

# 국민연금의 수급개시연령의 증가가 남성 고령자(58-60세)의 노동시장참여에 미치는 영향

## 최요한

(한국보건사회연구원)

1998년 국민연금법의 개정으로 인하여, 국민연금의 완전노령연금의 수급개시연령은 기존의 60세에서 1953년생부터 출생연도 기준으로 4년마다 1세씩 증가하여 최종적으로 65세까지 증가하게 된다. 연금수급개시연령의 증가는 연금급여의 순삭감을 가져오며, 따라서 순수한 소득효과를 발생시켜 고령자의 노동시장참여율을 증가시킬 것으로 기대된다. 급여 인센티브가 국민들의 노동시장행동에 미치는 영향은 급여의 설계에서 고려되어야 하는 중요한 정보이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 연금수급개시연령의 증가가 남성 고령자의 노동시장참여에 미치는 영향을 대표성이 있으며 충분한 관찰수를 제공하는 월별 경제활동인구조사를 활용하여 분석을 시행하였다. 구체적으로 연금수급개시연령이 60세인 1945-52년생 코호트들과 연금수급개시연령이 61세인 1953-55년생 코호트들의 '주당 20시간 이상 근로여부', '주당 30시간 이상 근로여부', '주당 40시간 이상 근로여부'로 정의한 노동시장참여율에 차이가 있는지를 분석하였다. 이를 위하여 개인특성변수와 노동시장변수를 통제한 다음, 코호트에 따른 노동시장참여율의 추세에 연금수급개시연령의 차이에 따른 단절이 발생하는지를 분석하였다. 그러나 분석결과, 연금수급개시연령의 60세로부터 61세로의 증가가 남성 고령자의 노동시장참여율에 미치는 영향에 대한 일관된 증거를 발견할 수 없었다.

주요 용어: 국민연금, 노령연금, 수급개시연령, 연금수급연령, 코호트 연구

■ 투고일: 2017.1.12    ■ 수정일: 2017.2.27    ■ 게재확정일: 2017.3.2

## I. 서론

많은 국가들은 인구고령화로 인한 연금의 재정건전성의 악화와 경제활동인구의 감소로 인한 조세수입의 감소에 대응하기 위하여, 연금의 급여수준을 축소시키고 고령자의 노동시장참여율을 증가시키기 위한 개혁들을 지속적으로 수행하여 왔다. 연금의 경우 완전노령연금의 수급개시연령을 증가시키는 개혁들이 대표적으로 수행되어 왔다. 미국은 완전노령연금의 수급개시연령을 2000-2005년에 걸쳐 65세에서 66세로 증가시켰으며 추가적으로 2017-2022년 동안 66세부터 67세로 증가시키기로 되어 있다 (Mastrobuoni, 2009). 호주에서는 1995-2014년 동안 여성의 연금수급개시연령을 60세에서 남성과 동일한 65세까지 증가시켰으며(Atalay & Barrett, 2015), 스위스에서도 여성의 수급개시연령을 2002-2007년 동안 62세에서 64세로 증가시켰다(Hanel & Riphahn, 2012). 이 외에도 그리스, 덴마크, 독일, 영국, 이탈리아, 일본, 프랑스 등도 연금수급개시연령을 증가시키는 개혁을 시행하였거나 시행 중에 있다(이용하, 김원섭, 2012). 연금수급개시연령의 증가는 대부분 연금수급개시연령의 증가로 인한 급여의 상실분을 보험수리적으로 보정해주지 않는다는 점에서 연금의 재정부담을 줄이는 매우 효과적인 정책이다. 또한 고령자의 고용률을 증가시키기 위한 연금정책의 개혁도 여러 국가에서 이루어지고 있다. 대표적으로 미국은 완전노령연금의 수급시기를 늦출 경우 연금급여액을 인상해주는 지연은퇴크레딧(delayed retirement credit)의 인상비율을 3%에서(1918-1924년생 코호트) 8%까지(1943년생 코호트 이상) 증가시켰으며(Pingle, 2006), 노르웨이는 2011년의 연금개혁을 통하여 조기노령연금 수급에 대하여 기존에 존재하였던 근로소득으로 인한 급여액의 감액을 완전히 폐지하였다(Hernæs et al., 2016). 고령자의 노동시장참여율을 높이기 위해서 근로로 인한 연금액의 감소를 제거하기 위한 개혁들은 미국, 캐나다, 스웨덴, 영국, 일본에서도 시행되었다(Hernæs et al., 2016). 모든 사회보장제도에 대하여 급여 인센티브가 국민들의 노동공급에 미치는 영향은 급여설계에 필요한 가장 필수적인 정보 중 하나이기 때문에, 다양한 사회보장제도들의 급여 인센티브의 변화가 대상자의 노동공급에 미치는 연구들은 광범위하게 수행되어 왔다. 특히, 연금의 급여 인센티브로 인한 고령자의 노동시장참여율의 변화는 연금의 재정수입과 총 노동공급에 영향을 미친다. 또한 사회보장의 측면에서 국민연금을 아직 받지 못하는 고령자의 시장소득은 노후소득보장의 가장 기본적인 요소로서 중요한 고려

사항이다.

우리나라에서도 1988년부터 시행된 국민연금의 재정건전성을 제고하기 위하여, 1998년의 국민연금법의 개정을 통하여 완전노령연금의 수급개시연령이 기존의 60세에서 1953년생부터 출생연도 기준으로 4년마다 1세씩 증가하게 되었다. 따라서 2013년부터 연금수급개시연령은 61세로 증가하였고 2033년에 65세로 증가하게 된다. 또한 국민연금의 소득대체율은 기존의 70%에서 1999년에는 60%, 2008년에는 50%로 감소하였으며, 2009년부터 매년 0.5%씩 감소하여 2028년에는 40%까지 인하된다.<sup>1)</sup> 이러한 급여의 순삭감은 순수한 소득효과를 발생시키기 때문에, 다른 모든 상황이 동일한 경우 고령자의 노동공급을 증가시킬 것으로 기대된다.

무엇보다 이러한 정책적인 변화는 급여 인센티브 변화의 외생적인 변량을 발생시키기 때문에, 급여 인센티브가 노동공급에 미치는 영향을 추정할 수 있는 자연실험(natural experiment)의 환경을 제공한다. 개인에게 있어서 연금수급개시연령의 증가나 소득대체율의 감소는 외생적인 변량인 것으로 가정할 수 있는 반면, 동일한 정책을 경험하는 개인 간의 연금급여액의 차이는 내생성의 문제에 언제나 노출되어 있다. 따라서 기존의 연구들에서도 연금정책의 변화를 외생적인 변량으로 추출하는 연구들이 주를 이룬다(Atalay & Barrett, 2015; Blau & Goodstein, 2007; Hanel & Riphahn, 2012; Mastrobuoni, 2009; Pingle, 2006). 대표적으로 미국의 연금수급개시연령(normal retirement age; NRA)의 증가가 62-65세 고령자의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 Mastrobuoni(2009)는, 자신의 연구의 “이론적 모델화(identification)는 노동시장 및 금융시장 조건들과 근로자의 여러 특성들을 통제한 후에는, 1938년 이전에 태어난 근로자와 이후에 태어난 근로자 간의 평균은퇴연령에서 관찰되는 추세의 단절(trend-discontinuity)은 그에 대응하는 NRA의 변화로 인한 것이라는 가정에 근거한다.”<sup>2)</sup> 고 말하였다. 이를 보다 쉬운 말로 표현하면, 정책의 변화가 개인에게 있어 외생적인 변량으로 볼 수 있는 경우에는 기본적인 혼동요인들만 통제하여도 정책 변화의 영향을

1) 연금수급개시연령의 증가와 소득대체율의 감소는 정책적인 변화라는 측면에서 각각 연금수급개시연령의 상향조정과 소득대체율의 축소라고 표기하는 것이 더 바람직할 수 있으나, 본 연구에서는 보다 일반적인 용어인 증가와 감소를 사용하였다.

2) “The identification is based on the assumption that after controlling for labor and financial market conditions, and for several worker characteristics, any observed trend-discontinuity in the average retirement age between workers born before and after January 1938 is due to the corresponding changes in the NRA.”(Mastrobuoni, 2009, p.1224).

일관되게 추정할 수 있다는 가정을 사용할 수 있다는 것이다. 정책의 외생적인 변량을 사용하는 연구들은 대부분 Mastrobuoni(2009)와 동일한 가정에 기초하고 있다. 따라서 본 연구에서도 같은 가정에 기초하여, 정책의 외생적인 변량을 추출하여 국민연금의 정책적인 변화가 고령자의 노동시장참여에 미치는 영향을 분석한다.

이러한 배경에 기초하여, 본 연구는 우리나라에서 이루어지고 있는 국민연금의 완전 노령연금 수급개시연령의 증가가 남성 고령자(58-60세)의 노동시장참여에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 현재(2017년 1월)를 기준으로 연금수급개시연령이 61세인 1953-1955년생 코호트를 전부가 만 61세 이상이 되었다는 점에서, 지금이 이질적인 연금수급개시연령을 경험한 코호트들을 비교할 수 있는 적절한 시점이다. 구체적으로 본 연구에서는 연금수급개시연령이 61세인 1953-55년생 코호트들의 58-60세의 노동시장참여율을 연금수급개시연령이 60세인 1945-52년생 코호트들의 58-60세의 노동시장참여율을 비교함으로써, 연금수급개시연령의 증가가 고령자의 노동시장참여율에 미치는 영향에 대한 추정치를 제공하고자 한다. 1956년생 코호트의 연금수급개시연령도 61세이지만 이들은 2018년 1월에 모두 만 61세가 되기 때문에, 현 시점에서 1956년생 코호트의 만 60세 동안의 노동시장참여경험을 전부 관찰하는 것이 불가능하다. 앞으로 국민연금의 수급개시연령의 증가는 2033년까지 지속된다는 점에서, 본 연구의 분석 결과는 앞으로의 정책 변화에 대한 고령자의 노동시장참여의 변화를 예측하는데 도움이 될 수 있는 정보를 제공할 수 있을 것이다. 국외에서는 연금수급개시연령의 증가가 고령자의 경제활동에 미치는 영향을 살펴본 연구들이 여러 존재하지만(Atalay & Barrett, 2015; Blau & Goodstein, 2007; Hanel & Riphahn, 2012; Mastrobuoni, 2009; Pingle, 2006), 우리나라에서는 이에 대한 연구가 아직 존재하지 않는 것으로 보인다.<sup>3)</sup>

무엇보다 본 연구는 대표성이 있는 충분한 크기의 표본을 제공하는 경제활동인구조사를 분석자료로 사용함으로써, 외적 타당성(external validity)을 가질 수 있는 일관된 점 추정치를 산출하고자 한다. 경제활동인구조사는 국민들의 경제활동을 살펴보기 위해서 매월 약 33,000 가구를 대상으로 조사하는 자료로서, 본 연구가 활용할 수 있는 가장 대규모의 그리고 대표성 있는 표본을 제공한다. 그리고 본 연구에서 남성 고령자만을

---

3) RISS와 Google Scholar에서 '연금 수급 연령과 '수급개시연령'으로 각각 검색한 결과, 관련된 실증연구를 찾지 못하였다.

대상으로 분석하는 이유는 전통적으로 남성부양자 가족모델을 유지해 온 우리나라에서는 여성의 연금 수급률이 남성보다 훨씬 낮을 뿐만 아니라, 여성의 노동시장참여는 오히려 남편의 연금수급에 더 큰 영향을 받을 수 있기 때문이다. 본 연구의 분석자료인 경제활동인구조사는 국민연금 수급권의 유무와 가구아이디를 제공하지 않기 때문에 이러한 한계를 극복하기 어려우며, 따라서 연금 수급권을 가진 비율이 충분히 높은 남성 고령자에 대한 분석만이 최소한의 타당성을 가질 수 있다. 본 연구에서 국민연금의 소득대체율의 감소 대신 연금수급개시연령의 증가를 분석하는 이유는, 국민연금의 수급개시연령의 증가는 소득대체율의 감소와는 달리 인접한 코호트 간의 급여수준의 급격한 차이를 발생시키기 때문이다. 단지 연금수급개시연령의 1년의 증가로 인하여 1953년생은 1952년생보다 무려 1년치의 연금을 덜 받게 된다. 반면, 소득대체율의 감소는 매우 급격한 변화임에도 불구하고 소득대체율은 급여산식에서 가입자의 매년의 소득액에 대해서 적용되는 비율이기 때문에, 인접한 코호트 간의 급여수준의 유의미한 차이를 발생시키는 어렵다. 그러므로 국민연금의 수급개시연령이 출생연도 기준으로 4년마다 1세씩 증가하는 우리나라의 연금개혁은 연금액의 감소에 대한 고령자의 노동시장참여의 응답을 확인하는데 있어 매우 적합한 실험적 상황을 제공한다.

## II. 연구배경

### 1. 제도적 배경

우리나라의 공적연금의 법률 제정은 공무원연금법(1960년), 군인연금법(1963년), 사립학교교원연금법과 국민복지연금법(1973년) 순으로 이루어졌다. 이 중 사립학교교원법과 국민복지연금법은 제2차 석유파동을 겪으면서 ‘국민생활의안정을위한대통령 긴급조치에 의하여 각각 시행이 1년 연기되었다(정홍원, 1998). 사립학교교원연금법은 1975년에 시행되었으나 국민복지연금법은 1975년의 일부개정을 통하여 무기한 연기되었다. 일부개정된 법률(제2655호)에는 부칙 제1조를 전문개정하여 법의 시행일을 대통령령으로 정하도록 하였으며, 일부개정사유는 다음과 같다: “1976년 1월 1일부터 시행

하도록 되어 있는 국민복지연금사업이 제반여건으로 보아 실시가 어렵게 됨에 따라 그 시행일을 추후 대통령령이 정하는 날로 하려는 것임”(국가법령정보센터, 2016). 이후 국민복지연금법은 1986년 국민연금법(법률 제3902호)으로 전부개정되었으며 1988년 1월 1일부터 시행되었다.

국민연금은 1988년에는 상시근로자를 10인 이상 고용하는 사업장의 사업주와 근로자만을 의무가입대상으로 하였으나, 1992년에는 상시근로자 5인 이상을 고용하는 사업장, 1995년에는 농어민과 농어촌지역의 근로자 및 자영자, 1999년에는 도시지역 근로자 및 자영자, 2003년에는 상시근로자 1인 이상을 고용하는 사업장으로 점차 확대되었다. 특히, 1999년에 모든 근로소득 및 사업소득자에 대한 가입을 의무화하여, 국민연금은 전 국민을 의무가입대상자로 하게 되었다.

국민연금은 18세 이상 60세 미만을 가입대상으로 하여, 40년을 기여할 경우 70%의 소득대체율을 만족하는 연금급여를 60세가 되는 시점부터 매달 지급하도록 설계되었다. 그러나 1997년에 국민연금의 재정건전성을 제고하기 위하여 사회보장심의회위원회는 국민연금제도개선기획단의 설치를 의결하였으며, 국민연금제도개선기획단의 제안에 바탕으로 1998년 국민연금법을 개정하였다(이용하 등, 2012; 정홍원, 2008). 1998년에 개정된 국민연금법(법률 제5623호)은 의무가입대상자의 범위를 도시지역 거주자까지 확대한 것 외에, 완전노령연금의 수급개시연령의 점진적인 증가와 소득대체율의 감소를 결정하였다. 법률의 개정사유를 직접 인용하면 다음과 같다. “국민연금재정의 장기적인 건전성을 확보하기 위하여 국민연금의 급여수준을 현행의 가입자 평균소득월액의 70퍼센트에서 60퍼센트로 조정하고, 그 급여의 수급연령을 2013년부터 5년단위로 1세씩 연장하여 2033년에는 노령연금의 수급연령이 65세가 되도록 함”(국가법령정보센터, 2016). 국민연금의 수급연령은 이후 출생연도를 기준으로 조정되었으며, 1952년생 이하는 60세, 1953-56년생은 61세, 1957-60년생은 62세, 1961-64년생은 63세, 1965-68년생은 64세, 1969년생부터는 65세에 완전노령연금을 수급할 수 있게 되었다. 또한 소득대체율은 2007년에 전부개정을 통하여 2008년부터 60%에서 50%로 감소되었으며, 2009년부터 매년 0.5%씩 감소하여 2028년까지 40%까지 인하하게 된다.

그러나 국민연금은 아직까지 대다수의 고령자를 포괄하는 보편적인 소득보장체계로 기능하지는 못하고 있다. 무엇보다 전통적으로 남성부양자 가족모델에 기초해 온 우리나라에서는 국민연금의 가입률이 남성과 여성 간에 큰 차이를 보이고 있다. <표 1>에는

2012년의 60-65세의 인구수와 노령연금 수급자의 수가 성별에 따라 나타나 있다. 남성의 노령연금의 수급률이 60%를 상회하는 반면 여성의 노령연금 수급률은 남성에 비하여 크게 낮다. 또한 본 연구와 관련하여, 기혼여성의 노동시장참여여부는 오히려 남편의 노령연금 수급여부에 의하여 크게 영향을 받을 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 최소한 고령층에 있어 우리나라의 주된 가족모델이 남성부양자모델이라는 점을 고려하여 남성 고령자만을 대상으로 분석을 시행하였다. 추가적으로 <표 2>에는 2012-2015년의 62세의 노령연금 수급자 수와 이들의 평균연금액이 성별에 따라 제시되어 있다. 남성과 여성은 노령연금 수급자 수와 평균연금액 모두에서 상당한 차이를 보이고 있다. 2012-2015년의 62세인 남성 노령연금 수급자의 평균연금액은 월 45-50만 원 정도이다.

표 1. 2012년 기준 성별에 따른 60-65세의 인구수와 노령연금 수급자 수

	여성			남성		
	인구수(A)	노령연금 수급자 수(B)	B/A	인구수(A)	노령연금 수급자 수(B)	B/A
60세	258,585	54,336	0.21	246,811	153,638	0.62
61세	246,520	44,450	0.18	230,107	126,040	0.55
62세	239,590	47,711	0.20	224,176	137,088	0.61
63세	237,081	55,179	0.23	223,369	142,907	0.64
64세	231,023	70,210	0.30	216,152	154,303	0.71
65세	218,309	68,558	0.31	201,095	151,174	0.75

자료: 국가통계포털(2016a)

표 2. 2012-2015년의 성별에 따른 62세의 노령연금 수급자 수와 평균연금액

	여성		남성	
	노령연금 수급자 수	평균연금액(원/월)	노령연금 수급자 수	평균연금액(원/월)
2012년	47,711	287,205	137,088	446,912
2013년	47,336	294,695	127,440	473,625
2014년	69,240	299,011	172,997	497,855
2015년	64,622	297,032	150,916	503,764

자료: 국가통계포털(2016a)

## 2. 선행연구 검토

미국 의회는 1983년에 연금의 지불능력을 확보하기 위하여, 연금의 수급개시연령(Normal Retirement Age; NRA)을 65세에서 67세까지 증가시키기로 결정하였다. 구체적으로 NRA는 1년에 두 달씩 증가하되, 2000-2005년 동안 65세에서 66세까지, 그리고 2017-2022년 동안 66세부터 67세까지 증가시키기로 결정하였다. 이에 따라, NRA의 증가가 고령자의 노동시장참여에 미치는 영향을 확인하기 위하여 여러 연구들이 수행되었다(Blau & Goodstein, 2007; Mastrobuoni, 2009; Pingle, 2006). 그 중 Mastrobuoni(2009)의 연구가 가장 대표적인 연구이다. Mastrobuoni(2009)는 미국의 월별 CPS(monthly Current Population Survey) 자료를 사용하여 NRA의 증가가 62-65세 고령자의 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 기존 연구들과 마찬가지로 관찰되지 않는 코호트 영향을 통제하기 위하여 기본 모델에서는 출생연도를 선행적으로 통제하였다. 이 연구는 또한 혼동요인들을 통제한 후, 코호트별로 평균은퇴연령의 추이를 살펴봄으로써 NRA의 증가와 평균은퇴연령의 간의 관계에 대한 보다 직접적인 정보를 제공하였다. 분석 결과, NRA가 1년 증가하는 경우 평균은퇴연령은 0.5년 증가하는 것으로 나타났다. Mastrobuoni(2009)의 연구는 대량의 자료를 사용하여 점 추정치를 상당히 일관되게 추정하였다는 장점과, 또한 CPS가 출생연도가 아니라 나이를 물어봄으로써 발생할 수 있는 출생연도에 대한 측정오차를 교정하였다는 점에서 의의를 지닌다. 반면, Blau와 Goodstein(2007)과 Pingle(2006)의 연구는 Mastrobuoni(2009)가 지적한 것처럼, 사용한 자료 또는 분석모델에서 한계를 가지고 있어 NRA의 영향을 살펴보는데 있어서 한계를 가진다.

또한 Atalay와 Barrett(2015)과 Hanel과 Riphahn(2012)은 각각 호주와 스위스를 대상으로 연구를 시행하였다. 두 연구의 공통점은 호주와 스위스 모두, 여성의 완전노령연금의 수급개시연령을 남성과 같게 또는 비슷하게 증가시키는 개혁에 대하여 연구하였다는 점이다. 호주에서는 연금의 수급개시연령이 남성은 65세, 여성은 60세였으나, 1993년의 개혁(1993 Australian Age Pension reform)을 통하여 여성의 수급개시연령을 60세부터 65세까지 증가시켰다. 그로 인하여 호주의 여성은 1935년 7월 1일생부터 수급개시연령이 0.5세씩 증가하여 1949년 1월 1일생부터는 65세에 완전노령연금을 수급하게 되었다. Atalay와 Barrett(2015)는 여성에 대한 연금수급개시연령만이 변화한 것에 기초



해서, 여성과 남성을 비교하는 DID(difference-in-difference) 모델을 사용하여 60-64세 여성의 노동공급에 대하여 분석을 시행하였다. 분석 결과, 여성의 연금수급개시연령이 1년 증가할 때 은퇴확률이 12-19% 낮아지는 것으로 나타났다. 반면, 스위스에서는 연금의 수급개시연령이 남성은 65세, 여성은 62세였으나 1991년의 개혁을 통하여 여성의 수급개시연령을 62세에서 64세로 증가시켰다. 그로 인하여, 1938년생 이하는 62세에, 1939-42년생은 63세에, 1943년생부터는 64세에 완전노령연금을 수급하게 되었다. Hanel과 Riphahn(2012)도 DID 모델을 사용하여 60-65세 여성에 대하여 분석을 시행하였으나, 남성과 여성을 비교한 Atalay와 Barrett(2015)과는 달리, 다른 정책을 경험한 여성 코호트들 간의 비교를 수행하였다. 분석 결과, 연금수급개시연령의 1년 증가는 은퇴 확률을 50% 이상 증가시키는 것으로 나타났다. 이 두 연구는 코호트 연구에 비하여 종속변수의 변량을 충분히 설명할 수 있다는 장점을 가지지만, 반면 분석에 사용된 자료에 포함된 여성의 수는 두 연구 모두 1,700명 정도라는 점에서, 일관된 점 추정치를 도출하거나 분석결과를 일반화하는데 있어 다소 한계를 지닌다.

### III. 분석방법

#### 1. 자료

본 연구에서는 분석자료로 경제활동인구조사(Economically Active Population Survey)를 사용한다. 경제활동인구조사는 “국민의 경제활동(취업, 실업, 노동력 등)의 특성을 조사함으로써 거시경제 분석과 인력자원의 개발정책 수립에 필요한 기초 자료를 제공”(국가통계포털, 2016b)하기 위한 목적으로 1963년부터 실시되었다.<sup>4)</sup> 경제활동인구조사는 조사대상 가구에 속한 15세 이상 가구원의 성별, 출생연도, 교육수준, 혼인상태와 같은 기본적인 인적사항에 더해서, 근로여부, 구직여부, 종사상지위, 산업, 종사자 규모 등에 대한 정보를 면접조사를 통하여 조사한다. 처음에는 분기별로 조사를 시행

4) 경제활동인구조사에 대한 설명은 모두 국가통계포털(2016b)의 통계설명자료와 통계청에서 발간하는 ‘2016년 8월 경제활동인구월보를 참조하였다.

하였으나, 1982년부터 월별 조사로 변경되었다.

경제활동인구조사는 5년마다 시행되는 인구주택총조사의 전체조사구를 표본추출틀로 하여, 30,000개 이상의 가구를 비례계통추출법을 이용하여 표본으로 구축한다. 표본은 인구주택총조사에 따라 5년마다 전면 개편하며, 최근에는 2007년 9월과 2013년 1월에 각각 32,000개와 33,000개의 가구를 표본으로 전면 개편하였다. 그러나 경제활동인구조사는 구축된 표본을 모두 추적조사하는 것이 아니라, “응답자의 응답부담 완화와 표본의 노후화 현상 및 전면 표본 개편에 따른 신규 계열 괴리 현상 감소를 위해 약 900가구를 매월 교체”(국가통계포털, 2016b)한다. 조사구를 중심으로 전입가구는 조사모집단에 포함시키며 전출가구에 대해서는 추적조사하지 않는다.

경제활동인구조사의 장점은 고령자의 경제활동여부에 대한 매우 풍부한 자료를 제공함으로써 일관된 점 추정치의 산출을 가능하게 한다는 것이다. 또한 경제활동인구조사는 경제활동인구의 고용동향에 대한 공식적인 통계치를 산출하는 것이 주목적이기 때문에, 경제활동인구조사는 우리나라의 고령자에 대한 일반화된 결과를 추정하는데 있어서도 가장 적합한 자료이다. 그리고 미국의 CPS와 같은 경우 조사대상자에게 단순히 연령만을 물어보기 때문에 출생연도에 대한 상당한 측정오차를 가질 수 있다는 점이 연금수급개시연령 증가의 영향을 분석하는데 있어 상당한 문제가 되는 반면(Mastrobuoni, 2009), 경제활동인구조사는 조사대상자의 출생연월을 조사하기 때문에 완전노령연금의 수급개시연령에 대한 정확한 시점을 계산할 수 있다는 장점을 가진다. 본 연구에서는 경제활동인구조사의 2003년 2월부터 2016년 12월까지의 자료를 사용하였다.

## 2. 연구설계

### 가. 종속변수: 58-60세 남성 고령자의 노동시장참여여부

본 연구에서 종속변수는 1945-55년생 남성 코호트들의 58-60세 동안의 노동시장참여여부이다. 본 연구에서 58-60세는 개인의 출생월까지 고려한 만 나이의 기간을 나타낸다. 즉, 예를 들어 1950년 5월생의 58-60세의 기간은 2008년 6월부터 2011년 5월까지이다. 58-60세를 이렇게 정의한 이유는 노령연금의 수급권을 가진 개인은, 만 나이가 연금수급개시연령이 되는 시점의 다음 달부터 노령연금을 수급할 수 있기 때문이다.

따라서 출생연도가 같다고 하더라도 출생월이 다른 경우, 58-60세의 기간은 서로 다르게 된다. 60세까지 분석한 이유는 연금수급개시연령이 1953년생 코호트부터 60세에서 61세로 증가하였기 때문이다. 따라서 61세에는 노령연금 수급권을 가진 1945-55년생 코호트들이 모두 연금을 수급할 수 있으므로 분석대상에 포함하지 않았다.

노동시장참여여부는 주당 근로시간을 기준으로 구분하였다. 경제활동인구조사는 지난주에 수입을 위한 목적으로 또는 무급가족종사자로 일한 총 근로시간을 조사한다. 이에 본 연구는 주당 총 근로시간을 기준으로 하여, '주당 20시간 이상 근로 여부', '주당 30시간 이상 근로 여부', '주당 40시간 이상 근로 여부' 각각에 대하여 분석을 시행하였다.

## 나. 처리집단과 통제집단의 구성

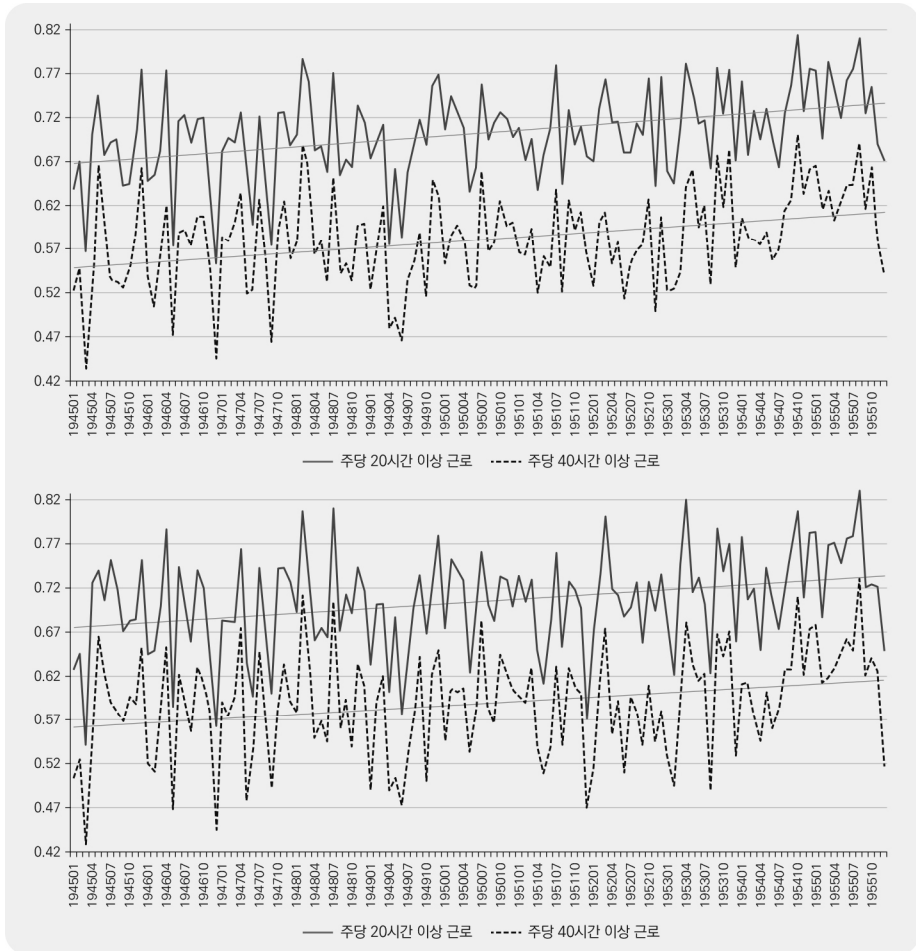
본 연구의 처리집단은 연금수급개시연령이 61세인 1953-55년생 코호트이다. 앞서 언급하였듯이, 1956년생 코호트는 아직 60세의 자료가 없기 때문에 분석에 포함하지 않았다. 통제집단은 연금수급개시연령이 60세인 1952년생 이하 코호트들로 구성할 수 있다. 그러므로 통제집단의 코호트들을 몇 년생까지 포함할 것인가를 선택해야 한다. 본 연구에서는 1997년 외환위기(1997.12.-2001.8.)와 기초생활보장제도 시행(2000.10.) 이후를 분석기간으로 하면서, 또한 2003년 1월에 이루어진 경제활동인구조사의 표본의 전면 개편을 고려하여, 2003년 1월의 자료부터 분석에 사용하고자 한다. 2003년 1월에 58세가 되는 코호트는 1945년생 코호트이며, 따라서 본 연구에서 통제집단은 1945-52년생 코호트로 구성하였다. 따라서 본 연구의 처리집단은 1953-55년생(3년) 코호트이며 통제집단은 1945-52년생(8년) 코호트이다.

그림 1은 경제활동인구조사로 계산한 1945-55년생 코호트들의 출생연월로 구분한 코호트별 노동시장참여율을 보여준다. 위쪽의 그래프는 횡단면 가중치를 적용하지 않은 결과이고 아래쪽의 그래프는 횡단면 가중치를 적용한 결과이다. 그림에서 보이는 것과 같이, 가중치를 미적용한 노동시장참여율이 가중치를 적용한 노동시장참여율보다 시계열의 일관성이 더 높게 나타났다.<sup>5)</sup> 따라서 본 연구에서는 가중치를 적용하지 않은 결과

5) 분석기간에 포함되는 월별 노동시장참여율 자료 132개에 대하여 코호트의 선형추세(linear trend)를 제거한 후, 가중치를 적용한 경우와 적용하지 않은 경우의 표준편차를 비교한 결과, 가중치를

를 사용하였다.

그림 1. 1945-55년생 남성의 58-60세의 코호트별 노동시장참여율



주. 위 그래프는 횡단면 가중치를 미적용한 결과이고 아래 그래프는 횡단면 가중치를 적용한 결과임.

적용하지 않았을 때의 표준편차가 더 작게 나타났다. [20h≤, SD(weighted): 0.053, SD(not weighted): 0.047; 30h≤, SD(weighted): 0.056, SD(not weighted): 0.049; 40h≤, SD(weighted): 0.058, SD(not weighted): 0.050]

## 다. 통제변수

그림 1에서 나타난 것과 같이, 남성 고령자(58-60세)의 노동시장참여율은 지난 약 10년 동안 지속적으로 증가하는 것으로 보인다. 따라서 연금수급개시연령의 증가의 영향을 확인하기 위하여, 단순히 연금수급개시연령이 다른 1945-52년생 코호트들과 1953-55년생 코호트들의 노동시장참여율을 비교하는 것은 적절하지 못한 방법이다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구들과 같이(Blau & Goodstein, 2007; Mastrobuoni, 2009; Pingle, 2006), 기본적인 통제변수들을 통제했을 때 코호트에 따른 노동시장참여율의 추세에서 연금수급개시연령에 따른 단절이 나타나는지를 확인하는 방법을 사용한다.

코호트를 비롯한 통제변수들의 선택은 기존 연구들과의 이론적인 일관성을 유지하기 위해서, 기존 연구들에서 사용한 통제변수들을 최대한 사용하고자 하였다. Mastrobuoni(2009)는 기본모델에서 출생연도의 1차항, 연령, 혼인상태, 교육수준, 인종, 가구원 수, 거주지역, 50-55세의 교육·젠더·지역별 실업률과 평균주당근로시간, 지연은퇴크레딧(delayed retirement credit; in percent)을 통제하였다. Atalay & Barrett(2015)은 혼인상태, 교육수준, 거주지역, 주택소유여부, 주택가치, 가구원 수를 통제하였다. Hanel과 Riphahn(2012)은 결혼지위, 교육수준, 종사산업, 거주지역을 통제하였다. 그리고 노르웨이를 대상으로 62세부터 수령 가능한 조기은퇴연금의 근로소득조사를 통한 감액 제도의 폐지가 고령자의 노동공급에 미치는 영향을 살펴본 Hernæs 등(2016)은 젠더, 교육수준, 출신국가, 60세 때의 근로소득과 주당근로시간을 통제하였다. 이에 본 연구에서는 출생연월의 1차항, 연령(터미변수), 교육수준(초졸이하/중졸/고졸/전문대졸/대졸/대학원졸), 혼인상태(미혼/유배우/사별 및 이혼), 거주지역(동/읍면)<sup>6)</sup>, 남성의 45-49세 실업률(월별)과 평균주당근로시간(월별)을 통제하였다. 남성의 45-49세의 실업률과 평균근로시간을 통제한 이유는, 45-49세의 노동시장상황이 더 어린 연령대의 노동시장상황보다 58-60세의 노동시장상황과 더 유사할 것으로 예상되기 때문이다(Mastrobuoni, 2009). 본 연구에서는 경제활동인구조사가 제공하는 자료의 한계로 인하여, 기존 연구에서 통제한 거주지역, 주택소유여부, 가구원 수, 이전 연령에서의 근로소득이나 주당근로시간을 통제하지는 못하였다. 따라서 고령자의 노동시장참여를 설명하

6) 2011-2014년 조사에서는 동/읍면 대신 시/군을 조사함으로써, 시계열적 비일관성이 다소 발생한다.

는 중요한 변수들을 충분히 통제하지 못한 것이 본 연구가 가지는 주요한 한계 중 하나이다.

### 3. 계량분석방법

본 연구는 노동시장참여여부에 대한 확률모델로서 선형확률모델(linear probability model)을 사용하여, OLS(ordinary least squares)로 모델을 추정하였다. 노동시장참여여부는 최솟값으로 0을 최댓값으로 1을 가지는 확률변수이기 때문에 선형확률모델보다는 비선형확률모델인 로짓 또는 프로빗 모델을 사용하는 것이 이론적으로 더 타당하지만, 기존 연구들에서는 고령자의 노동시장참여율이 0과 1 부근의 값을 취하지 않는다는 이유로 선형확률모델을 사용하는 것을 더 선호하였다. 선형확률모델은 회귀계수의 영향을 직접적으로 해석할 수 있다는 장점을 가진다. 이에 본 연구에서는 기존 연구들과의 일관성을 유지하고 처리변수의 영향에 대한 직접적인 해석을 용이하게 하기 위하여 선형확률모델로 분석을 시행하였다.<sup>7)</sup>

또한 경제활동인구조사는 합동패널(pooled panel)의 특성을 가짐에도 불구하고, 본 연구에서는 회귀계수의 분산을 구할 때 반복조사되는 개인의 오차항들의 자기상관(serial correlation)을 고려하지 않고 합동 횡단면(pooled cross-section) 자료로 가정하고 분석을 시행하였다. 그 이유는 경제활동인구조사가 개인아이디를 제공하지 않아 분산의 추정치를 구할 때 동일한 개인의 오차항들의 자기상관을 고려할 수가 없기 때문이다. 자료에 자기상관이 존재할 때 자기상관을 고려하지 않은 분산의 추정치는 실제의 분산을 과소추정하는 경향이 발생한다. 따라서 본 연구에서 계산된 p-value는 실제의 p-value보다 훨씬 작을 수 있다. 이에 본 연구에서는 연금수급개시연령에 따른 고령자의 노동시장참여율의 변화가 없다는 귀무가설을 기각하기 위한 유의수준으로 5%가 아닌 1%를 사용하였으며, 따라서 분석결과가 제시된 표에는 회귀계수가 최대 1% 수준에서 유의한 경우에 대해서만 유의함을 나타내는 별표를 표기하였다.

---

7) 강건성 검사를 위하여 프로빗 모델로 추가적으로 분석을 시행한 결과, 연금수급개시연령 증가의 영향이 1% 수준에서 유의한지의 여부는 모든 모델에서 OLS 모델의 분석결과와 동일하게 나타났다 (결과는 제시하지 않았음).

## IV. 분석결과

<표 3>, <표 4>, <표 5>에는 각각 58-60세인 남성 고령자의 '주당 20시간 이상 근로 여부', '주당 30시간 이상 근로여부', '주당 40시간 이상 근로여부'에 대한 선형확률모델의 분석결과가 제시되어 있다(기술통계량은 부록에 제시하였음). 각각의 경우에 대하여, 4개의 모델로 분석을 시행하였다. 첫째 모델은 연금수급개시연령이 61세인 1953-1955년생 코호트인지의 여부만을 포함하였으며, 둘째 모델은 추가적으로 출생연월의 1차항<sup>8)</sup>을 포함하였다. 셋째 모델은 둘째 모델에 더하여 개인특성변수인 연령, 교육수준, 혼인상태, 거주지역을 포함하였다. 마지막으로 넷째 모델은 셋째 모델에 더하여 45-49세의 실업률(월별)과 평균주당근로시간(월별)을 통제하였다. 경제활동인구조사는 결측값이 존재하지 않는 장점을 가지며, 따라서 총 분석대상은 모든 모델에서 170,047명으로 동일하였다.

분석 결과, 연금수급개시연령이 61세인 1953-55년생 코호트들의 58-60세의 노동시장참여율은 연금수급개시연령이 60세인 1945-52년생 코호트들보다 일관되게 높은 것으로 나타났다. 주당 20시간 이상 근로여부의 경우 1953-55년생 코호트들의 노동시장참여율은 1945-52년생 코호트들보다 3.7% 높았으며, 주당 30시간 이상 근로여부의 경우 3.9% 높았고, 주당 40시간 이상 근로여부의 경우 4.1% 높은 것으로 나타났다(모델 1). 출생연월을 추가로 통제한 모델 2에서는, 주당 30시간과 주당 40시간 이상 근로여부의 경우에만 1952-55년생 코호트의 노동시장참여율은 1945-52년생 코호트들보다 각각 1.9%, 2.4% 높은 것으로 나타났다. 개인특성을 추가로 통제한 모델 3에서는, 주당 20시간, 30시간, 40시간 이상 근로여부 모두에 대해서 1952-55년생 코호트들의 노동시장참여율은 1945-52년생 코호트들보다 각각 1.1%, 2.3%, 2.6% 높은 것으로 나타났다. 그러나 노동시장특성을 추가적으로 통제한 모델 4에서는, 주당 20시간, 30시간, 40시간 이상 근로여부 모두에 대해서 1952-55년생 코호트들의 노동시장참여율은 1945-52년생 코호트들과 유의하게 다른 것으로 나타나지 않았다. 결론적으로 본 연구에서는 연금수급개시연령의 증가가 고령자의 노동시장참여율의 증가시킨다는 충분한 증거를 발견하지 못하였다.

다른 변수들의 영향을 살펴보면, 먼저 모든 모델에서 출생연월이 증가할수록 58-60

8) 출생연월 변수는 다음과 같이 계산하였다. [출생연월 = (출생연도 - 1943) + (1/12) × (출생월 - 1)]

세인 남성 고령자의 노동시장참여율이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 구체적으로 출생연도가 1년 증가할 때 남성 고령자의 노동시장참여율이 0.3-1.3% 증가하는 것으로 나타났다. 연령의 경우에도 모든 모델에서 연령이 증가할수록 노동시장참여율이 감소한다는 결과를 일관되게 보여주고 있다. 구체적으로 연령이 59세인 경우 58세인 경우에 비하여 노동시장참여율이 2.2-3.4% 낮은 것으로 나타났으며, 60세인 경우 58세인 경우에 비하여 3.4-5.3% 낮은 것으로 나타났다. 교육수준의 경우에도, 모든 모델에서 동일한 결과를 보여주었다. 교육수준이 고졸인 경우를 기준으로 하여, 초졸 이하인 경우 노동시장참여율이 2.7-6.2% 낮은 것으로 나타났으며 중졸인 경우 노동시장참여율이 1.6-2.6% 높은 것으로 나타났고 전문대졸인 경우 유의한 차이를 나타내지 않았으며, 대졸인 경우 노동시장참여율이 각각 2.5-2.8% 낮은 것으로 나타났고 마지막으로 대학원졸인 경우 노동시장참여율이 3.9-5.7% 높은 것으로 나타났다. 혼인상태의 경우에도, 유배우인 경우를 기준으로 하여 미혼인 경우 노동시장참여율이 33.8-36.6% 낮은 것으로 나타났으며 사별 및 이혼인 경우 노동시장참여율이 14.1-14.7% 낮은 것으로 나타났다. 또한 45-49세 남성의 실업률이 1% 증가할 때 남성 고령자의 노동시장참여율은 2.6-3.5% 낮아지는 것으로 나타났으며, 45-49세 남성의 평균주당근로시간이 1시간 증가할 때 고령자의 노동시장참여율은 0.7-2.6% 증가하는 것으로 나타났다.



표 3. 남성 고령자의 주당 20시간 이상 근로여부에 대한 선형확률모델의 분석결과

	모델 1		모델 2		모델 3		모델 4	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
1953-55년생 (Ref: 1945-52년생)	0.037**	0.002	0.006	0.004	0.011*	0.004	0.000	0.004
출생연월			0.006**	0.001	0.006**	0.001	0.007**	0.001
연령 (Ref: 58세)								
59세			-0.031**	0.003	-0.031**	0.003	-0.030**	0.003
60세			-0.049**	0.003	-0.049**	0.003	-0.048**	0.003
교육수준 (Ref: 고졸)								
초졸 이하			-0.028**	0.003	-0.028**	0.003	-0.027**	0.003
중졸			0.026**	0.003	0.026**	0.003	0.026**	0.003
전문대졸			-0.010	0.007	-0.010	0.007	-0.011	0.007
대졸			-0.026**	0.004	-0.026**	0.004	-0.025**	0.004
대학원졸			0.056**	0.006	0.056**	0.006	0.056**	0.006
혼인상태 (Ref: 유배우)								
미혼			-0.364**	0.012	-0.364**	0.012	-0.364**	0.012
사별/이혼			-0.141**	0.004	-0.141**	0.004	-0.141**	0.004
거주지역 (Ref: 동 거주)								
읍면 거주			0.048**	0.003	0.048**	0.003	0.047**	0.003
45-49세 실업률(월별)							-0.032**	0.003
45-49세 평균주당근로시간(월별)							0.007**	0.001
상수항	0.694**	0.001	0.660**	0.004	0.687**	0.004	0.389**	0.030
결정계수	0.001		0.002		0.021		0.023	
관찰 수					170,047			

주: \*p-value<0.01; \*\*p-value<0.001.

표 4. 남성 고령자의 주당 30시간 이상 근로여부에 대한 선형확률모델의 분석결과

	모델 1		모델 2		모델 3		모델 4	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
1953-55년생 (Ref: 1945-52년생)	0.039**	0.003	0.019**	0.004	0.023**	0.004	0.008	0.004
출생연월			0.004**	0.001	0.004**	0.001	0.008**	0.001
연령 (Ref: 58세)								
59세					-0.034**	0.003	-0.031**	0.003
60세					-0.053**	0.003	-0.047**	0.003
교육수준 (Ref: 고졸)								
초졸 이하					-0.044**	0.003	-0.043**	0.003
중졸					0.019**	0.003	0.019**	0.003
전문대졸					-0.007	0.008	-0.008	0.008
대졸					-0.025**	0.004	-0.025**	0.004
대학원졸					0.056**	0.006	0.057**	0.006
혼인상태 (Ref: 유배우)								
미혼					-0.366**	0.012	-0.366**	0.012
사별/이혼					-0.146**	0.004	-0.147**	0.004
거주지역 (Ref: 동 거주)								
읍면 거주					0.022**	0.003	0.021**	0.003
45-49세 실업률(월별)							-0.035**	0.003
45-49세 평균주당근로시간(월별)							0.014**	0.001
상수항	0.650**	0.001	0.628**	0.004	0.670**	0.004	0.043	0.031
결정계수	0.001		0.002		0.019		0.024	
관찰 수					170,047			

주: \*p-value<0.01; \*\*p-value<0.001.

표 5. 남성 고령자의 주당 40시간 이상 근로여부에 대한 선형확률모델의 분석결과

	모델 1		모델 2		모델 3		모델 4	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
1953-55년생 (Ref: 1945-52년생)	0.041**	0.003	0.024**	0.004	0.026**	0.004	0.006	0.004
출생연월			0.003**	0.001	0.003**	0.001	0.013**	0.001
연령 (Ref: 58세)								
59세					-0.030**	0.003	-0.022**	0.003
60세					-0.049**	0.003	-0.034**	0.003
교육수준 (Ref: 고졸)								
초졸 이하					-0.062**	0.003	-0.061**	0.003
중졸					0.016**	0.003	0.016**	0.003
전문대졸					-0.006	0.008	-0.008	0.008
대졸					-0.027**	0.004	-0.028**	0.004
대학원졸					0.039**	0.007	0.040**	0.007
혼인상태 (Ref: 유배우)								
미혼					-0.338**	0.013	-0.338**	0.013
사별/이혼					-0.143**	0.004	-0.144**	0.004
거주지역 (Ref: 동 거주)								
읍면 거주					-0.005	0.003	-0.006	0.003
45-49세 실업률(월별)							-0.026**	0.003
45-49세 평균주당근로시간(월별)							0.026**	0.001
상수항	0.571**	0.001	0.553**	0.004	0.605**	0.005	-0.684**	0.032
결정계수	0.001		0.002		0.018		0.031	
관찰 수					170,047			

주: \*p-value<0.01; \*\*p-value<0.001.

## V. 결론

우리나라의 완전노령연금의 수급개시연령은 1998년 국민연금법의 개정으로 인하여, 60세에서부터 65세까지 점진적으로 증가하게 되었다. 구체적으로 1953년생부터 출생연도 기준으로 4년마다 1세씩 증가하며, 따라서 2013년부터 연금수급개시연령은 61세로 증가하였고 2033년에 65세로 증가하게 된다. 본 연구는 이러한 연금수급개시연령의 증가가 남성 고령자의 노동시장참여에 미치는 영향을 확인하기 위하여, 경제활동인구조사를 사용하여 1945-52년생 코호트와 1953-55년생 코호트를 비교하였다. 경제활동인구조사는 대표성이 있는 대규모의 표본을 제공한다는 장점을 가진다. 본 연구에서 활용한 경제활동인구조사의 총 관찰 수는 약 170,000개였다.

그러나 분석결과, 본 연구에서는 연금수급개시연령의 증가가 남성 고령자(58-60세)의 노동시장참여율을 유의하게 증가시킨다는 증거를 발견하지 못하였다. 그러나 그 이유가 통제변수들을 충분히 포함하지 못하였기 때문인지 아니면 정말로 영향이 존재하지 않기 때문인지의 여부를 확인할 수는 없었다. 매우 많은 관찰 수를 활용하였음에도 불구하고 이를 확인할 수 없는 이유는 경제활동인구조사에서 개인 및 가구, 그리고 코호트별 이질성을 통제할 수 있는 충분한 변수를 제공하지 않기 때문이다. 경제활동인구조사에서 사용할 수 있는 통제변수는 출생연월, 교육수준, 혼인상태, 거주지역(동/읍면) 뿐이다.

그렇지만 본 연구에서는 연금수급개시연령의 1년의 증가라는 정책의 상당한 크기의 외생적인 변량과 대규모의 표본을 사용하여 분석을 시행하였다는 점에서, 본 연구의 결과는 최소한 우리나라에서는 연금수급개시연령의 증가가 남성 고령자의 노동시장참여여부에 충분한 영향을 주지는 않았다는 것을 보여준다고 말할 수 있을 것이다. 만약 우리나라에서 연금수급개시연령의 증가가 남성 고령자의 노동시장참여율에 영향을 주지 않았다면 이에 대해서는 이론적으로 세 가지의 이유가 가능하다. 첫째는 남성 고령자의 고용률이 이미 충분히 높기 때문일 수 있으며, 둘째는 남성 고령자의 노동시장이 매우 경직되어 있을 수 있기 때문이고, 마지막으로 셋째는 아직까지 국민연금이 수급자 비율 또는 연금액에서 충분한 급여수준을 보장하지 못하기 때문일 수 있다. 국외에서 이루어진 기존 연구들에서는 연금수급개시연령의 증가가 고령자의 고용률을 상당히 증가시킨다는 것을 발견하였다는 점에서, 이 세 가지 가능한 이유들은 모두 앞으로 연구가

이뤄져야 할 필요가 있는 매우 중요한 주제들이다.

본 연구에서는 국민들의 경제활동에 대한 대표성이 있는 대규모의 표본을 제공하는 경제활동인구조사를 사용하였음에도 불구하고, 해당 자료가 일반 연구자들에게 더 많은 정보를 제공하지 않고 있음으로 인하여 최선의 분석을 시행할 수는 없었다. 경제활동인구조사에서 개인 또는 가구아이디를 제공한다면 보다 나은 분석들이 시행될 수 있다. 예를 들어, Hanel과 Riphahn(2012)과 같이 다른 정책을 경험한 코호트들의 노동시장참여율 변화에 대하여 이중차분법을 사용하는 경우 모델의 설명력을 크게 높일 수 있으며, 또한 단순히 이전의 근로소득이나 주당근로시간을 통제하는 것도 모델의 설명력을 높이는 매우 유용한 방법이다(Hernæs et al., 2016). 이 외에도 응답자의 거주지역이나 가구원 수 등에 대한 정보들이 추가적으로 제공되는 것만으로도 보다 타당성이 있는 분석을 시행할 수 있다. 또한 국민연금공단의 개인들의 국민연금 보험료 납부이력과 노동시장 참여여부에 대한 정보를 활용할 수 있다면, 분석대상의 연금수급권의 여부를 정확하게 파악할 수 있어 훨씬 엄밀한 분석을 시행할 수 있을 것이다. 본 연구를 기초로 하여, 향후 연구들에서는 연금수급개시연령의 증가가 고령자의 노동시장참여율에 미치는 영향을 규명하기 위한 보다 엄밀한 연구들이 수행될 수 있기를 기대한다.

최요한은 서울대학교에서 사회복지학 박사과정 중에 있으며, 한국보건사회연구원에서 전문연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 장애인복지, 계량경제학이다.

(E-mail: yohan.choi@daum.net)

## 참고문헌

---

- 국가법령정보센터. (2016). 국민연금법. <http://www.law.go.kr>에서 2016.11.25. 인출.
- 국가통계포털. (2016a). 국민연금통계. <http://www.kosis.kr>에서 2016.12.11. 인출.
- 국가통계포털. (2016b). 통계설명자료 (경제활동인구조사). <http://www.kosis.kr>에서 2016.12.5. 인출.
- 이용하, 김원섭, 한정림. (2012). 국민연금 지급개시연령 상향조정방안 연구. 서울: 국민연금연구원.
- 정홍원. (1998). 국민연금 개정법안(1988.12)에 대한 분석·평가. *한국사회정책*, 5(2), pp.189-219.
- 정홍원. (2008). 국민연금 제도개혁의 사회적 대화. *정부학연구*, 14(2), pp.135-160.
- 통계청. (2016). 2016년 8월 경제활동인구월보. 대전: 통계청.
- Atalay, K., & Barrett, G. F. (2015). The impact of age pension eligibility age on retirement and program dependence: evidence from an Australian experiment. *Review of Economics and Statistics*, 97(1), pp.71-87.
- Blau, D. M., & Goodstein, R. (2007). *What explains trends in labor force participation of older men in the united states?* (August 2007). IZA Discussion Paper No. 2991.
- Hanel, B., & Riphahn, R. T. (2012). The timing of retirement—New evidence from Swiss female workers. *Labour economics*, 19(5), pp.718-728.
- Hernæs, E., Markussen, S., Piggott, J., & Røed, K. (2016). Pension reform and labor supply. *Journal of Public Economics*, 142, pp.39-55.
- Mastrobuoni, G. (2009). Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: Empirical estimates using cohort discontinuities. *Journal of public Economics*, 93(11), pp.1224-1233.
- Pingle, J. F. (2006). *Social Security's delayed retirement credit and the labor supply of older men* (October 2006). FEDS Working Paper No. 2006-37.

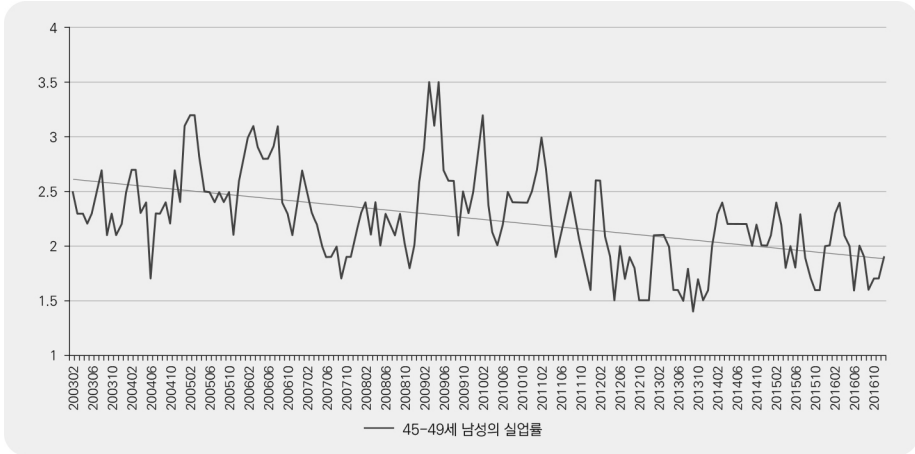
## 부록. 기술통계량

부표 1. 코호트별 기술통계량

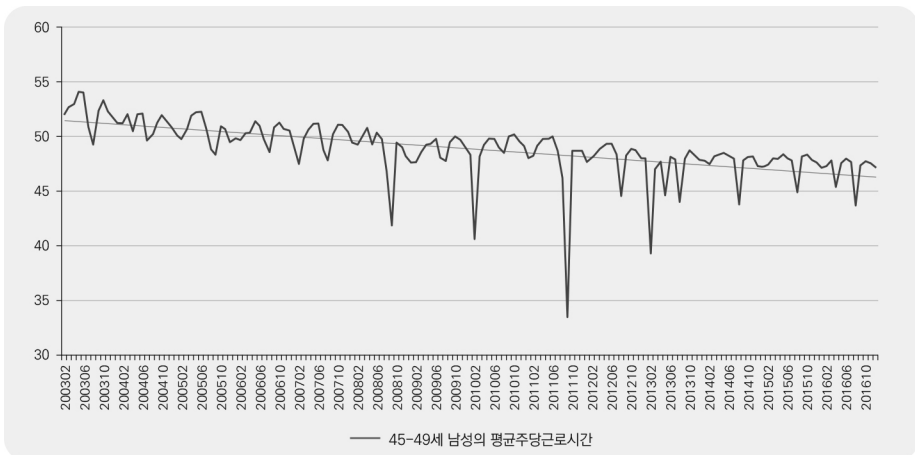
	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955
노동시장참여여부											
주당 20시간 이상	0.68	0.68	0.68	0.71	0.68	0.71	0.69	0.71	0.71	0.73	0.74
주당 30시간 이상	0.64	0.64	0.64	0.67	0.64	0.66	0.65	0.66	0.67	0.69	0.70
주당 40시간 이상	0.56	0.56	0.57	0.59	0.55	0.58	0.57	0.57	0.59	0.61	0.63
연령	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)	59.0(0.8)
교육수준											
초졸 이하	0.26	0.25	0.29	0.23	0.24	0.24	0.26	0.22	0.18	0.21	0.16
중졸	0.22	0.26	0.25	0.24	0.24	0.25	0.25	0.23	0.23	0.22	0.20
고졸	0.39	0.35	0.30	0.38	0.37	0.35	0.36	0.40	0.40	0.39	0.40
대졸	0.01	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.03	0.03	0.04	0.05
전문대졸	0.10	0.11	0.12	0.11	0.09	0.12	0.09	0.09	0.11	0.12	0.14
대학원졸	0.02	0.03	0.02	0.04	0.04	0.03	0.03	0.04	0.06	0.04	0.04
혼인상태											
미혼	0.00	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02
유배우	0.93	0.92	0.91	0.92	0.91	0.92	0.94	0.91	0.91	0.89	0.88
사별이혼	0.06	0.07	0.08	0.07	0.08	0.08	0.06	0.08	0.08	0.10	0.10
거주지역											
동	0.74	0.77	0.73	0.71	0.75	0.73	0.71	0.72	0.76	0.74	0.72
읍면	0.26	0.23	0.27	0.29	0.25	0.27	0.29	0.28	0.24	0.26	0.28
관할 수	12,313	14,052	16,183	16,322	14,886	15,309	13,701	17,519	14,136	18,010	17,616

주: 제시된 값들은 연령, 관찰 수를 제외하고는 모두 비율을 나타냄. 연령의 경우에는 괄호 안에 표준편차를 함께 제시함.

부그림 1. 45-49세 남성의 실업률(월별)



부그림 2. 45-49세 남성의 평균주당근로시간(월별)





# The Effect of Increases in the Pension Eligibility Age on the Labor Supply of Older Men in South Korea

**Choi, Yohan**

[Korea Institute for Health and Social Affairs]

---

According to the reform in 1998 of the National Pension in South Korea, the pension eligibility age would increase, beginning in 2013, by one year every 5 years from the previous 60 until reaching 65. The increase in the pension eligibility age will lead to a net reduction in pension benefits, which is expected to result in a net income effect and increase the participation of the elderly in the labor market. The impact of pay incentives on people's labor market behavior is information that is integral to the design of benefits. Therefore, in this study, we analyzed the effect of the increase in the pension eligibility age in South Korea on the labor market participation of the elderly, using a monthly Economically Active Population Survey, which is representative and provides sufficient number of observations. Specifically, we analyzed whether there is a difference in the labor market participation rate between the birth cohort 1945-52 with the pension eligibility age of 60 and the birth cohort of 1953-55 with the pension eligibility age of 61. Labor market participation was defined as 'whether they worked more than 20 hours per week', 'more than 30 hours per week', and 'working more than 40 hours per week'. For this, we analyzed whether the trend of the labor market participation rate according to the cohort resulted in the discontinuity due to the difference in pension eligibility age after controlling for personal characteristics and labor market variables. However, there was no consistent evidence that the increase in the pensionable age from 60 to 61 had an impact on the labor market participation rate of the elderly.

---

**Keywords:** National Pension, Old-age Pension, Pension Eligibility Age, Cohort Research