

기초연금 인상이 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향

황 인 옥
(서울대학교)

이 태 진*
(서울대학교)

이 연구는 노인의 소득과 복지 증진을 위해 2014년에 도입된 기초연금제도를 기존 기초노령연금 급여의 인상으로 보고 기초연금 인상과 노인의 삶의 만족도의 관계를 준 실험설계 모형을 이용해 살펴봤다. 2010-2016년의 고령화연구패널조사(KLoSA) 자료를 이용해 성향점수매칭-이중차이모형(PSM-DID) 분석 등을 수행한 결과 기초연금 인상 전 시점에서 기초연금 인상 전·후에 계속 기초연금을 받은 노인(처치군)과 동 기간 계속 기초연금을 받지 않은 노인(대조군)의 전반적 및 영역별 삶의 만족도의 공통추세가정이 충족되었고 기초연금 인상 후에 처치군의 삶의 만족도가 영역별로 대조군에 비해 3.72~5.14점 더 증가했으며 이 중 경제상태에 대한 만족도가 비교적 가장 많이 증가했다. 국민연금/특수직연금 수급 여부, 임금노동 참여 여부, 성별, 나이 등에 따라 하위그룹 분석을 수행한 결과 전반적으로 기초연금 인상은 국민연금/특수직연금 미수급 집단, 임금노동 미참여 집단, 여성, 후기 노인에서 대조군에 비해 처치군의 삶의 만족도를 개선한 것으로 나타났다. 이 연구는 우리나라에서 기초연금 급여의 인상이 노인의 소득과 소비뿐만 아니라 전반적 및 자신의 경제·건강상태와 배우자·자녀와의 관계 등 영역별 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미친 점을 준실험설계 모형을 이용해 밝혀냈으며 정부가 2014년과 2018년에 두 차례 기초연금 급여를 인상했고 2021년까지 추가 인상을 예고한 상황에서 향후 기초연금 정책 방향에 대한 중요한 단서를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

주요 용어: 노후소득보장, 기초연금, 주관적 웰빙, 삶의 만족도, 이중차이모형

이 연구는 제1저자가 서울대학교 경제학부의 2019년 1학기 ‘인구와 경제연구’ 수업(이철희 교수 담당)에서 발표한 보고서 내용을 재구성한 것입니다.

* 교신저자: 이태진, 서울대학교 (tjlee@snu.ac.kr)

■ 투고일: 2020. 4. 30. ■ 수정일: 2020. 6. 22. ■ 게재확정일: 2020. 7. 8.

I. 서론

20세기에 들어 기대수명은 사망률과 출산율의 감소 등으로 인한 인구구조의 변화, 공중보건 조치, 의료기술의 발달 등에 힘입어 크게 증가했다. 미국에서 1900년에 태어난 남성의 출생 시 평균 기대수명이 51.5세에 그친 데 반해 2000년생 남성의 기대수명은 80세에 달했다(Poterba, 2014, p.2). 이에 따라 거의 모든 고소득 국가에서 은퇴 기간이 점점 늘어났고 각 정부는 노인에 대한 노령연금 등 공적이전소득을 확대하여 여기에 대응했다(Lee, 2001, p.648; Poterba, 2014, p.10).

세계적인 추세에 비해 한국의 인구 고령화 속도는 매우 빠른 편이다. 일본이 고령 국가와 초고령 국가¹⁾에 도달하는데 각각 25년과 36년이 걸렸으나 한국은 이에 각각에 18년과 26년이 걸릴 것으로 예측된다(Hyun, Kang, & Lee, 2016, p.1239; 통계청, 2019). 유례없이 빠른 고령화에도 불구하고 한국의 사회보장제도, 특히 노인을 대상으로 하는 연금(annuity) 성격의 사회보장제도는 더디게 발전했다. 1961년에 퇴직금 제도가 시행되었고 최초의 정부 주도 연금제도인 공무원연금은 1960년에, 군인연금과 사학 연금은 1963년과 1973년에 각각 시행되었다(Yang, 2013, p.41). 이후 1988년에 사기업 근로자를 대상으로 시행된 국민연금제도의 대상자가 점진적으로 확대돼 1999년에는 근로 연령의 인구 전체를 보장하기에 이르렀다(Lee, Ku, & Shon, 2019, p.507). 최저생활을 보장하는 공공부조에 해당하는 기초생활보장급여제도는 2000년에 도입되었다. 하지만 아직 우리나라의 사회보장급여 수준은 다른 고소득 국가보다 매우 낮다. 실제로 2013년에 미국 노인 중 약 90%가 사회보장소득을 받고 전체 소득 중 사회보장소득의 비중이 57~85%에 달하는 데 반해 2014년에 우리나라 노인 중 41.5%만이 공적연금 소득을 받고 가구소득 중 공적연금 소득의 비중이 22.5%에 그쳤다(여유진, 2019, p.5; Poterba, 2014, p.10). 낮은 사회보장급여로 인해 한국 노인 중 대부분은 저축과 사적이전소득에 의존하며 상당수가 빈곤을 경험한다(여유진, 2019, p.2). 실제로 한국에서 66세 이상의 상대 빈곤율은 2015년 기준 약 46%에 달해 OECD 국가 평균 12.5%에 비해 거의 네 배 높다(OECD, 2017, p.135). 빈곤율과 더불어 한국 노인의 자살률은 OECD 국가 중 단연 1위로 OECD 평균과 비교해 약 5배가 높다(양재진, 2011, p.80).

1) UN은 인구 중 노인의 비중이 14%에 달하면 고령국가(aged-society), 21%에 달하면 초고령국가(super-aged society)로 분류한다(Hyun, Kang, & Lee, 2016, p.1239).

사회보장제도의 낮은 보장률 등을 보완하기 위해 정부는 노인을 대상으로 하는 조세 기반의 비기여식 연금(non-contributory pension)제도인 기초노령연금 제도를 2008년에 도입했다. 기초노령연금과 같은 비기여식 연금(non-contributory pension)은 노인을 대상으로 특정한 순수한 현금 이전이며 여러 나라에서 저조한 기여식 연금의 보장률을 극복하고 노인 빈곤을 해소하기 위해 도입되었다(Palacios & Slunchnsky, 2006, p.8-10). 기초노령연금제도는 도입 당시 소득 분위 중 하위 60%에 속하는 70세 이상의 단독 및 부부 수급자에게 각각 월 85,000원과 135,000원을 지급했으며 2009년에 소득 분위 중 하위 70%에 속하는 65세 이상 노인으로 대상자를 확대했다. 기초노령연금 지급은 신청자의 개인소득과 자산을 토대로 산정한 '소득인정액'을 기준으로 결정되며 사적이전소득과 가구소득 등은 고려하지 않는다(Lee & Wolf, 2014, p.709). 2014년 7월에 기초연금이 도입되기 전까지 기초노령연금 급여는 물가상승률을 반영한 연간 인상을 제외하면 그대로 유지되었다.

2014년 7월에 정부는 기초노령연금 제도를 기초연금 제도로 대체하면서 기존 기초노령연금 수급자의 급여를 일괄적으로 두 배 인상했다. 기초연금 제도는 급여를 노인 단독 가구 기준 약 10만원에서 20만원으로 인상한 점 외에 기초노령연금과 근본적으로 같은 제도로 주요 요소가 다음처럼 같다. 첫째, 대상자가 기존과 같이 소득 분위 중 하위 70%에 해당하는 65세 이상 노인으로 동일하다. 둘째, 기존과 같이 개인소득 및 자산을 근거로 산출한 소득인정액을 대상자 선정 기준으로 사용했다. 이 경우 우리나라에서 비기여식 연금의 종합적인 영향을 살펴볼 때 기초연금을 새로운 제도로 보는 것보다 기존 기초노령연금 제도의 개혁으로 보는 것이 타당할 것이다(Lee, Ku, & Shon, 2019, p.507).

기초연금의 도입 목적이 '소득 제공을 통한 생활 안정과 복지 증진'이고 기초연금과 주관적 측면의 웰빙에 대한 관계에 대한 단서가 해외의 선행연구에서 알려졌음에도 불구하고 아직 국내 연구는 대부분 수급자의 소득, 소비, 빈곤 완화와 같은 물질적 측면의 웰빙(well-being)을 살펴보는데 중점을 두었다(기초연금법, 2020). 이에 따라 이 연구는 정부가 2014년과 2018년에 기초연금 급여를 각각 10만원과 5만원 인상했고 2021년까지 모든 노인의 급여를 30만원으로 상향조정하는 등 급여 인상 정책을 펼치고 있는 상황에서 2014년의 급여 인상이 주관적 측면의 웰빙(subjective well-being)에 미친 영향을 준실험설계 모형을 이용해 추정하여 기초연금 정책의 근거자료를 제공하고자 한다

(정문종 등, 2018, p.xvii).

II. 문헌고찰

1. 기초연금과 물질적/주관적 웰빙

최근까지 기초연금에 관한 연구는 대부분 수급자의 소득, 소비, 빈곤 완화와 같은 물질적 측면의 웰빙(well-being)에 맞춰져 있었다. 이 연구의 목적이 사회보장제도로서 기초연금의 효과를 살펴보는 것이고 앞서 설명한 바와 같이 기초노령연금과 기초연금을 동일한 제도로 보는 것이 타당하므로 지금부터 두 제도를 통틀어 기초연금으로 지칭한다. 최근 연구에 따르면 우리나라의 기초연금은 수급자의 소득과 소비를 늘리고(강성호, 최옥금, 2010, p.61; 이정화, 문상호, 2014, p.427; 박정수, 김준기, 2015, p.363; Shin & Do, 2015, p.1069) 빈곤을 완화하는 것으로 나타났다(강성호, 최옥금, 2010, p.58; 석상훈, 2010, p.345). 또한, 최근 연구에서 기초연금의 인상은 수급자의 사적이전소득을 줄이지 않으면서 소득과 소비를 늘리고 빈곤을 완화한 것으로 나타났다(Lee, Ku, & Shon, 2019, p.514).

위 연구들은 기초연금의 영향에 대한 중요한 단서를 제공하지만, 복지 증진 등 해당 제도의 도입 취지에 부합하는 종합적인 영향을 평가한 것으로 보기 어렵다. 실제로 노인의 기초연금 수급은 다양한 삶의 변화로 이어진다. 최근 국민연금공단이 수행한 실태조사에 따르면 기초연금 수급은 노인의 가계경제를 안정시켰을 뿐만 아니라 일상생활에서의 만족, 우울, 행복 등과 가족관계, 미래에 대한 전망 등을 개선한 것으로 나타났다(안서연, 최옥금, 한신실, 이은영, 2019, p.157). 이 결과는 기초연금이 단순히 경제적 측면에서 생활을 안정시키는 것에 그치지 않고 본인의 삶에 대한 주관적인 웰빙(well-being)을 개선하는 변화를 동반함을 시사한다. 주관적 웰빙(Subjective well-being)에 대해 좀 더 살펴보면 다음과 같다. 1960년대에 주목을 받기 시작한 주관적 웰빙의 개념은 종종 행복감(happiness), 만족감(satisfaction), 효용(utility), 복지(welfare) 등으로 상호교환적으로 불린다(Easterlin, 2001, p.465). 주관적 웰빙은 정책 입안자의 우선순위의와는 다르

계 각 개인이 일상 경험을 바탕으로 내리는 본인의 웰빙에 대한 내적 판단을 뜻한다(Diener & Suh, 1997, p.201). 개인의 삶의 질(quality of life)을 대변하는 지표로서 주관적 웰빙이 주목받기 시작한 것은 비교적 최근의 일이다. 2008년에 발간된 ‘Fitoussi Commission Report’는 경제 발전과 사회적 진보의 지표로서 국내총생산(GDP)의 한계를 지적하고 삶의 질에 대한 측정을 경제적 생산(production) 중심에서 개인의 주관적 및 객관적 웰빙으로 옮길 것을 주문했다(Stiglitz, Sen, & Fitoussi, 2009, p.12). 경제학적 관점에서 주관적 웰빙은 이미 특정 정책이 개인의 삶의 질 또는 효용(utility)에 미치는 한계영향(marginal effect)을 나타내는 지표로 인정받고 있다(Fray & Stutzer, 2002, p.402). 또한 보건학적 관점에서 주관적 웰빙은 궁극적인 목표인 건강 자체일 뿐만 아니라 객관적인 건강 지표의 중요한 결정요인이다. 그 예로 약 150개의 실험 연구를 대상으로 한 메타분석 결과 주관적 웰빙의 개선이 생존율 및 면역 기능 향상과 통증의 감소로 이어진 단방향(uni-directional)적 영향이 확인된 바 있다(Howell, Kern, & Lyubomirsky, 2007, p.117). 나이에 따라 개인의 만성질환 수와 중증도가 증가하는 점을 고려할 때 전반적인 건강상태의 결정요인으로서 주관적 웰빙의 역할은 노년기에 더 클 것으로 볼 수 있다(Steptoe, Deaton, & Stone, 2015, p.640).

이와 같은 주관적 웰빙의 결정요인을 다룬 일명 ‘행복연구(happiness research)’의 결과에 따르면 개인 및 국가 수준 모두에서 행복의 주요 결정요인은 소득인 것으로 나타났다(Easterlin, 1995, 2001, 2003; Frey & Stutzer, 2000, 2002a, 2002b). Easterlin이 제시한 모델에 따르면 주관적 웰빙은 소득과 ‘aspirational level,’ 즉 ‘목표 소비수준’의 함수이며 ‘목표 소비수준’은 개인이 충족하고자 하는 식료품, 의료이용, 사회활동 참여, 여가생활 등의 소비수준을 말한다(Easterlin, 1974, 1995, 2001). 이 경우 개인의 소득이 증가하여 더 높은 목표 소비수준을 달성할 경우 주관적 웰빙이 증가하게 된다. 또한, 소득 유형별로 주관적 웰빙에 미치는 영향이 다를 수 있다. 경제학의 생애주기항상소득가설(Life-cycle permanent income hypothesis)에 따르면 개인은 소비 지출을 일생에 걸쳐 배분하며 현시점의 소비를 현재 소득과 자산뿐만 아니라 일생에 걸쳐 발생할 소득과 자산에 근거해 결정한다(Friedman, 1957, p.20; Modigliani, 2005, p.47). 그러므로 정기적으로 무기한/장기간 발생하는 항상소득에 가까운 기초연금은 일시적인 소득보다

2) 세계보건기구(WHO)는 일찍이 건강을 ‘질병 또는 병약(infirmity)한 상태의 부재뿐만 아니라 완전한 신체적, 정신적, 사회적 웰빙의 상태로 규정한 바 있다(Vik & Carlquist, 2018, p.282).

노인의 주관적 웰빙에 더 큰 영향을 미칠 수 있다.

일반적으로 주관적 웰빙의 정의는 정서(Affect)와 삶의 만족도(life satisfaction)를 포함하는 것으로 알려져 있다(Diener, 1984, p.543; Diener & Suh, 1997, p.200). 정서는 기분(mood)과 감정(emotion)을 나타내고 개인의 일상 경험에 대한 평가(evaluation)에 해당하며 긍정적인 정서와 부정적인 정서로 나뉜다. 긍정적인 정서는 기쁨(joy), 매우 큰 기쁨(elation), 자긍심(contentment/pride), 애정(affection), 행복감(happiness) 등을 포함하며 부정적인 정서는 죄책감(guilt), 슬픔(sadness), 불안/걱정/스트레스(anxiety/worry/stress), 우울감(depression), 선망(envy)을 포함한다. 반면에 삶의 만족도(life satisfaction)는 본인의 삶의 만족도에 대한 종합적·인지적(cognitive) 평가에 해당한다(Diener, 1984, p.543; Diener & Suh, 1997, p.200; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999, p.277). 삶의 만족도는 삶 전체에 대한 전반적인 만족도와 근로, 건강, 가족, 경제상태 등 각 하위 영역에 대한 만족도에 대해 측정될 수 있다. 이 연구의 목적이 기초연금 정책의 영향을 살펴보는 것임을 고려할 때 개인의 주관적 웰빙을 나타내는 지표로서 정서와 삶의 만족도 중 정책에 따른 포괄적인 삶의 변화를 파악할 수 있는 삶의 만족도(life satisfaction)를 사용한다.

2. 선행연구

최근 몇십 년간 노인의 비기여식 연금 수급과 삶의 질 또는 주관적 웰빙의 관계를 살펴본 연구가 국내외에서 꾸준히 발표되었다. 국외 연구를 먼저 살펴보면 다음과 같다. Lloyd-Sherlock, Saboia, & Ramirez-Rodriguez(2012, p.1056-1065)의 연구는 브라질에서 2002년과 2008년에 수행된 중단 설문자료를 활용해 비기여식 연금의 인상이 노인 가구와 개인의 소득과 빈곤 상태 및 다양한 유형의 주관적 웰빙에 미친 영향을 살펴봤다. 해당 기간에 비기여식 연금의 급여가 약 46% 인상되었고 이는 특히 농촌 지역의 빈곤 완화 및 전체 노인의 가구소득 증가와 관련이 있는 것으로 나타났다. 주관적 웰빙의 측면에서 가구의 재정 상태에 대한 만족도가 모든 소득계층에서 증가하고 개인 수준에서 가족관계에 대한 만족도가 증가한 것으로 나타났다. 또한, 급여 인상이 의약품 구입과 주거환경 개선 등으로 이어져 삶의 질을 개선한 것으로 볼 수 있었다. 저자는 노인이 자녀 등 다수의 가구원과 동거하는 중저소득 국가의 맥락에서 비기여식 연금

등 공적이전소득에 대한 가구 내의 소득공유(income pooling)이 만연하고 이 경우 비기여식 연금이 수급자 개인의 삶의 만족도에 미치는 영향이 줄어들거나 늘어날 수 있음을 지적하였으나 해당 관계에 대한 단서는 발견하지 못했다.

Moller와 Radloff(2013, pp.654-655)의 연구는 남아프리카 공화국에서 2002년과 2009년에 노인 가구를 대상으로 수행된 종단 설문자료를 활용해 비기여식 연금 수급으로 인한 물질적 생활 환경의 개선과 수급자의 주관적 웰빙 및 삶의 질의 관계를 살펴봤다. 그 결과 비기여식 연금 등의 복지제도가 확대된 2002년과 2009년 사이에 가구의 경제 상태와 전반적인 상황에 대한 만족도가 두 배 이상 증가했고 재정적 어려움 및 빛의 해소와 생활환경의 개선이 여기에 기여한 것으로 나타났다. 그러나 이런 만족도의 변화가 도시지역 흑인, 도시지역 유색인종, 농촌지역 흑인 등 소득 수준이 다른 집단별로 상당히 다르게 나타난 점은 주목할만하다.

Schatz, Gomez-Olive, Ralston, Menken, Tollman(2012, pp.1866-1870)의 연구는 마찬가지로 남아프리카 공화국에서 비기여식 연금 수급이 건강과 주관적 웰빙에 미치는 영향을 살펴봤으나 성별에 따른 영향의 차이에 주목했다. 이 연구는 성별에 따른 성역할(gender roles)과 스트레스 및 연금 수급 전 소득 등에 따라 비기여식 연금 수급이 노인의 건강과 주관적 웰빙에 미치는 영향이 다르고 여성의 경우 비기여식 연금 수급의 영향이 수급 직후 약 5년간의 ‘허니문 시기에 걸쳐 나타난 후 고령에 따른 건강의 악화 등에 따라 사라질 것으로 보았다. 이 연구는 2006년 세계보건기구의 WHO-INDEPTH Study of Global Ageing and Adult Health Survey 자료와 Intention-to-treat(ITT) 분석을 이용해 남아프리카 공화국에서 비기여식 연금 수급이 슬픔, 걱정, 불행, 불만족 등의 정서(affect)와 삶의 질, 건강 및 장애 상태에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과 비기여식 연금의 수급 연령과 정서, 삶의 질, 건강 및 장애 지표의 개선간에 유의미한 관계가 있었고 이 영향은 여성에서 더 컸으나 ‘허니문 시기’의 단서는 발견하지 못했다.

Ralston, Schatz, Menken, Gomez-Olive, & Tollman (2019, pp.142-144)의 연구는 마찬가지로 남아프리카 공화국에서 비기여식 연금 수급이 수급자 개인의 주관적 삶의 질에 미치는 영향을 살펴봤으나 실제 비기여식 연금 수급 여부를 사용하고 신체장애 등의 영향요인을 통제했으며 비기여식 연금 수급의 내생성을 인지하고 그에 따라 연구 모형을 일부 수정한 점이 다르다.

이에 반해 우리나라에서 기초연금과 주관적 웰빙 또는 삶의 질의 관계를 살펴본 연구

는 거의 없다. Lee & Wolf (2014, pp.713-726)의 연구는 2006, 2008년의 고령화연구패널조사(KLoSA) 자료를 활용해 기초연금의 수급이 노인의 전반적인 삶의 만족도, 건강상태에 대한 만족도, 경제상태에 대한 만족도에 미치는 영향을 이중차이모형을 이용해 추정했으나 기초연금의 영향을 발견하지 못했다. 이 연구는 낮은 기초연금 급여 수준과 고령화연구패널조사 자료가 기초연금 시행 후 몇 주 이내에 조사된 점을 기초연금의 영향이 나타나지 않은 이유로 들었다. 진정란, 김원섭(2018, pp.11-18)의 연구는 2013, 2015년의 한국복지패널 자료를 활용해 노인단독가구와 노인부부가구 등 기초연금 수급가구에서 가구형태별로 기초연금 수급과 생활실태 만족감, 우울 등의 관계를 다중회귀 분석을 통해 살펴보았다. 생활실태 만족감은 건강, 가족의 수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가생활, 전반적 등 각 만족도에 대한 설문 중 5개 항목에서 얻은 응답의 평균값과 같다. 분석 결과 2013년(기초연금 도입 전)에 비해 2015년의 생활실태 만족도가 단독가구와 부부가구에서 모두 높게 나타났으며 두 그룹 중 단독가구의 만족도가 비교적 낮은 것으로 나타났다.

위 선행연구들은 기초연금과 주관적 웰빙의 관계를 살펴보는데 다음의 함의를 준다. 첫째, 기초연금은 노인의 주관적 웰빙에 직접적 또는 간접적으로(생활여건의 개선 등을 통해) 기여한다. 둘째, 노인 중에서도 성별과 소득계층 등에 따른 그룹마다 기초연금의 영향이 다르게 나타난다. 셋째, 기초연금은 삶의 전반적인(overall) 주관적 웰빙과 영역별 주관적 웰빙마다 각각 다른 영향을 미칠 수 있다. 넷째, 기초연금 수급 또는 인상의 영향을 살펴볼 때 그 내생성과 주요 영향요인을 연구모형에서 통제할 필요가 있다. 특히 기초연금과 삶의 만족도의 관계를 다룬 선행연구는 거의 모두 기초연금 수급의 내생성을 고려한 연구모형을 사용하지 않은 문제점이 있다. 이 연구는 이와 같은 함의점을 고려하여 연구모형을 구성했다.

III. 연구방법

1. 자료, 대상자, 변수

이 연구는 2010년(3차)부터 2016년(6차)까지의 고령화연구패널조사(KLoSA) 자료를 이용해 구성된 균형패널 자료를 사용한다³⁾. 고령화연구패널조사는 2006년부터 45세 이상 개인을 대상으로 2년마다 시행된 패널조사로 이 연구에 활용하기에 적합하다. 고령화연구패널조사는 국제비교가 가능한 중고령자 대상 조사로 미국의 HSR(Health and Retirement Study), 유럽의 SHARE(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) 등과 유사하게 설계되어 가구가 아닌 각 개인이 설문 단위이며 노인의 가구 배경, 인적속성, 가족, 건강, 고용, 소득, 소비, 자산, 주관적 기대감과 삶의 질 등 광범위한 주제를 조사한다. 즉 다른 패널조사에서 개인 수준의 기초연금 수급 여부와 수급액 등이 관찰되지 않거나 조사 이전 시점을 기준으로 하지만 고령화연구패널 자료는 각 개인별로 조사 시점의 기초연금 수급과 주관적인 삶의 만족도 등을 모두 조사한다.

이 연구는 2010년부터 2016년의 각 자료에서 관찰된 65세 이상 노인 중 기초연금 수급 여부가 명확한 개인을 대상으로 한다. 고령화연구패널조사 문항 중 기초연금 신청 여부 및 수급 여부에 해당하는 문항에 답한 응답자 중 현재 기초연금을 받는 경우 기초연금 수급자, 현재 기초연금을 받지 않거나 신청하지 않았으면 비수급자로 분류하였다. 아울러 이 연구는 이중차이모형(Difference-in-Differences)을 사용하기 때문에 대상자가 처치군(treatment group)과 대조군(control group)으로 나뉜다. 기초연금 도입 당시의 수급 노인은 모두 급여가 인상되었으므로 처치군은 기초연금 인상 전·후에 모두 급여를 받은 65세 이상 노인에 해당한다. 고령화연구패널조사는 9~11월 사이에 실시되기 때문에 이론적으로 2014년에 조사된 기초연금 수급자가 모두 기초연금 수급자인 점⁴⁾을 고려해 2014년뿐만 아니라 2012년에도 기초연금을 수급한 65세 이상 노인을 인상 대상

3) 우리나라의 기초연금은 2008년부터 시행되었으나 고령화연구패널조사(KLoSA)에서 기초연금 수급자가 2010년부터 본격적으로 나타나 2008년부터 균형패널을 구성할 경우 대상자 수가 불필요하게 많이 줄어들고 처치 전 두개 시점(2010, 2012)의 자료로 공통추세가정(common trend assumption) 테스트 등을 충족할 수 있는 점을 감안해 2010년 자료부터 사용한다. 실제로, 2010년 이후 자료에서 노인 중 기초연금 수급자가 약 65%를 상회하는데 반해 2008년의 경우 기초연금 수급여부를 확인할 수 있는 노인 4,026명 중 수급자가 1,484명으로 나타나 약 37%에 그쳤다.

4) 기초연금은 2014년 7월에 도입되었다.

자로 간주하였다. 또한 이중차이모형을 사용함에 따라 인상 후 시점인 2016년에 처치군은 인상된 기초연금을 수급하여야 한다. 즉 2012년, 2014년, 2016년 모두 기초연금을 받은 65세 이상 노인이 처치군에 해당한다. 이중차이모형에서 평균처치효과(Average Treatment effect on the Treated)를 추정하려면 비혼란성 가정(unconfoundedness assumption)과 그에 따른 공통추세 가정(common trend assumption)이 지켜져야 하며 기초연금 사례에서 기존 기초연금 수급자 중 일부가 정책 적용 시점, 지역, 대상 집단 등의 외생적인 차이(variation)로 인해 급여 인상을 받지 않았을 때 해당 집단을 대조군으로 설정하면 두 가정을 충족할 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 국가 수준의 정책에서 이와 같은 차이를 찾아보기 어려우며 기초연금 인상의 경우도 마찬가지이다. 이때 차선으로 성향점수매칭(Propensity Score Matching) 기법을 사용해 실제로는 정책 수혜를 입지 않았으나 처치군과 주요 특성이 비슷한 대상자를 처치군과 매칭해 대조군으로 구성할 수 있다. 이 연구는 2012년, 2014년, 2016년 기간 모두 기초연금을 받지 않은 개인을 성향점수매칭을 통해 대조군으로 설정한다. 연구기간에 기초연금 수급 여부에 변화가 있었던 개인은 제외하였다. 2010~2016년 균형패널 자료에서 2012년, 2014년, 2016년 모두 기초연금을 수급한 개인은 1,136명이고 동 기간 모두 기초연금을 수급하지 않은 개인은 569명이었다. 성향점수매칭을 통해 선정한 처치군과 대조군은 각각 1,122명과 236명 등 총 1,358명이다⁵⁾. 전반적인 삶의 만족도와 경제 및 건강상태에 대한 만족도에 대한 분석에서는 대상자 1,358명이 모두 포함되었으나 배우자와 자녀가 있어야 응답할 수 있는 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도에 대한 분석에서는 각각 831명과 937명이 분석에 포함되었다.

기초연금 인상의 영향을 주관적 웰빙 측면에서 살펴보기 위해 독립변수는 기초연금 인상 여부, 종속변수는 전반적인 삶의 만족도와 각 삶의 영역의 만족도로 한다. 기초연금 인상 여부는 처치군 여부와 인상 전·후 시기의 교차항의 값에 따라 결정된다. 즉 기초연금 인상 여부는 인상 전·후 시점에 모두 급여를 받았고(처치군) 인상 후 시점인 경우 1의 값을 가지며 나머지 경우 0의 값을 가진다. 삶의 만족도는 자가기입식 문항에 따른 0점부터 100점까지의 10점 단위 변수로 점수가 높을수록 조사 시점의 삶의 만족

5) 2010년 자료는 공통추세가정 검증을 위해 사용하며 대상자 수는 기초연금 수급 여부의 변화에서 발생하는 삶의 만족도 변화를 방지하기 위해 2010~2016년 기간 수급 여부가 바뀐 대상자는 제외한 수치이다.

도가 높음을 의미한다. 이 연구는 전반적인 삶의 만족도와 자신의 건강상태 및 경제상태, 배우자 및 자녀와의 관계 등 각 영역의 삶의 만족도에 대한 기초연금 인상의 영향을 각각 살펴보도록 한다. 또한 공변량으로 나이, 성별, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 개인공적연금소득, 가구소득, 노동여부 등 인구사회학적 특성과 일상활동제한(limitations on Activities of Daily Living) 여부, 만성질환 등 건강 특성, 정기적인 운동 여부 등 선행연구에서 나타난 노인의 삶의 만족도의 결정요인을 추가하고 동 변수를 성향점수매칭(P propensity Score Matching) 단계에서 사용했다(정명숙, 2007, p.249; 김혜령 등, 2008, p.694; 한석태, 2008, p.441; 이소정, 2016, p.165). 이 중 소득은 조사 시점 전년도의 소득이며 공적연금소득은 국민연금 소득과 특수직연금 소득을 포함한다. 다양한 소득 변수를 추가한 이유는 다음과 같다. 기초연금 수급이 소득인정액에 따라 결정되는 점과 단독 및 부부 등의 두 가지 기초연금 수급자 유형이 있는 점을 고려할 때 매칭 단계에서 세 종류의 소득을 모두 사용함으로써 처치군과 대조군의 공변량 균형(balance)을 개선할 수 있다. 또한, 기초연금의 급여 수준이 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있으므로 기초연금 도입 이후 신설된 일정 금액 이상의 국민연금 급여 수급 시 감액 규정에 따른 감액 여부를 간접적으로 통제할 수 있도록 공적연금소득을 추가했다.

2. 분석방법

무작위 실험(random experiment)이 불가능한 상황에서 평균처치효과를 추정할 때 처치군이 정책 수혜를 입지 않은 경우와 대조군이 정책 수혜를 입지 않은 경우의 결과가 다른 경우 선택편의(selection bias)의 문제가 발생한다. 이 경우 준실험설계(quasi-experimental design)에 해당하는 이중차이모형을 사용할 수 있다. 이중차이모형은 선택편의의 원인을 두 그룹간의 관찰되지 않은 또는 시간불변의(time-invariant) 개인이질성(individual heterogeneity)으로 가정하며 이는 패널자료를 활용한 분석을 통해 해결할 수 있다(selection on unobservables). 그러나 이때 선택편의의 크기가 처치 전과 처치 후 시점에서 유지되어야 하는 공통추세가정(common trend assumption)이 충족되어야 편향되지 않은 이중차이모형의 추정치를 얻을 수 있다. 즉 공통추세가정이 충족될 경우 처치 전 시점에서 두 그룹간의 결과값의 차이는 이중차이모형의 추정치에 편향을 일으키지 않으며 이 경우 기초연금 인상 후 시점에서 두 그룹간의 삶의 만족도의 차이는

기초연금 인상의 효과로 볼 수 있다(Angrist & Pischke, 2008, 2014).

그러나 우리나라의 기초연금과 같이 나이와 소득 등 시간 가변(time-variant)하고 관찰 가능한 특성에 의해 수급 여부가 체계적으로 결정되는 경우 위에서 설명한 이중차이 모형의 가정을 충족할 수 없으며 이중차이모형의 추정치에 편향이 발생한다. 이 경우 성향점수매칭 기법을 이용해 두 그룹의 공변량의 불균형(imbalance)과 선택편의를 줄일 수 있다(selection on observables). 즉 개인의 특성에 근거해 산출한 성향점수를 바탕으로 처치군과 처치군에 매칭된 대조군을 선정하고 해당 개인만 이중차이모형 분석에서 사용하는 방법이다. 이 연구는 처치군과 대조군으로 선정된 65세 이상 노인에게 기초연금 인상 전인 2012년을 기준으로 성향점수를 프로빗 회귀분석을 이용해 추정했다. 이때 독립변수를 선택하는 기준으로 처치 여부 또는 결과값에 영향을 미치는 변수를 선정했다(Caliendo & Kopeinig, 2008, p.38). 해당 변수는 앞서 설명한 공변량과 같다. 우리나라의 기초연금 특성상 대조군이 처치군보다 훨씬 적은 점을 고려해 한 명의 대조군을 여러 명의 처치군과 매칭될 수 있도록 허용하는 교체(with replacement) 1:1 Nearest Neighbor 매칭을 수행하여 이중차이모형 분석에 사용할 대상자를 선정하였다. 이때 처치군과 대조군의 성향점수의 common support region에 속하지 않는 개인은 제외했다.

모든 이중차이모형에서 개인 및 시간(년도) 고정효과를 추가한 고정효과 패널선형회귀분석을 수행하였으며 표준오차는 cluster robust standard error를 산출하여 패널자료의 자기 상관(autocorrelation)과 이분산성(heteroskedasticity)을 통제했다. 이 연구에서 추정한 이중차이모형의 회귀식은 식 (1)과 같다.

$$Y_{it} = \gamma_i + \lambda_t + \beta D_{it} + X_{it}\delta + \epsilon_{it} \quad (1)$$

위 식에서 Y_{it} 는 영역별 삶의 만족도를 나타낸다. γ_i 와 λ_t 는 각각 개인 고정효과와 년도 고정효과를 나타내며 D_{it} 는 정책효과 더미변수로 처치군 여부를 나타내는 그룹 더미와 기초연금 인상 전, 후를 나타내는 시기더미의 교차항과 같다. 이 경우 β 가 이중차이모형 추정치에 해당한다. X_{it} 는 나이, 나이 제곱, 성별, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동여부, 일상생활활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적 운동 여부 등의 통제변수를 나타낸다.

본격적인 분석에 앞서 이중차이모형의 공통추세가정이 지켜지는지 확인하기 위해 두 가지 테스트를 수행한다. 첫째, 처치 전 시점인 2010~2012년 자료를 이용하여 이중차이모형 회귀분석을 수행한다. 이는 처치 시점을 임의의 가상 시점으로 가정하는 일종의 오류실험(falsification test)에 해당한다(Finkelstein, 2002, p.333). 이 분석에서 분석 모형과 대상자 분류기준 등은 모두 메인 분석과 같다. 이 분석에서 이중차이모형의 추정치가 유의하지 않다면 처치군과 대조군 간의 삶의 만족도의 추세가 2012년 이전에는 다르지 않으며 기초연금 인상에 대한 공통추세가정이 지켜진 것으로 볼 수 있다. 둘째, Granger causality test를 수행한다. Granger causality test는 원인과 결과 간의 선후 관계 또는 인과관계의 방향에 대한 테스트로서 특정 정책이 시행되기 전 시점에서 결과값에 유의한 변화가 있었는지 확인하기 위해 사용된다(Granger, 1969, p.424; Autor, 2003, p.24; Angrist & Pischke, 2008, p.237). 이 연구는 Granger causality test를 위해 다음의 회귀 모형을 추정한다.

$$Y_{it} = \gamma_i + \lambda_t + \sum_{k=-2}^1 \beta_k Treat_i * Period_{k,it} + X_{it} \delta + \epsilon_{it} \quad (2)$$

위 식에서 Y_{it} 는 영역별 삶의 만족도를 나타낸다. γ_i 와 λ_t 는 각각 개인 고정효과와 연도 고정효과를 나타내며 $Treat_i$ 는 처치군 여부, $Period_k$ 는 해당 시기가 기초연금 인상 시점으로부터 두 시기 전($k=-2$, 2010년에 해당)부터 한 시기 후($k=1$, 2016년에 해당)일 때 1의 값을 가지는 시기 더미 변수이다. X_{it} 는 통제변수를 나타낸다. 이때 $k=-1$ 시점은 기초연금 인상 전 시점인 2012년에 해당하며 $k=-1$ 시점보다 이전 시점에서 기초연금 인상 전에 결과 변수의 추세가 처치군과 대조군에서 다르지 않다면(즉 회귀 식에서 β_k 가 유의하지 않았을 때) 공통추세가정이 지켜진 것으로 볼 수 있다(Jeon & Pohl, 2017, p.8). 아울러 이 식을 이용할 경우 공통추세가정에 대한 확인 뿐만 아니라 $k=0$ 과 $k=1$ 시점의 β_k 의 크기를 비교해 기초연금 인상의 영향이 시간에 따라 어떻게 변화하는지 확인할 수 있다.

IV. 결과

1. 기초통계량과 성향점수매칭 결과

<표 1>과 <표 2>는 이 연구의 대상자에 대한 기초통계량과 성향점수매칭 결과를 나타낸다. 매칭 후 기초통계량은 대조군을 여러 번 매칭되는 최근접 매칭(Nearest neighbor matching with replacement)이 사용된 점을 고려해 대조군이 매칭된 횟수에 해당하는 빈도 가중치(frequency weight)를 적용해 산출했다. <표 1>은 각각의 종속변수에 대한 대상자별·연도별 평균을 나타낸다. <표 1>에 따르면 처치군의 모든 삶의 만족도가 대조군에 비해서 낮은 것을 알 수 있다. 그러나 처치군의 유형별 삶의 만족도가 2012년에 비해 2016년에 증가하거나 거의 감소하지 않은 데 반해 대조군의 유형별 삶의 만족도는 모두 2012년에 비해 2016년에 같거나 감소한 것을 알 수 있다. 성향점수 매칭에 따른 균형(balance)을 나타내는 지표로 표준화 차이(Standardized differences)가 적합한 것으로 알려진 바 있으며 이는 ‘처치군과 대조군의 표본평균의 차이’를 ‘처치군과 대조군의 표본분산의 평균’의 제곱근으로 나눈 것과 같다⁶⁾(Austin, 2009, p.3087). 이 연구는 표준화 차이를 백분율화한 표준화백분화율 차이(Standardized percentage bias)를 사용하여 성향점수매칭에 따른 균형을 확인한다. 각 변수의 표준백분화율 차이가 10~25% 미만일 때 충분한 균형이 이루어진 것으로 볼 수 있다(Garrido, 2014, p.1708). <표 2>를 보면 매칭 전에 처치군과 대조군의 인구·사회학적 및 건강 특성이 상당히 다른 것을 알 수 있다. 이는 기초연금 수급 여부가 나이와 소득인정액에 따라 결정되기 때문에 처치군과 대조군의 소득과 자산이 크게 차이 나는 점에 따른 것으로 볼 수 있다⁷⁾. 인구학적 특성에서 처치군의 평균 나이가 더 많고 남성의 비율, 교육 수준, 기혼자의 비율이 등이 더 낮다. 경제적인 측면에서 처치군의 소득 수준이 대조군보다 훨씬 낮은 것을 알 수 있다. 처치군의 지난해 평균 개인소득은 약 510만 원으로 대조군의 1/3 수준이며 국민연금과 특수직연금을 합한 평균 개인공적연금소득은 약 50만 원으로 대조군의 1/14에 못 미친다. 처치군의 평균 가구소득은 약 1,450만 원으로 대조군의 2,530만원보다 훨씬 낮다. 이와 같은 소득의 차이 중 가장 눈에 띄는 것은 공적연금소득

6) 연속형 변수일 때 해당한다.

7) 연구대상자를 65세 이상으로 제한하였기 때문에 나이 범위에 따른 두 그룹간의 차이는 없다.

의 차이이다. 절대적인 액수의 차이 외에도 개인소득에서 공적연금소득이 차지하는 비율이 처치군의 경우 약 9%, 대조군의 경우 약 45%로 나타나 개인소득 중 공적연금소득의 비율이 대조군에서 5배 높았다. 이는 비교적 저소득층에 속하는 노인의 노후소득 중 연금 성격의 보장이 제대로 갖춰지지 않은 우리나라의 현실을 절실히 보여준다. 현재 일을 하는 노인의 비율은 대조군에서 더 높았다. 건강 상태 중 만성질환을 경험하는 비율은 두 그룹에서 큰 차이가 없었으나 처치군에서 일상생활활동의 제한을 경험하는 비율이 대조군보다 두 배 이상 높아 처치군의 건강상태가 비교적 나쁜 것을 알 수 있다. 일주일에 1회 이상 정기적인 운동을 하는 노인의 비율은 대조군에서 약 두 배 높게 나타났다. 카이제곱검정 결과 모든 특성에서 처치군과 대조군 간의 유의한 차이가 있는 것을 확인할 수 있었다.

매칭 후 모든 특성에서 처치군과 대조군이 유사해진 것을 알 수 있다. 특히 기초연금 수급에 결정적인 역할을 하는 소득 수준이 두 그룹에서 거의 같아진 것으로 나타났다. 성향점수매칭 후 공변량의 균형을 판단하는 표준백분화율 차이는 성별과 만성질환 보유 여부를 제외한 모든 특성에 대해 10% 미만으로 나타났다. 성별과 만성질환의 경우 표준백분화율 차이가 다른 특성에 비해 비교적 높았으나 여전히 20% 미만이었다. 평균 표준백분화율 차이는 매칭 전 54.5%에서 매칭 후 5.5%로 크게 줄어들어 성향점수매칭이 두 그룹간의 공변량의 균형을 크게 개선한 것을 알 수 있다.

과다한 매칭변수를 사용하지 않기 위해 매칭 단계에 포함하지 않았으나 기초연금 수급에 따른 노인의 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있는 개인 특성으로 가구원 수와 우울(CES-D10) 점수 등을 고령화연구패널조사 자료에서 추가로 관찰할 수 있다. 성향점수매칭 후 2012년 기준 가구원 수의 평균은 처치군에서 2.4명과 대조군에서 2.7명으로 나타났으며 CES-D 점수의 평균은 처치군에서 7.8점과 대조군에서 7.4점으로 유사하게 나타났다. 즉 현재 적용한 성향점수매칭 기법이 매칭변수에 포함되지 않은 노인의 다른 주요 특성까지 처치군과 대조군에서 균형을 이루게 한 것으로 볼 수 있다.

표 1. 연도별 유형별 삶의 만족도 평균

삶의 만족도 구분	삶의 만족도 평균			전체			처치군			대조군		
	2012년	2014년	2016년	2012년	2014년	2016년	2012년	2014년	2016년	2012년	2014년	2016년
전반적인 삶의 만족도 (N=1,358)	56.1	56.2	56.6	53.7	54.5	56.9	58.4	57.9	56.3			
영역별 삶의 만족도	자신의 건강상태 (N=1,358)	49.9	47.6	48.8	48.0	47.5	47.9	51.7	47.7	49.7		
	자신의 경제상태 (N=1,358)	51.4	48.0	51.1	44.1	43.5	45.4	58.7	52.4	56.8		
	배우자와의 관계 (N=831)	65.9	63.4	65.5	63.1	62.2	65.9	68.6	64.7	65.2		
	자녀와의 관계 (N=937)	68.9	66.7	69.7	65.6	64.8	67.5	72.5	69.0	72.5		

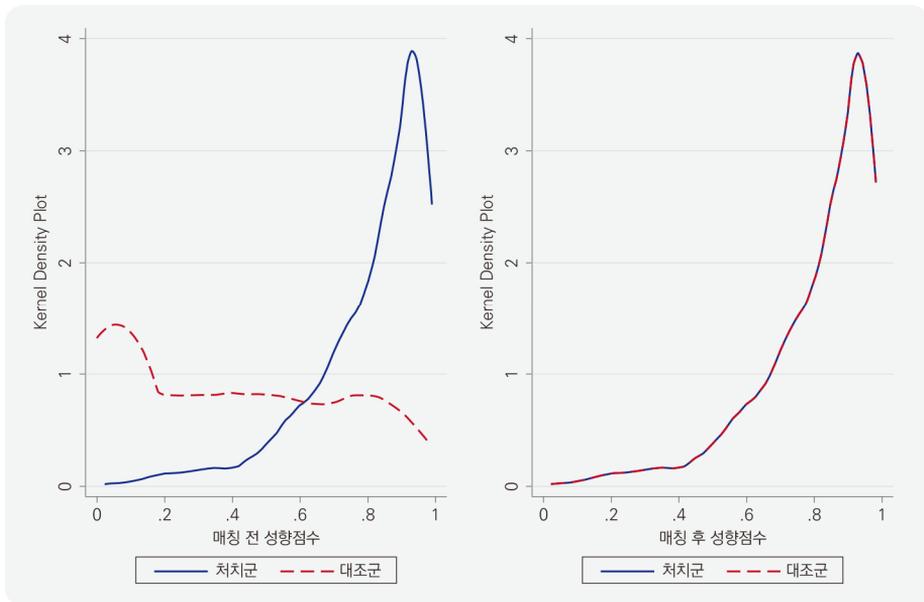
표 2. 공변량에 대한 기초통계량과 성향점수매칭 결과

변수	매칭 전 (%)		카이제곱 검정	매칭 후 (%)		표준백분화율 차이 (Standardized percentage bias)
	처치군 (N=1,136)	대조군 (N=569)		처치군 (N=1,122)	대조군 (N=236)	
평균 나이	77.2	73.0		77.1	77.4	5.9
성별						
남성	32.2	57.1	p=0.000	32.3	40.8	17.8
교육수준						
초졸 이하	80.3	36.0	p=0.000	80.0	79.0	2.6
중졸 이하	10.0	15.1		10.1	12.2	6.5
고졸 이하	7.8	29.5		7.9	7.0	2.4
전문대졸 이상	1.9	19.3		2.0	1.8	0.6
혼인상태						
혼인중	56.3	85.2	p=0.000	56.7	58.1	2.7
개인 총소득 (만원)	510.5	1,482.3		513.3	622.0	9.0
개인 공적연금소득 (만원)	47.1	664.2		47.6	46.5	0.1
가구 총소득 (만원)	1,450.4	2,530.6		1,462.1	1,523.4	3.6
노동여부						
있음	21.9	26.2	p=0.050	21.7	22.5	1.9
일상생활활동(ADL) 제한 여부						
있음	5.6	2.1	p=0.001	5.5	4.9	3.3
만성질환						
있음	81.1	77.0	p=0.047	81.4	86.9	13.6
정기적인 운동						
예	26.9	50.1	p=0.000	27.1	30.2	6.6

주: 평균 & 증위 표준화백분화율 (매칭 전/후) : 54.5 & 58.8 / 5.5 & 3.6
Rubin's B & R : 129.2 & 0.09 / 31.9 & 0.78

[그림 1]은 성향점수매칭 전·후의 처치군과 대조군의 성향점수의 커널밀도그래프(Kernel Density Plot)를 나타낸다. 왼쪽 그래프는 매칭 전 성향점수의 커널밀도이며 각 그룹 성향점수의 분포가 매우 다른 것을 알 수 있다. 처치군의 성향점수(파란색 실선)가 대부분 0.8 이상에 집중된 반면에 대조군의 성향점수(빨간색 점선)는 약 0.1에 가장 몰려있으나 비교적 고르게 분포되어 있다. 오른쪽 그래프는 매칭 후 성향점수의 커널밀도이며 두 그룹의 커널밀도 분포가 거의 완벽히 일치하는 것을 볼 수 있다. 이 경우 성향점수매칭을 통해 실제로는 기초연금을 받지 않았으나 기초연금을 지속해서 받은 처치군과 주요 특성이 매우 유사한 대조군을 추려냄으로써 처치군이 기초연금을 받지 않았을 때의 가상 상태를 성공적으로 재현한 것으로 볼 수 있다.

그림 1. 성향점수매칭 전·후의 성향점수 커널밀도함수 분포



자료: 2012년 고령화연구패널조사

2. 공통추세가정(common trend assumption) 테스트 결과

기초연금의 인상이 노인의 전반적 및 각 영역의 삶의 만족도에 미친 영향을 분석하기에 앞서 이중차이모형의 주요 가정인 공통추세가정에 대한 검증을 오류실험(falsification test)을 이용해 수행한 결과는 다음과 같다. 먼저 처치 전 시점인 2010~2012년의 균형패널자료를 사용하여 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과는 표 3에 나타난 바와 같다. 분석 결과 모든 유형의 삶의 만족도에 대한 이중차이 추정치가 유의하지 않은 것으로 나타나 각 종속변수에 대해 공통추세가정이 성립하며 2012~2016년 자료를 사용한 본 분석을 수행하는데 이중차이모형이 적합함을 알 수 있다. 이중차이모형 추정치의 유의성과 별개로 모든 추정치가 음(-)의 값을 나타내는 점에 주목할만하다. 즉 기초연금 인상 이전 시점에는 시간에 따라 처치군의 삶의 만족도가 대조군에 비해 감소한 것을 알 수 있다.

표 3. 2010~2012년 자료를 사용한 오류실험 결과

변수	성향점수매칭-이중차이모형 추정치			
	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value	
전반적인 삶의 만족도 (N=1,358)	-0.814 (1.798)	(-4.341, 2.714)	0.651	
영역별 삶의 만족도	자신의 건강상태 (N=1,358)	-1.716 (1.706)	(-5.063, 1.632)	0.315
	자신의 경제상태 (N=1,358)	-3.818 (1.954)	(-7.652, 0.816)	0.051
	배우자와의 관계 (N=831)	-1.826 (1.528)	(-4.826, 1.174)	0.233
	자녀와의 관계 (N=937)	-5.420 (3.480)	(-12.248, 1.407)	0.120

주: 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

또한, 식 (2)를 이용해 Granger causality test를 수행한 결과는 <표 4>와 같다. 처치 전 시점인 2012년을 기준으로 분석을 수행한 결과 $t=-2$ 시점인 2010년에 β_k 의 추정치가 모두 유의하지 않게 나타나 기초연금 인상 전 시점에서 공통추세가정이 성립하는 것을 알 수 있었다. 아울러 기초연금 인상의 효과가 영역별 삶의 만족도에 따라 다른 시기에 나타나는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 경제상태에 대한 만족도는 기초연금 인상 직후인 2014년에 크게 증가하고 이후 그 크기가 줄어든 반면 전반적인 삶의 만족도와

배우자와의 관계에 대한 만족도는 인상 2년 후인 2016년부터 그 영향이 본격적으로 나타났다.

표 4. Granger causality test 결과

구분	전반적 만족도 (N=1,358)		영역별 삶의 만족도							
			자신의 건강상태 (N=1,358)		자신의 경제상태 (N=1,358)		배우자와의 관계 (N=831)		자녀와의 관 (N=937)	
	Coeff. (SE)	p-value	Coeff. (SE)	p-value	Coeff. (SE)	p-value	Coeff. (SE)	p-value	Coeff. (SE)	p-value
2010년 (t=-2)	1.441 (1.938)	0.457	1.891 (1.982)	0.340	4.230 (2.185)	0.053	1.593 (1.670)	0.340	3.911 (3.092)	0.206
2012년 (t=-1)	Reference									
2014년 (t=0)	1.870 (1.785)	0.295	4.546 (2.361)	0.054	6.523** (2.221)	0.003	2.801 (1.697)	0.099	3.266 (2.389)	0.172
2016년 (t=1)	5.636** (2.088)	0.007	2.985 (2.108)	0.157	3.772 (2.314)	0.103	5.642** (1.956)	0.004	2.705 (2.508)	0.281

주: 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활 활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

주: * : p<0.05, ** : p<0.01

3. 기초연금 인상에 대한 이중차이모형 분석 결과

기초연금 인상이 기초연금 수급자의 삶의 만족도에 미친 영향을 이중차이모형 선형 회귀분석을 이용해 추정된 결과는 표 5와 같다. <표 5>에 따르면 기초연금 인상 후 처치군의 전반적인 삶의 만족도, 건강상태에 대한 만족도, 경제상태에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도가 대조군에 비해 각각 약 3.83점, 3.92점, 5.14점, 3.72점 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 기초연금 인상 전 시점인 2012년의 삶의 만족도 중 경제상태에 대한 만족도가 가장 낮은 점을 고려할 때 비교적 본인의 경제상태에 대한 만족도가 비교적 가장 많이 증가하고 다음으로 건강에 대한 만족도, 전반적인 삶의 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도 순으로 많이 증가한 것을 알 수 있다. 반면에 자녀와의 관계에 대한 삶의 만족도는 유의한 변화를 보이지 않았다.

표 5. 기초연금 인상에 대한 이중차이모형 분석 결과

변수	성향점수매칭-이중차이모형 추정치			
	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value	
전반적인 삶의 만족도 (n=1,358)	3.830 (1.747)	(0.403, 7.257)	0.029*	
영역별 삶의 만족도	자신의 건강상태 (N=1,358)	3.922 (1.938)	(0.121, 7.723)	0.043*
	자신의 경제상태 (N=1,358)	5.140 (2.043)	(1.133, 9.147)	0.012*
	배우자와의 관계 (N=831)	3.717 (1.606)	(0.565, 6.870)	0.021*
	자녀와의 관계 (N=937)	3.366 (2.088)	(-0.732, 7.463)	0.107

주: 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활 활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

주: * : p<0.05, ** : p<0.01

전체 대상자에 대한 분석 외에 기초연금의 영향이 다르게 나타날 수 있는 공적연금 수급 여부, 임금노동 참여 여부, 성별, 나이에 따른 하위그룹(Sub-group) 분석을 <표 6>과 같이 수행하였다. 전반적으로 볼 때 기초연금의 인상은 공적연금 미수급 집단, 임금노동 미참여 집단, 여성, 후기 노인의 삶의 만족도를 비교적 개선한 것으로 나타났다.

공적연금 수급여부에 따라 그룹을 나눠 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과 기초연금 인상 후 공적연금을 받지 않는 그룹에서 처치군의 전반적인 삶의 만족도, 자신의 건강상태에 대한 만족도, 자신의 경제상태에 대한 만족도 등이 대조군에 비해 각각 4.13점, 4.69점, 5.37점 증가했다. 또한 공적연금을 받는 그룹에서 기초연금 인상 후 처치군의 배우자와의 관계에 대한 만족도와 자녀와의 관계에 대한 만족도가 대조군에 비해 각각 5.83점과 6.55점 증가했다. 즉 공적연금 수급 여부에 따라 각각 다른 영역의 삶의 만족도가 증가하는 것으로 나타났다. 임금노동 여부에 따라 그룹을 나눠 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과 임금노동에 참여하는 그룹에서는 기초연금 인상의 영향이 나타나지 않았으나 임금노동에 참여하지 않는 그룹에서는 기초연금 인상 후 처치군의 자신의 건강상태에 대한 만족도, 자신의 경제상태에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도, 자녀와의 관계에 대한 만족도가 각각 4.76점, 5.31점, 4.27점 증가한 것으로 나타났다. 전반적인 삶의 만족도와 자녀와의 관계에 대한 영향은 나타나지 않았다.

성별에 따라 그룹을 나눠 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과 남성에서는 기초연금 인상의 영향이 나타나지 않았으나 여성에서 기초연금 인상 후 처치군의 전반적인 삶의 만족도, 자신의 경제상태에 대한 만족도, 자녀와의 관계에 대한 만족도가 각각 5.14점, 6.61점, 5.30점 증가한 것으로 나타났다. 나이에 따라 노인을 전기 노인과 후기 노인으로 구분해 그룹을 나눠 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과 전기 노인에서는 기초연금 인상 후 처치군의 전반적인 삶의 만족도가 5.28점 증가했다. 또한, 후기 노인에서 기초연금 인상 후 처치군의 자신의 건강상태에 대한 만족도, 자신의 경제상태에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도가 각각 5.30점, 6.93점, 5.05점, 4.95점 증가한 것으로 나타났다.

하위그룹 분석 결과 기초연금 인상 후 전반적인 삶의 만족도 또는 특정 영역의 삶의 만족도가 증가한 모든 경우 전체 대상자에 대한 분석에서 나타난 것보다 그 크기가 컸다. 또한, 전반적인 삶의 만족도는 여성에서, 자신의 건강에 대한 만족도는 후기 노인에서, 자신의 경제상태에 대한 만족도는 후기 노인에서, 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도는 공적연금 수급 그룹에서 비교적 크게 증가한 것으로 나타났다.

표 6. 하위그룹 분석결과

구분	성향점수매칭-이중차이모형 추정치						
	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value	
변수	공적연금 수급 (N=372)			공적연금 미수급 (N=986)			
전반적인 삶의 만족도	2.951 (2.388)	(-1.744, 7.646)	0.217	4.132 (1.944)	(0.317, 7.947)	0.034*	
영역별							
만족도	자신의 건강상태	-0.263 (2.641)	(-5.455, 4.929)	0.921	4.690 (2.326)	(0.126, 9.254)	0.044*
	자신의 경제상태	4.201 (2.169)	(-0.064, 8.465)	0.053	5.371 (2.342)	(0.775, 9.968)	0.022*
	배우자와의 관계	5.825 (2.617)	(0.667, 10.983)	0.027*	3.312 (1.971)	(-0.558, 7.182)	0.093
	자녀와의 관계	6.547 (2.665)	(1.303, 11.789)	0.015*	2.085 (2.499)	(-2.820, 6.991)	0.404
변수	임금노동 참여 (N=249)			임금노동 미참여 (N=1,109)			
전반적인 삶의 만족도	3.813 (2.103)	(-0.328, 7.955)	0.071	3.917 (2.077)	(-0.158, 7.991)	0.060	
영역별							
만족도	자신의 건강상태	-0.408 (2.579)	(-5.488, 4.672)	0.874	4.756 (2.271)	(0.300, 9.212)	0.036*
	자신의 경제상태	4.551 (2.341)	(-0.060, 9.123)	0.053	5.307 (2.360)	(0.676, 9.937)	0.025*
	배우자와의 관계	1,571 (2.306)	(-2.978, 6.120)	0.497	4.273 (2.088)	(0.174, 8.373)	0.041*
	자녀와의 관계	0.057 (2.807)	(-5.477, 5.591)	0.984	4.440 (2.277)	(-0.030, 8.909)	0.052

구분	성향점수매칭-이중차이모형 추정치					
	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value	Coef. (Robust SE)	95% CI	P-value
변수	남성 (N=469)			여성 (N=889)		
전반적인 삶의 만족도	2.003 (2.085)	(-2.093, 6.099)	0.337	5.141 (2.408)	(0.414, 9.867)	0.033*
자신의 건강상태	1.846 (2.286)	(-2.646, 6.337)	0.420	5.482 (2.815)	(-0.044, 11.007)	0.052
영역별 삶의 만족도	2.997 (2.026)	(-0.984, 6.977)	0.140	6.607 (3.037)	(0.647, 12.567)	0.030*
배우자와의 관계	3.488 (1.926)	(-0.297, 7.274)	0.071	3.763 (2.638)	(-1.423, 8.949)	0.154
자녀와의 관계	-0.836 (2.600)	(-5.950, 4.278)	0.748	5.304 (2.563)	(0.273, 10.335)	0.039*
변수	75세 미만 (전기 노인) (N=548)			75세 이상 (후기 노인) (N=810)		
전반적인 삶의 만족도	5.284 (1.594)	(2.153, 8.415)	0.001**	3.154 (2.532)	(-1.817, 8.125)	0.213
자신의 건강상태	2.110 (2.757)	(-3.306, 7.526)	0.444	5.297 (2.463)	(0.463, 10.131)	0.032*
영역별 삶의 만족도	2.094 (2.151)	(-2.132, 6.319)	0.331	6.926 (2.898)	(1.237, 12.615)	0.017*
배우자와의 관계	2.233 (2.409)	(-2.502, 6.968)	0.354	5.045 (2.132)	(0.856, 9.235)	0.018*
자녀와의 관계	1.908 (2.734)	(-3.466, 7.283)	0.486	3.976 (2.547)	(-1.025, 8.977)	0.119

주: 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활 활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

주: 각 종속변수에 대한 회귀분석에 포함된 처치군/대조군의 수는 전반적인 삶의 만족도를 기준으로 표기하였다.

주: * : p<0.05, ** : p<0.01

4. 강건성 검증과 민감도 분석

연구 결과의 강건성을 확인하기 위해 다른 기준으로 대상자를 선정하고 성향점수매칭 모형을 일부 변형하여 기초연금 인상의 영향을 다시 추정한 결과는 <표 7>과 같다. 첫째, 이중차이모형 회귀분석에서 통제하지 못한 삶의 만족도의 영향요인을 고려해 대상자를 다시 선정하였다. 특히 기초연금의 영향을 추정할 때 편향을 일으킬 수 있는 유사 제도의 영향을 통제하기 위해 연구 기간에 새롭게 국민연금 또는 특수직연금 등을 받기 시작한 80명을 제외하고 분석을 수행했다. 이 그룹은 나이, 교육수준, 혼인상태, 소득수준 등 인구·사회·경제적 측면에서 처치군과 대조군 사이에 위치한다. 즉 처치군에 비해 나이가 많고 교육 수준이 낮고 기혼자가 많으며 소득수준이 높으나 대조군에 비하면 그 반대의 모습을 보인다. 처치군과 대조군 중 국민연금/특수직연금 신규 수급자

는 각각 6.15%와 3.96%로 큰 차이를 보이지 않았다. 국민연금/특수직연금 신규 수급자는 2012년 기준 67~94세로 일반적인 노령연금 수급 나이를 넘겨 연기연금 또는 유족연금(사망일시금 포함) 신규 수급자인 것으로 볼 수 있으나 고령화패널자료가 세부 연금 유형을 조사하지 않기 때문에 유형을 확인하기 어렵다⁸⁾. 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외하고 성향점수매칭 결과 분석에 포함된 처치군은 1,069명, 대조군은 215명이었으며 성향점수매칭 및 이중차이모형의 설계는 기존 분석과 같다. 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외하고 분석한 결과 전반적인 삶의 만족도에 대한 기초연금 인상의 영향은 거의 같았다. 기초연금 인상 후 처치군의 자신의 경제상태와 배우자와의 관계에 대한 삶의 만족도가 대조군에 비해 여전히 증가한 것으로 나타났으나 그 크기가 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외하기 전보다 다소 작았다. 자녀와의 관계에 대한 기초연금 인상의 영향은 기존에는 유의하지 않았으나 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외한 분석에서는 유의하게 나타났다. 건강상태에 대한 기초연금 인상의 영향은 기존에는 유의했으나 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외한 분석에서는 유의하지 않았고 추정치의 크기도 줄어들었다.

둘째, 급여 감액 여부에 따른 연구 결과의 민감도를 확인하기 위해 분석기간에 배우자의 기초연금 신규 수급으로 부부 수급자 감액을 적용받아 본인의 급여가 감소한 9명의 처치군을 제외하고 이중차이모형 분석을 수행하였다. 연도별로 기초연금 수급액 평균은 급여가 감소한 9명을 제외하기 전에는 2012년, 2014년, 2016년에 각각 83,081원, 162,572원, 169,700원이었으며 제외 후에는 각각 83,002원, 162,594원, 170,001원으로 큰 차이를 보이지 않았다. 제외 후 분석을 수행한 결과 부표 3의 모형 A와 같이 기존 결과와 거의 같은 것을 확인할 수 있었다.

셋째, 매칭 단계에서 포함하지 않았던 가구원 수와 우울(CES-D10) 점수를 공변량으로 회귀분석에 추가해 연구결과의 민감도를 확인했다. 부표 3의 모형 B의 결과와 같이 기본 모형에 비해 이중차이모형의 추정치와 유의성이 거의 차이가 없어 매칭 단계에 포함하지 않았던 노인의 특성이 기본 모형에서 나타난 삶의 만족도 변화에 영향을 미치지 않은 것을 확인할 수 있었다.

8) 이 경우 노령연금을 늦춘 연기연금과 가족의 사망으로 발생한 유족연금이 삶의 만족도에 미치는 영향은 다를 수 있으나 세부 연금 유형을 확인할 수 없고 강건성 검증의 목적이 기초연금과 유사한 향상소득을 제공하는 제도의 영향을 통제하는데 있으므로 이 연구에서는 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 일괄 제외하였다.

넷째, 성향점수매칭 설계를 조금씩 변경하여 분석을 다시 수행하는 민감도 분석의 일환으로 성향점수간의 거리에 대한 조건에 해당하는 반경(Caliper)을 설정하여 매칭 시에 적용하였다(Dehejia, 2005, p.355). 해당 반경은 선행연구에 따라 성향점수의 로짓의 표준편차의 0.2로 설정하였다(Austin, 2009, p.171). 성향점수간의 반경을 적용하여 매칭한 처치군과 대조군에 대해 이중차이모형 회귀분석을 수행한 결과 종속변수에 따라 기존 결과와 매우 유사하거나 같은 것을 확인할 수 있었다⁹⁾.

표 7. 국민연금/특수직연금 신규 수급자를 제외한 기초연금 인상에 대한 이중차이모형 분석 결과

변수	성향점수매칭-이중차이모형 추정치			
	Coef. (Robust SE**)	95% CI	P	
전반적인 삶의 만족도(N=1,284)	4.291 (1.132)	(2.070, 6.513)	0.000**	
영역별 삶의 만족도	자신의 건강상태(N=1,284)	1.639 (1.254)	(-0.821, 4.098)	0.191
	자신의 경제상태(N=1,284)	3.750 (1.230)	(1.338, 6.163)	0.002**
	배우자와의 관계(N=771)	2.987 (1.396)	(0.246, 5.728)	0.033*
	자녀와의 관계(N=892)	4.893 (1.546)	(1.859, 7.926)	0.002**

주: 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활 활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

주: * : p<0.05, ** : p<0.01

V. 고찰 및 결론

공적 노후소득보장제도가 발달하지 못한 우리나라에서 2008년에 도입되어 2014년에 급여가 크게 인상된 기초연금 제도는 대다수 노인에게 가장 중요한 노후소득으로 자리매김하고 있으며 빠른 고령화 속도를 고려할 때 그 중요성은 더욱 커질 것으로 예상할 수 있다. 그러나 노년기의 삶의 질을 나타내는 지표에 대한 시대적 관점의 변화, 정책의 한계 영향에 대한 지표로서의 적합성, 국외 연구에서 나타난 풍부한 단서에도

9) 거의 모든 경우 caliper를 적용하여도 결과가 바뀌지 않아 지면상 첨부하지 않았다.

불구하고 우리나라에서 기초연금과 주관적 웰빙의 관계를 살펴본 연구는 매우 드물다. 이에 따라 이 연구는 정부가 2014년에 이어 2018년에 기초연금 급여를 인상했고 추가 인상 계획을 공표한 상황에서 기초연금의 인상과 노인의 주관적 웰빙의 인과관계를 준 실험설계에 해당하는 성향점수매칭-이중차이모형(Propensity score matched difference-in-differences) 분석을 이용해 밝히고자 했다.

이 연구는 기초연금의 인상과 삶의 만족도의 관계를 살펴보기에 앞서 처치군과 대조군의 공통추세가정을 이중차이모형 회귀분석 및 Granger causality test로 확인한 결과 두 그룹 간에 전반적인 삶의 만족도 및 영역별 삶의 만족도의 추세가 다르다는 단서를 찾지 못해 공통추세가정이 성립하는 것으로 보았다. 즉 2014년 7월에 기초연금 급여가 단독수급자 기준 약 20만원으로 인상되기 전까지는 기초연금이 수급자의 삶의 만족도에 유의한 영향을 주지 못한 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 결과는 이 연구와 같은 자료와 이중차이모형 회귀분석을 사용하여 기초연금 수급이 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석한 Lee와 Wolf(2014)의 연구에서도 나타난 바 있다. Granger causality test 결과 기초연금 인상이 경제상태에 대한 만족도에는 즉각적인 영향을 미쳤으나 전반적인 만족도와 배우자와의 관계에 대한 만족도에 대한 영향은 인상 2년 후에 나타나 기초연금 인상이 각 영역별 삶의 만족도에 미치는 영향이 다른 시기에 나타나는 점을 알 수 있었다. 안서연, 최옥금, 한신실, 이은영(2019, p.157)의 연구에서 나타난 바와 같이 추가 소득으로 인해 가족관계가 개선되는 등 점진적인 일상의 변화로 인해 배우자와의 관계에 대한 만족도와 영역별 만족도의 종합적인 지표로 볼 수 있는 전반적인 삶의 만족도가 시간을 두고 변화한 것으로 보인다.

2012년~2016년 자료를 이용해 기초연금 인상의 효과를 성향점수매칭-이중차이모형 회귀분석으로 추정된 결과 전반적인 삶의 만족도는 약 3.83점 증가했고 자신의 건강상태에 대한 만족도, 자신의 경제상태에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도는 약 3.7점에서 5.1점까지 증가한 것으로 나타났다. 2012년 기준 처치군의 전반적인 삶의 만족도가 53.73점, 영역별 삶의 만족도가 44.10점(경제적 상태)부터 63.55점(자녀와의 관계) 사이인 점과 기초연금 인상 전에는 시간에 따라 처치군의 삶의 만족도가 모든 영역에서 대조군과 비교해 감소한 것을 고려할 때 이는 상당한 증가로 볼 수 있다. 경제상태에 대한 만족도의 증가는 기초연금 인상으로 인한 항상소득 증가에 따른 즉각적 반응으로 볼 수 있다. 이는 우리나라 노인의 주요 소득원 중 하나인 가족 또는 친지로부터

터의 사적이전소득이 삶의 만족도에 미치는 영향과 상반된다. 금현섭, 백승주(2014, p.145) 연구에 따르면 노인들이 경험하는 소득불안정성은 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는데, 기초연금과 같은 항상소득으로 볼 수 있는 국민연금과 특수직연금 등 공적 연금의 경우 소득을 안정시켜 삶의 만족도를 개선하였으나 사적이전소득은 이런 기능을 수행하지 못했다. 아울러 일반적으로 알려진 것과 같이 이 연구에서도 영역별 삶의 만족도 중 가장 낮았던 경제상태에 대한 만족도가 비교적 가장 많이 증가한 점은 주목할 만하다(Diener et al., 1999, p.287; Moller & Saris, 2001, pp.109-112). 개인의 삶의 영역 중 가장 임박하며(immediate) 중요한 영역이 전반적인 삶의 만족도를 결정하는데 가장 큰 영향을 미치는 점과 우리나라 노인은 빈곤 등의 경제적 어려움에 직면한 점을 고려할 때 경제적 상태에 대한 만족도의 증가가 전반적 삶의 만족도의 증가에 크게 기여했을 것으로 볼 수 있다(Diener, 1984, p.545, 재인용). 처치군의 경제상태에 대한 만족도의 증가는 국민연금/특수직연금 신규 수급 가구를 제외하면 그 크기가 다소 줄어들긴 하지만 여전히 유의해 일관적인 기초연금 인상의 효과를 확인할 수 있다. 노년기에 경제적 상태만큼 중요한 건강상태에 대한 만족도 역시 비슷한 수준으로 증가했는데 이는 주관적인 건강 상태의 개선 또는 필요했던 의료이용의 증가에 영향을 받는 것으로 볼 수 있다. 그러나 국민연금/특수직연금 신규 수급 가구를 제외할 경우 기초연금 인상이 건강상태에 대한 만족도에 미치는 영향은 사라진다. 즉 실태조사 등에서 기초연금과 의료이용 및 의료비 부담 감소와의 정(+)의 관계가 나타났음에도 불구하고 2014년의 기초연금의 인상액은 실제 건강상태 또는 건강상태에 대한 자가 인식을 바꾸기에는 부족했던 것으로 보인다. 공적연금과 기초연금 인상의 가장 중요한 차이가 급여 수준임을 고려하면 향후 추가적인 기초연금 급여 인상에서 따라 건강상태에 대한 만족도에 대한 영향이 나타날 것으로 예측할 수 있다. 또한 기초연금 수급 후 가족에 대한 금전적 의존도가 줄어 가족관계에서 당당함을 느끼는 점 등과 부부 가구는 대부분 부부 모두 기초연금을 받는 점을 고려할 때 급여가 2배 인상되어 배우자와의 관계에 대한 만족도를 개선한 것으로 볼 수 있다(안서연, 최옥금, 한실실, 이은영, 2019, p.142). 배우자와의 관계에 대한 만족도에 대한 기초연금 인상의 영향은 국민연금/특수직연금 신규 수급 가구를 제외한 후에도 큰 변화가 없었다. 반면에 기존에는 기초연금 인상이 자녀와의 관계에 대한 만족도에 유의한 영향을 미치지 않았으나 공적연금 국민연금/특수직연금 신규 수급의 영향을 배제하면 기초연금 인상 후 처치군의 해당 만족도가 대조군에 비해 증가한

것으로 나타나 가족관계 개선에 대한 기초연금의 영향을 확인할 수 있었다. 아울러 처치군의 대조군 대비 전반적 및 영역별 삶의 만족도의 증가는 분석기간 동안 배우자의 기초연금 신규 수급으로 본인의 급여가 감소한 일부 처치군을 제외해도 변화가 없었다. 또한 공통추세가정에 대한 테스트에서 나타난 것처럼 기초연금 인상 전에는 기초연금 수급에 대한 이중차이모형 추정치가 유의하지는 않았으나 음(-)의 값을 나타냈던 점을 고려하면 급여의 인상이 기초연금 제도의 효과를 개선했다고 할 수 있다. 다만 이 연구의 결과에서 기초연금 인상의 긍정적인 효과가 급여 수준이 특정 금액에 도달하여 나타난 효과 또는 기존의 급여 수준이 인상된 자체의 효과인지는 밝혀내기는 어렵다. 이는 추후 이분형이 아닌 연속형 처치효과를 고려한 이중차이모형 등을 이용한 연구에서 밝혀낼 수 있을 것으로 보인다.

위와 동일한 성향점수매칭-이중차이모형을 이용하여 하위그룹 분석을 수행한 결과 대체로 노후소득이 덜 갖춰졌을 것으로 볼 수 있는 공적연금 미수급군, 임금노동 미참여군, 여성, 후기 노인 등에서 기초연금 인상 후 처치군의 삶의 만족도 중 일부가 대조군에 비해 증가했다. 기초연금 인상 후 공적연금 미수급군에서는 처치군의 전반적인 삶의 만족도와 자신의 건강 및 경제상태에 대한 만족도가 대조군에 비해 증가한 반면 공적연금 수급군에서는 처치군의 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도가 대조군에 비해 증가해 공적연금 수급 여부에 따라 기초연금 인상이 다른 영역의 삶의 만족도에 영향을 미친 것을 알 수 있었다. 임금노동에 참여하지 않는 경우 참여하는 경우와 달리 처치군의 자신의 건강 및 경제상태와 배우자와의 관계에 대한 만족도가 대조군에 비해 증가한 것으로 나타나 임금소득 유무에 따라 기초연금 급여 인상의 효과가 차이를 보여주었다. 여성에서 처치군의 전반적인 삶의 만족도와 자신의 경제상태 및 자녀와의 관계에 대한 삶의 만족도가 대조군에 비해 약 5.1~6.6점 증가한 것으로 나타났다. 기초연금을 포함한 연금의 의미와 사용은 성별에 따라 특히 다른 것으로 알려져 있다 (Maitra & Ray, 2003, p.41). 여성은 남성에 비해 고용률과 은퇴 전 시점에서 임금소득이 있었을 확률이 낮으며 이 경우 종종 소비 권한을 남성에게 넘긴다. 이 경우 노년기에 발생하는 기초연금과 같은 소득은 과거 발생한 다른 소득에 비해 여성의 권한이 안정적인 소득으로 볼 수 있으며(Stahlberg, Kruse, & Sunden, 2005, p.40) 이에 따라 기초연금의 인상의 효과도 여성에 한해 나타난 것으로 보인다. 기초연금 인상 후 전기 노인 중 처치군의 전반적인 삶의 만족도가 대조군에 비해 증가하였고 후기 노인 중 처치군의 자신의 건강 및 경제상

태와 배우자와의 관계에 대한 삶의 만족도가 대조군에 비해 증가한 것으로 나타났다.

이 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 기초연금 인상에 따라 지속해서 기초연금을 수급받은 노인의 전반적인 삶의 만족도와 영역별 삶의 만족도가 전체 집단 및 하위그룹에서 기초연금을 지속적으로 받지 않은 노인에 비해 증가한 것을 밝혀냈으나 그 경로를 직접적으로 밝혀내진 못했다. 다만 선행연구에서 기초연금이 삶의 만족도 등의 주관적 웰빙에 영향을 미치는 주요 경로 중 하나는 소비의 변화이며 이 중 특히 식비, 주거비, 보건의료비, 피복비 등이 비교적 큰 영향을 미친 것을 알 수 있었고 이에 근거해 다음의 설명이 가능하다(Moller & Radloff, 2013, pp.654-655; Lloyd-Sherlock, Saboia, & Ramirez-Rodriguez, 2012). <부표 1>은 이 연구의 대상자의 기초연금 인상 전(2012년)과 인상 후(2016년)의 연간 평균 소비지출을 항목별로 정리한 것이다. 2012년과 2016년 사이에 처치군과 대조군의 총 생활비는 각각 10.5%와 11.3%가 증가해 대조군의 총생활비가 조금 더 증가했다. 그러나 이 중 식비, 주거비, 보건의료비, 피복비는 모두 처치군에서 더 크게 증가하거나 덜 감소한 것으로 나타났다. 특히, 식비와 보건의료비가 처치군에서 각각 8.9%와 7.9% 증가한 반면 대조군에서 각각 0.4% 감소하고 4.5% 증가해 기초연금액 인상이 실태조사에서 나타난 것과 같이 노인의 주관적 웰빙과 관련이 큰 소비를 증진시켜 삶의 만족도를 개선했을 것으로 추론할 수 있다.

둘째, 기초연금 인상의 시기별 영향을 밝혀내지 못했다. Granger causality test에서 나타난 바와 같이 기초연금 인상의 영향은 장기간에 걸쳐 시기별로 다른 유형의 삶의 만족도에 다른 영향을 미치는 것으로 보인다. 특히 선행연구에서 소득과 삶의 만족도 간에 나타날 수 있는 ‘히니문 시기’ 등의 특징을 시사한 바 있다(Schatz, Gomez-Olive, Ralston, Menken, Tollman, 2012, p.1865). 이후 고령화연구패널조사 자료가 추가적으로 공개되면 장기간에 걸쳐 기초연금 인상의 효과를 각 삶의 만족도별로 살펴볼 필요가 있다. 특히 2018년에 이미 한차례 기초연금 급여가 인상되었고 이후 추가 인상이 예정되어 있는 만큼 기초연금 수급 및 기초연금 급여 인상이 시기별로 각 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다.

셋째, 개인의 자산 수준을 성향점수매칭 단계에서 포함하지 못했다. 기초연금은 소득 인정액에 따라 수급이 결정되며 소득인정액은 각종 소득과 함께 건축물, 토지, 임차보증금, 기타재산, 회원권, 자동차/항공기/선박 등 자산 규모를 고려하여 산출한다. 고령화연구패널조사는 부동산, 금융, 사업체/농장, 기타 자산 등의 자산을 조사하지만, 소득인정

액 산출 시 사용하는 자산 항목과 다소 차이가 있다. 아울러 이 연구에서 성향점수매칭을 수행한 2012년에 연구대상자 1,705명 중 408명이 자산을 0으로 보고하는 등 대상자 중 약 1/4이 어떤 자산도 보유하지 않은 것으로 나타났다. 성향점수매칭 단계에서 현재 포함한 소득 변수 외에 개인총자산을 추가할 경우 매칭 결과가 크게 나빠져¹⁰⁾ 개인총자산은 매칭변수로 포함하지 않았으나 다음을 고려할 때 처치군과 대조군의 자산이 삶의 만족도의 변화에 영향을 미친 것으로 보기 어렵다. 기초연금 인상 후 처치군의 대조군 대비 전반적 및 유형별 삶의 만족도의 증가가 자산 규모의 변화에 의한 것이라면 처치군의 자산이 대조군에 비해 더 크게 증가했어야 한다. 그러나 <부표 2>와 같이 처치군과 대조군의 기초연금 인상 전·후 시기의 평균 개인 총자산을 살펴본 결과 대조군의 개인총자산이 처치군에 비해 두 배 이상 증가한 것으로 나타났다. 또한 개인총자산을 이중차이 모형에 공변량으로 추가하여 분석한 결과 <부표 3>의 모형 C와 같이 각 삶의 만족도에 대한 분석결과가 거의 바뀌지 않는 것으로 나타나 개인의 자산 규모가 삶의 만족도의 변화에 영향을 미치지 않은 것을 확인할 수 있었다.

위와 같은 한계점에도 불구하고 이 연구는 다음의 의의를 가지고 있다. 이 연구는 2014년의 기초연금 인상과 주관적인 웰빙에 해당하는 전반적 및 영역별 삶의 만족도 간의 인과관계를 준실험설계를 바탕으로 수량화하였다. 정부는 기초연금 급여를 2014년 7월에 20만원, 2018년 9월에 25만원으로 인상했고 기초연금법 개정에 따라 2019년 4월부터 소득 하위 20% 노인의 급여를 30만원으로 인상했으며 2020년과 2021년까지 각각 소득하위 20~40%와 40~70% 노인에게 대해 30만원으로 인상할 계획을 공표한 바 있다(정문종 등, 2018, p.xvii). 이 계획이 모두 수행될 경우 2027년에는 2018년 예산의 두 배가 넘는 약 25조가 기초연금에 투입될 것으로 보인다(정문종 등, 2018, p.56). 이 연구에서 기초연금 급여 인상이 노인의 주관적 웰빙을 상당히 개선하는 것이 확인된 만큼 정부의 기초연금 급여 인상 기조는 노인의 복지 개선 측면에서 적절한 것으로 볼 수 있으나 다음의 고려가 필요하다. 기초연금법은 소득하위 70%에 대해 기초연금을 지급하도록 하고 있으나 실제 수급률은 2014년~2019년 기간 66%를 상회하고 있다.

10) 개인총자산을 매칭변수로 추가할 경우 Rubin'B 값이 현재 31.9에서 58.6으로 증가하고 Standardized bias가 10이 넘는 공변량이 현재 2개에서 7개로 증가하며 평균 Standardized bias는 약 2배 증가하는 것으로 나타났다. 이는 다른 변수에 비해 개인별 자산 규모의 편차가 적고 연속변수인 소득과 자산을 모두 매칭변수로 포함할 경우 균형을 맞춰야 할 경우의 수가 매우 증가하기 때문으로 보인다.

현재 정책 계획에 따른 급여 인상 및 수급 사각지대에 놓인 4% 노인의 기초연금 미수급을 해소하는 등의 수급률 개선과 급여 인상 또는 인상 시기의 우선순위를 선정할 필요가 있다. 또한, 기초연금 수급자 중에서도 소득이 낮을수록 기초연금 인상에 따른 삶의 만족도의 증가가 크게 나타나는 경향이 있으므로 소득 하위군에 대한 추가적인 연구와 정책적 검토가 필요하다. 즉 노인의 주관적 웰빙 측면에서 볼 때 저소득층 수급자의 급여를 더 높게 설정하는 것이 투입 예산 대비 효율적일 수 있다. 이 연구에서 제시한 기초연금 인상과 노인의 삶의 만족도 간의 관계에 대한 단서가 기초연금 정책의 근거로 활용되기를 기대한다.

황인옥은 서울대학교 보건대학원에서 석사학위를 받았으며 현재 동 대학원에서 박사과정 중이다. 주요 관심분야는 노후소득보장, 공적연금, 노인과 장애인의 건강 등이다.

(E-mail: inukhwang87@snu.ac.kr)

이태진은 영국 University of Manchester에서 보건관리학 박사학위를 받고 현재 서울대학교 보건대학원에서 교수로 재직 중이다. 주요 연구분야는 보건의료제도 의약품 및 의료기술의 경제성 평가 보건의료 형평성 등이다.

(E-mail: tjlee@snu.ac.kr)

참고문헌

- 강성호, 최옥금. (2010). 기초노령연금의 탈빈곤 효과 및 계층별 소득보장 효과 분석. *한국사회정책*, 17(2), pp.43-71.
- 국민연금공단. (2018). 2017 국민연금 생생통계. 전주: 국민연금공단.
- 기초연금법, 법률 제16568호 (2020).
- 김혜령, 오가실, 오경옥, 이선옥, 이숙자, 김정아 등. (2008). 기초생활보장 수급 노인의 삶의 질. *대한간호학회지*, 38(5), pp.694-703.
- 금현섭, 백승주. (2014). 공적연금, 사적이전 그리고 주관적 후생: 소득안정화 역할을 중심으로. *행정논총*, 52(1), pp.145-175.
- 박정수, 김준기. (2015). 기초노령연금이 소득 및 생활비지출에 미치는 영향: 2인 가구의 65세 전후 회귀단절점을 중심으로. *정책분석평가학회보*, 25(1), pp.345-370.
- 석상훈. (2010). 기초노령연금의 노인빈곤감소 효과 분석. *노인복지연구*, 50, pp.335-352.
- 안서연, 최옥금, 한신실, 이은영. (2019). 2018년 기초연금의 사회경제적 효과 분석. 전주: 국민연금공단.
- 양재진. (2011). 우리나라 노후소득보장제도의 역사, 문제점 그리고 대안의 모색. *아세아연구*, 54(2), pp.80-110.
- 여유진. (2019). 한국의 노인빈곤과 노후소득보장. *보건복지 Issue & Focus*, 364, pp.1-8.
- 이소정. (2016). 노년기 고용-복지-삶의 질의 관계 연구: OECD 28개국을 중심으로. *사회복지정책*, 43(3), pp.165-182.
- 이정화, 문상호. (2014). 기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향 - 성향점수매칭(PSM) 이중차이(DID)를 활용한 분석 -. *한국정책학회보*, 23(3), pp.411-440.
- 정명숙. (2007). 노년기 삶의 질에 영향을 미치는 요인들. *노인복지연구*, 37(1), pp.249-274.
- 정문중, 최미희, 이진우, 유희수, 정진아, 최유진. (2018). 2018~2027년 기초연금 재정소요 추계. 서울: 국회예산정책처.

- 진정란, 김원섭. (2018). 기초연금이 노인세대 삶의 질에 미치는 영향에 대한 연구. *연금연구*, 8(2), pp.1-27.
- 한석태. (2008). 노인 삶의 질 결정요인에 관한 연구- 객관적 변수와 주관적 변수의 비교. *한국행정학보*, 42(3), pp.441-461.
- 통계청. (2019. 03. 28). *장래인구추계 - 성 및 연령별 추계인구*. <https://kosis.kr/search/search.do?query=추계인구>.에서 2019. 4. 1. 인출.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2014). *Mastering 'metrics: The path from cause to effect*. Princeton: Princeton University Press.
- Austin, P. C. (2009). Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine*, 28(25), pp.3083-3107.
- Autor, D. H. (2003). Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. *Journal of Labor Economics*, 21(1), pp.1-42.
- Caliendo, M., & Kopenig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), pp.31-72.
- Dehejia, R. (2005). Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd. *Journal of Econometrics*, 125, pp.355-364.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), pp.542-575.
- Diener, E., & Suh, E. (1997). Measuring quality of life: economic, social, and subjective indicators. *Social Indicators Research*, 40, pp.189-216.
- Diener, E., Suh, E., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), pp.276-302.
- Easterlin, R. A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In David, P. A. and Reder, M. W.(eds), *Nations and Households in Economic Growth* (pp.89-125). Academic Press.

- Easterlin, R. A. (1995). Will raising the incomes of all increase the happiness of all?. *Economic Behavior & Organization*, 27(1), pp.35-47.
- Easterlin, R. A. (2001). Income and happiness: towards a unified theory. *The Economic Journal*, 111(473), pp.465-484.
- Easterlin, R. A. (2003). Explaining happiness. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(19), pp.11176-11183.
- Finkelstein, A. (2002). The effect of tax subsidies to employer-provided supplementary health insurance: evidence from Canada. *Journal of Public Economics*, 84(3), pp.305-339.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2000). Happiness, economy and institutions. *The Economic Journal*, 110(466), pp.918-938.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002a). *Happiness and economics: how the economy and institutions affect well-being*. Princeton: Princeton University Press.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002b). What can economists learn from happiness research?. *Journal of Economic Literature*, 40(2), pp.402-435.
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.
- Garrido, M. M., Kelley, A. S., Paris, J., Roza, K., Meier, D. E., Morrison, R. S. et al. (2014). Methods for constructing and assessing propensity scores. *Health services research*, 49(5), pp.1701-1720.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), pp.242-438.
- Howell, R. T., Kern, M. L., & Lyubomirsky, S. (2007). Health benefits: meta-analytically determining the impact of well-being on objective health outcomes. *Health Psychology Review*, 1(1), 83-136.
- Hyun, K. R., Kang, S., & Lee, S. (2016). Population aging and healthcare expenditure in Korea. *Health Economics*, 25(10), pp.1239-1251.
- Jeon, S. H., & Pohl, R. V. (2017). Health and work in the family: evidence from spouses' cancer diagnoses. *Journal of Health Economics*, 52, pp.1-18.

- Lee, C. (2001). The expected length of male retirement in the United States, 1850-1990. *Journal of Population Economics*, 14(4), pp.641-650.
- Lee, S., Ku, I., & Shon, B. (2019). The effects of old-age public transfer on the well-being of older adults: the case of social pension in South Korea. *The Journals of Gerontology: Series B*, 74(3), pp.506-515.
- Lee, H. S., & Wolf, D. A. (2014). An evaluation of recent old-age policy innovations in South Korea. *Research on aging*, 36(6), pp.707-730.
- Lloyd-Sherlock, P., Saboia, J., & Ramirez-Rodriguez, B. (2012). Cash transfers and the well-being of older people in Brazil. *Development and Change*, 43(5), pp.1049-1072.
- Maitra, P., & Ray, R. (2003). The effect of transfers on household expenditure patterns and poverty in South Africa. *Journal of development Economics*, 71(1), pp.23-49.
- Modigliani, F. (2005). *The Collected Papers of Franco Modigliani, Volume 6*, Cambridge: The MIT Press.
- Møller, V., & Radloff, S. (2013). Perceptions of fortune and misfortune in older South African households: Social assistance and the 'good life'. *Social Indicators Research*, 111(3), pp.633-664.
- Møller, V., & Saris, W. E. (2001). The relationship between subjective well-being and domain satisfactions in South Africa. *Social indicators research*, 55(1), pp.97-114.
- OECD. (2017). *Pensions at a glance*. Paris: OECD Publishing.
- Palacios, R., & Sluchynsky, O. (2006). *Social pensions part I: their role in the overall pension system*. Washington: World Bank.
- Poterba, J. M. (2014). Retirement security in an aging population. *American Economic Review*, 104(5), pp.1-30.
- Ralston, M., Schatz, E., Menken, J., Gomez-Olive, F. X., & Tollman, S. (2019). Policy shift: South Africa's old age pensions' influence on perceived quality of life. *Journal of Aging & Social Policy*, 31(2), pp.138-154.

- Schatz, E., Gomez-Olive, X., Ralston, M., Menken, J., & Tollman, S. (2012). The impact of pensions on health and wellbeing in rural South Africa: does gender matter?. *Social Science & Medicine*, 75(10), pp.1864-1873.
- Shin, E., & Do, Y. K. (2015). Basic old-age pension and financial wellbeing of older adults in South Korea. *Ageing & Society*, 35(5), pp.1055-1074.
- Stahlberg, A. C., Kruse, A., & Sunden, A. (2005). Pension design and gender: analyses of developed and developing countries. *Gender Issues*, 22(3), pp.6-45.
- Stephens, A., Deaton, A., & Stone, A. A. (2015). Subjective wellbeing, health, and ageing. *The Lancet*, 385(9968), pp.640-648.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009). *Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress*. Paris: Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress
- Vik, M. H., & Carlquist, E. (2018). Measuring subjective well-being for policy purposes: the example of well-being indicators in the WHO “Health 2020” framework. *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(2), pp.279-286.
- Yang, J. (2013). The welfare state and income security for the elderly in Korea. In Klassen, T. R. and Yang, Y.(eds), *Korea’s Retirement Predicament* (pp.57-70). Routledge.

부표 1. 연도별/대상자 유형별 연간 가구 소비지출 평균

(단위: 만원)

소비지출 구분	전체 (N=1,358)			처치군 (N=1,122)			대조군 (N=236)		
	2012년	2016년	증감액 (%)	2012년	2016년	증감액 (%)	2012년	2016년	증감액 (%)
총 생활비	1275.9	1415.5	139.6 (10.9)	1,136.6	1,255.6	119.0 (10.5)	1,415.2	1,575.3	160.1 (11.3)
식비	374.7	378.8	4.1 (1.1)	335.5	365.2	29.7 (8.9)	394.0	392.4	-1.6 (-0.4)
주거비	178.8	173.2	-5.6 (-3.1)	162.6	158.2	-4.4 (-2.7)	194.9	188.1	-6.8 (-3.4)
보건의료비	114.9	121.8	6.9 (6.0)	99.9	107.8	7.9 (7.9)	129.8	135.7	5.9 (4.5)
피복비	60.8	47.9	-12.9 (-21.2)	56.6	47.1	-9.5 (-16.8)	64.9	48.7	-16.2 (-25.0)

주: 고령화패널연구조사는 항목별 '지난해 월평균 소비 지출'을 조사하며 이 표의 수치는 월 평균 소비에 12를 곱해 연간 소비 지출로 환산한 것이다.

부표 2. 연도별/대상자 유형별 개인총자산

(단위: 만원)

구분	전체 (N=1,358)			처치군 (N=1,122)			대조군 (N=236)		
	2012년	2016년	증감액 (%)	2012년	2016년	증감액 (%)	2012년	2016년	증감액 (%)
개인총자산	8,390	11,302	2,912 (34.7)	4,935	5,986	1,051 (21.3)	25,406	37,347	11,941 (47.0)

주: 고령화연구패널조사는 개인의 부동산, 금융, 사업체/농장, 기타 자산 등을 조사하며, 개인총자산은 이를 더한 수치이다.

부표 3. 기초연금 인상에 대한 이중차이모형 분석 결과(민감도 분석)

변수	성향점수매칭-이중차이모형 추정치									
	기본 모형 ¹⁾		모형 A ²⁾		모형 B ³⁾		모형 C ⁴⁾		모형 D ⁵⁾	
	Coef. (SE**)	P	Coef. (SE**)	P	Coef. (SE**)	P	Coef. (SE**)	P	Coef. (SE**)	P
전반적인 삶의 만족도	3.830 (1.747)	0.029*	3.824 (1.752)	0.029*	3.605 (1.660)	0.030*	3.845 (1.748)	0.028*	3.621 (1.658)	0.029*
영역별 삶의 만족도										
자신의 건강상태	3.922 (1.938)	0.043*	3.944 (1.938)	0.042*	3.648 (1.770)	0.039*	4.050 (1.943)	0.037*	3.782 (1.774)	0.033*
자신의 경제상태	5.140 (2.043)	0.012*	5.219 (2.046)	0.011*	4.996 (1.995)	0.012*	5.209 (2.042)	0.011*	5.066 (1.995)	0.011*
배우자와의 관계	3.717 (1.606)	0.021*	3.657 (1.609)	0.023*	3.747 (1.600)	0.019*	3.784 (1.621)	0.020*	3.817 (1.616)	0.018*
자녀와의 관계	3.366 (2.088)	0.107	3.370 (2.089)	0.107	3.121 (2.004)	0.120	3.072 (2.065)	0.137	2.805 (1.978)	0.157

- 1) (기본 모형) 나이, 나이 제곱, 교육수준, 혼인상태, 개인 총소득, 개인 공적연금소득, 가구소득, 노동 여부, 일상생활활동(ADL) 제한 여부, 만성질환 여부, 정기적인 운동 여부 등의 공변량을 포함
 - 2) 기본 모형에서 배우자의 기초연금 신규 수급으로 인해 본인의 급여가 하락한 처치군 9명을 제외한 모형
 - 3) 기본 모형에 가구원 수와 CES-D10 점수를 공변량으로 추가한 모형
 - 4) 기본 모형에 개인총자산을 공변량으로 추가한 모형
 - 5) 기본 모형에 가구원 수, CES-D10 점수, 개인총자산을 공변량으로 추가한 모형
- 주: * : p<0.05, ** : p<0.01

The Effects of Increase in the Basic Pension on the life Satisfaction of Elderly Beneficiaries in Korea

Hwang, Inuk

[Seoul National University]

Lee, Tae-jin

[Seoul National University]

This study examined the relationship between increase in the Basic Pension and the life satisfaction using a quasi-experimental framework, in which the Basic Pension was deemed as an increase of existing non-contributory pension benefit. The results of Propensity Score Matched Difference-in-Differences (PSM-DID) analyses suggested that the common trend assumption was not violated and the life satisfaction (overall and in each domain) of the elderly who continually received the Basic Pension around the time of increase (treatment group) increased by 3.72~5.14 points compared to that of those who never received the benefit (control group). The sub-group analyses suggested that increase in the Basic Pension improved the life satisfaction of the treatment group relatively more among those who did not receive other public pensions, did not work for pay, were women, or were aged 75 and older. Given the Basic Pension policy direction of benefit increase in Korea, these study results are expected to provide meaningful empirical evidences for future policy implementations.

Keywords: Old Age Income Security, Basic Pension, Subjective Well-Being, Life Satisfaction, Difference-in-Differences