

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第1號, 2015. 3, pp.31~65
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

한국 장년임금근로자들의 퇴직: 사업체 규모별 위험모형분석*

이 철 희** · 이 에스더***

이 논문은 장년임금근로자들이 기존 일자리를 그만두는 이유와 퇴직위험의 결정요인을 분석하였다. 주된 결과는 다음과 같다. 첫째, 공식적인 정년으로 일자리를 떠나는 장년근로자는 비교적 소수이며 대부분이 대기업 남성근로자들이다. 둘째, 일정수준을 넘는 고임금은 장년근로자의 퇴직위험을 높이며, 이 효과는 주로 대기업 남성근로자에게서 발견된다. 셋째, 관행적인 강제 퇴직은 장년여성근로자의 퇴직을 초래하는 중요한 요인이다. 넷째, 건강의 악화는 장년근로자 퇴직의 가장 중요한 이유로 조사되었으며 이러한 경향은 특히 여성근로자와 소규모사업체 근로자에게 강하게 나타난다. 끝으로, 적절한 근로시간과 높은 근로유연성은 장년근로자의 퇴직위험을 낮추는 요인이다. 논문은 분석결과가 장년고용정책에 대해 갖는 함의를 논의하였다.

주제어: 장년, 퇴직, 정년, 고용, 임금, 근로시간

논문 접수일: 2015년 1월 20일, 논문 수정일: 2015년 3월 5일, 논문 게재확정일: 2015년 3월 12일

* 이 논문은 한국노동연구원 연구보고서(남재량 · 이철희 · 최형재, 2012) 중 이철희가 집필한 제 4장의 일부를 추가적인 데이터(한국고령화패널 3-4차 자료)와 새로운 분석방법(비례적 위험모형)을 적용하여 전면적으로 개정한 것이다. 유익한 논평과 조언을 주신 두 분의 심사위원들께 사의를 표한다. 이철희의 추가적인 연구는 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한 한국연구재단의 사업(SSK) 지원을 받아 수행되었고(NRF-2013S1A3A2055391), 이에스터의 연구는 2014년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단-글로벌 박사 펠로우십 사업의 지원을 받아 수행되었다(NRF-2013H1A2A1033661).

** (교신저자) 서울대학교 경제학부(chullee@snu.ac.kr)

*** 서울대학교 경제학부 박사과정(esther.lee@snu.ac.kr)

I. 서론

장년근로자의 고용문제는 다음의 두 가지 맥락에서 우리 사회의 중요한 화두가 되고 있다.¹⁾ 첫째는 현재 빠르게 진행 중인 인구고령화가 가져올 것으로 우려되는 인력부족 문제를 완화하는 방안으로서 거론되는 장년인력의 고용증진과 관련된 과제들이다. 고령인구의 비중이 점차 증가하는 추세이기 때문에 이 연령층의 고용 증가는 전체 노동력의 감소속도를 늦추는 효과적인 방법이 될 수 있다. 따라서 이는 여성인력의 활용도를 높이는 방안과 함께 인구고령화에 대비한 가장 중요한 노동시장 정책의 하나로 꼽힌다.

둘째는 중년 및 고령근로자들의 고용불안과 이로 말미암은 빈곤문제이다. 1998년 외환위기 이후 노동시장의 구조적인 변화를 경험하면서 평생고용의 개념이 점차 사라지고 주된 일자리로부터 퇴직하는 연령은 점차 빨라져서 현재 가장 오래 근무한 일자리를 그만둔 연령은 50대 초반으로 추정된다. 중년 이상 근로자들의 고용불안은 소득의 감소, 건강의 악화, 사회안전망으로부터의 이탈 등의 경로를 통해 고령자들과 그 가족을 빈곤에 빠뜨리는 주된 원인으로 파악된다.

이러한 이유 때문에 최근에는 장년근로자의 고용안정성을 높이고 이들이 좀 더 오랫동안 노동시장에 남아있게하기 위한 다각도의 정책적인 노력을 기울이고 있다. 이러한 정책은 크게 두 가지로 구분될 수 있다. 첫째, 현재 임금근로자인 고령자로 하여금 기존 일자리에서 좀 더 오랫동안 일을 할 수 있도록 하는 방안으로 정년연장, 임금피크제 실시에 대한 지원, 작업환경의 개선 등이 여기에 해당된다. 두 번째는 정년퇴직이나 실직으로 인해 기존 일자리를 그만둔 고령자들의 재취업을 활성화하는 방안으로 전직 혹은 창업 지원, 직업알선 프로그램의 확대 등이 그 예이다.

1) “고령” 혹은 “노령”이라는 용어가 주는 부정적인 이미지를 완화하기 위해 근래에는 “장년”이라는 표현이 널리 이용되고 있다. 이 논문은 주로 50~64세 근로자들을 분석의 대상으로 삼는데 본문 중에는 고령과 장년이라는 용어를 구분하지 않고 사용할 것이다. 50-64세는 가장 일반적으로 장년노동시장정책의 대상이 되는 연령이다. 예컨대 정부의 장년대상 경력재설계지원(장년 나침반 프로젝트)이나 훈련프로그램 지원 프로그램은 50세 이상의 개인을 대상으로 한다. 반면 65세 이상 인구는 일반적으로 복지정책의 대상으로 인식되고 있다.

두 가지 방안이 모두 중요하고 상호보완적이지만 고령임금근로자들로 하여금 기존일 자리를 보다 오래 유지하도록 하는 정책은 다음과 같은 장점을 지닌다. 첫째, 장년 구직자들의 재취업 성공비율은 낮으며 재취업에 성공하는 경우에도 대부분 임금의 하락과 일자리 질의 저하를 경험한다. 둘째, 일자리를 구하는 장년퇴직자의 수가 감소하게 되면 고령자들의 재취업 혹은 창업 여건이 개선될 수 있을 것이다.

장년임금근로자들의 일자리 유지를 위한 효과적인 정책을 고안하여 시행하기 위해서는 고령층 고용불안의 실태와 원인을 정확하게 파악하는 작업이 선행될 필요가 있다. 예컨대 장년임금근로자들이 어떤 이유로 퇴직하는지, 퇴직시기의 결정에 어떤 요인들이 영향을 미치는지, 퇴직의 사유나 결정요인이 일자리의 특성에 따라 어떻게 다른지를 이해하는 것은 각기 상이한 여건에 있는 장년근로자를 대상으로 적절한 노동시장 정책을 수립하는 데 유용한 과제이다.

이러한 문제의식을 가지고 이 연구는 한국고령화패널 1~4차 자료를 이용하여 우리나라의 장년(50~64세) 임금근로자들의 퇴직에 관하여 다음과 같은 분석을 수행한다. 첫째, 장년임금근로자들 중 일자리를 그만두는 사람들의 비율과 퇴직의 사유를 살펴본다. 이를 통해 장년근로자의 고용불안 정도를 파악하고자 한다. 둘째, 비례적 위험모형(Cox Proportional Hazard Model)을 이용한 회귀분석을 수행하여 퇴직위험이 어떤 요인들에 의해 영향을 받는지를 연구한다. 셋째, 이와 같은 분석을 장년근로자들의 고용된 사업체의 규모별로 수행함으로써 일자리의 성격의 차이에 따른 퇴직결정의 이질성을 이해하고자 시도한다. 마지막으로 분석결과들이 장년을 대상으로 한 노동시장정책에 대해 제공해주는 시사점을 모색한다.

고령인력의 퇴직 혹은 영구적인 은퇴의 결정요인이 무엇인지에 대해서는 방대한 문헌이 축적되어 있다. 은퇴결정에 영향을 미치는 주된 공급측면 요인들을 살펴보면, 공적연금을 비롯한 각종 사회보험의 존재와 성격(Gruber & Madrian, 1995; Lee, 1998; Gruber & Wise, 1999, 2004), 소득과 보유재산의 가치(Costa, 1998; Coile & Levine, 2006), 건강상태(McGarry, 2004) 등이 주된 분석대상이 되었다. 은퇴결정의 수요측면 요인으로는 노동시장의 경직성과 직장이동(Gustman & Steinmeier, 1984, 1985; Hurd, 1996), 산업구조의 변화(Lee, 2002), 생산기술과 경영기법의 변화(Bartel & Sicherman, 1993; Friedberg, 2003; Aubert, Caroli, & Roger, 2006; Lee, 2015) 등의 효과가 논의되었다.

우리나라에서도 빠른 인구고령화의 추이를 반영하여 고령인력의 퇴직에 대해 많은 연구가 이루어졌다. Lee(2007, 2010)는 우리나라 남성고령인구의 경제활동참가율의 장기

적인 변화와 그 요인을 연구하였다. 이철희(2012)는 산업구조의 변화가 고령근로자에 대한 수요와 고용안정성에 미친 효과를 추정하였다. 한국노동패널 자료를 이용한 연구들은 종사상의 지위, 배우자의 경제적 지위, 국민연금기대자산 등 은퇴의 결정요인을 다각도로 분석한 바 있다(성지미·안주엽, 2006; 최승현, 2006; 이승렬·최강식, 2007). 특히 비교적 오랜 기간을 커버하는 패널의 장점과 직업력 조사를 활용하여 은퇴과정을 생애사적으로 접근한 일련의 연구 성과는 주목할 만하다(박경숙, 2003; 장지연, 2003; 장지연 외, 2009; 신동균, 2009; 방하남·신인철, 2011). Lee(2008)은 한국고령화패널 제1차 자료를 이용하여 종사상 지위에 따른 은퇴기대(retirement expectation)의 차이를 분석하였으며, Lee and Lee(2013)의 연구는 2006-2008년 패널자료를 이용하여 자영업자와 임금근로자 간 은퇴확률의 차이와 그 요인을 연구하였다. 조동훈(2014)의 최근 연구는 한국노동패널 6차년도 부가조사 자료를 분석하여 정년제의 유무보다는 정년으로 규정된 연령의 증가가 은퇴시점과 은퇴계획을 늦추는 요인으로 작용했음을 보였다.

이 연구는 다음의 네 가지 점에서 우리나라 고령자들의 퇴직에 관한 선행연구와 차별화된다. 첫째, 한국고령화패널 1~4차 자료를 이용한 위험모형(hazard model)분석을 통해 비교적 장기간(6년)에 걸친 퇴직행위를 분석하였다. 둘째, 임금근로자의 개인적인 특성과 일자리의 성격에 관한 보다 상세한 변수를 생성하여 분석에 이용하였다. 예컨대 이 연구에서는 공적연금의 현재가치, 공식적 혹은 관행적 정년규정의 존재여부, 근로시간 신축성의 지표, 임금결정방식에 관한 변수 등 기존연구에서 널리 이용되지 않았으나 퇴직결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들을 분석에 포함하였다. 셋째, 기존 일자리에서 퇴직한 사유에 대해 자세한 분석을 수행함으로써 퇴직확률에 대한 계량적인 분석내용을 질적으로 보완하였다. 마지막으로 노동시장의 여건이 사업체의 규모에 따라 매우 상이한 우리나라의 여건을 감안하여 사업체의 규모별로 분석을 수행하였다.

II. 자료와 장년근로자 퇴직실태

1. 자료와 분석표본

이 연구는 2006~2012년 사이 격년으로 조사된 한국고령화패널(이하 고령화패널) 1~4

차 자료를 이용하였다. 고령화패널은 보다 이른 시기부터 조사가 시작된 한국노동패널(KLIPS)에 비해 커버하는 기간이 짧지만 다른 어떤 패널자료에 비해 중년 및 고령자의 표본수가 커서 종사상의 지위 및 개인적인 특성별로 구분한 집단에 대해서도 비교적 심층적인 분석을 수행할 수 있다는 장점이 있다. 또한 퇴직의 구체적인 사유와 퇴직에 영향을 미칠 수 있는 일자리 및 개인의 특성(예컨대 공식적 혹은 관행적 퇴직의 존재 여부, 임금지급방식, 건강상태 등)에 대해 매우 구체적인 정보를 제공해주기 때문에 이 연구의 목적에 부합되는 자료라고 할 수 있다.

이 연구의 분석에는 2006년 제1차 조사 당시에 임금근로에 종사했던 50~64세 근로자들 가운데 제2차~4차 조사에 누락되지 않는 사람들이 포함되었다. 50~64세 인구는 장년노동시장정책의 주요대상이며, 충분히 일을 할 수 있음에도 불구하고 임금근로 일자리에서 퇴출압력을 받고 있는 집단으로 인식되고 있다. 이하에는 이 연령층 근로자들을 “장년근로자”로 부르기로 한다. 전체 표본 수는 753명이고 이 가운데 남성이 509명, 여성이 244명이며, 연령별로 보아서는 50-54세가 357명, 55-59세가 228명, 60-64세가 168명이다. 회귀분석에는 각 설명변수에 대한 정보가 누락된 일부 근로자를 제외한 표본이 이용되었다.

2. 전체 장년임금근로자 퇴직확률과 퇴직사유

<표 1>은 표본에 포함된 임금근로자 가운데 2006년 이후 매 2년의 기간 사이 기존 일자리에서 퇴직한 근로자의 수와 퇴직한 근로자가 전체 근로자에서 차지하는 비율을 제시해 준다. 전체표본 장년근로자 753명 가운데 460명(혹은 61.1%)이 2012년까지 기존 일자리에서 퇴직했음을 알 수 있다. 퇴직자들 가운데 216명(28.4%)은 2006-2010년 사이에, 130명(17.3%)은 2008-2010년 사이에, 나머지 114명(15.1%)은 2010-2012년 기간 동안 일자리를 떠났다. 연령별 6년간 퇴직확률은 50-54세가 50.4%, 55-59세가 66.7%, 60-64세가 76.2%였다. 퇴직확률은 여성이 남성보다 높은 것으로 나타났다. 특히 남성과 여성 간의 차이는 상대적으로 젊은 연령층(50-54세)에서 두드러지게 큰 것으로 관찰된다.

<표 2>는 기존 일자리에서 퇴직한 임금근로자들의 퇴직사유 분포를 보여준다. 이 분석에는 2006-2008년, 2008-2010년, 2010-2012년 등 3개의 패널을 합동(pooling)하고 초기 연도에 50-64세의 임금근로자였던 사람들만을 표본에 포함하였다.²⁾ 분석은 퇴직사유가 누락된 일부를 제외한 742명의 표본에 대해 이루어졌으며 성별 및 연령별 결과를 제시

〈표 1〉 2006년 장년임금근로자 중 2006-2012년 퇴직자 수와 비율: 전체 및 성별

(단위: %)

	전체(50-64세)		50-54세		55-59세		60-64세	
	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)
전체	N=753		N=357		N=228		N=168	
2006-08년	216 (28.39)	216 (28.39)	82 (22.97)	82 (22.97)	64 (28.07)	64 (28.07)	70 (41.67)	70 (41.67)
2008-10년	130 (17.26)	346 (45.95)	45 (12.61)	127 (35.57)	49 (21.49)	113 (49.56)	36 (21.43)	106 (63.10)
2010-12년	114 (15.14)	460 (61.09)	53 (14.85)	180 (50.42)	39 (17.11)	152 (66.67)	22 (13.10)	128 (76.20)
남성	N=509		N=230		N=158		N=121	
2006-08년	126 (24.75)	126 (24.75)	35 (15.22)	35 (15.22)	46 (29.11)	46 (29.11)	45 (37.19)	45 (37.19)
2008-10년	88 (17.29)	214 (42.04)	28 (12.17)	63 (27.39)	32 (20.25)	78 (49.37)	28 (23.14)	73 (60.33)
2010-12년	86 (16.90)	300 (58.94)	36 (15.65)	99 (43.04)	32 (20.25)	110 (69.62)	18 (14.88)	91 (75.21)
여성	N=244		N=127		N=70		N=47	
2006-08년	90 (36.89)	90 (36.89)	47 (37.01)	47 (37.01)	18 (25.71)	18 (25.71)	25 (53.19)	25 (53.19)
2008-10년	42 (17.21)	132 (54.10)	17 (13.39)	64 (50.39)	17 (24.29)	35 (50.00)	8 (17.02)	33 (70.21)
2010-12년	28 (11.48)	160 (65.57)	17 (13.39)	81 (63.78)	7 (10.00)	42 (60.00)	4 (8.51)	37 (78.72)

주: 1) 2006년 50-64세 임금근로자였고, 1-4차 조사에서 누락되지 않은 사람들을 포함함. 표본의 수는 각 연령 및 성별 그룹 상단의 N에 제시되어 있음.

2) 퇴직자는 2006년 조사 당시 일자리를 그만둔 사람으로 정의됨.

3) 괄호의 비율은 2006년 각 집단의 표본 수 대비 비율임.

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

2) 이 결과는 이 연구의 주 표본(2006년 50-64세 임금근로자)의 경험을 보여주는 것은 아니다. 예컨대 여기에는 2006년에 50-64세로 임금근로자가 아니었지만 이후 어느 시점에서 임금근로자가 되었다가 일자리를 그만둔 사람들의 퇴직사유가 포함되어 있다. 이러한 방법을 이용한 것은 2006-2012년 사이 발생한 해당 연령 임금근로자들의 모든 일자리 퇴직 사유의 분포를 얻기 위한 것이다.

〈표 2〉 2006-2012년 일자리에서 퇴직한 사유: 성별·연령별 분포

퇴직사유	전체				남성				여성			
	전체	50-54세	55-59세	60-64세	전체	50-54세	55-59세	60-64세	전체	50-54세	55-59세	60-64세
직장의 파산, 폐업 등	70 (9.43)	39 (13.49)	19 (7.34)	12 (6.19)	40 (8.89)	18 (12.68)	15 (8.77)	7 (5.11)	30 (10.27)	21 (14.29)	4 (4.55)	5 (8.77)
정리해고, 명예퇴직 등	35 (4.72)	13 (4.50)	9 (3.47)	13 (6.70)	23 (5.11)	8 (5.63)	4 (2.34)	11 (8.03)	12 (4.11)	5 (3.40)	5 (5.68)	2 (3.51)
계약기간 종료	65 (8.76)	17 (5.88)	21 (8.11)	27 (13.92)	45 (10.00)	10 (7.04)	14 (8.19)	21 (15.33)	20 (6.85)	7 (4.76)	7 (7.95)	6 (10.53)
정년퇴직	143 (19.27)	41 (14.19)	61 (23.55)	41 (21.13)	128 (28.44)	34 (23.94)	57 (33.33)	37 (27.01)	15 (5.14)	7 (4.76)	4 (4.55)	4 (7.02)
저임금	20 (2.70)	9 (3.11)	6 (2.32)	5 (2.58)	11 (2.44)	4 (2.82)	5 (2.92)	2 (1.46)	9 (3.08)	5 (3.40)	1 (1.14)	3 (5.26)
임시직, 장래성 없어서	27 (3.64)	12 (4.15)	10 (3.86)	5 (2.58)	13 (2.89)	4 (2.82)	5 (2.92)	4 (2.92)	14 (4.79)	8 (5.44)	5 (5.68)	1 (1.75)
적성, 지식 등의 불일치	3 (0.40)	2 (0.69)	1 (0.39)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	3 (1.03)	2 (1.36)	1 (1.14)	0 (0.00)
열악한 근로환경 등	26 (3.50)	11 (3.81)	12 (4.63)	3 (1.55)	15 (3.33)	4 (2.82)	8 (4.68)	3 (2.19)	11 (3.77)	7 (4.76)	4 (4.55)	0 (0.00)
결혼출산육아, 간병 등	14 (1.89)	8 (2.77)	3 (1.16)	3 (1.55)	2 (0.44)	1 (0.70)	0 (0.00)	1 (0.73)	12 (4.11)	7 (4.76)	3 (3.41)	2 (3.51)
좋은 근로조건으로 이직	61 (8.22)	30 (10.38)	20 (7.72)	11 (5.67)	35 (7.78)	15 (10.56)	12 (7.02)	8 (5.84)	26 (8.90)	15 (10.20)	8 (9.09)	3 (5.26)
개인 혹은 가족 사업	39 (5.26)	18 (6.23)	15 (5.79)	6 (3.09)	25 (5.56)	11 (7.75)	9 (5.26)	5 (3.65)	14 (4.79)	7 (4.76)	6 (6.82)	1 (1.75)
건강 약화	159 (21.43)	54 (18.69)	54 (20.85)	51 (26.29)	82 (18.22)	23 (16.20)	32 (18.71)	27 (19.71)	77 (26.37)	31 (21.09)	22 (25.00)	24 (42.11)
쉬고 싶어서	56 (7.55)	24 (8.30)	21 (8.11)	11 (5.67)	18 (4.00)	6 (4.23)	5 (2.92)	7 (5.11)	38 (13.01)	18 (12.24)	16 (18.18)	4 (7.02)
기타	24 (3.23)	11 (3.81)	7 (2.70)	6 (3.09)	13 (2.89)	4 (2.82)	5 (2.92)	4 (2.92)	11 (3.77)	7 (4.76)	2 (2.27)	2 (3.51)
전 체	742	289	259	194	450	142	171	137	292	147	88	57

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료

하였다. 전체근로자를 대상으로 보았을 때 가장 중요한 퇴직사유는 21.4%를 차지한 “건강악화”였고, 19.3%를 차지한 정년퇴직이 그 뒤를 이었다. 그 이외에는 직장의 파산과 폐업(9.4%), 계약기간종료(8.8%), 좋은 근로조건으로 이직(8.2%), 쉬고 싶어서(7.6%) 등의 요인들을 퇴직의 주된 사유로 제시하였다. 임시직/장래성이 없어서(3.6%), 열악한 근로환경(3.5%), 저임금(2.7%) 등 기존 직장에 대한 불만을 꼽은 근로자들도 상당수였다.

전체적으로 볼 때 대다수의 임금근로자들이 비자발적인 사유로 기존의 일자리에서 퇴직한다는 결론을 내릴 수 있다. 직장의 파산과 폐업, 정리해고 및 명예퇴직, 계약기간종료, 정년퇴직, 건강악화 등은 퇴직사유에 대한 전체응답의 거의 3분의 2(63.6%)를 차지한다. 여기에 기존 일자리에 대한 불만(저임금, 열악한 근로환경, 임시직 등)을 비자발적인 요인으로 본다면 약 4분의 3의 퇴직이 비자발적으로 이루어졌다고 할 수 있다. 한 가지 주목할 만한 사실은 정년을 퇴직의 이유로 꼽은 경우가 전체 장년퇴직자의 20%에도 미치지 못한다는 것이다. 이는 정년퇴직제도가 임금근로자들의 퇴직을 설명하는 주된 요인이 아니라는 기존의 논의를 지지해준다(Lee & Lee, 2013; 조동훈, 2014).

퇴직의 사유를 연령별로 살펴보면 다음의 몇 가지 점에 있어서 연령에 따른 차이가 두드러지게 나타난다. 첫째, 55-59세의 경우 정년퇴직의 상대적인 비중(23.6%)이 다른 연령층에 비해 높다. 이는 공식적인 정년퇴직연령이 50대 후반에 집중되어 있기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 공식적인 정년이 집중된 연령층에서도 정년퇴직의 비율이 4분의 1에도 미치지 못한다는 사실은 정년퇴직을 임금근로자들의 가장 중요한 퇴직요인으로 생각하는 일반적인 믿음과는 여전히 괴리가 있다. 둘째, 건강악화의 상대적인 중요성은 나이가 들수록 더욱 높아진다. 60-64세의 경우 퇴직자 네 명 중 한 명은 건강상의 이유로 일자리를 그만두는 것으로 나타난다. 셋째, 상대적으로 젊은 50대 초반 임금근로자들은 직장의 파산이나 폐업으로 인해 퇴직하는 비율(13.5%)이 55-64세 근로자들에 비해 두 배 가량 높다. 또한 50대 초반 임금근로자들은 “좋은 근로조건으로 이직”(10.4%) 혹은 “개인 혹은 가족사업”(6.2%)을 이유로 기존 일자리를 그만 두는 사례가 상대적으로 많다. 이는 50대 초반 근로자들이 55세 이상 근로자들에 비해 노동시장의 부정적인 변동성에 의해 더 강한 영향을 받는 한편, 노동시장의 새로운 기회에 대응하여 이직을 할 수 있는 능력도 높다는 것을 보여준다.

남성과 여성의 퇴직사유는 상당히 다르다. 두드러지는 점 몇 가지를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 여성은 정년퇴직의 상대적인 빈도가 남성의 경우에 비해 훨씬 낮다. 이

는 여성이 남성에 비해 정년이 없는 사업장이 많은 저임금 직종, 소규모 사업장, 비정규직에 고용되어 있는데 기인하는 것으로 추측된다.

둘째, 여성은 남성에 비해 건강이 악화되거나(26.4%) 쉬고 싶어서(13.0%) 퇴직하는 빈도가 훨씬 높다. 이러한 차이가 여성 근로자의 건강이 더 나쁘거나 여성근로자의 근로여건이 더 열악하기 때문에 나타나는 것인지 아니면 여성 근로자들이 이러한 조건(건강악화나 나쁜 근로여건)에 더 강하게 반응하기 때문에 나타나는 것인지를 확인하기 위해서는 추가적인 연구가 필요하다. 마지막으로 여성의 경우 결혼, 출산, 육아, 간병 등을 위해 퇴직하는 근로자의 비율(4.1%)이 남성(0.4%)에 비해 압도적으로 높다. 이는 무시할 수 없는 수의 장년여성근로자들이 가족을 돌보기 위해 일을 그만둔다는 사실을 알려준다.

이상의 결과는 기존의 일자리에서 퇴직하는 확률로 정의한 장년임금근로자들의 고용불안정성이 상당히 높다는 것을 보여준다. 2006년 현재 임금근로에 종사했던 50-64세 근로자 열 명 중 여섯 명이 6년 내에 원래의 일자리를 떠났고, 2년 내에 퇴직하는 비율도 거의 30%에 달했다. 그리고 퇴직한 근로자 네 명 가운데 세 명은 비자발적인 이유로 일자리를 떠났다. 연령이나 성별에 따라 퇴직의 확률과 이유는 어느 정도 다르지만 그 어느 집단도 중년 이후의 고용사정이 안정적이지 못하다는 결론에서 벗어나지는 않는 것으로 보인다. 가장 양호한 그룹이라고 할 수 있는 50대 초반 남성임금근로자의 경우에도 네 명 중 한 명이 2년 내에 기존 일자리에서 퇴직했으며, 퇴직자의 대다수가 비자발적인 사유로 인하여 일자리를 떠난 것으로 나타났다.

3. 사업체 규모별 퇴직확률과 퇴직사유

<표 3>은 사업체 규모별로 장년임금근로자가 2006년의 일자리에서 이후 6년 동안 퇴직할 확률을 보고해준다. 전체적으로 보았을 때는 300인 이상 사업체 종사자가 300인 미만 사업체 종사자에 비해 퇴직확률이 낮은 것으로 나타난다. 그러나 이러한 경향은 주로 전체 표본에서 높은 비중을 차지하는 50대 초반 근로자의 경험을 반영한 것으로서 사업체 규모와 퇴직확률 간 관계는 연령에 따라 상이하다. 50대 후반의 경우 300인 이상 사업장의 장년근로자들의 퇴직확률이 중소기업장 근로자들의 퇴직확률에 비해 높았으며, 60대 초반의 경우 30-299인 사업체 장년근로자의 퇴직확률이 가장 높게 나타났다. 대규모 사업장의 퇴직확률이 55세 이상 근로자에게서 상대적으로 높게 나타난 것

〈표 3〉 2006년 장년임금근로자 중 2006-2012년 퇴직자 수와 비율 : 사업체 규모별

(단위 : %)

	전체(50-64세)		50-54세		55-59세		60-64세	
	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)	2년 (비율)	누적 (비율)
30인 미만	N=334		N=134		N=107		N=93	
2006-08년	97 (29.09)	97 (29.09)	40 (29.85)	40 (29.85)	23 (21.50)	23 (21.50)	34 (36.56)	34 (36.56)
2008-10년	64 (19.16)	161 (48.20)	19 (14.18)	59 (44.03)	27 (25.23)	50 (46.73)	18 (19.35)	52 (55.91)
2010-12년	53 (15.87)	214 (64.07)	20 (14.93)	79 (58.96)	20 (18.69)	70 (65.42)	13 (13.98)	65 (69.89)
30~299인	N=255		N=129		N=68		N=58	
2006-08년	85 (33.33)	85 (33.33)	32 (24.81)	32 (24.81)	22 (32.35)	22 (32.35)	31 (53.45)	31 (53.45)
2008-10년	43 (16.86)	128 (50.20)	15 (11.63)	47 (36.43)	14 (20.59)	36 (52.94)	14 (24.14)	45 (77.59)
2010-12년	33 (12.94)	161 (63.14)	18 (13.95)	65 (50.39)	8 (11.76)	44 (64.71)	7 (12.07)	52 (89.66)
300인 이상	N=146		N=88		N=48		N=10	
2006-08년	32 (21.92)	32 (21.92)	10 (11.36)	10 (11.36)	19 (39.58)	19 (39.58)	3 (30.00)	3 (30.00)
2008-10년	21 (14.38)	53 (36.30)	10 (11.36)	20 (22.73)	7 (14.58)	26 (54.17)	4 (40.00)	7 (70.00)
2010-12년	26 (17.81)	79 (54.11)	14 (15.91)	34 (38.64)	11 (22.92)	37 (77.08)	1 (10.00)	8 (80.00)

주: 1) 2006년 50-64세 임금근로자였고, 1-4차 조사에서 누락되지 않은 사람들을 포함함. 표본의 수는 각 연령 및 성별 그룹 상단의 N에 제시되어 있음.

2) 퇴직자는 2006년 조사 당시 일자리를 그만둔 사람으로 정의됨.

3) 괄호의 비율은 2006년 각 집단의 표본 수 대비 비율임.

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

은 적어도 부분적으로는 정년퇴직의 영향 때문인 것으로 보인다. 제3절에서 분석한 퇴직이유의 분포에 나타나 있듯이 55-64세 근로자에게 정년은 다른 연령대에 비해 중요한 퇴직의 원인이다. 이러한 이유 때문에 높은 비율로 정년제를 도입하고 있는 대규모 사업장의 55-64세 근로자들에게 퇴직확률이 유독 높게 나타났다고 할 수 있다. 제3절에서 수행한 회귀분석의 결과는 퇴직에 영향을 미칠 수 있는 개인적인 특성과 다른 일자리의 특성을 통제할 경우 사업체의 규모가 퇴직확률에 미치는 효과가 유의하지 않다는 것을 보여준다. 따라서 사업체의 규모에 따른 퇴직확률의 차이는 규모 자체의 영향이라기보다 규모에 따른 근로자 및 일자리의 특성 차이에 기인하는 것으로 보인다.

<표 4>와 <표 5>는 사업체의 규모에 따른 퇴직사유의 분포를 각각 연령 및 성별로 보고해준다. 결과는 사업체의 규모에 따라 퇴직의 성격이 매우 다르다는 것을 보여준다. 30인 미만의 소형 사업장에 고용된 장년근로자의 경우 건강악화(27.8%)가 압도적으로 중요한 퇴직사유였고 직장의 파산 및 폐업(11.1%)이 그 다음으로 중요한 사유로 나타났다. 반면 정년퇴직(9.0%) 등의 빈도는 상대적으로 매우 낮았다. 이와는 대조적으로 300인 이상 대기업의 경우 정년퇴직(42.4%)이 가장 중요한 퇴직사유였고 좋은 근로조건으로 이직(12.1%)이 그 뒤를 이었다. 정년퇴직에 계약기간 종료(7.1%)를 더하면 대규모 사업장 퇴직자의 절반이 사업체의 체계적인 인사관리 혹은 고용정책에 따라 일자리를 떠났음을 알 수 있다. 반면 대규모 사업체의 안정성을 반영하여 파산/폐업(5.1%)의 빈도는 상대적으로 낮았다. 30인 이상 300인 미만의 중간규모 사업체들은 대체로 소규모 사업체와 대규모 사업체의 중간적인 성격을 지니는 것으로 나타났다. 정년퇴직의 비중(28.2%)은 대규모 사업체에 비해 낮지만 정리해고/명예퇴직(6.2%)과 계약기간종료(10.1%)의 비중은 대규모 사업체에 비해 높았다.

성별과 연령을 구분하여 사업체 규모별 퇴직사유를 집계하면 각 집단별 표본수가 매우 작아지는 문제가 발생한다. 그럼에도 불구하고 전체 장년근로자들의 퇴직사유분포는 대체로 세 연령층 및 남녀 모두에게서 발견된다. 가장 중요한 퇴직사유인 정년퇴직 및 건강악화의 경우 사업체규모에 따른 차이는 50대 후반 근로자와 남성근로자에게서 가장 뚜렷하게 나타났다. 60-64세 근로자와 여성근로자의 경우에는 정년퇴직이 차지하는 비중이 30-299인 사업체 근로자에게서 상대적으로 높고, 300인 이상 사업체에서 상대적으로 낮다는 특징이 발견된다.

〈표 4〉 사업체 규모와 연령별 일자리 퇴직 사유: 빈도 및 상대적인 비중(괄호 안)

퇴직사유	30인 미만				30-299인				300인 이상			
	전체	50-54세	55-59세	60-64세	전체	50-54세	55-59세	60-64세	전체	50-54세	55-59세	60-64세
직장의 파산, 폐업 등	43 (11.08)	23 (15.44)	10 (7.52)	10 (9.43)	19 (8.37)	13 (14.77)	5 (7.14)	1 (1.45)	5 (5.05)	2 (4.88)	2 (4.26)	1 (9.09)
정리해고, 명예퇴직 등	20 (5.15)	4 (2.68)	6 (4.51)	10 (9.43)	14 (6.17)	8 (9.09)	3 (4.29)	3 (4.35)	1 (1.01)	1 (2.44)	0 (0.00)	0 (0.00)
계약 기간 종료	34 (8.76)	8 (5.37)	12 (9.02)	14 (13.21)	23 (10.13)	6 (6.82)	6 (8.57)	11 (15.94)	7 (7.07)	3 (7.32)	3 (6.38)	1 (9.09)
정년퇴직	35 (9.02)	11 (7.38)	15 (11.28)	9 (8.49)	64 (28.19)	15 (17.05)	21 (30.00)	28 (40.58)	42 (42.42)	14 (34.15)	24 (51.06)	4 (36.36)
저임금	10 (2.58)	4 (2.68)	4 (3.01)	2 (1.89)	9 (3.96)	5 (5.68)	2 (2.86)	2 (2.90)	1 (1.01)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (9.09)
임시직, 정래성 없어서	16 (4.12)	9 (6.04)	4 (3.01)	3 (2.83)	5 (2.20)	1 (1.14)	4 (5.71)	0 (0.00)	2 (2.02)	1 (2.44)	1 (2.13)	0 (0.00)
적성, 지식 등의 불일치	2 (0.52)	1 (0.67)	1 (0.75)	0 (0.00)	0 (0.00)							
열악한 근로 환경 등	13 (3.35)	5 (3.36)	7 (5.26)	1 (0.94)	6 (2.64)	2 (2.27)	2 (2.86)	2 (2.90)	6 (6.06)	3 (7.32)	3 (6.38)	0 (0.00)
결혼출산·육아, 간병 등	9 (2.32)	5 (3.36)	2 (1.50)	2 (1.89)	4 (1.76)	3 (3.41)	0 (0.00)	1 (1.45)	1 (1.01)	0 (0.00)	1 (2.13)	0 (0.00)
좋은 근로조건으로 이직	32 (8.25)	13 (8.72)	11 (8.27)	8 (7.55)	17 (7.49)	9 (10.23)	6 (8.57)	2 (2.90)	12 (12.12)	8 (19.51)	3 (6.38)	1 (9.09)
개인 혹은 가족 사업	24 (6.19)	11 (7.38)	9 (6.77)	4 (3.77)	9 (3.96)	4 (4.55)	4 (5.71)	1 (1.45)	1 (1.01)	0 (0.00)	1 (2.13)	0 (0.00)
건강 악화	108 (27.84)	34 (22.82)	40 (30.08)	34 (32.08)	33 (14.54)	12 (13.64)	8 (11.43)	13 (18.84)	11 (11.11)	6 (14.63)	4 (8.51)	1 (9.09)
쉬고 싶어서	28 (7.22)	14 (9.40)	10 (7.52)	4 (3.77)	17 (7.49)	7 (7.95)	6 (8.57)	4 (5.80)	7 (7.07)	2 (4.88)	3 (6.38)	2 (18.18)
기타	14 (3.61)	7 (4.70)	2 (1.50)	5 (4.72)	7 (3.08)	3 (3.41)	3 (4.29)	1 (1.45)	3 (3.03)	1 (2.44)	2 (4.26)	0 (0.00)
전 체	388	149	133	106	227	88	70	69	99	41	47	11

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

〈표 5〉 사업체 규모 및 성별 일자리 퇴직 사유: 빈도 및 상대적인 비중(괄호 안)

퇴직사유	30인 미만			30-299인			300인 이상		
	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성
직장의 파산, 폐업 등	43 (11.08)	22 (10.48)	21 (11.80)	19 (8.37)	12 (8.00)	7 (9.09)	5 (5.05)	4 (5.71)	1 (3.45)
정리해고, 명예퇴직 등	20 (5.15)	14 (6.67)	6 (3.37)	14 (6.17)	8 (5.33)	6 (7.79)	1 (1.01)	1 (1.43)	0 (0.00)
계약 기간 종료	34 (8.76)	24 (11.43)	10 (5.62)	23 (10.13)	17 (11.33)	6 (7.79)	7 (7.07)	4 (5.71)	3 (10.34)
정년퇴직	35 (9.02)	31 (14.76)	4 (2.25)	64 (28.19)	54 (36.00)	10 (12.99)	42 (42.42)	41 (58.57)	1 (3.45)
저임금	10 (2.58)	3 (1.43)	7 (3.93)	9 (3.96)	7 (4.67)	2 (2.60)	1 (1.01)	1 (1.43)	0 (0.00)
입시직, 장래성 없어서	16 (4.12)	8 (3.81)	8 (4.49)	5 (2.20)	1 (0.67)	4 (5.19)	2 (2.02)	1 (1.43)	1 (3.45)
적성, 지식 등의 불일치	2 (0.52)	0 (0.00)	2 (1.12)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)
열악한 근로 환경 등	13 (3.35)	7 (3.33)	6 (3.37)	6 (2.64)	5 (3.33)	1 (1.30)	6 (6.06)	2 (2.86)	4 (13.79)
결혼출산육아, 간병 등	9 (2.32)	2 (0.95)	7 (3.93)	4 (1.76)	0 (0.00)	4 (5.19)	1 (1.01)	0 (0.00)	1 (3.45)
좋은 근로조건으로 이직	32 (8.25)	20 (9.52)	12 (6.74)	17 (7.49)	9 (6.00)	8 (10.39)	12 (12.12)	6 (8.57)	6 (20.69)
개인 혹은 가족 사업	24 (6.19)	11 (5.24)	13 (7.30)	9 (3.96)	9 (6.00)	0 (0.00)	1 (1.01)	1 (1.43)	0 (0.00)
건강 악화	108 (27.84)	52 (24.76)	56 (31.46)	33 (14.54)	18 (12.00)	15 (19.48)	11 (11.11)	6 (8.57)	5 (17.24)
쉬고 싶어서	28 (7.22)	7 (3.33)	21 (11.80)	17 (7.49)	7 (4.67)	10 (12.99)	7 (7.07)	2 (2.86)	5 (17.24)
기타	14 (3.61)	9 (4.29)	5 (2.81)	7 (3.08)	3 (2)	4 (5.19)	3 (3.03)	1 (1.43)	2 (6.9)
전 체	388	210	178	227	150	77	99	70	29

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

Ⅲ. 퇴직위험 결정요인 분석방법

1. 장년근로자 퇴직결정의 이론적 모형

퇴직의 결정요인을 분석하기 위해서는 우선적으로 다음의 문제들을 고려해야 할 필요가 있다. 첫째, 퇴직의 결정이 근로자에 의해 이루어지는지 아니면 고용주에 의해 이루어지는지를 식별할 필요가 있다. 각각의 경우 퇴직을 결정하는 요인이 다르기 때문이다. 예컨대 정년퇴직규정이 잘 지켜는 사업장에 고용되어 있으면서 정년에 이르지 않은 근로자의 경우 이론적으로 퇴직의 결정은 근로자에 의해 이루어지게 될 것이다. 공식적인 계약기간이 남아있는 근로자도 이론적으로는 스스로 퇴직여부를 결정할 수 있는 권한을 가질 것이다. 반면 정년에 도달하거나 계약기간이 끝난 경우 정년이나 계약기간을 연장하는 결정은 고용주와 근로자 쌍방의 결정에 의해 이루어질 것이다.

그러나 현실적으로 볼 때 우리나라 고령근로자의 퇴직결정은 대부분의 경우 근로자와 고용주 양쪽 모두의 의사에 의해 영향을 받을 가능성이 높다. 첫째, 우리나라 45세 이상 임금근로자 일자리의 약 80%는 공식적인 정년규정을 가지고 있지 않다. 또한 공식적인 정년규정을 가지고 있는 사업체의 상당수가 공식적인 정년보다 빠른 비공식적인 정년을 강제하고 있다. 둘째, 계약 혹은 노동법규에 의해 고용이 보호되는 경우에 있어서도 고용주가 영향을 미칠 수 있는 근로조건이나 일자리의 특성이 퇴직의 결정에 영향을 미칠 수 있다. 위에서 살펴본 퇴직사유를 보더라도 저임금, 임시직/장래성, 열악한 근로환경 등의 이유가 전체 퇴직의 10%를 설명한다. 또한 퇴직사유의 거의 30%를 설명하는 “건강악화”나 “쉬고 싶어서” 역시 근로자의 상태와 일자리의 요구 간의 상호작용에 의해 영향을 받았을 가능성이 있다. 이러한 이유 때문에 장년임금근로자의 퇴직결정요인을 분석할 때 근로자가 일자리를 그만두는 결정과 고용주가 근로자를 내보내는 결정에 영향을 미치는 요인들을 함께 분석할 필요가 있다고 판단된다.

둘째, 어떤 사유에 의해 퇴직한 것을 고용불안과 관련된 퇴직으로 고려할 것인지를 결정해야 한다. 이 연구의 경우처럼 고용불안정성의 분석을 목적으로 한다면 비자발적인 퇴직의 결정요인을 고려하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 다음과 같은 이유 때문

에 자발적인 퇴직과 비자발적인 퇴직을 엄밀하게 구분하기는 어렵다. 우선 퇴직은 여러 가지 이유가 중첩되어 이루어질 수 있기 때문에 자발적인 면과 비자발적인 면을 동시에 가질 수 있다. 예컨대 “쉬고 싶어서”라는 이유는 더 긴 휴식에 대한 선호를 반영한 것일 수도 있지만 열악한 근로조건과 저임금을 반영한 것일 수도 있다. 그리고 “저임금” 혹은 “열악한 근로환경”이라는 사유는 “좋은 근로조건으로 이직”이라는 사유와 동전의 양면과 같은 관계일 수 있다. 좋은 근로조건이라는 것은 결국 이전 일자리보다 더 좋은 근로조건을 의미할 가능성이 높기 때문이다. 이러한 이유 때문에 어느 정도 문제가 있음에도 불구하고 이 연구에서는 사유에 관계없이 일반적인 일자리로부터의 퇴직 결정요인에 초점을 맞출 것이다.

$$W_i \leq R_i = R(N_i, X_i, Z_i, B_i) \quad (1)$$

이제 이와 같은 분석의 틀을 가지고 단순한 퇴직 결정모형을 고려해보자. 먼저 근로자는 식 (1)이 보여주는 것처럼 현재의 일자리에서 받는 임금(W_i)보다 퇴직의 가치(R_i)가 더 높은 경우 퇴직을 결정하게 된다. 여기서 임금은 현재의 생산성을 반영하지 못하고 과거의 고용계약, 연공서열, 노동시장 관행 등에 의해 결정된다고 가정하자. 그리고 퇴직의 가치는 현재의 일자리를 그만 두으로써 발생하는 효용증가분의 금전적 가치를 임금의 단위와 같게 환산한 것이라고 하자. 이러한 가정 하에서 퇴직의 가치는 다음과 같은 요인에 의해 영향을 받는다. 첫째, 재산소득, 다른 가구원의 소득, 연금소득 등의 비근로소득(N_i)이 높을수록 퇴직의 가치는 높아질 것이다. 둘째, 일반적인 숙련(general skill)에 기초한 실제 생산성(X_i)이 높을수록 다른 일자리 재취업 확률과 기대 임금이 높아지기 때문에 퇴직의 가치는 커질 수 있다. 셋째, 근로에 대한 선호(Z_i)가 현재 일자리 퇴직의 가치에 영향을 미치겠지만 그 방향은 이론적으로 모호하다. 현재 일자리에서의 퇴직이 실업이나 영구적인 은퇴의 확률을 높이는 경우 일에 대한 선호가 높은 근로자는 퇴직을 꺼릴 것이다. 반면 이직을 통해 임금을 높이거나 더 늦은 나이까지 일을 지속할 수 있는 경우에는 일에 대한 선호와 퇴직의 가치 간에 정의 관계가 나타날 것이다. 마지막으로 임금에 반영되어 있지 않은 현재 일자리의 특성(예컨대 근로조건, 복리후생, 근로의 신축성 등)이 고령 근로자에게 호의적인 경우 퇴직의 가치는 낮아질 것이다.

$$C(W_i, B_i) = C_i \geq Y_i = Y(X_i, Z_i) \quad (2)$$

식 (2)는 고용주의 선택을 보여준다. 고용주의 경우 특정 근로자에게 들어가는 고용 비용(C_i)이 근로자의 기여(Y_i)보다 클 때 그 근로자를 내보내는 것을 선호할 것이다. 고용비용은 근로자에게 지급되는 임금(W_i)과 일자리의 특성(B_i)에 의해 결정된다. 예컨대 근로시간을 단축하고, 원하는 근로자에게 단시간근로를 허용하며, 복리후생지출을 늘리게 되면 일자리의 질은 좋아지지만 고용비용은 증가한다. 사업체에 대한 근로자의 기여는 근로자의 생산성(X_i), 일에 대한 선호(Z_i) 등에 의해 결정된다. 일자리의 특성 역시 고령 근로자의 생산성에 영향을 미칠 수 있지만 이 경로는 여기에서는 무시하기로 한다. 어떤 사업장 혹은 근로자의 경우 근로계약 혹은 정년제 등의 제약 때문에 근로자를 퇴직시키는 데 비용이 들 수 있다. 명예퇴직에 대한 보상금지급이나 고소에 따른 비용 등이 그 예이다. 이 경우에는 식 (3)이 보여주는 것처럼 고용비용이 근로자의 기여와 근로자를 퇴직시키는 데 드는 비용(λ_i)을 합한 것보다 클 때 근로자를 내보내는 결정을 하게 된다.

$$C(W_i, B_i) = C_i \geq Y_i = Y(W_i, X_i, Z_i) + \lambda_i \quad (3)$$

이 절의 앞에서 가정한 바와 같이 근로자의 퇴직은 고용주와 근로자 양방의 의사에 의해 결정되기 때문에 식 (1)이나 식 (3)이 보여주는 조건 가운데 하나가 충족되면 발생할 수 있다. 이와 같은 근로자와 고용주의 퇴직 결정에 관한 모형을 기초로 하여 퇴직확률(P_i) 결정에 관한 축약모형(reduced-form model)을 세우면 식 (4)와 같이 표현할 수 있다.

$$P_i = \alpha + \beta W_i + \gamma N_i + \delta X_i + \zeta Z_i + \phi B_i + \epsilon_i \quad (4)$$

이 식에서 비근로소득(N_i)을 제외한 다른 항들은 근로자와 고용주의 결정에 동시에 영향을 미침으로써 퇴직의 확률을 변화시키게 된다. 그리고 일부 요인들은 근로자가 일을 그만두는 결정과 고용주가 근로자를 내보내는 결정에 반대방향의 영향을 미치기

때문에 그 순효과(net effect)를 이론적으로 미리 판단하기 어렵다. 예컨대 다른 조건이 동일할 때 임금이 높아지면 근로자가 일자리를 그만 둘 확률은 줄어들지만 고용주가 근로자를 내보낼 확률은 높아진다. 일자리의 질이 좋아지는 경우도 마찬가지라고 할 수 있다. 각 요인이 미치는 순효과의 부호는 그 요인이 근로자와 고용주의 퇴직결정에 미치는 효과의 상대적인 강도에 의존할 것이다.

2. 퇴직에 관한 콕스 비례적 위험모형(Cox Proportional Hazard Model)

6년 동안 퇴직행위를 관찰하는 것을 가능하게 해주는 고령화패널의 장점을 최대한 활용하여 퇴직위험 결정요인을 분석하기 위해 아래의 식 (5)와 같이 표현되는 콕스 비례위험모형(Cox Proportional Hazard Model)을 도입한 회귀분석을 수행한다.

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(\beta W + \gamma N + \delta X + \zeta Z + \phi B) \quad (5)$$

여기서 $\lambda(t)$ 는 제1차 조사시점 이후 t번째 월의 퇴직위험(retirement hazard), 즉 이때 까지 2006년 일자리에 남아있는 임금근로자들이 퇴직할 확률을 나타내며, $\lambda_0(t)$ 는 시간 에만 의존하는 기본위험(baseline hazard)을 나타낸다. 이 모델은 기본적으로 식 (4)의 설명변수들이 매 시점에 있어서의 퇴직의 기본위험(baseline hazard) 수준을 변화시킨다는 것을 가정한다. 콕스 비례위험모형은 특정한 기본위험함수를 가정하지 않아도 되는 장점이 있는 반면 위험함수 자체를 추정할 수 없다는 단점이 있다. 이하 회귀분석의 기본적인 목표는 퇴직위험함수를 추정하는 것이 아니라 그 위험수준에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 것이므로 이러한 단점은 큰 문제가 되지 않는다.

회귀분석에 이용된 설명변수와 그 각각의 정의는 <표 6>에 정리되어 있다. 임금을 나타내는 변수로는 월 근로소득을 월 근로시간으로 나눈 시간당 임금을 이용하였다. 현재 및 미래 비근로소득의 기댓값에 영향을 미치는 변수로는 순가계자산, 공적연금 현재가치, 비근로소득 등을 고려하였다. 연령, 교육연수, 건강상태, 근속연수 등은 개인의 생산성과 근로에 대한 선호에 관련된 변수들이다.³⁾ 혼인상태, 혼인상태와 배우자의 근로여부의 교호항(배우자 근로), 성별과 근로여부에 따른 자녀수(근로 및 비근로 성인

3) 공적연금의 현재가치는 수급자의 경우 현재의 공적연금 수급액을, 기대수급자의 경우 예상 수급액과 수급시작시점을 이용하여 계산하였다. 할인율은 3%로 가정하였다.

〈표 6〉 회귀분석에 이용된 변수의 정의

변수	변수의 정의
남성	더미변수: 남성 (=1)
연령	연령
교육연수	교육연수: 학력 및 졸업/수료/중퇴 여부를 이용하여 계산
건강 나쁨	더미변수: 주관적인 건강상태 나쁨 (=1)
건강 매우 나쁨	더미변수: 주관적인 건강상태 매우 나쁨 (=1)
혼인	더미변수: 결혼 (=1)
배우자 근로	더미변수: 배우자가 일하고 있을 경우 (=1)
근로 남성자녀	일하고 있는 19세 이상 남성 자녀의 수
비근로 남성자녀	일하지 않는 19세 이상 남성 자녀의 수
근로 여성자녀	일하고 있는 19세 이상 여성 자녀의 수
비근로 여성자녀	일하지 않는 19세 이상 여성 자녀의 수
순 가계자산	순 가계 자산(일 억) 로그값
공적연금자산	공적 연금의 현재기대가치(천만 원) 로그값
비근로소득	비근로소득(천만 원) 로그값
시간당 임금	시간당 임금(월 근로소득 / 월 근로시간) 로그값
경력급 및 호봉제	더미변수: 경력 및 호봉에 따른 자동임금인상 (=1)
일당 및 실적급	더미변수: 임금결정방식이 일당, 시급, 도급, 실적급, 기타 (=1)
퇴직금 없음	더미변수: 퇴직금 없음 (=1) (회귀분석 통제집단)
퇴직금제	더미변수: 퇴직금제 (=1)
퇴직보험 및 연금	더미변수: 퇴직보험 혹은 퇴직연금 (=1)
근로시간	주당 근로시간
근로시간 제공	주당 근로시간 제공량
근로시간 신축성	2006-2012년 산업별로 근로시간 20% 이상 감소 근로자 비율
유급휴가일	한 해 유급으로 주어지는 총 휴가일
공식정년	더미변수: 현 직장에 공식적 규정 정년만 있음 (=1)
관행적 정년	더미변수: 현 직장에 연령에 따른 관행적 강제 퇴직만 있음 (=1)
공식/관행적 정년	더미변수: 공식적 규정 정년과 관행적 강제퇴직 모두 있음 (=1)
근속연수	현 직장 근속연수
상용직	고용형태: 상용직 (회귀분석 통제집단)
임시직	고용형태: 임시직
일용직	고용형태: 일용직
소규모 사업체	직장규모(전체 종업원 총수): 1-29인
중간규모 사업체	직장규모(전체 종업원 총수): 30-299인 (회귀분석 통제집단)
대규모 사업체	직장규모(전체 종업원 총수): 300인 이상

남성자녀와 성인 여성자녀) 등 가족구조에 관한 변수들은 비노동소득의 가치(N_i)와 근로에 대한 선호(Z_i)에 모두 영향을 미칠 수 있다. 일자리의 특성에 관한 변수들로는 고용형태(상용직, 임시직, 일용직), 사업체의 규모(소규모 30인 미만, 중간규모 30-299인, 대규모 300인 이상, 공식적인 정년규정(공식정년), 관행적인 정년규정(관행적 정년), 근로시간, 근로시간 신축성(고용된 산업에서 근로시간을 20% 이상 줄인 임금근로자의 비율), 유급휴가일, 임금결정방식에 관한 더미변수(연봉/월급/주급, 일당/시급/도급/실적급 등), 경력과 호봉에 따른 자동임금인상(경력급 및 호봉제), 퇴직금제도에 관한 더미변수(퇴직금 없음, 퇴직금제, 퇴직보험/퇴직연금) 등이 포함되었다.⁴⁾

일자리 특성에 관한 변수들은 대부분 일자리의 질과 밀접하게 관련되어 있다. 상용직, 대규모 사업체, 공식·관행적 정년규정, 긴 유급휴가, 퇴직금 및 퇴직보험 등은 높은 급여, 직업안정성, 사회적 지위와 관련되어 있다. 그런데 근로자들이 선호하는 일자리의 특성은 나이가 들어 생산성이 저하되어도 고용비용을 높은 수준에 머물러 있도록 함으로써 고용주로 하여금 근로자들을 퇴직시킬 유인을 높일 가능성이 있다. 임금결정 방식과 퇴직금제도가 그 예이다. 연공서열식 임금제도와 다른 국가에 비해 혜택이 큰 퇴직금제도는 장기근속 근로자의 고용비용을 크게 증가시킴으로써 고용주로 하여금 조기퇴직의 유인을 갖도록 할 수 있다.⁵⁾

이 연구는 퇴직위험 결정요인 등이 일자리의 특성에 따라 어떻게 다른지를 밝히고자 한다. 똑같이 임금근로에 종사하는 경우에도 퇴직에 영향을 미치는 노동시장의 환경과 근로조건은 사업체의 규모와 고용형태에 따라 매우 다르다. 예컨대 공식적인 정년퇴직은 대부분의 경우 대규모 사업체의 상용직에게 의미를 갖는 제도이다. 나이가 들어감에 따라 임금과 생산성 간의 격차가 생겨나는 정도도 일자리의 특성에 따라서 다를 수 있다. 따라서 전체 임금근로자만을 대상으로 분석을 수행하는 것은 이들 간의 심각한 이질성을 간과하는 결과를 가져올 수 있다. 이러한 문제를 고려하기 위해 이 연구에서는 전체 임금근로자뿐만 아니라 사업체 고용규모(30인 미만, 30-299인, 300인 이상)별로

4) 근로시간 신축성에 관한 변수를 생성하기 위해 2006-2008년, 2008-2010년, 2010-2012년 등 3개 패널을 합동(pooling)하여 초기 연도에 50-64세였으며, 2년 후까지 같은 일자리에 있었던 임금근로자들의 표본을 추출하였다. 이 표본을 이용하여 각 중분류 산업별로 2년 기간 동안 근로시간이 20% 이상 감소한 근로자의 비율을 계산하였다.

5) 우리나라의 근로기준법에 따르면 자발적인 퇴직의 경우 퇴직금을 지급하지 않는 다른 OECD국가들과는 달리 모든 퇴직 근로자에게 사유와 관계없이 퇴직금을 지급해야 한다. 최종 연간임금에 비교한 퇴직금의 규모도 일본이나 이탈리아보다 훨씬 높다(OECD, 2002).

〈표 7〉 회귀분석에 이용된 변수의 성별 평균

변수	전체	남성	여성
퇴직확률	48.2606	50.6815	43.2875
남성	0.6726	0.6105	0.6667
연령	55.4843	55.7546	54.9292
교육연수	10.0423	11.0446	7.9833
건강 나쁨	0.1323	0.0913	0.2167
건강 매우 나쁨	0.0109	0.0020	0.0292
혼인	0.9100	0.9696	0.7875
배우자 근로	0.8499	0.8966	0.7542
근로 남성자녀	0.6999	0.6065	0.8917
비근로 남성자녀	0.4338	0.4868	0.3250
근로 여성자녀	0.5266	0.4828	0.6167
비근로 여성자녀	0.5430	0.5274	0.5750
순가계자산	8.5297	8.7598	8.0570
공적연금자산	10.2656	11.9349	6.8364
비근로소득	4.2847	3.8468	5.1844
시간당 임금	-0.3059	-0.0733	-0.7837
경력급 및 호봉제	0.2933	0.3692	0.1375
일당 및 실적급	0.2674	0.2414	0.3208
퇴직금제	0.4420	0.5193	0.2833
퇴직보험 및 연금	0.0450	0.0568	0.0208
근로시간	47.7804	48.1907	46.9375
근로시간 제공	2543.88	2561.65	2507.38
근로시간 신축성	16.9115	17.0224	16.6837
유급휴가일	5.3315	6.4503	3.0333
공식정년	0.2783	0.3428	0.1458
관행적 정년	0.0177	0.0203	0.0125
공식/관행적 정년	0.0996	0.1258	0.0458
근속연수	10.8714	12.8014	6.9069
임시직	0.1228	0.0872	0.1958
일용직	0.1965	0.1704	0.2500
소규모 사업체	0.4611	0.4077	0.5708
대규모 사업체	0.1924	0.2252	0.1250
표본 수	733	493	240

주: 2006년 50-64세 임금근로자였고, 1-4차 조사에 포함되었으며, 분석에 이용된 변수 값이 누락되지 않은 사람들을 포함함.
 자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

〈표 8〉 회귀분석에 이용된 변수의 사업체 규모별 평균

변수	30인 미만	30-299인	300인 이상
퇴직확률	47.3047	46.5157	53.6950
남성	0.5947	0.7126	0.7872
연령	56.2367	55.3740	53.8794
교육연수	9.0577	10.5768	11.4397
건강 나쁨	0.1893	0.0984	0.0567
건강 매우 나쁨	0.0118	0.0157	0.0000
혼인	0.8817	0.9252	0.9504
배우자 근로	0.8166	0.8740	0.8865
근로 남성자녀	0.8107	0.6850	0.4610
비근로 남성자녀	0.3669	0.4764	0.5177
근로 여성자녀	0.5592	0.5512	0.4043
비근로 여성자녀	0.5562	0.4724	0.6383
순가계자산	8.1180	8.6390	9.3195
공적연금자산	8.8364	11.1573	12.0851
비근로소득	4.1804	4.4023	4.3230
시간당 임금	-0.5951	-0.2537	0.2934
남성*시간당 임금	-0.2333	-0.0321	0.3608
경력급 및 호봉제	0.1361	0.3740	0.5248
일당 및 실적급	0.3462	0.2126	0.1773
퇴직급제	0.2515	0.5669	0.6738
퇴직보험 및 연금	0.0118	0.0630	0.0922
근로시간	47.9379	49.2953	44.6738
근로시간 제공	2652.65	2625.79	2135.57
근로시간 신축성	17.6092	16.9751	15.1244
유급휴가일	2.9083	6.2205	9.5390
여성*관행적 정년	0.0089	0.0315	0.0213
근속연수	7.4218	11.2208	18.5112
임시직	0.1450	0.1220	0.0709
일용직	0.3166	0.1142	0.0567
표본 수	338	254	141

주: 2006년 50-64세 임금근로자였고 14차 조사에 포함되었으며, 분석에 이용된 변수 값이 누락되지 않은 사람들을 포함함.

자료: 14차 한국고령화패널 자료.

구분한 임금근로자들에 대해 별도의 분석을 수행한다. 이는 대기업과 중소기업 간에 일자리의 특성이 크게 다른 우리나라의 여건을 반영한 것이다. 전체 및 성별 회귀분석에 이용된 변수들의 표본평균은 <표 7>에, 사업체 규모별 회귀분석에 이용된 변수들의 표본평균은 <표 8>에 보고되어 있다.

IV. 회귀분석 결과

비례적 위험모형을 이용하여 퇴직확률 결정 회귀식을 추정한 결과는 <표 9>에 제시되어 있다. 가장 두드러지는 결과 가운데 하나는 시간당임금이 퇴직위험에 유의한 정적 효과를 미친다는 점이다. 시간당 임금이 퇴직위험에 미치는 효과는 특히 장년남성 근로자에게서 강하게 나타났다. 여성의 경우 시간당임금 증가가 퇴직위험을 높이지는 않지만 그 효과가 통계적으로 유의하지는 않았다.

임금수준과 퇴직위험 간의 관계를 좀 더 자세하게 살펴보기 위해 시간당 임금의 로그 값 대신 몇 개의 시간당 임금 범주를 나타내는 더미변수를 포함한 회귀분석을 추가적으로 수행하였다. 시간당 임금수준은 1) 최저임금(3100원) 이하, 2) 3,100원 초과~5,000원 이하, 3) 5,000원 초과~10,000원 이하, 4) 10,000원 초과~15,000원 이하, 5) 15,000원 초과~20,000원 이하, 6) 20,000원 초과 등 모두 6개의 구간으로 구분되었다. <표 10>에 요약되어 있는 회귀분석결과는 시간당 임금이 15,000원 이상으로 올라갈 때 퇴직위험이 급격하게 높아진다는 것을 보여준다. 개인 및 일자리 특성에 관한 변수들을 통제할 때 시간당 임금이 15,000원 이상인 근로자들은 최저임금을 받는 근로자들에 비해 퇴직위험이 거의 80%나 높은 것으로 추정되었다.⁶⁾ 통계적 유의성이 다소 떨어지지만 남성근로자에게서도 유사한 결과가 얻어졌고, 여성근로자의 경우에도 시간당임금이 2만 원을 넘으면 퇴직위험이 유의하게 증가하는 현상이 관찰되었다.⁷⁾

6) 시간당임금의 표본평균이 약 6,500원인 점을 감안하여 임금이 5,000-10,000원인 근로자들을 통제 집단으로 설정하더라도 결과가 제공해주는 함의는 유사하다. 시간당 임금이 15,000원 이상인 근로자들은 임금이 5,000-10,000원인 근로자들에 비해 퇴직위험이 거의 50% 높았고 이 차이는 통계적으로 유의했다.

7) 이 결과는 제4차 한국노동패널 자료를 분석하여 45세 당시 임금이 높을수록 장년기에 상용직 임금근로자로 남기 어려워지는 경향이 있다는 것을 보인 장지연(2003, 제4장)의 결과와 부합된다. Cho and Kim(2005)의 연구는 고령인력의 높은 임금부담을 줄이고 인사적체문제를 해결하는 것이 우리나라 기업들에게 있어서 정년퇴직제도가 수행하는 주된 기능이라는 것을 보여준다.

〈표 9〉 2006년 일자리 퇴직위험 결정요인: 콕스 비례적 위험모형 분석결과

변수	(1) 전체			(2) 남성			(3) 여성		
	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값
남성	-0.3505	0.7040	0.0085						
연령	0.0815	1.0850	<0001	0.1089	1.1150	<0001	0.0555	1.0570	0.0375
교육연수	-0.0070	0.9930	0.6508	-0.0213	0.9790	0.2710	0.0030	1.0030	0.9152
건강 나쁨	-0.1678	0.8450	0.2627	-0.0056	0.9940	0.9791	-0.3225	0.7240	0.1530
건강 매우 나쁨	0.9798	2.6640	0.0115	1.3429	3.8300	0.1976	0.8682	2.3830	0.0563
혼인	0.0762	1.0790	0.7822	-0.2143	0.8070	0.6115	-0.3110	0.7330	0.6171
배우자 근로	0.1451	1.1560	0.5047	0.0376	1.0380	0.8758	0.6330	1.8830	0.2850
근로 남성자녀	0.0151	1.0150	0.8466	-0.0940	0.9100	0.3610	0.2284	1.2570	0.0873
비근로 남성자녀	0.0051	1.0050	0.9561	-0.0078	0.9920	0.9455	0.0539	1.0550	0.7712
근로 여성자녀	0.1462	1.1570	0.0352	0.1113	1.1180	0.2187	0.1928	1.2130	0.0897
비근로 여성자녀	0.0673	1.0700	0.3741	0.0966	1.1010	0.3216	0.0704	1.0730	0.5980
순가계자산	-0.0467	0.9540	0.0208	-0.0146	0.9860	0.6083	-0.0840	0.9190	0.0091
공적연금자산	-0.0030	0.9970	0.6234	0.0002	1.0000	0.9796	-0.0021	0.9980	0.8624
비근로소득	0.0166	1.0170	0.2630	0.0015	1.0020	0.9348	0.0618	1.0640	0.0369
시간당 임금	0.1874	1.2060	0.0298	0.2067	1.2300	0.0410	0.1115	1.1180	0.5539
경력급 및 호봉제	-0.1504	0.8600	0.2983	-0.1291	0.8790	0.4405	-0.0452	0.9560	0.8946
일당 및 실적급	0.0279	1.0280	0.8509	0.0925	1.0970	0.6522	-0.1646	0.8480	0.4977
퇴직금제	0.1526	1.1650	0.2787	0.3090	1.3620	0.0897	-0.1486	0.8620	0.5727
퇴직보험 및 연금	-0.3407	0.7110	0.2728	-0.0585	0.9430	0.8664	-1.7715	0.1700	0.0622
근로시간	-0.0162	0.9840	0.1769	-0.0043	0.9960	0.7945	-0.0412	0.9600	0.0397
근로시간 제공	0.0002	1.0000	0.0499	0.0001	1.0000	0.4984	0.0004	1.0000	0.0302
근로시간 신축성	-0.0351	0.9660	0.0048	-0.0244	0.9760	0.1432	-0.0450	0.9560	0.0417
유급휴가일	-0.0077	0.9920	0.2544	-0.0063	0.9940	0.4167	-0.0110	0.9890	0.5086
공식정년	0.0807	1.0840	0.5980	-0.0155	0.9850	0.9334	0.3015	1.3520	0.3569
관행적 정년	-0.2284	0.7960	0.5679	-0.6495	0.5220	0.2203	2.0950	8.1260	0.0023
공식관행적 정년	0.2807	1.3240	0.1412	0.0683	1.0710	0.7526	1.2954	3.6530	0.0075
근속연수	0.0000	1.0000	0.9947	-0.0008	0.9990	0.9081	-0.0041	0.9960	0.7475
임시직	0.1671	1.1820	0.2938	-0.0012	0.9990	0.9962	0.2896	1.3360	0.1961
일용직	-0.0221	0.9780	0.9039	0.0384	1.0390	0.8835	-0.3096	0.7340	0.2789
소규모 사업체	-0.1459	0.8640	0.2190	-0.1228	0.8840	0.4321	-0.2232	0.8000	0.2810
대규모 사업체	-0.2470	0.7810	0.1057	-0.1651	0.8480	0.3634	-0.5260	0.5910	0.1199
N	733			493			240		
% Censored	37.11			38.95			33.33		
-2 Log L	5611.376			3424.679			1557.316		
Chi-square	96.7264			73.3356			56.6773		
P-value	<0001			<0001			0.0023		

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

〈표 10〉 시간당 임금과 퇴직위험 결정요인: 콕스 비례적 위험모형 분석결과

시간당 임금	(1) 전체			(2) 남성			(3) 여성		
	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값
3100원 이하									
3100~5000원	0.2079	1.231	0.2585	0.2240	1.251	0.4485	0.1782	1.195	0.4662
5000~10000원	0.1843	1.202	0.3506	0.1877	1.206	0.5291	0.1536	1.166	0.6148
10000~15000원	0.3227	1.381	0.2099	0.4386	1.551	0.2168	0.3309	1.392	0.5119
15000~20000원	0.5740	1.775	0.0549	0.6808	1.975	0.0877	0.0349	1.036	0.9640
20000원 초과	0.5840	1.793	0.0544	0.5774	1.781	0.1558	2.2052	9.072	0.0099

주: 시간당 임금을 제외한 다른 변수들은 <표 9>와 동일함. 3100원은 2006년 법정 최저시급.
자료: 14차 한국고령화패널 자료.

회귀분석에 주된 개인 및 일자리 특성들이 통제되어 있기는 하지만 개인의 생산성, 일자리의 질, 임금결정방식과 관련된 관찰할 수 없는 요인들이 임금 및 퇴직위험과 상관되어 있을 가능성이 있다. 따라서 위의 결과를 임금이 퇴직위험에 미친 인과적인 효과로 속단하기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 이 결과는 생산성을 초과하는 고임금이 장년임금근로자의 퇴직을 촉발하는 요인이라는 견해와 대체로 부합된다고 할 수 있다. 특히 시간당 15,000원 이상으로 임금이 높아질 때 퇴직위험이 유의하게 높아진다는 결과는 경직적인 임금구조가 고임금근로자의 퇴직위험을 높이는 요인일 수 있음을 시사한다.

눈에 띄는 또 다른 결과는 건강이 퇴직위험에 미친 효과이다. 주관적인 건강상태가 양호하거나 좋은 근로자들과 비교할 때 “건강 나쁨”은 퇴직위험에 유의한 영향을 미치지 않았으나 건강이 매우 나쁜 비교적 소수의 근로자들은 유의하게 높은 퇴직위험을 보였다. 매우 나쁜 건강이 퇴직위험을 높이는 효과는 특히 장년여성에게서 강하게 드러났다.⁸⁾ 건강의 악화는 한편으로는 근로자의 생산성의 저하를 가져와 고용주의 입장에서 근로자를 퇴직시킬 유인을 증가시키고, 다른 한편으로는 근로자의 일에 대한 선

8) 나쁜 건강이 은퇴의 확률을 높이는 주된 요인이라는 것은 여러 연구에 의해 이미 확인된 바 있다(Costa, 1998; McGarry, 2004).

호를 감소시킴으로써 자발적인 퇴직의 유인을 높일 것이다. 이 결과는 퇴직사유의 5분의 1이 건강악화라는 사실과 부합된다.

일자리의 정년제도와 관련된 결과는 관행적인 정년의 중요성을 확인해준다. 공식적인 정년만 있는 일자리의 경우 퇴직위험이 정년이 없는 경우에 비해 유의하게 높지 않았다.⁹⁾ 그러나 관행적인 정년이 있는 일자리의 여성근로자들은 유의하게 높은 퇴직위험을 나타냈다. 전체근로자들의 경우 통계적인 유의성이 떨어지기는 하지만(P -값이 0.14) 공식적인 정년이 관행적 정년과 중첩되는 경우 정년이 없는 일자리에 비해 퇴직위험이 약 30% 높은 것으로 나타났다. 이 결과는 공식적인 정년이 적용되는 임금근로자가 소수일 뿐만 아니라 이들 중 다수가 정년을 채우지 못하고 퇴직한다는 믿음을 지지해준다. 고령화패널을 분석해보면 실제로 공식적인 정년규정이 적용되는 근로자의 약 삼분의 일이 관행적인 강제퇴직이 있는 사업장에 근무하는 것으로 나타난다. 그리고 관행적인 정년은 공식적인 정년에 비해 평균적으로 2년 정도 빠르다. 여기에 제시된 결과는 관행적인 강제퇴직의 존재는 공식적인 정년연장이 장년근로자 고용안정성을 높이는 효과를 제약하리라는 것을 시사한다.

근로시간 단축과 근로유연성 제고는 장년친화적인 작업장 구성에 있어서의 주된 고려사항이다. 회귀분석결과는 여성의 경우 통상적인 근로시간(주 48시간 내외)을 기점으로 해서 근로시간이 증가하거나 감소할 때 퇴직위험이 높아진다는 것을 보여준다.¹⁰⁾ 나이가 들면서 근로능력과 의욕이 점차 줄어든다는 것을 감안하면 장시간 근로가 장년근로자의 퇴직위험을 높이는 것은 충분히 예상할 수 있는 결과이다.¹¹⁾ 단시간 근로자들의 퇴직위험이 높은 것은 장년 단시간 근로자의 점진적인 퇴직과정의 한 단계일 수 있다는 기존연구와 부합된다(Gustman & Steinmeier, 1984, 1985). 근로시간 20% 이상

9) 이 결과는 한국노동패널 6차년도 부가조사를 이용하여 조동훈(2014)이 얻은 결과와 부합된다. 임금근로자를 대상으로 한 분석결과는 정년제 여부가 은퇴여부나 은퇴연령에 유의한 영향을 미치지 못했음을 보여준다.

10) 이용된 표본의 주 근로시간 중위수이자 최빈값은 48시간이다. 여성에 대한 근로시간 및 근로시간 제곱항의 추정계수들은 퇴직위험이 주 51시간일 때 퇴직위험이 최저임을 보여준다. 이에 기초하여 주 45-54시간 근무자를 통제그룹으로 설정하고 주 근로시간에 관한 더미변수를 넣어 회귀분석을 수행하였다. 여성에 대한 분석결과를 살펴보면 주 45-54시간 근무자와 비교할 때 35-44시간 근무자의 위험비율은 2.038(p -값=0.0025), 75시간 이상 근무자의 위험비율이 2.659(p -값=0.0202)로 나타난다. 전체 근로자에 대한 결과도 75시간 이상 근무자의 퇴직위험이 유의하게 높음을 보여준다.

11) 장시간근로가 장년근로자의 퇴직확률을 높인다는 결과는 20세기 초 미국 제조업부문 임금근로자들에게서도 발견되었다(Lee, 2015).

〈표 11〉 사업체 규모별 2006년 일자리 퇴직위험 결정요인: 콕스 비례적 위험모형 분석결과

변수	30인 미만			30-299인			300인 이상		
	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값	계수	Hazard Ratio	P-값
남성	0.0766	1.0800	0.8006	-0.6815	0.5060	0.0249	0.6440	1.9040	0.1970
연령	0.0372	1.0380	0.0615	0.1362	1.1460	<0.001	0.1982	1.2190	<0.001
교육연수	-0.0101	0.9900	0.6754	0.0075	1.0080	0.7674	-0.1434	0.8660	0.0042
건강 나쁨	-0.2165	0.8050	0.2767	0.0685	1.0710	0.8031	-0.7936	0.4520	0.2108
건강 매우 나쁨	1.2835	3.6090	0.0267	1.1754	3.2390	0.0474			
혼인	0.3336	1.3960	0.3716	0.0190	1.0190	0.9703	-1.6845	0.1860	0.2361
배우자 근로	-0.1590	0.8530	0.5864	0.0365	1.0370	0.9306	2.8389	17.0960	0.0083
근로 남성자녀	-0.0566	0.9450	0.6002	0.0610	1.0630	0.6804	-0.2807	0.7550	0.3008
비근로 남성자녀	-0.3150	0.7300	0.0353	0.2236	1.2510	0.1714	0.0297	1.0300	0.8970
근로 여성자녀	0.0805	1.0840	0.4067	0.3205	1.3780	0.0132	-0.1827	0.8330	0.4684
비근로 여성자녀	-0.0585	0.9430	0.6020	0.3560	1.4280	0.0113	-0.0504	0.9510	0.8146
순가계자산	-0.0066	0.9930	0.8237	-0.1174	0.8890	0.0014	-0.1001	0.9050	0.1702
공적연금자산	-0.0070	0.9930	0.4617	0.0060	1.0060	0.5968	0.0089	1.0090	0.5853
비근로소득	-0.0066	0.9930	0.7796	0.0375	1.0380	0.1249	0.0135	1.0140	0.7553
시간당 임금	-0.0598	0.9420	0.8252	0.3864	1.4720	0.1390	-1.5801	0.2060	0.0259
남성*시간당 임금	0.2739	1.3150	0.3180	-0.1435	0.8660	0.6174	1.6521	5.2180	0.0180
경력급 및 호봉제	-0.2121	0.8090	0.4213	-0.1217	0.8850	0.6188	-0.4161	0.6600	0.2012
일당 및 실적급	0.0398	1.0410	0.8847	0.1975	1.2180	0.4257	-0.3421	0.7100	0.4303
퇴직금제	-0.1212	0.8860	0.5531	0.3758	1.4560	0.1236	1.0249	2.7870	0.0573
퇴직보험 및 연금	0.0437	1.0450	0.9566	-0.5580	0.5720	0.2656	0.3886	1.4750	0.6286
근로시간	-0.0034	0.9970	0.8305	-0.0567	0.9450	0.0289	-0.1570	0.8550	0.0026
근로시간 제공	0.0001	1.0000	0.5911	0.0006	1.0010	0.0147	0.0014	1.0010	0.0066
근로시간 신축성	-0.0232	0.9770	0.2821	-0.0513	0.9500	0.0140	-0.0331	0.9670	0.3491
유급휴가일	-0.0052	0.9950	0.7113	-0.0045	0.9960	0.6095	-0.0200	0.9800	0.2762
여성*관행적 정년	1.4299	4.1780	0.0503	0.7448	2.1060	0.1447	2.2568	9.5520	0.0422
근속연수	-0.0102	0.9900	0.2876	0.0082	1.0080	0.4019	0.0087	1.0090	0.6152
임시직	0.0483	1.0500	0.8386	0.1741	1.1900	0.5436	-0.3552	0.7010	0.6140
일용직	-0.1569	0.8550	0.5852	-0.1447	0.8650	0.6710	-0.3355	0.7150	0.6591
N	338			254			141		
% Censored	34.62			35.83			45.39		
-2 Log L	2355.759			1583.375			648.466		
Chi-square	29.1530			86.3903			62.6957		
P-value	0.4048			<.0001			0.0001		

자료: 1-4차 한국고령화패널 자료.

감소한 근로자 비율로 측정된 근로시간 신축성은 퇴직위험을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 일자리 질과 관련된 다른 변수인 유급휴가일의 증가는 퇴직위험을 낮추는 것으로 추정되었지만 그 효과는 통계적으로 유의하지 않다(p-값이 0.25).

고령화에 따라 근로능력이나 일에 대한 선호가 변할 때 이에 맞추어 일자리가 요구하는 근로시간 혹은 노동 강도를 줄이는 경우 장년근로자의 퇴직유인을 낮출 수 있다. 다른 한편 근로시간의 단축 혹은 유연화는 고용주에게는 고용비용을 높임으로서 강제 퇴직의 유인을 높이는 요인이다. 회귀분석 결과는 첫 번째 효과가 두 번째 효과보다 컸을 가능성을 시사한다. 위에서 제시한 모형에서는 일자리의 특성이 근로자의 생산성에 미치는 효과를 무시했지만 실제로는 근로의 신축성 증가가 장년근로자의 생산성에 긍정적인 효과를 미침으로써 두 번째 효과를 감소시켰을 가능성도 있다.

장년임금근로자의 퇴직위험에 유의하게 영향을 미친 개인적 혹은 일자리 특성들을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 일을 하는 성인여성자녀는 부모(특히 모친)의 퇴직위험을 유의하게 높이는 것으로 추정되었다. 일을 하는 성인남성자녀는 여성의 퇴직위험에만 유의한 정의 효과를 미쳤다. 둘째, 순가계자산은 이론적인 예상과는 달리 전체 및 여성 근로자의 퇴직위험을 유의하게 낮추는 것으로 추정되었다. 반면 비근로소득은 여성의 퇴직위험을 유의하게 높이는 것으로 나타났다. 퇴직금이 없는 일자리 근무자들과 비교할 때 일시불 퇴직금제의 적용을 받는 남성근로자들의 퇴직위험은 유의하게 높은 반면 퇴직보험 혹은 연금에 가입된 여성근로자들의 퇴직위험은 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

유사한 비례적 위험모형 회귀분석을 사업체 규모별로 표본을 나누어 별도로 수행하였다. 사업체 규모 및 고용형태에 관한 변수는 해당 회귀분석에서 제외하였고, 각 집단에 대해 전부 0의 값을 갖는 일부 변수(300인 이상 사업체의 “건강 매우 나쁨”)도 분석에서 제외되었다. 그리고 시간당 임금과 관행적 정년이 각각 남성과 여성의 퇴직위험에만 유의한 효과를 미쳤다는 위의 결과를 반영하여 남성과 시간당 임금의 교호항과 여성과 관행적 정년의 교호항을 회귀분석에 포함시켰다. 회귀분석 결과는 <표 11>에 보고되어 있으며, 이 연구의 주제와 관련하여 중요하다고 생각되는 몇 가지 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시간당임금의 증가가 장년남성근로자의 퇴직위험을 높이는 현상은 300인 이상 대형사업체 종사자에게서만 유의하게 관찰되었다. 300인 미만 사업체의 경우 시간당임금이 퇴직위험에 미치는 효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 고임금이

장년근로자의 고용불안정을 야기하는 문제가 주로 대기업의 남성근로자에게 해당된다는 것을 시사한다. <표 10>의 결과는 시간당임금이 15,000원을 넘으면서 퇴직위험이 유의하게 높아지는 것을 보여준다. 상대적으로 임금이 높은 대기업 남성근로자에게 임금 효과가 강하게 나타나는 것은 이 결과와 부합된다. 다른 가능한 해석은 대기업 남성근로자의 임금구조가 상대적으로 더 경직적이어서 임금과 생산성의 괴리가 클 수 있다는 것이다.

둘째, 근로시간이 지나치게 짧거나 긴 경우 장년근로자의 퇴직위험이 높아지는 현상은 30인 이상 사업체 종사자에게서만 통계적으로 유의하게 나타났다. 근로시간의 신축성 증가는 30~299인 사업체 장년근로자의 퇴직위험만을 유의하게 낮추는 것으로 추정되었다. 중소기업 장년근로자는 낮은 임금 때문에 장시간 근무를 받아들이는 경향이 있는 것으로 보인다. 실제로 30인 미만 사업체 장년근로자의 약 4분의 1이 근로시간이 너무 길다고 응답했지만 근로시간 단축을 위해 임금감소를 감수하겠다는 근로자는 3.5%에 불과했다.¹²⁾ 이 결과는 근무환경이 가장 열악할 것으로 사료되는 소규모 사업체 장년근로자들의 퇴직결정이 근로시간 감축이나 근로유연성 제고에 민감하게 반응하지 않을 것임을 시사한다.

셋째, 관행적인 정년이 장년여성근로자의 퇴직위험을 높이는 현상은 300인 이상 사업체에서 가장 뚜렷하고, 30인 미만 사업체에서도 유의하게 나타나며, 30-299인 사업체에서는 통계적으로 유의하지 않다. 이 결과는 관행적인 정년이 다양한 규모의 사업체에 종사하는 장년여성의 퇴직위험을 높인다는 것을 보여주며, 관행적인 정년의 철폐가 특히 대기업 장년여성의 고용안정성을 높일 수 있다는 것을 시사한다. 대기업 장년여성이 관행적인 정년의 영향을 강하게 받는 이유는 확실하지 않다. 대기업이 명예퇴직을 강제하는데 소요되는 비용(식 3의 λ)을 지불할 여력이 높을 수 있다는 점과 대기업 장년여성근로자 은퇴유인(설명변수에 포함되지 않은 요인들, 예컨대 퇴직금 액수, 사적연금 등)이 더 강할 수 있다는 점 등을 가능한 이유로 생각해볼 수 있겠다.

넷째, 몇 가지 개인적인 특성의 영향도 사업체 규모에 따른 차이를 보여준다. 예컨대 교육연수가 늘어날 때 퇴직위험이 유의하게 감소하는 현상과 배우자의 근로가 퇴직위험을 유의하게 높이는 결과는 300인 이상 사업장 종사자에게서만 발견되었다. 성인여성자녀는 30-299인 사업체 장년근로자의 퇴직위험만을 유의하게 높였으며, 일을 하지 않는 남성자녀는 소규모 사업체 장년근로자의 퇴직위험을 유의하게 낮추는 것으로 나

12) 2006-2012년 고령화패널 통합(pooled) 표본을 이용하여 계산한 결과.

타났다.

그리 크지 않은 표본의 규모를 고려하여 기본회귀모형에서는 산업과 직업을 통제하지 않았다. 근로자와 일자리의 특성이 산업과 직종에 따라 다르기 때문에 위에서 보고한 결과는 부분적으로 산업이나 직업의 효과를 반영한 것일 수 있다. 그러나 대부분류 산업과 직업을 통제하는 경우에도 전체 및 성별·사업체 규모별 회귀분석 결과는 대체로 그대로 유지된다.¹³⁾ 예외적인 결과는 근로시간 신축성의 효과가 통계적인 유의성을 상실한다는 것인데, 이 변수가 산업별로 계산된 비율이라는 점을 고려할 때 그리 놀라운 결과는 아니다.

V. 결론과 시사점

2006년 임금근로에 종사한 50-64세 장년근로자 가운데 61%가 2012년까지 기존일자리에서 퇴직한 것으로 조사되었다. 연령별 6년 간 퇴직확률은 50-54세가 50.4%, 55-59세가 66.7%, 60-64세가 76.2%였으며, 퇴직확률은 여성이 남성보다 높았다. 장년근로자의 가장 중요한 퇴직사유는 건강악화(21.4%)였으며 정년퇴직(19.3%)이 그 뒤를 이었다. 55-59세의 경우 정년으로 일을 그만두는 사람들의 상대적으로 많았고(23.6%), 연령이 높아지면서 건강악화로 인한 퇴직의 중요성이 높아졌다. 여성은 정년퇴직의 상대적 빈도가 남성의 경우에 비해 훨씬 낮은 한편 건강이 나빠거나(26.4%) 쉬고 싶어서(13.0%) 퇴직하는 빈도가 훨씬 높게 나타났다.

퇴직확률과 사유는 사업체 규모별로 상이하다. 전체적으로 보았을 때는 300인 이상 사업체 종사자가 300인 미만 사업체 종사자에 비해 장년근로자의 퇴직확률이 낮은 것으로 나타나는데 이는 50대 초반 근로자에게서 나타나는 현상을 반영한다. 50대 후반의 경우 300인 이상 사업장 장년근로자들의 퇴직확률이 중소기업장 근로자들의 퇴직확률에 비해 높은 것으로 나타났다. 30인 미만의 소형 사업장에 고용된 장년근로자의 경우 건강악화(27.8%)가 압도적으로 중요한 퇴직사유였고 직장의 파산 및 폐업(11.1%)이 그 다음으로 중요한 사유로 나타났다. 반면 정년퇴직(9.0%) 등의 빈도는 상대적으로 매

13) 각 산업과 직업에 속하는 표본 수가 지나치게 작아지지 않도록 직업은 1) 관리·전문직, 2) 사무직, 3) 서비스·판매직, 4) 생산직, 5) 단순노무직 등으로 구분했고, 산업은 농림업과 어업, 전기·가스·수도와 통신업 등 일부 산업들을 통합하여 9개 산업군으로 구분하였다.

우 낮았다. 이와는 대조적으로 300인 이상 대기업의 경우 정년퇴직(42.4%)이 가장 중요한 퇴직사유였고 좋은 근로조건으로 이직(12.1%)이 그 뒤를 이었으며, 파산/폐업(5.1%)의 빈도는 상대적으로 낮았다.

비례적 위험모형 추정결과는 임금, 건강, 관행적 정년, 근로시간과 유연성 등이 장년 근로자 퇴직결정의 중요한 요인들이라는 것을 시사한다. 첫째, 시간당 임금이 높아지면 장년근로자 퇴직위험을 높인다는 결과를 얻었다. 특히 15,000원이 넘는 높은 시간당 임금을 받는 장년근로자의 퇴직위험은 평균임금을 받는 근로자에 비해 약 50% 가량 높은 것으로 추정되었다. 고임금이 퇴직위험을 높이는 효과는 대기업의 남성근로자에게서 특히 뚜렷하게 발견되었다. 둘째, 건강이 매우 나쁜 장년근로자들은 건강이 양호하거나 좋은 사람들에 비해 퇴직위험이 유의하게 높았다. 건강이 퇴직위험에 미치는 효과는 여성에게서 더 강하게 나타났다. 셋째, 공식적인 정년만 있는 일자리의 경우 퇴직위험이 정년이 없는 경우에 비해 유의하게 높지 않았다. 반면 관행적인 정년이 있는 일자리의 여성근로자들은 유의하게 높은 퇴직위험을 나타냈다. 넷째, 통상적인 근로시간(주 45-54시간)을 기점으로 해서 근로시간이 증가하거나 감소할 때 장년근로자의 퇴직위험이 높아진다는 결과를 얻었다. 특히 75시간 이상의 장시간 근로는 퇴직위험을 크게 높이는 것으로 드러났다. 근로시간 20% 이상 감소한 근로자 비율로 측정한 근로시간 신축성은 장년근로자의 퇴직위험을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다.

이 논문의 분석은 몇 가지 중요한 한계점들을 가지고 있다. 첫째, 근로자들의 일자리 선택 문제를 명시적으로 고려하지 못하여 상이한 일자리 간에 근로자들의 관찰할 수 없는 이질성이 존재할 것으로 우려된다. 이러한 문제로 인해 분석의 결과가 일자리의 특성이 퇴직에 미치는 인과적인 효과를 보여주지 못할 가능성이 있다. 둘째, 앞에서도 언급했듯이 비자발적인 퇴직을 정확하게 구분하여 분석의 대상으로 삼지 못했다. 이는 일부 변수들이 퇴직위험에 미친 영향을 정확하게 해석하는 것을 어렵게 한다.

이러한 한계에도 불구하고 이 논문의 결과들은 우리나라 장년임금근로자들의 고용문제와 관련하여 다음과 같은 시사점을 제공해준다. 첫째, 그리 새로운 내용은 아니지만 퇴직확률과 사유에 대한 분석 결과는 한국 장년임금근로자의 불안한 고용상태를 확인해준다. 2006년 현재 임금근로에 종사했던 50-64세 근로자 열 명중 여섯 명이 6년 내에 원래의 일자리를 떠났고, 2년 내에 퇴직하는 비율도 거의 30%에 달했다. 그리고 퇴직한 근로자의 대다수는 비자발적인 이유로 일자리를 떠났다. 비자발적인 요인 때문에 일자리를 유지하는 비율이 낮다는 것은 고용불안을 보여주는 증상의 하나이기도 하

고, 14) 중년 및 고령 임금근로자의 고용이 불안정해지는 중요한 시발점이기도 하다. 퇴직 이후 소득의 감소, 재취업의 어려움, 질이 나쁜 일자리로의 재취업 등 고용불안정의 다른 현상들도 많은 경우 주된 일자리로부터의 퇴직으로부터 파생되는 것이라고 할 수 있기 때문이다.

둘째, 퇴직의 사유나 정년제도가 퇴직위험에 미친 영향과 관련된 회귀분석결과는 현재 노동시장 여건에서 단순히 법적인 정년을 연장하는 것만으로는 고령자를 좀 더 오래 일하게 하거나 고령인구의 빈곤문제를 해결하는 데 한계가 있다는 것을 시사한다. 장년임금근로자 가운데 비교적 소수만 정년 때문에 퇴직하고 있기 때문에 법적인 정년이 높아지더라도 대기업을 중심으로 한 비교적 소수의 장년근로자만 그 혜택을 받을 것으로 예상된다. 정년연장의 효과가 클 것으로 예상되는 대기업을 경우에도 비공식적·관행적인 강제퇴직을 제거하지 못하면 그 효과가 반감될 것이다. 고령빈곤 문제가 더 심각하다고 할 수 있는 중소기업의 경우 정년이 없는 사업체가 많기 때문에 정년연장이 고령자들의 빈곤문제를 완화하는 데에도 한계가 있을 것으로 우려된다.

셋째, 임금이 퇴직위험에 미친 회귀분석결과는 적어도 일부 장년근로자의 경우 생산성에 비해 과도하게 높은 임금이 고용주로 하여금 나이든 근로자를 퇴직시키게 만드는 이유 가운데 하나라는 일반적인 믿음을 실증적으로 지지해준다. 고임금이 장년근로자의 퇴직에 미치는 효과가 특히 대기업을 남성근로자에게서 강하게 나타난다는 점도 일반적인 상식에 부합된다. 이런 점을 고려할 때 대기업을 경우 실제로 정년이 늘어가기 위해서는 인사시스템, 직무구조, 임금체계 등을 개편하여 임금이 생산성의 감소를 반영하여 조정되어야 할 것이다. 이러한 변화가 없이 공식적인 정년이 늘어날 경우 기업은 다양한 방법을 동원하여 비공식적인 정년을 강제하려는 유인을 갖게 될 우려가 있다.

넷째, 퇴직사유는 분포는 건강의 악화가 장년근로자를 퇴직시키는 가장 중요한 원인이라는 것을 보여준다. 50-64세 임금근로 일자리 퇴직자 다섯 명 가운데 한 사람은 건강의 악화를 퇴직사유로 응답했는데 이는 정년퇴직보다도 높은 비율이다. 퇴직위험에 대한 회귀분석결과에 따르면 “매우 나쁜” 건강상태는 퇴직위험을 유의하게 높이는 요인이다. 특히 건강의 악화는 여성과 30인 미만 소규모 사업장에 근무하는 근로자들에게 있어서 특히 더 중요한 퇴직사유로 나타났다. 이는 고용상태가 불안한 저임금 근로자의 경우 건강에 해로운 작업 및 생활환경에 노출될 가능성이 높고, 건강보험에 가입

14) 선행연구들은 기존의 직장에서의 이직확률, 실직확률, 직장유지율(job retention rate), 재취업률 등을 고용안정성의 지표로 이용하였다(김우영, 2003; 남재량, 2005).

되어 있지 않거나 자기부담액을 감당하기 어려워서 의료서비스에 대한 접근성이 낮기 때문인 것으로 풀이된다. 이런 점을 고려할 때 저소득층 근로자의 건강을 증진시키고 의료접근성을 높이는 정책이 간접적으로 고령자들의 고용을 증진하는 결과도 가져올 수 있을 것으로 판단된다.

마지막으로, 퇴직위험에 대한 회귀분석결과는 적절한 근로시간과 높은 근로유연성은 장년근로자의 퇴직위험을 낮춘다는 것을 시사한다. 고령화에 수반되는 근로능력이나 선호의 변화에 따라 근로시간 혹은 강도를 점진적으로 조정할 수 있는 작업환경은 장년근로자의 고용연장에 도움을 주는 역할을 할 수 있다. 근로유연성의 제고는 건강의 악화로 인한 퇴직을 줄이는데도 도움을 줄 수 있을 것이다. 건강이 일시적으로 나빠지는 경우 현 일자리에서 요구되는 작업을 감당하기 어려운 근로자는 어쩔 수 없이 퇴직을 선택할 수밖에 없다. 반면 잠시 쉬거나 일시적으로 업무량을 줄일 수 있다면 건강을 회복하여 직장에 복귀하는 장년근로자들이 늘어날 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김우영. 『우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHPS와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석』. 서울: 한국노동연구원, 2003.
- 남재량. 「고용불안과 그 원인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 28권 3호 (2005. 12): 111-139.
- 남재량·이철희·최형재. 『고용불안과 재취업 노동시장 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2012.
- 박경숙. 「55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정」. 『노동정책연구』 3권 1호 (2003. 3): 103-140.
- 방하남·신인철. 「생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업의 동학: 구조와 결정요인」. 『한국사회학』 45집 1호 (2011. 2): 73-108.
- 신동균. 「중고령 남성 근로자의 점진적 은퇴행위에 관한 연구」. 『노동정책연구』 9권 2호 (2009. 6): 1-41.
- 성지미·안주엽. 「중고령자 취업 결정요인」. 『노동정책연구』 6권 1호 (2006. 3): 39-74.
- 이승렬·최강식. 「국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향」. 『사회보장연구』 23

권 4호 (2007. 11): 83-103.

- 이철희. 「산업구조의 변화와 고령인력의 고용」. 『노동경제논집』 35권 1호 (2012. 4): 55-88.
- 장지연. 『고령화 시대의 노동시장과 고용정책(1)』. 서울: 한국노동연구원, 2003.
- 장지연·신동균·신경아이혜정. 『중고령 근로생애사 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2009.
- 조동훈. 「정년제도와 중고령자 은퇴결정요인 분석」. 『노동경제논집』 37권 3호 (2014. 9): 101-122.
- 최승현. 「맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 29권 1호 (2006. 4): 129-152.
- Aubert, Patric, Eve Caroli, and Muriel Roger. “New Technologies, Organization, and Age: Firm-Level Evidence.” *Economic Journal* 116 (February 2006): F73-F93.
- Bartel, A., and N. Sicherman. “Technological Change and Retirement Decisions of Older Workers.” *Journal of Labor Economics* 11 (1) (January 1993): 162-183.
- Cho, Joonmo, and Sunwoong Kim. “On Using Mandatory Retirement to Reduce Workforce in Korea.” *International Economic Journal* 19 (2) (June 2005): 283-303.
- Coile, Courtney, and Philip Levine. “Bulls, Bears, and Retirement Behavior.” *Industrial and Labor Relations Review* 59 (3) (April 2006): 408-429.
- Costa, Dora L. *The Evolution of Retirement*. Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- Friedberg L. “The Impact of Technological Change on Older Workers: Evidence from Data on Computer Use.” *Industrial and Labor Relations Review* 56 (3) (April 2003): 511-529.
- Gruber, J., and B.C. Madrian. “Health Insurance Availability and the Retirement Decision.” *American Economic Review* 85 (4) (September 1995): 938-948.
- Gruber J., and D. Wise. *Social Security and Retirement around the World*. Chicago: University of Chicago Press, 1999.
- _____. *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*. Chicago: University of Chicago Press, 2004.
- Gustman, Alan L., and Thomas L. Steinmeier. “Partial Retirement and the Analysis of Retirement Behavior.” *Industrial and Labor Relations Review* 37 (3) (April 1984): 403-415.
- _____. “The Effect of Partial Retirement on the Wage Profiles of Older Workers.” *Industrial Relations* 24 (2) (Spring 1985): 257-265.

- Hurd, Michael. D. "The Effect of Labor Market Rigidities on the Labor Force Behaviors of Older Workers." In *Advances in the Economics of Aging* edited by David W. Wise, pp. 11-60. Chicago: University of Chicago Press, 1996.
- Lee, Chulhee "Rise of the Welfare State and Labor Force Participation of Older Males: Evidence from the Pre-Social Security Era." *American Economic Review* 88 (2) (May 1998): 222-226.
- _____. "Sectoral Shift and Labor-Force Participation of Older Males in America, 1880-1940." *Journal of Economic History* 62 (2) (June 2002): 512-523.
- _____. "Long-Term Changes in the Economic Activity of Older Males in Korea." *Economic Development and Cultural Change* 56 (1) (October 2007): 99-124.
- _____. "Retirement Expectations of Older Self-Employed Workers in Korea: Comparison with Wage and Salary Workers." *Korean Economic Review* 24 (1) (Summer 2008): 33-71.
- _____. "Labor Force Participation of Older Males in Korea: 1955 to 2005." In *The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia*. edited by Tacaoshi Ito and Andrew Rose, pp.281-320. Chicago: University of Chicago Press for NBER, 2010.
- _____. "Industrial Characteristics and Employment of Older Manufacturing Workers in Early-Twentieth-Century America." *Social Science History*, 2015 (Forthcoming).
- Lee, Chulhee, and Jinkook Lee. "Employment Status, Quality of Matching, and Retirement in Korea: Evidence from Korean Longitudinal Study of Aging." *Journal of Population Ageing* 6 (June 2013): 59-83.
- McGarry, Kathleen. "Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectation?" *Journal of Human Resources* 39 (3) (Summer 2004): 624-648.
- OECD. "Older but Wiser: Achieving Better Labour Market Prospects for Older Workers in Korea." Presented in International Seminar on Labor Market Policies in an Aging Era, Paris: OECD, 2002.

abstract

**Retirement of Older Wage Workers in Korea:
Hazard Model Analysis by Firm Size**

Chulhee Lee · Esther Lee

This paper examines why older wage workers leave their jobs and what determine the hazard of retirement. Major results are as follows. First, aged workers leaving their jobs because of formal mandatory retirement are relatively few in number and largely males employed in large establishments. Second, a higher hourly wage is associated with a greater retirement hazard, especially among male employees of large firms. Third, informal mandatory retirement puts a strong pressure towards retirement among older female workers. Fourth, poor health is the primary reason for retirement among older workers, especially for females and small-firm employees. Finally, reasonable hours and greater flexibility of work tend to lower retirement hazard. We discuss some implications of the results for old-age labor market policies.

Keywords: old age, retirement, mandatory retirement age, employment, wage, hours of work