 차지하고 있는 스페인에서 노동법이 시행된 경우를 사례로 제시하며 우리나라의 비정

규직 보호법을 위한 시사점을 제공하고 있다. 1984년 임시직을 허용하고 사용기간을 제한하면서 임시직 근로자가 급속히 증가하였지만, 2006년 임시직 근로자가 34.0%에서 29.3%까지 감소한 것은 법안효과가 일부 반영된 것이라 해석하고 있다. 스페인의 사례를 통해 우리나라 노동시장에 시사하는 바는 정규직에 대한 고용보호를 완화하는 것이 임시직 사용을 억제하는 효과를 가져오지는 않는다는 점, 비정규직을 줄이기 위해서는 비정규직 사용에 대한 직접적인 억제와 함께 정규직 전환을 유도하는 것이 상당한 효과를 거둘 수 있다는 점이다.

유경준(2009)은 고용보호수준이 고용의 유출입과 고용구성에 미치는 영향에 대해 다양한 논의와 함께 여러 나라의 실증분석 결과를 소개하고 있다. 이론적 측면에서 고용보호수준이 엄격할수록 사용자는 근로자를 해고하는 비용이 증가함으로써 덜 해고하려는 유인이 발생하게 된다. 또한 미래의 해고비용이 발생할 것을 예상하는 사용자들은 경제환경이 악화될 때를 생각해 고용을 꺼리게 된다. 고용보호법제가 실업에 미치는 영향에 대한 외국의 논의는 대체로 큰 효과가 없다는 결론을 내고 있다. Bassanini and Duval(2006)을 비롯한 최근의 국가 간 패널분석을 통한 연구에 따르면, 일반적으로 고용보호법제(Employment Protection Legislation)는 기존의 일자리를 보호하는 한편, 신규 일자리 창출을 저해하기 때문에 전체 고용에 대한 순효과는 불확실하거나 매우 작게 나타나고 있다.

## 제 4 절 선행연구와의 차별성

앞서 검토한 선행연구들은 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 우선, 이병희, 정성미(2008)와 윤정향(2008)의 연구는 기간제보호법이 시행된지 1년이 지난 시점에서의 횡단면 자료를 단순히 현황 비교한 정도에서 그치고 있다. 2008년 한 개년도 자료는 그 해의 특성 때문에 나타난 결과일 수도 있기 때문에 정확한 법안 효과를 분석하기에는 한계가 있다. 뿐만 아니라, 단순한 현황 차이를 이중차분법을 사용하여 분석한 결과이기 때문에 정확한 계수 추정인지 확신하기 힘들다는 측면이 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구에서는 KLIPS 패널자료를 사용하고 2003년부터 2009년까지

를 분석기간으로 정하였다.

김용성(2009)의 연구에서는 비정규직을 원상태(original state)로 두고, 정규직, 비정규직, 비임금근로, 실업, 비경화로 나누어 취업상태의 전환을 분석하였다. 이는 비정규직 근로자 전체의 움직임을 볼 수 있다는 측면에서 의의가 있지만, 기간제보호법의 효과를 분석하는데에는 한계가 있다. 본 연구에서는 기간제근로자만을 표본으로 추출하여 그들의 이동양상을 살펴봄으로써 법안의 효과를 파악하고자 한다.

남재량(2009~2011)과 김용성(2009)의 논문에서 공통적으로 사용하고 있는 데이터는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 자료를 패널화한 자료이다. 경찰 자료는 기본적으로 횡단면자료의 형태를 띠고 있지만, 가구식별 ID와 개인의 인적특성을 통해 연결하면 패널자료로 사용할 수 있다. 하지만, 패널화의 기간이 최대 3년에 그치기 때문에 분석기간이 길어질 경우, 표본 유지율이 급격히 떨어지는 단점이 있다. 따라서, 본 연구에서는 대안으로 KLIPS 패널자료를 사용하여 2003년부터 2009년까지 분석을 시도하고자 한다.

## 제 3 장 연구모형 설정 및 DATA 구성

### 제 1 절 연구가설 및 변수설정

#### 1. 연구가설의 설정

본 논문에서는 기간제보호법 시행을 통해 기간제근로자의 사용기간을 2년으로 제한한 것이 근로자의 노동지위에 영향을 미쳤을 것이라는 것을 전제로 2007년 7월 1일 이후 법안의 실질효력 발생 이전 사전적 효과를 분석하는 것이다. 구체적으로는 법안의 목적이라고 할 수 있는 기간제근로자의 정규직 전환에 유리한 영향을 미치는지 분석하고, 사용자와 노동계 양측에서 공통적으로 주장하고 있는 해고의 증가가 법안으로 인한 것인지 분석하고자 한다. 또한, 기간제근로자보다 더욱 낮은 근로조건에서 근무하는 다른 비정규직(비기간제, 시간제, 비전형근로자)으로의 전환이 증가하였는지도 분석하고자 한다. 이는 다음과 같은 가설의 검증을 통해 해결할 수 있는 문제로 생각된다.

가설 1 : 기간제보호법 시행을 통한 사용기간 제한이 기간제근로자의 정규직 전환에 긍정적인 영향을 미쳤을 것이다.

가설 2 : 기간제보호법 시행을 통한 사용기간 제한이 기간제근로자의 해고가 증가하였을 것이다.

가설 3 : 기간제보호법 시행을 통한 사용기간 제한이 기간제근로자의 다른 비정규직으로의 전환이 증가하였을 것이다.

#### 2. 변수의 설정

##### (1) 종속변수

종속변수는 기간제근로자로 입직한 근로자가 다른 취업상태로 전환되기 까지 걸린 기간을 의미한다. 본 연구에서는 기간제근로자에서 정규직, 해

고, 다른 비정규직, 비임금근로자 이렇게 4가지 경우의 취업상태로 전환된 것을 사건으로 규정하고, 기간제를 계속 유지한 경우는 사건이 발생하지 않고 절단된(censored) 경우로 처리한다. 해고의 경우, 실업과 비경제활동인구 상태에 있는 근로자를 포괄하는 개념으로 정의하며 미취업으로 간주하여 실업과 비경제활동인구를 따로 구분하지 않기로 한다. 정규직은 전체 임금근로자 가운데 비정규직을 제외한 나머지 모든 근로자를 의미한다. 다른 비정규직은 전체 비정규직 근로자 가운데 기간제 근로자를 제외한 모든 근로자, 즉 한시적근로자 중 비기간제, 시간제, 비전형근로자(파견, 용역, 독립도급, 가내, 일일단기근로자)로 정의한다.<sup>6)</sup> 비임금근로자는 전체 취업자 중 고용주/자영업자 또는 가족무급종사를 포괄하는 개념으로 정의한다.

## (2) 독립변수 및 통제변수

본 연구에서 가장 핵심적으로 분석하고자 한 것은 법안시행으로 인한 기간제근로자의 지위변화에 관한 것이다. 따라서, 여러 통제변수 가운데 법안시행더미, 연령더미(55세기준), 법안과 연령의 상호작용항 이렇게 3개의 더미변수를 독립변수로 생각한다. 법안시행더미는 2007년 7월 1일 이전 근로계약 체결 = 0, 2007년 7월 1일 이후 근로계약 체결 = 1로 처리하였다. 연령더미는 기간제보호법의 적용대상을 구분하기 위한 것으로 55세 이상은 법안의 적용대상에서 제외한다. 따라서 55세이상 = 0, 55세 미만 = 1로 처리하였다. 이 두 더미변수의 상호작용항은 이중차분법을 통한 법안의 순효과를 분석하기 위해 필요한 변수로 두 더미변수의 곱으로 구성한다.

다른 통제변수는 크게 노동수요측면과 노동공급측면으로 구분할 수 있다.<sup>7)</sup> 노동공급측면은 개인의 인적특성을 나타내는 성별, 결혼여부, 연령, 학력, 근속년수로 구성하였고, 노동수요측면은 일자리의 특성인 산업과 직종으로 구성하였다. 변수 설정에 대한 구체적인 설명은 < 표 2 >를 참고로 하면 쉽게 이해할 수 있을 것이다.

6) 최낙혁, 권혁주(2010) 「기간제 노동자의 지위변동에 관한 연구」와 같은 방식으로 변수를 정의하였다.

7) 인적속성과 일자리속성은 노동공급과 노동수요가 맞물린 결과이지만, 인적속성은 노동공급, 일자리속성은 노동수요가 영향을 미친 것으로 간주하여, 노동공급과 노동수요로 해석한다.

< 표 2 > 분석에 사용된 변수

구분	항목	설명
종속 변수	기간제 유지	근로지위의 변화없이 기간제 유지하는 근로자
	미취업	실업 또는 비경활 상태로 전환된 근로자
	정규직	임금근로자 중 비정규직 제외한 모든 근로자
	다른 비정규직	기간제 제외한 모든 비정규직 근로자
	비임금근로	고용주/ 자영업자, 가족무급종사자를 의미
독립 변수	성별	여성 = 0, 남성 = 1
	결혼여부	미혼 = 0, 기혼 = 1
	연령	30대이하, 30대, 40대, 50대이상
	학력	고졸미만, 고졸, 전문대졸, 대졸이상
	근속년수	1년이하, 2년, 3년, 4년, 5년이상
	산업	제조업, 농림어업/광업, 건설업, 도소매/음식숙박 금융/부동산, 공공행정, 기타서비스
	직종	전문관리직, 사무직, 서비스/판매직, 농림어업 생산직, 기타직종
	법안시행더미	2007년 7월 1일 이전 근로계약체결 = 0 2007년 7월 1일 이후 근로계약체결 = 1
	연령구분더미	55세이상 = 0, 55세미만 = 1
	상호작용항	법안시행의 효과를 파악하기 위한 더미변수로 법안시행더미와 연령구분더미의 곱으로 구성

## 제 2 절 연구방법 및 모형

### 1. 기간분석(Duration Analysis)

본 연구에서는 기간분석(Duration Analysis)을 통해 기간제근로자의 유지기간 또는 생존기간(Survival time)에 대한 분석을 시도하였다. 특정기간을 이용하여 실증분석을 하는 계량모형을 기간분석(Duration Analysis)이라고 하고, 의학에서는 생존분석(Survival Analysis), 사회학 등에서는 사건사분석(Event History Analysis)이라고 부른다. 이는 근로자의 동태적인 움직임을 살펴봄으로써 시간의 흐름에 따른 법안효과를 파악하기 위한 분석방법이라 할 수 있다. 기간분석의 특징은 절단자료(censored)를 고려해 준다는 것인데, 이는 분석이 종료되는 시점까지 상태전환이 발생하지 않거나 중도에 표본에서 탈락한 경우를 의미한다. 본 연구에 적용해보면, KLIPS 12차년도 조사중단시점까지 기간제를 유지하는 경우와 12차년도 이전에 상태전환없이 관측이 되지 않는 자료를 의미하며 이러한 자료들도 절단된 시점까지의 기간을 모두 나타내준다.

### 2. 경쟁위험모형(Competing risk model)

경쟁위험모형(Competing Risk Model)의 경우, 일반적인 기간분석을 확장한 형태로 볼 수 있다. 사건형태가 하나로만 정해진 것이 아니라, 분석하고자 하는 관심사건(event of interest)과 이를 방해하는 경쟁사건(competing event)으로 이루어져 있는 경우에 사용하는 모형을 경쟁위험모형(Competing Risk model)이라고 한다. 본 연구에서도 사건유형이 기간제근로자에서 정규직으로 전환되는 경우만이 아니라 해고, 다른 비정규직, 비임금근로자로의 전환 등 여러 유형이 일어날 수 있는 사건으로 존재하기 때문에 이를 반영한 경쟁위험모형을 사용하고자 한다.

기간분석에서 중요한 개념은 위험함수(hazard function)이다. 위험함수는  $t$ 기 이전에 사건이 발생하지 않은 상황에서  $t$ 기에 사건이 발생할 조건부 확률이며, 짧은 시간에 사건이 발생할 순간발생률로 정의할 수 있다. 식

(1)은 하위위험함수(subhazard function)로서 특정시기  $t$ 까지 어떤 사건도 발생하지 않았거나 또는 경쟁사건만 발생한 경우를 조건으로 할 때 관심 사건이 발생할 위험률을 의미한다.

$$\begin{aligned}\lambda_k(t; X) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t \leq T \leq t + \Delta t, \epsilon = k \mid T \geq t \cup (T \leq t \cap \epsilon \neq k), X\}}{\Delta t} \\ &= \{dF_1(t; X) / dt\} / \{1 - F_1(t; X)\} \\ &= -d \log\{1 - F_1(t; X)\} / dt\end{aligned}\quad (1)$$

구체적인 분석모형은 Fine & Gray(1999)가 제시한 Subdistribution hazard model을 사용하였다. 이는 여러 개의 사건 중  $k$ 라는 사건이 발생할 경우의 순간적인 위험률을 구하는 함수로서  $k$ 사건을 제외한 다른 사건(Competing risk)이 발생한 경우라도 다음 기간에는 사건이 발생하지 않은 표본으로 간주하며, 다른 사건이 발생한 경우를 절단된 것으로 처리하지 않는 것이다. 공변량(covariate)이 종속변수인 subhazard에 미치는 영향을 분석하기 위해 Fine & Gray(1999) 역시 비례위험(Proportional hazard)을 가정함으로써 공변량  $X$ 를 모형에 포함시키는 방법을 사용한다.

$$\lambda_k(t | X) = \lambda_{k,0}(t) \exp(\beta_k^\top X) \quad (2)$$

위의 식 (2)는 전형적인 비례위험모형의 식을 나타낸다. 위험함수가 공변량에 의존하지 않는 기저위험함수(Baseline hazard function)와 공변량에 의존하는  $\exp(\beta X)$ 의 곱으로 이루어져 있다. 이 때, 기저위험률  $\lambda_{k,0}(t)$ 는 공변량의 값이 모두 0일 때의 위험함수를 의미한다.

Fine & Gray(1999)의 모형은 경쟁위험이 있는 경우 Cox모형을 확장한 것으로 볼 수 있다. Cox의 비례위험모형과 마찬가지로 편우도함수(Partial likelihood function)를 극대화하는 과정을 거쳐 공변량의 계수  $\beta$ 를 추정하게 되며, 구체적으로는 Partial likelihood function가 변형된 Pseudo



likelihood를 극대화하는 방법을 따른다.  $t_1 \sim t_N$ 까지  $i$ 라는 사건이  $N$ 번 발생시, Pseudo likelihood function을 이용하여 계수를 추정하며 함수식은 다음과 같다.

$$L(\beta_k) = \prod_{i=1}^N \left\{ \frac{\exp(\beta_k X_i)}{\sum_{\ell \in R_i} w_{i\ell} \exp(\beta_k X_\ell)} \right\} \quad (3)$$

편우도함수의 특징 중 하나는 기저위험률  $\lambda_{k,0}(t)$ 을 따로 추정하지 않아도 된다는 점이다. 위의 식에서도 역시 기저위험률이 포함되어 있지 않은데, 이는 우도함수가 비율로 표시되어 있기 때문에 기저위험률은 자연스럽게 사라지기 때문이다<sup>8)</sup>

$R_i$ 은 위험집합(risk set)을 나타내는 것으로 어떤 시기에 위험에 처해있는(at risk) 표본, 즉 사건이 발생할 수 있는 표본의 집합을 의미한다. 관심사건이 발생할 때마다 그 수만큼 감소하며, 경쟁사건의 경우는 다시 위험집합에 포함되기 때문에 절단된 사건으로 처리하지 않는다. 따라서, 위험집합은  $t$ 기까지 관심사건이 발생하지 않았거나 경쟁사건만이 발생한 표본으로 이루어진 집합을 뜻한다. Cox모형과의 차이점은 가중치  $w_{i\ell}$ (weight score function)<sup>9)</sup>가 포함되어 있다는 점이며, 이는 경쟁위험을 반영한다. 관심사건이 먼저 발생하여 경쟁위험을 반영하지 않는 경우  $w_{i\ell}$ 는 1이 된다.

8) 편우도함수에 관한 기본개념은 Amemiya, T(Advanced Econometrics. 1985, p.449~455)를 참조할 수 있다. 그에 따르면 원래의 우도함수는  $L=L_1 L_2$ 과 같이 분해될 수 있으며 위의 식(3)의 경우 이 중  $L_1$ 에 해당한다. 이러한 편우도함수를 극대화하는 것만으로도 일치추정치(consistent estimate)를 얻을 수 있으며, 추정치는 점근적으로(asymtotically) 정규분포에 근사하기 때문에 이러한 식의 접근이 적절하다고 본다.

9)  $w_{i\ell} = \frac{G(t_i)}{G[\min(t_i, t_\ell)]}$   $G$ 는 생존함수에 대한 Kaplan- Meier 추정치를 의미한다. 위의 식에

따르면,  $w_{i\ell}$ 는 절대로 1보다 클 수 없다. 관심사건에 걸린 시간이 경쟁사건보다 같거나 작을 때는 1이고, 작을 때는 1보다 작아진다. 즉, 관심사건보다 경쟁사건이 더 빨리 발생할수록 가중치는 더 작아짐을 알 수 있다.

평상시 1을 유지하다가 경쟁사건이 관심사건보다 더 빨리 발생할 때마다 조금씩 감소하게 된다.

### 3. 회귀분석모형 : 이중차분법(Difference - in - Difference : DID)

모든 기간제근로자의 상태전환과 기간제 유지기간을 도출하는 것으로는 법안효과를 분석하는 것이 아니라 노동시장의 흐름을 파악하는 것에 그칠 수 밖에 없다. 특정 법안을 시행한 것이 노동시장에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 정책영향평가(Program Evaluation)의 관점에서 접근할 필요가 있다. 이중차분법은 처리집단(treatment group)에 대한 법안효과를 살펴보기 위해 '통제집단'을 설정하여 실험(법안시행)을 전후로 발생할 수 있는 다른 외생변수를 제거함으로써 비교적 간단하게 제도효과를 살펴볼 수 있는 방식이다.

본 연구와 관련하여 기간제보호법의 관련 부칙 및 시행령 등을 자세히 살펴보면, 55세 이상을 고령 근로자로 간주하여 법안 적용에서 제외되어 있음을 알 수 있다.<sup>10)</sup> 기간제근로자의 사용기간 2년 제한 규정이 55세 미만의 연령에만 적용되는 것이므로 55세 미만을 처리집단, 55세 이상을 통제집단으로 나누어 분석을 실시한다.<sup>11)</sup>

$$Y_i(t) = \alpha_t + \beta Age_i + \gamma D_i + \phi Age_i + \lambda X_i(t) + \epsilon_i \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$t = 2003, 2004, \dots, 2009$$

위의 식 (4)에서  $Y_i$ 는 종속변수로서 기간제근로자가 다른 취업상태로 전환하기까지 걸린 기간을 의미한다. 본 연구에서는 기간제근로자에서 정규직,

10) 비정규직보호법 제 4조에서는 「고령자 고용촉진법」 제2조 제1호의 규정에 의해 고령자와 근로계약을 체결하는 경우 2년을 초과하여 기간제 근로자를 사용할 수 있음을 명시하고 있다. 「고용상 연령차별금지 및 고령자 고용촉진에 관한 법률」 즉, 「고령자고용촉진법」은 고령자를 대통령령으로 정하도록 규정하고 있으며, 그 시행령(대통령령)은 고령자를 55세이상인 자로 규정하고 있다.

11) 남재량(2009~2011)에서도 연령 55세를 법안 적용의 구분기준으로 정하고, 단절회귀모형과 이중차분법을 결합한 형태의 회귀분석을 실시하였다.

해고, 다른 비정규직, 비임금근로자로 전환된 것을 사건으로 규정하고, 기간제를 계속 유지한 경우는 절단된(censored) 경우로 처리한다.  $Age_i$ 는 실험집단과 통제집단을 구분하는 변수로 연령이 55세미만이면 1, 55세이상이면 0의 값을 갖게 된다.  $D_i$ 는 법 적용시기에 대한 구분기준을 나타내는데, 2007년 7월 1일 이전이면 0, 2007년 7월 1일 이후이면 1의 값을 갖는 더미변수이다.  $X_i^{12}$ 는 개인들간의 관측되는 차이를 바로잡기 위한 변수들의 벡터이다. 구체적으로는 성별, 연령, 결혼여부 등이 개인들의 관측되는 차이를 나타내는 변수들이다.  $\phi$ 는  $Age_i$ 와  $D_i$ 의 상호작용항(interaction term)의 계수로서 추정량이 곧 회귀방정식에서 이중차분추정량이며, 법안 시행으로 인한 효과를 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

**< 표 3 > 기간제보호법 시행시점 및 법안적용대상 구분**

구 분	2007.7.1 이전	2007.7.1 이후	Difference
55세 미만 (treatment)	$\alpha + \beta$	$\alpha + \beta + \gamma + \phi$	$\Delta Y_t = \gamma + \phi$
55세 이상 (control)	$\alpha$	$\alpha + \gamma$	$\Delta Y_c = \gamma$
Difference			$\Delta \Delta Y = \phi$

12) 성별, 결혼여부, 연령, 학력, 근속년수, 산업, 직종을 통제변수로 설정하였다. 모든 통제변수는 2003년~2009년의 관측치를 기준으로 하여 해당하는 값을 사용하였기 때문에 같은 근로자라도 다른 기간동안 새로운 기간제근로자로 포착되는 경우 다른 근로자로 간주한다. 통제변수 중 일부는 time-varying한 변수로서 연령, 근속년수는 매년 자동으로 업데이트된 값을 사용하고, 질적변수인 결혼여부와 학력, 산업, 직종의 경우도 관측치를 기준으로 하여 해당기간의 변화된 값을 사용하였다.

## 제 3 절 분석자료 구성(DATA)

### 1. 기초자료

기간제보호법이 노동지위에 미친 효과를 분석하기 위해서는 법안 시행을 전후로 하여 기간제근로자를 추출할 수 있는 변수가 필요하다. 이와 함께 기간제근로자에서 실업 및 비경활, 정규직, 한시적근로자, 시간제근로자, 비전형근로자(파견 및 용역, 독립도급, 가내근로자, 일일단기근로자 등)로 전환되었음을 인식할 수 있는 변수, 각 상태로 전환된 시기, 취업시기 및 퇴직시기, 각 근로자별 설문응답시점 등 생존분석을 위해 필요한 변수들을 포함하고 있어야 한다.

이러한 분석이 가능한 대표적인 자료로는 크게 2가지 자료를 들 수 있다. 하나는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 자료이며, 다른 하나는 한국노동패널조사(KLIPS)자료이다.<sup>13)</sup> 먼저 경제활동인구조사(경활)는 개별 경제주체들의 경제활동상태를 조사하는 가장 대표적인 조사로서 만 15세 이상의 개인들을 대상으로 한다. 경활 자료의 장점은 매년 3월과 8월에 걸쳐 1년에 2회에 걸쳐 조사가 진행되고 있고, 2012년 3월까지의 자료를 모두 포함하여 분석이 가능하기 때문에 법안이 시행된 이후 가장 최근까지의 효과를 분석할 수 있다는 것이다. 반면, 매월 1/36씩 약 900가구의 표본이 교체되는 연동표본(rotating sample)을 택하고 있어 1년이면 1/3, 3년이면 표본이 전면 교체되기 때문에 장기패널자료로서 사용하기 힘들다는 단점도 있다.

이러한 한계점을 보완하기 위한 자료로 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 생각할 수 있다. 한국노동패널조사(KLIPS)는 노동관련 가구패널조사로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 자료이다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 1998년 1차 조사를 시작으로 12차 조사(2009년)까지 완

---

13) 남재량(2011) 「기간제근로자 보호법의 고용효과 분석」

료되었다.<sup>14)</sup> 패널조사는 매년 동일한 가구 및 가구원에 대해 동일한 조사를 반복하여 실시하기 때문에 원표본 가구 유지율이 중요한데 KLIPS는 11차년도까지 원표본 유지율이 74.2%<sup>15)</sup>정도로 나타나 세계적으로도 인정받고 있는 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)나 독일의 GSOEP(German Socio-Economic Panel) 등과 비교해도 자료의 안정성을 보장할 수 있다. 그러나, 패널조사가 가능하다는 장점이 있는 반면, 1년에 1회만 조사를 하며 최근에는 조사자료의 이관문제로 인해 분석을 위한 2009년 이후 자료가 충분히 축적되어 있지 못하는 한계점도 갖고 있다. 이를 감안하여 연구의 범위를 2009년까지의 범한 사전효과를 파악하는 것으로 한정하고자 한다.

## 2. 자료구성(Data setting)

### (1) 표본설명

본 연구에서는 기간제근로자가 법안 전후로 어떠한 이동양상을 보이는지 파악하는 것을 목적으로 하고 있다. 따라서, 한국노동패널조사(KLIPS) 개인용 자료 중 6차년도(2003년)부터 12차년도(2009년)까지의 자료와 직업력(work history) 자료를 결합하여 사용하였다. 분석기간은 2003년부터 2009년까지이며 개인용자료에서 각년도 기간제근로자를 추출하여 모두 합한 것을 표본으로 사용하였다. 총 803명의 기간제가 추출되었으며, 기간제근로자들의 일자리 이동을 감안한 관측치는 총 1847건이다. 2002년 7월 노사정 합의사항에 따라 비정규직을 근로형태별로 정의하는 방식이 도입되었고, 기간제보호법에서도 이러한 정의를 따르고 있기 때문에 2003년 이후를 분석기간의 시작년도로 정하였으며, 현재까지 조사된 가장 최근자료가 학술대회용 자료인 12차년도(2009년)자료이기 때문에, 분석기간의 종료시점은 2009년으로 정하였다.

---

14) 한국노동패널 11차 User's Guide 참고. KLIPS자료는 2009년까지 한국노동연구원 패널연구팀에서 관리하였으나, 2010년부터는 한국고용정보원으로 이관되어 노동패널팀에서 담당하고 있다.

15) 한국노동패널 1~11차년도 조사자료 User's guide p.8

## (2) 노동지위 전환에 대한 유형설명

기간제근로자로 입직한 803명의 이동양상을 기간제유지, 정규직, 해고, 다른 비정규직, 비임금근로자 이렇게 5가지로 구분하여 파악하였다. 전환이 가능한 모든 상태를 포함시키는 것이 적절하다는 판단 하에 기간제보호법 시행효과와 관련된 정규직, 해고, 다른 비정규직으로의 이동 뿐만 아니라, 비경황과 비임금근로자로의 이동까지 포함시켜 파악하였다. 각 근로자의 상태전환은 1번 발생한 이후에도 계속적으로 추적하여 분석기간 내의 모든 이동은 반영하기 위해 노력하였는데, 이는 한 근로자의 1번의 이동만으로는 노동시장에서의 움직임이 제대로 반영하기 힘들기 때문이다. 같은 근로자라고 해도 일자리 이동시 기간, 연령, 근속년수, 직종 등 노동공급과 수요의 측면에서 노동시장의 추가적인 흐름으로 반영될 수 있기 때문에 이를 최대한 고려하기로 하였다. 최초 추출한 기간제 근로자의 수가 803명이지만 총 관측치가 1847건으로 늘어난 것도 바로 이 때문이다.

상태전환을 설명하는 데이터 내의 설정방식은 3장에서 설명한 바와 같이 기간제유지(1), 미취업(2), 정규직 전환(3), 다른 비정규직 전환(4), 비임금근로자 전환(5)로 총 5가지 형태로 구분하였으며, 1번 유형인 기간제유지의 경우가 생존분석의 차원에서 절단된(censored) 자료에 속한다. 12차년도까지 분석기간 내에 계속 관측된 근로자 뿐만 아니라, 중도이탈, 조사거부 등의 이유로 중도이탈된 근로자인 경우도 기간제를 계속 유지한 경우는 모두 1번 유형으로 포함시켰다. 2번의 경우는 미취업자로 분류된 개인을 모두 포함한 것으로 실업과 비경황인 경우를 모두 포함한다. 기간제에서 이탈하여 해고된 상황을 보고자 했기 때문에, 실업과 비경황인구를 세부적으로 분류하지 않고, 미취업자로 모두 포함시켰다. 3번 유형은 정규직으로 전환된 경우로 임금근로자에서 비정규직으로 제외한 모든 유형을 의미한다. 4번 유형은 본 연구와 관련한 정의로 기간제를 제외한 비정규직 전체를 다른 비정규직으로 정의한다. 구체적으로 한시적 근로자 내의 비기간제, 시간제, 비전형근로자를 의미한다. 5번 유형은 비임금근로자로 고용주/ 자영업자, 가족무급종사자를 모두 포괄하는 개념이다.

## 제 4 장 분석 결과

### 제 1 절 상태전환별 기초통계량

기간제근로자의 취업상태는 기간제, 미취업, 정규직, 다른 비정규직, 비임금근로자 이렇게 5가지로 변할 수 있다. 기간제를 계속 유지한 경우는 앞서 설명한 것처럼 절단된 자료로 처리하기로 한다. 표본에서 이탈한 경우는 상태전환이 일어나지 않은 경우 우측절단(right censoring)과 같은 방식으로 처리가 되지만, 상태전환이 일어난 이후 표본이탈은 일반적인 상태전환과 동일하게 취급하기로 한다. 본 연구에서는 같은 근로자가 분석기간이 종료될 때까지 계속하여 추적하며 분석을 실시하지만, 다른 기간에 다른 일자리로 기간제 입직한 근로자의 경우, 동일 인물이라도 다른 인적특성을 지닌 근로자로 간주하고 관측치에 포함하기로 한다. (총 관측치 1847건)

< 표 4 > 각 취업상태별 전환건수 및 비중 (기간제근로자 총 803명)

변 수	정규직		미취업		기타 비정규직		비임금 근로자		기간제 유지		총합 인원	
	인원	%	인원	%	인원	%	인원	%	인원	%		
성별	남자	181	45.0	70	17.4	70	17.4	38	9.5	43	10.7	402
	여자	129	32.2	89	22.2	97	24.2	35	8.7	51	12.7	401
결혼	미혼	75	24.8	74	24.5	77	25.5	29	9.6	47	15.6	302
	기혼	235	46.9	85	16.9	90	18.0	44	8.8	47	9.4	501
연령	15~29	71	30.6	53	23.0	54	23.4	18	8.1	34	14.9	230
	30~39	77	40.2	40	21.1	32	17.0	19	10.3	21	11.3	189
	40~49	53	37.5	25	18.1	29	20.8	16	11.8	16	11.8	139
	50대이상	109	46.1	41	16.5	52	21.3	20	7.4	23	8.7	245
학력	고졸미만	86	43.1	25	12.4	56	27.7	12	5.4	23	11.4	202
	고졸	121	36.6	81	25.3	60	18.3	31	9.1	35	10.7	328
	전문대졸	35	34.7	20	18.8	12	11.9	13	13.9	21	20.8	101
	대졸이상	68	39.5	33	18.6	39	22.7	17	10.5	15	8.7	172

근속 년수	1년	172	35.2	104	21.1	120	24.3	54	10.8	48	9.1	498
	2년	40	37.0	20	18.3	25	22.9	10	9.7	8	9.7	103
	3년	21	46.8	9	20.9	2	4.7	1	2.3	10	21.3	43
	4년	22	51.2	8	19.0	6	14.3	1	2.3	6	13.9	43
	5년이상	55	46.6	18	15.5	14	12.1	7	6.0	22	19.8	116
산업	제조업	67	46.2	33	22.8	20	13.8	18	12.4	7	4.8	145
	농림어업 광업	9	30.0	8	26.7	7	23.3	3	10.0	3	10.0	30
	건설업	11	25.0	8	18.2	15	34.1	4	9.1	6	13.6	44
	도소매 음식숙박	39	32.0	25	20.5	24	19.7	15	12.3	19	15.6	122
	금융 및 부동산	35	49.3	12	16.9	4	5.6	7	9.8	13	18.3	71
	공공행정	23	32.4	12	16.9	21	29.6	6	8.5	9	12.7	71
	기타 서비스	126	39.4	61	19.1	76	23.8	20	6.3	37	11.6	320
	직종	전문 관리직	70	42.4	33	20.4	33	20.0	13	7.9	13	7.9
사무직		51	38.6	24	18.5	15	11.4	16	12.1	24	18.2	130
서비스 판매직		26	21.5	22	18.6	31	25.6	23	19.0	16	13.2	118
농림어업		9	36.0	3	12.0	8	25.8	3	9.7	2	6.5	25
생산직		61	36.5	33	20.8	38	24.8	13	7.8	18	11.8	158
기타직종		93	48.2	44	20.9	42	20.9	5	2.5	21	10.4	210
회사 규모	결측치	203	38.0	107	20.0	112	21.0	51	9.6	61	11.4	534
	1~99인	44	38.3	20	19.1	26	22.6	12	9.6	13	10.4	115
	100~299인	19	54.3	5	14.3	6	17.1	2	2.9	3	11.4	35
	300인이상	44	37.0	27	21.8	23	19.3	8	7.6	17	14.3	119
법안 더미	법안시행 이전	202	36.2	119	21.3	113	20.7	48	8.6	64	11.5	546
	법안시행 이후	108	44.0	40	16.3	54	21.1	25	10.2	30	12.2	257
연령 더미	55세이상	88	42.5	47	21.5	43	19.8	17	9.0	22	11.3	217
	55세미만	222	37.2	112	19.1	124	21.2	56	9.1	72	11.8	586
상호 작용 항	법안미적용 그룹	244	38.2	129	20.1	128	20.5	56	9.0	68	10.7	625
	법안적용 그룹	66	40.0	30	18.8	39	21.9	17	9.6	26	15.8	178



표본으로 추출한 기간제근로자 803명의 이동양상을 살펴보면, 남성, 기혼자, 연령 30대부터 50대 이상, 근속년수 2년 이상인 근로자들이 정규직으로 전환하는데 유리한 모습을 보이고 있다. 같은 특성을 지닌 근로자들의 미취업 전환은 감소하는 경향을 보이는데, 이는 일반적인 노동시장에서 예상할 수 있는 결과이다. 반면, 학력은 고학력 근로자들이 정규직 전환에 유리할 것이라는 예상과 달리 고졸미만부터 대졸이상까지 30%내외로 비슷한 전환율을 보이고 있다. 이는 기간제근로자들의 지위변화에 학력이 크게 작용하지 않는다는 의미로 해석할 수 있다.

산업의 측면에서 살펴보면, 제조업이 전체 기간제근로자 가운데 가장 높은 비중을 차지하고 있으면서 높은 정규직 전환율을 보이고 있다. 특징적인 것은 금융/부동산 업종에 종사하는 근로자들의 경우도 정규직으로 많은 전환이 있었는데 이는 기간제보호법 시행 직후, 금융업을 중심으로 기간제근로자들의 정규직 전환 움직임이 활발하게 일어난 것과 무관하지 않은 것으로 보인다. 직종에서는 전문관리직과 사무직이 높은 전환을 보이고, 서비스/판매직에서 가장 낮은 전환을 보인다. 한편, 사업체규모는 전체 관측치 대비 63%인 1165건이 결측치이기 때문에 독립변수로 사용하기에는 다소 무리가 있을 것으로 보인다. 보고된 수치만 제시한다면, 100~299인 규모의 사업체에서 정규직 전환이 가장 높고, 100인 미만에서 가장 높은 미취업으로의 전환율을 보이고 있다.

## 제 2 절 법안 적용에 따른 지위변화와 전환기간 비교

아래에 제시된 표 2에서 볼 수 있듯이, 법안의 적용대상인 55세미만 근로자들이 법안이 시행된 이후, 법안 적용을 받지 않는 근로자들에 비해 높은 정규직 전환율과 기간제유지율, 다른 비정규직 전환율, 그리고 낮은 해고율을 보이고 있다. 정규직으로의 전환율은 약 1.1% 정도 증가, 미취업의 경우 약 4.5% 감소, 다른 비정규직으로의 전환은 약 1.4% 증가한 것으로 나타났다. 특히, 법안 적용대상의 미취업으로의 전환건수를 비교한 결과, 4.5% 감소한 것으로 볼 때, 기존의 기간제근로자를 해고하고 다른 기간제 근로자로 대체하는 '회전문 효과'가 발생하지 않았거나 오히려 줄어들었다는 것을 의미한다.

**< 표 5 > 법안 적용에 따른 기간제근로자의 지위 변화 (단위 : 건)**

상태전환	법안 미적용	비중(%)	법안 적용	비중(%)
기간제 유지(1)	189	14.1	84	16.5
미취업(2)	333	24.9	104	20.4
정규직(3)	446	33.3	175	34.4
다른 비정규직(4)	287	21.2	115	22.6
비임금근로자(5)	82	6.1	32	6.3
전체	1337	100	510	100

이러한 결과는 선행연구에서 분석한 것과는 다른 흐름을 보이고 있다. 대부분의 연구들이 법안의 실질효력 발생시점인 2009년 7월 1일 이전의 기간에 이뤄졌는데, 법안시행에 대한 효과가 불분명하거나 기간제근로자를 감소시켰다는 결론이 대부분이다. 반면, 남재량(2009)의 연구에서는 오히려 정규직의 고용에 부정적인 영향을 미쳤으며, 기간제 이외의 다른 비정규직이 늘어나도록 하는 ‘풍선효과’를 초래했다고 설명하고 있다. 남재량(2010,2011)의 다른 연구에서 장기효과를 분석한 결과, 비슷한 결론을 내리고 있다.

이처럼 본 연구의 결과가 선행연구들과 다른 결과를 보이고 있지만, 노동시장에서 기간제법 시행을 전후 비정규직의 현황과 비교해보면 이같은 결과가 일리가 있음을 알 수 있다. 그러나 상태전환 비중을 단순히 비교하는 것만으로 법안 효과를 정확히 분석하는 데에는 한계가 있기 때문에, 이중차분을 통해 좀 더 엄밀한 분석이 필요할 것이다.

< 표 6 > 사용기간 제한이 근로자의 지위변화에 미치는 효과 (단위 : %)

	정규직		미취업		다른 비정규직		비임금근로자	
	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만
법안 이전	35.0	33.7	25.8	24.7	20.8	22.2	4.8	6.4
법안 이후	27.9	34.4	24.0	20.4	18.8	22.6	4.5	6.3
격차	-7.1	0.7	-1.8	-4.3	-2.0	0.4	-0.3	-0.1
이중 차이	7.8		-2.5		2.4		0.2	

< 표 6 >에는 사용기간 제한을 도입한 전후로 기간제근로자의 지위가 변화된 현황이 나와 있다. 구체적으로는 기간제근로자가 정규직, 미취업(실업 및 비경활), 다른 비정규직, 비임금근로자로 전환된 비중을 각 그룹 전체근로자에 대한 백분율로 나타낸 것이다. 분석기간은 법안시행 이전을 2003년 1월부터 2007년 6월, 법안시행 이후는 2007년 7월부터 2009년 9월로 정하였다. 55세이상의 경우 법안의 적용대상에서 제외되기 때문에 55세이상과 55세미만으로 집단을 구분하였다.

근로자의 전환건수 비중을 단순이중차분한 결과, 정규직으로 전환된 비중은 7.8%증가한 것으로 나타났다. 미취업으로 전환된 경우는 일반적인 예상과는 달리 이중차분한 결과, 2.5% 정도 감소한 것을 확인할 수 있다. 다른 비정규직으로의 전환은 약 2.4% 증가하였음을 보이고 있어 예상한 결과와 일치함을 알 수 있다.

< 표 7 > 법안 시행에 따른 기간제 유지기간 변화 (단위 : 개월)

Event type	법안 미적용	법안 적용
정규직 전환	13.5	11.7
미취업 전환	12.3	12.0
다른 비정규직 전환	11.1	9.5
비임금근로자 전환	12.0	10.7

법안이 시행됨에 따라 기간제에서 각 상태로의 전환이 얼마나 발생하였는지도 중요하지만, 이와 함께 상태전환에 소요된 기간도 중요하다. 예를 들어, 정규직으로의 전환율은 높아졌지만, 전환에 걸린 기간이 늘어났다면 이는 법안효과로 인해 많은 사람들이 정규직으로 전환되었지만 오히려 기간제로 일하는 기간은 늘어난 셈이다. 반대로 해고된 기간제근로자의 비중은 감소하여 전반적으로 긍정적인 결과를 가져왔지만, 전환된 기간이 오히려 짧아졌다면 해고된 근로자에게는 더 큰 고통을 가져다 준 것으로 볼 수 있다.

위의 결과를 토대로 하면, 법안 적용대상인 기간제근로자의 각 상태전환에 걸린 기간이 적용대상이 아닌 근로자에 비해 적게는 0.3개월, 길게는 1.8개월 가량 짧아졌음을 알 수 있다. 특히, 해고의 경우는 0.3개월이 짧아졌기 때문에 법안 효과의 영향을 거의 받지 않은 것으로 보인다. 하지만, 정규직(1.8개월 단축), 다른 비정규직(1.6개월 단축), 비임금근로자(1.3개월 단축)의 경우는 법안시행으로 인해 상태전환에 걸린 기간이 1개월 이상 단축되었다. 정규직 전환은 긍정적인 부분이지만, 기간제 근로자에 비해 근로조건이 낮은 다른 비정규직으로의 전환이 더 빨라진 것은 법안의 부정적 효과로 해석할 수 있을 것이다.

< 표 8 > 사용기간 제한이 기간제 유지기간에 미친 효과 (단위 : 개월)

	정규직		미취업		다른 비정규직		비임금근로자	
	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만	55세 이상	55세 미만
법안 이전	13.6	13.0	11.6	12.6	11.0	10.6	11.6	11.8
법안 이후	12.6	11.7	12.1	12.0	10.7	9.5	11.6	10.7
격차	-1	-1.3	0.5	-0.6	-0.3	-1.1	0	-1.1
이중 차이	- 0.3		- 1.1		- 0.8		- 1.1	

< 표 7 >에서 살펴본 기간제근로자의 평균 유지기간은 법안 적용대상인 법안시행 이후 55세 미만과 나머지 그룹 모두를 단순비교한 것이다. 그러나 이러한 비교만으로는 법안의 효과를 정확히 분석하는데 한계가 있기 때문에 각 전환상태별 유지기간을 이중차분함으로써 법안시행에 따른 유지기간의 변화를 알아보았다. 그 결과, 법안시행에 따라 정규직으로의 전환기간이 0.3개월 단축되었고, 실업 및 비경활로의 전환은 1.1개월이 단축되었다. 다른 비정규직과 비임금근로자로의 전환에 걸린 기간 역시 각각 0.8개월과 1.1개월 단축되었음을 나타내고 있다. 정규직으로의 전환기간이 단축되었다는 것은 긍정적인 현상이지만, 그 효과가 미미함을 볼 수 있다. 실업/ 비경활로의 전환비중이 감소한 것은 해고되지 않은 기간제근로자에게는 긍정적인 효과로 작용한 것이지만, 전환기간이 짧아졌기 때문에 해고된 근로자에게는 부정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 다른 비정규직 역시 전환기간이 0.8개월 단축됨으로써 법안시행으로 인한 풍선효과를 확인할 수 있다.

### 제 3 절 경쟁위험모형 분석결과

앞서 살펴본 기간제근로자의 지위변화와 기간제 유지기간의 변화는 법안 시행을 전후로 하여 법안의 적용대상인 55세미만과 적용대상에서 제외된 55세이상으로 나누어 이중차분을 실시한 결과로 볼 수 있다. 이러한 분석을 통해 법안시행이 기간제근로자의 지위변화에 미친 효과를 평균적으로 알아볼 수 있다. 그러나, 각 지위변화와 기간제 유지기간의 변화가 통계적으로 유의한 것인지는 말해주지 않는다. 따라서 분석기간과 독립변수를 적절히 통제한 가운데 계수 추정을 실시함으로써 좀 더 정확한 법안의 효과를 파악할 수 있을 것이다. 각 독립변수는 크게 개인의 인적특성을 나타내는 변수, 일자리 특성을 나타내는 변수, 법안시행시기를 기준으로 구분하는 법안더미, 55세기준 연령더미, 법안과 연령의 상호작용항 등으로 구성되어 있다. 그리고, 각 년도마다 기간더미를 부여함으로써 법안시행과 상관없이 기간의 차이만으로 발생한 변화를 통제하고자 하였다.

본 연구에서는 기간제근로자의 사용기간을 2년으로 제한한 조항이 기간제근로자의 지위변화에 미친 효과를 분석하기 위해 3개의 가설을 설정하였다.(제3장 연구가설 설정 참고) 다시 요약하자면, 법안시행이 정규직 전환에 유리하게 작용하였을 것이라는 가설 1, 해고가 증가하였을 것이라는 가설 2, 기간제 이외의 다른 비정규직으로 전환되는 비중이 증가하였을 것이라는 가설 3이 그것이다. 이러한 가설은 < 표 1 >을 참고로 하여 법안시행 전후 비정규직의 변화 추이를 토대로 설정하였다. 가설을 검증하기 위해 모형 1에서는 모든 독립변수를 통제하였고, 모형 2에서는 일자리 특성을 나타내는 변수를 제외하였으며, 모형 3에서는 인적특성을 나타내는 변수를 제외하였다. 모형 4에서는 각 년도 기간더미를 제외함으로써 기간통제 여부에 따른 변화가 있는지 확인하고자 하였다.

## 1. 정규직 전환에 미친 영향 : 가설 1과 일치

< 표 9 >에서는 2003~2009년에 입직한 기간제근로자가 어떠한 요인에 따라 정규직으로 전환되었는지 알아보기 위해 개인의 인적특성인 성별, 결혼여부, 연령, 학력, 근속년수와 일자리가 갖는 특성인 산업(업종), 직종을 통제하였다. 특히 기간제보호법 시행 이후 법안적용을 받은 그룹에서 정규직 전환에 어떤 모습을 보이는지 분석하기 위해 법안시행시기와 연령더미(55세이상 법안적용대상에서 제외)의 상호작용항의 계수를 추정하였다. 실증분석 결과, 모형 1~4에서 공통적으로 법안이 정규직으로의 전환에 유리하게 작용하였음을 나타낸다. 이는 상호작용항의 계수를 통해 확인할 수 있으며, 계수의 크기는 0.3690으로 도출되었다. 이는 가설 1에서 예상한 바와 같이 법안 시행이 기간제근로자가 정규직으로 전환되는데 유리한 영향을 미쳤다는 것을 의미한다.

모형 1과 2를 통해 근로자의 인적특성별 변화를 살펴보면, 남성이면서 기혼자, 30~50대, 고졸이상, 근속년수 2년이상인 근로자가 정규직 전환에 유리하였다. 이는 여성, 미혼자, 30대미만 저연령, 고졸미만, 근속년수 2년미만인 기간제근로자들이 정규직 전환에 불리한 취약계층임을 의미한다.

일자리특성인 산업과 직종의 경우 통계적으로 유의미한 변수가 많지 않은 것으로 나타났다. 전반적으로는 모든 산업에서 제조업에 비해 정규직 전환에 불리한 모습을 보이고 있으나 건설업과 공공행정만이 유의미한 음의 부호를 나타내고 있으며, 농림어업, 도소매/음식숙박, 금융/부동산, 기타 서비스 등은 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 직종의 경우, 생산직을 참조변수로 할 때, 전문관리직과 사무직이 정규직 전환에 유리하였고, 농림어업, 서비스/판매직, 기타직종은 유의미하지 않은 결과를 보였다.

모형 4에서는 기간더미만 부여하지 않고, 다른 독립변수들은 모두 포함하여 분석하였다. 전반적인 결과는 기간을 통제한 것과 크게 다르지 않았으나 상호작용항의 계수가 다소 크게 나온 것이 모형 1과의 차이점이라고 할 수 있다.

**< 표 9 > Competing Risk Model의 Hazard함수 추정결과 (정규직 전환)**

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
기간 1(2003)	- 0.2652*	- 0.2668*	- 0.1696	
기간 2(2004)	- 0.2556**	- 0.2909**	- 0.2149*	
기간 3(2005)	- 0.3162***	- 0.3275***	- 0.1912*	
기간 4(2006)	- 0.3222***	- 0.3165***	- 0.2570**	
기간 5(2007)	- 0.2715**	- 0.2682**	- 0.1525	
기간 6(2008)	- 0.2562**	- 0.2585**	- 0.1277	
기간 7(2009)	- 0.3678***	- 0.3976***	- 0.3083***	
성별(남성=1)	0.2258**	0.1498*		0.2265***
결혼(기혼=1)	0.2151**	0.2401**		0.2072**
연령				
30~39세	0.2620**	0.2444*		0.3296**
40~49세	0.3492**	0.2735*		0.4428**
50대 이상	0.3056*	0.1565		0.3092
학력				
고졸	0.1408	0.2740**		- 0.1763
전문대졸	0.4915***	0.7684***		- 0.0371
대졸이상	0.0529	0.3924**		- 0.5493*
근속년수				
2년	0.4923***	0.5370***		0.3847***
3년	0.5226***	0.6190***		0.3550**
4년	0.3921**	0.4452**		0.2983*
5년이상	0.4369***	0.4680**		0.1832
산업				
농림어업/ 광업	- 0.6865		- 0.7005	- 0.7263
건설업	- 0.5002**		- 0.4729**	- 0.5343**
도소매/음식숙박	- 0.0072		- 0.0205	- 0.0342
금융/ 부동산	- 0.0593		- 0.0047	- 0.1459
공공행정	- 0.4478**		- 0.5046**	- 0.3789*
기타서비스	- 0.1781		- 0.1850	- 0.1650
직종				
전문관리직	0.4656***		0.3672**	0.5715***
사무직	0.5283***		0.4586***	0.5833***
서비스/판매직	- 0.0850		- 0.2009	- 0.1283
농림어업	- 0.1516		- 0.1415	- 0.0093
기타	0.0073		- 0.0501	0.1771
법안시행더미 (2007.7.1 이후=1)	- 0.0260	0.0048	- 0.1180	0.0242
연령더미 (55세 미만 = 1)	- 0.0762	- 0.0200	- 0.1425	- 0.1206
상호작용항 (법안적용대상 =1)	0.3690*	0.3425*	0.3572*	0.4223**



## 2. 미취업(실업 및 비경활)으로 전환에 미친 영향 : 가설 2 불일치

분석 결과, 가설 2에서 예상한 것과 달리 법안시행에 따라 해고된 기간제근로자는 감소한 것으로 나타났다. 이는 < 표 6 >의 단순이중차분을 통한 분석결과와도 일치한다. 법안시행 직후 기간제근로자의 해고가 증가하고, 기간제근로자의 절대적인 숫자도 줄어들었지만, 시간이 지날수록 오히려 기간제를 계속 유지하거나 또는 다시 기간제로 입직한 경우가 늘어났기 때문으로 보인다.

인적특성에 따른 변화를 보면, 남성이면서 연령과 근속년수가 올라갈수록 미취업으로 전환되는 근로자가 감소함을 알 수 있다. 학력의 경우는 고졸을 제외하고는 통계적으로 유의미성이 떨어지는 것으로 보이는데, 정규직 전환과 마찬가지로 근로자의 실업과 비경활로의 전환에도 큰 관련성이 없는 것으로 해석된다.

산업의 경우, 제조업과 비교할 때 농림어업/광업을 제외한 모든 업종에서 미취업으로 전환이 감소하였음을 나타낸다. 그러나 금융/부동산과 기타서비스 업종만이 통계적으로 유의미한 결과를 보인다. 앞서 살펴본 바와 같이 이들 업종의 경우, 제조업에 비해 정규직 전환에 불리한 모습을 보였지만, 미취업 상황으로 전환되는 것은 아닌 것으로 해석된다. 직종의 경우, 생산직과 비교할 때 전문관리직, 사무직, 서비스/판매직에서 미취업으로 전환되는 근로자가 작은 비중을 차지하고 있음을 나타낸다.

## 3. 다른 비정규직으로의 전환에 미친 영향 : 가설 3 일치

가설 3에서는 기간제보호법 시행에 따라 기간제 이외의 다른 비정규직(비기간제, 시간제, 비전형근로자)으로 전환된 근로자가 증가할 것으로 예상하였다. 계수 추정을 통해 법안효과를 분석한 결과, 법안시행을 통해 다른 비정규직으로의 전환이 증가하였음을 확인할 수 있다. 기간제근로자에서 벗어난 것은 법안의 목적을 달성한 것이지만 근로조건이 기간제근로자보다 더욱 열악한 다른 비정규직으로의 전환은 법안시행의 부정적 효과로

볼 수 있다.

인적특성에 따른 변화를 보면, 남성, 30~50대이상, 근속년수 2년이상, 고졸~대졸이상의 근로자가 다른 비정규직으로 전환이 감소하였다. 이러한 특성을 지닌 근로자들의 경우, 정규직 전환에 유리하고, 미취업과 다른 비정규직으로의 전환도 감소한 것으로 볼 때, 비정규직 근로자 가운데 안정적인 계층에 속한다고 볼 수 있다.

산업의 경우, 제조업과 비교할 때 대부분의 산업에서 다른 비정규직으로 전환된 비중이 증가한 것으로 나타났다. 대부분 통계적 유의미성이 떨어지지만 모두 양의 부호를 나타내고 있다. 이들 산업에 종사하는 기간제근로자의 경우, 정규직으로 전환되는 것 대신 다른 비정규직으로 전환된 경우가 많았음을 의미한다. 특히, 건설업에 종사하는 기간제근로자가 정규직으로 전환되는 대신 다른 비정규직으로 전환되는 경우가 많았다. 직종의 경우, 정규직 전환에 유리한 전문관리직과 사무직에서 음의 부호를 나타냈다. 서비스/ 판매직과 농림어업 직종도 음의 부호를 나타내고 있지만, 통계적으로 유의미성이 떨어진다.

< 표 10 > Competing Risk Model의 Hazard함수 추정결과 (미취업 전환)

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
기간 1(2003)	- 0.2838*	- 0.2862*	- 0.3508**	
기간 2(2004)	- 0.2533**	- 0.2559*	- 0.3419**	
기간 3(2005)	- 0.2314*	- 0.2155	- 0.3123**	
기간 4(2006)	- 0.1919	- 0.1533	- 0.2780**	
기간 5(2007)	- 0.2499*	- 0.2705**	- 0.2908**	
기간 6(2008)	- 0.2981*	- 0.2854*	- 0.3955**	
기간 7(2009)	- 0.3102*	- 0.3093*	- 0.3932**	
성별(남성=1)	- 0.2797**	- 0.1459		- 0.1990*
결혼(기혼=1)	- 0.1793	- 0.1770		- 0.0468
연령				
30~39세	- 0.5194***	- 0.4896***		- 0.5450***
40~49세	- 0.8315***	- 0.8181***		- 0.5438**
50대 이상	- 0.7667***	- 0.6803***		- 0.0556
학력				
고졸	0.2879*	0.1509		0.3460
전문대졸	0.0651	- 0.2239		0.0853
대졸이상	0.1446	- 0.2880		0.3591
근속년수				
2년	- 0.1251	- 0.0963		- 0.0166
3년	- 0.5357**	- 0.5372**		- 0.4561**
4년	- 0.4915*	- 0.5214*		- 0.6081**
5년이상	- 0.3441**	- 0.3650**		- 0.4388**
산업				
농림어업/ 광업	0.0159		- 0.2248	0.0701
건설업	- 0.3704		- 0.4775**	- 0.3342
도소매/음식숙박	- 0.1699		- 0.1935	- 0.2458
금융/ 부동산	- 0.4715*		- 0.4915*	- 0.6123**
공공행정	- 0.2166		- 0.3376	- 0.1781
기타서비스	- 0.2798*		- 0.3795**	- 0.2841*
직종				
전문관리직	- 0.6389***		- 0.3854**	- 0.5753***
사무직	- 0.6135***		- 0.3242*	- 0.5484***
서비스/판매직	- 0.4990**		- 0.3138	- 0.3760*
농림어업	- 0.3503		- 0.1976	- 0.1238
기타	- 0.0562		- 0.0413	0.1002
법안시행더미 (2007.7.1 이후=1)	- 0.2425	- 0.2948	- 0.1598	- 0.2578
연령더미 (55세 미만 = 1)	- 0.1094	- 0.0936	0.1903	- 0.5588
상호작용항 (법안적용대상 =1)	- 0.4373*	- 0.3775*	- 0.4165*	- 0.4320*

**< 표 11 > Competing Risk Model의 Hazard함수 추정결과(다른 비정규직 전환)**

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
기간 1(2003)	- 0.5345***	- 0.5050***	- 0.5913***	
기간 2(2004)	- 0.2942**	- 0.3055**	- 0.3307**	
기간 3(2005)	- 0.3284**	- 0.3006**	- 0.3720***	
기간 4(2006)	- 0.4198***	- 0.4135***	- 0.4564***	
기간 5(2007)	- 0.3980***	- 0.4079***	- 0.5048***	
기간 6(2008)	- 0.5622***	- 0.5430***	- 0.6408***	
기간 7(2009)	- 0.2164	- 0.2040	- 0.2492	
성별(남성=1)	- 0.3264***	- 0.2360**		- 0.3573***
결혼(기혼=1)	0.1996	0.1919		0.0543
연령				
30~39세	- 0.5220***	- 0.4921***		- 0.4917**
40~49세	- 0.4227**	- 0.3380*		- 0.7758***
50대 이상	- 0.7981***	- 0.6562***		- 1.3374***
학력				
고졸	- 0.4706***	- 0.5259***		- 0.3545*
전문대졸	- 0.3747**	- 0.5242***		- 0.1077
대졸이상	- 0.3675***	- 0.5158***		- 0.1555
근속년수				
2년	- 0.4419***	- 0.4746***		- 0.4692***
3년	- 0.4297*	- 0.4768*		- 0.3388*
4년	- 0.1621	- 0.1565		- 0.2005
5년 이상	- 0.1933	- 0.2586		- 0.2651
산업				
농림어업/ 광업	0.3093		0.3760	0.4046
건설업	0.6577***		0.4740**	0.4950**
도소매/음식숙박	0.2502		0.2434	0.1592
금융/ 부동산	- 0.2433		- 0.3072	- 0.3380
공공행정	0.3292		0.2738	0.0931
기타서비스	0.3870**		0.3415**	0.2410
직종				
전문관리직	- 0.4830**		- 0.3912**	- 0.3901**
사무직	- 0.6352***		- 0.4841**	- 0.5189***
서비스/판매직	- 0.2867		- 0.1215	- 0.2813
농림어업	- 0.4437		- 0.4606	- 0.5307
기타	- 0.2834		- 0.2265	- 0.3154*
법안시행더미 (2007.7.1 이후=1)	0.3814**	0.3880**	0.3962**	0.2897**
연령더미 (55세 미만 = 1)	0.2756	0.2485	0.0945	0.2576
상호작용항 (법안적용대상 =1)	0.3883*	0.4046*	0.3871*	0.3769*

#### 4. 법안적용대상 연령 변화에 따른 분석결과

앞서 살펴본 분석결과를 법안시행에 따른 변화로 해석하기 위해서는 추가적인 분석이 필요하다. 법안에서 명시한대로 55세이상 근로자를 법안의 예외인 고령자로 간주하여 통제집단으로 설정하였고, 55세미만을 처리집단으로 설정하였다. 그러나 기간제근로자의 지위변화가 법안시행과 무관하게 55세이상과 55세미만의 연령차이로 인해 발생할 가능성도 배제할 수 없으므로 법안의 적용기준이 변함에 따른 효과를 분석하고자 하였다. 전체 표본 가운데 실제 법안 적용대상인 55세미만 근로자만 표본으로 추출하였으며, 45세이상 근로자를 법안적용대상에서 제외하고 45세미만을 법안의 적용대상으로 가정하였다. 같은 방법으로 35세이상과 35세미만으로 나누어 가상적인 분석을 실시하였다.

연령 변화에 따른 법안효과 분석은 각 전환상태별로 구분하고 각년도 기간을 통제하였으며 인적특성과 일자리특성, 법안효과를 파악하기 위한 상호작용항을 모두 통제한 모형 1만 사용하였다. 분석 결과, 45세와 35세로 나누어 분석한 경우 인적특성과 일자리 특성별 변화에서는 큰 차이를 발견할 수 없다. 45세를 기준으로 분석한 경우, 연령과 근속년수가 높아질수록 정규직과 다른 비정규직 전환에 유리한 모습을 보였으며, 미취업으로 전환되는 경우는 감소하였다. 직종 역시 전문관리직과 사무직의 경우 정규직 전환에 유리하였고, 미취업으로 전환되는 경우는 감소하였다. 성별과 결혼여부는 통계적 유의미성이 떨어지는 결과를 보였다. 위와 같은 결과는 35세를 기준으로 한 경우, 더 강한 유의미성을 보이고 있다. 법안효과를 파악하기 위한 법안시행더미와 연령더미의 상호작용항의 계수는 유의미성을 나타내지 않는 것으로 볼 때 45세와 35세의 기준으로 한 분석은 법안시행과 관련하여 큰 의미를 찾기 힘든 것으로 보인다. 이러한 결과는 법안의 적용대상을 55세미만으로 한정하여 분석한 결과를 법안시행에 따른 변화로 해석하는 것이 타당함을 나타내고 있다.

< 표 12 > Competing Risk Model의 Hazard함수 추정결과 (45세 기준)

	정규직	실업/비경활	다른 비정규직	비임금근로
기간 1(2003)	- 0.2541	0.0423	- 0.2011	- 0.8090*
기간 2(2004)	- 0.2613	- 0.0521	- 0.2119	- 0.1167
기간 3(2005)	- 0.4222***	0.1099	- 0.1112	- 0.8626**
기간 4(2006)	- 0.4082***	0.3585**	- 0.4081**	- 0.7434*
기간 5(2007)	- 0.1193	- 0.4384**	- 0.2462	- 0.3634
기간 6(2008)	- 0.2935*	0.3089	- 0.2969	- 0.7280**
기간 7(2009)	- 0.2173	- 1.3022***	- 0.1935	- 0.5414
성별(남성=1)	0.1130	- 0.2525*	- 0.1589	0.5933**
결혼(기혼=1)	- 0.1396	- 0.2061	0.1788	0.2434
연령				
30~39세	0.4675***	- 0.1283	- 0.5146***	0.7689
40~49세	0.5626***	- 0.2331	- 0.7404***	1.0289*
50대 이상	0.8922***	0.1795	- 1.6259***	1.2614*
학력				
고졸	- 0.1241	0.5320**	- 0.1502	0.6398
전문대졸	0.2278	0.2789	- 0.6824**	1.0758*
대졸이상	- 0.3751*	0.3528	0.0723	1.4010**
근속년수				
2년	0.3148**	- 0.2588	- 0.5332**	- 0.4675
3년	0.4690**	- 0.7628**	- 0.3711	- 1.0510
4년	0.5808***	- 0.9028***	- 0.2311	- 0.1275
5년 이상	0.5470***	- 0.2664	- 0.1565	- 0.2520
산업				
농림어업/ 광업	- 0.0062	0.6645	0.1532	- 16.1534***
건설업	- 0.3076	- 0.1427	0.7220***	- 0.8929
도소매/음식숙박	0.0482	- 0.1128	0.1399	- 0.0279
금융/ 부동산	0.0135	- 0.2877	0.2018	- 0.8425
공공행정	- 0.1763	0.1183	0.4058	- 1.3284
기타서비스	- 0.1473	- 0.1210	0.5278***	- 0.4634
직종				
전문관리직	0.4107**	- 0.3761*	- 0.2036	- 0.1799
사무직	0.3306*	- 0.3900*	- 0.3618	0.4305
서비스/판매직	- 0.0780	- 0.2899	0.1195	1.0098*
농림어업	- 0.4446	0.3790	- 0.9327	0.9456
기타	- 0.3854*	- 0.0684	0.3553	0.0885
법안시행더미 (2007.7.1 이후=1)	- 0.0248	- 0.2940	- 0.0165	0.3155
연령더미 (55세 미만 = 1)	0.0593	0.5115*	- 0.8289***	- 0.1180
상호작용항 (법안적용대상 =1)	0.0402	0.1576	0.1324	0.0130

< 표 13 > Competing Risk Model의 Hazard함수 추정결과 (35세 기준)

	정규직	실업/비경활	다른 비정규직	비임금근로
기간 1(2003)	- 0.2275	0.0391	- 0.0906	- 0.7886*
기간 2(2004)	- 0.2614*	- 0.0135	- 0.2028	- 0.1228
기간 3(2005)	- 0.3930***	0.1055	0.0093	- 0.8324**
기간 4(2006)	- 0.3983***	0.4073***	- 0.4457***	- 0.7005*
기간 5(2007)	- 0.1151	- 0.3972**	0.1066	- 0.3269
기간 6(2008)	- 0.2726*	0.3228*	- 0.6736***	- 0.6500*
기간 7(2009)	- 0.2023	- 1.3099***	0.2142	- 0.4799
성별(남성=1)	0.2053**	- 0.2079	- 0.2071	0.6164**
결혼(기혼=1)	0.0730	0.0475	- 0.0112	0.5542
연령				
30~39세	0.2449*	- 0.4428***	- 0.5565***	0.7632*
40~49세	0.3655**	- 0.5697**	- 0.7729***	1.1594**
50대 이상	0.6467***	- 0.5553**	- 1.2714***	0.7582
학력				
고졸	- 0.1199	0.4245*	- 0.1747	0.2942
전문대졸	0.2298	0.1229	- 0.6483**	0.6213
대졸이상	- 0.3569*	0.2496	0.0738	0.9795*
근속년수				
2년	0.3173**	- 0.2650	- 0.9236***	- 0.5378
3년	0.4445**	- 0.7296**	- 0.9088***	- 1.0351
4년	0.5670***	- 0.8153***	- 0.4998*	- 0.0867
5년 이상	0.5091***	- 0.2279	- 0.4913**	- 0.1829
산업				
농림어업/ 광업	- 0.0367	0.5132	0.3695	- 14.8637***
건설업	- 0.3012	- 0.0851	0.5174*	- 0.7961
도소매/음식숙박	0.0690	- 0.0948	- 0.0188	- 0.0925
금융/ 부동산	0.0064	- 0.3702	0.1496	- 0.9234
공공행정	- 0.1164	0.2152	0.1207	- 1.3246
기타서비스	- 0.1495	- 0.0844	0.3804**	- 0.4117
직종				
전문관리직	0.4495**	- 0.4453**	- 0.1035	- 0.1740
사무직	0.3518**	- 0.4274**	- 0.1778	0.3671
서비스/판매직	- 0.0401	- 0.2854	0.1844	1.0629*
농림어업	- 0.4541	0.3556	- 0.8147	0.9571
기타	- 0.3279	- 0.0377	0.4684**	0.2146
법안시행더미 (2007.7.1 이후=1)	- 0.0598	- 0.0245	- 0.0061	0.3141
연령더미 (55세 미만 = 1)	0.0884	0.5077	- 0.8510***	0.5040
상호작용항 (법안적용대상 =1)	0.0964	- 0.1011	0.0888	- 0.0161

## 제 5 장 결 론

본 연구는 2009년 7월 법안의 실질효력이 발생하기 이전부터 사용자와 근로자의 대응방식이 변화함으로써 사전적 효과가 발생하였을 것이라는 인식에서 출발하였다. 기간제근로자의 이동양상을 살펴봄으로써 법안의 사전적 효과를 분석하고자 하였다. 이를 위해 기간제근로자의 상태전환건수와 평균적인 기간제 유지기간을 단순히중차분한 결과, 법안시행에 따라 정규직 전환이 증가하였고, 해고된 근로자는 예상과 달리 감소한 모습을 보이며 법안의 긍정적 효과를 확인할 수 있었다. 그러나 기간제근로자보다 더욱 열악한 근로조건에 처한 다른 비정규직으로 전환된 비중도 증가함으로써 법안의 부정적 효과가 함께 존재한다는 것을 확인하였다. 정규직으로 전환되는데 걸린 기간은 0.3개월 단축되어 큰 변화가 없었으나, 미취업과 다른 비정규직, 비임금근로자로 전환되는데 걸린 기간은 1개월 정도 단축된 결과를 도출하였다. 이를 통해 사용자와 근로자의 선제대응이 사전적으로 나타났음을 확인할 수 있었다.

그러나 평균적인 전환비중과 유지기간의 변화만으로는 통계적 유의성을 확인할 수 없으므로 기간분석 방법의 하나인 경쟁위험모형을 기반으로 이중차분계수를 추정하였다. 그 결과, 단순히중차분한 경우와 마찬가지로 정규직 전환과 다른 비정규직 전환이 증가, 미취업 전환에 감소하는 모습을 보이고 있다.

본 연구는 기간분석을 통해 법안시행의 효과를 분석하고자 했다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 구체적으로 경쟁위험모형과 이중차분법을 통해 기간제근로자가 정규직, 미취업, 다른 비정규직, 비임금근로자로 전환되기 까지 걸린 기간과 전환비중에 대한 분석을 실시하였다. 이와 함께 각 주체들의 선제적 대응에서 기인한 법안의 사전적 효과를 분석하고자 했다는 점도 의미를 찾을 수 있을 것이다. 선행연구 중 김용성(2009)의 연구에서도 마찬가지로 경쟁위험모형을 통해 비정규직 노동자들의 이동양상을 파



악하려는 시도가 있었으나, 기간제근로자가 아닌 비정규직 전체를 대상으로 하였고, 법안의 효과를 분석하는데 초점을 두고 있지 않다는 점에서 본 연구와 차이점이 있다. 법안의 실질효과와 함께 법안시행 직후 나타난 사전효과도 함께 고려하는 것이 전체적인 효과를 파악할 수 있고, 이를 통해 좀 더 세밀한 정책을 수립할 수 있을 것으로 본다.

연구의 과정에서 아쉬운 부분도 있다. 우선 일자리 특성에 관련된 독립변수 가운데 사업체규모 변수는 60%이상이 결측치로 이루어진 관계로 명시적으로 통제해 주지 못한 문제가 있었다. 기간제보호법 역시 근로자가 속한 사업체의 규모에 따라 법안효과가 미치는 영향에 차이가 있을 수 있기 때문에 이에 대한 분석도 의미가 있을 것으로 생각한다. 실증분석 결과를 해석하는 점에 있어서는 계수 추정치가 예상보다 큰 수치를 나타낸다는 점을 들 수 있을 것이다. 2003년부터 2009년으로 분석기간을 한정하였고 비정규직 가운데 기간제근로자만을 표본으로 추출하여 분석을 시도했다는 점, 표본의 크기가 803명으로 비정규직 노동시장 전체를 포괄하는데 다소 부족한 표본일 가능성도 배제할 수 없다는 점을 그 원인으로 생각할 수 있다. 따라서 계수 추정치를 순수한 법안효과로 해석하는 데 신중한 접근이 필요하리라 생각한다. 이러한 한계점은 2012년 KLIPS 패널자료의 추가적인 자료가 새롭게 축적된 이후 2010년의 기간제근로자를 표본으로 추가하여 사용한다면 일정부분 해결할 수 있는 문제로 보인다. 이를 통해 법안의 사전적 효과 뿐만 아니라 실질효과에 대한 분석도 가능하리라 생각한다. 이에 대한 연구는 추후 과제로 남겨두고자 한다.

## 참고문헌

Amemiya(1985), T. Advanced Econometrics, Basil Blackwell Oxford,

Belman, Dale and Lonnie Golden(2000), "Nonstandard and Contingent Employment : Contrasts by Job Type, Industry, and Occupation." pp.167-212 in Nonstandard Work : The Nature and Challenges of Changing Employment Arrangements

Fine, J. and Gray, R.(1999), "A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk", Journal of the American Statistical Association

H.Putter, M.Fiocco and R.B. Geskus(2007), "Tutorial in biostatistics : Competing risks and multi-state models", Wiley InterScience

Millard, S., and D. Mortensen(1997), "The Unemployment and Welfare Effects of Labor Market Policy: A Comparison of the US and UK" In Unemployment Policy : Government Options for the Labor Market. Cambridge University Press.

Pissarides, C(1999), "Policy Influences on Unemployment : The European Experience" Scottish Journal of Political Economy, Vol. 46, No. 4.

김용성(2009), "비정규직의 이동성에 관한 연구" 연구보고서 2009-03 제5장 한국개발연구원

남우근(2009), "스페인의 비정규직 정규직화 동향과 시사점 : 기간제 사용 억제와 정규직 전환 유도가 해법", 「비정규노동」 8월호 pp.116-130.

남재량, 김태기(2000), “비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?” 「노동경제논집」 제23권 제2호

남재량(2009), “비정규직법 시행효과 연구” 한국노동연구원

남재량, 박기성(2010), “비정규직법의 고용효과 연구” 「노동정책연구」 제10권 제4호 pp. 65~99 한국노동연구원

남재량(2011), “기간제근로자 보호법의 고용효과 분석” 연구보고서 2011 - 08 제 3장 pp. 35~59 한국노동연구원

유경준, 강창희(2009), “비정규직법의 고용효과 분석” 연구보고서 2009-03 제 3장 pp. 113 ~ 159 한국개발연구원

윤정향(2008), “고용규모 변화로 살펴 본 비정규직법 1년의 효과” 한국고용정보원 e-고용이슈 제2008 - 17호

이병희, 정성미(2008), “2008년 3월 비정규직 규모와 구성변화 - 2008년 3월 경제활동인구 부가조사 자료를 이용하여” 한국노동연구원 노동리뷰

이병희(2009), “비정규직법 시행 1년의 고용효과: 기간제 사용기간 제한 규정의 고용효과를 중심으로” 「산업노동연구」 제15권 제1호 pp. 1~26

최낙혁, 권혁주(2010), “기간제 노동자의 지위변동 요인에 관한 연구” 「정책분석평가학회보」 제20권 제2호 pp. 165~184

## **Abstract**

# **An Empirical Analysis on the Effect of Fixed-term Workers' Protection Legislation on Employment Status**

Yoo Seung Hyun

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

July 1, 2007, Non standard employment protection legislation was enforced to protect non-standard workers who are in poor situation and prevent to abuse them. The fixed-term workers protection legislation forces to change fixed-term workers into regular workers if 2 years have passed since closing, renewal, extension of the contract as of July 1, 2007. However, it is still controversial on the effect of the legislation.

The purpose of this study is to analyze the preemptive effect of the fixed-term workers protection legislation by examining the move of the employment status based on the Competing Risk Model. The result shows that fixed-term workers legislation increased transition rate of regular workers and decreased the transition rate of unemployment status. But, we can find the negative effect that the transition rate of other non-standard employment except fixed-term workers has increased.

In this study, we use the Duration Analysis to analyze the effect of legislation. Until now, this kind of approach has not been found among other study and one is usual study related to general move in

the labor market. Furthermore, it is meaningful that this study can be done by sampling the fixed-term worker as directly applied to fixed-term workers protection legislation.

**keywords : Fixed-term worker protection legislation, Duration Analysis, Competing Risk Model, KLIPS, Difference-in-Difference, preemptive effect**

**Student Number : 2010 - 20180**