creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

사회복지학박사 학위논문

기초연금이 노인건강에 미치는 영향

2023년 8월

서울대학교 대학원
사회복지학과
김 정 욱

기초연금이 노인건강에 미치는 영향

지도교수 구 인 회

이 논문을 사회복지학박사 학위논문으로 제출함

2023년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

김 정 욱

김정욱의 사회복지학박사 학위논문을 인준함

2023년 7월

위 원 장 홍백의 (인)

부위원장 김명희 (인)

위 원 박정민 (인)

위 원 이태진 (인)

위 원 구인회 (인)

국문초록

기초연금이 노인건강에 미치는 영향

서울대학교 대학원
사회복지학과
김정욱

기초연금제도는 노인의 생활안정과 복지증진을 목적으로 도입된 이래로 대표적인 소득보장제도로 간주되고 있다. 그간 기초연금의 정책효과를 분석한 연구는 경제적 측면을 중심으로 진행되어 왔는데, 빈곤과 건강이 긴밀하게 연결되어 있음을 고려할 때 기초연금의 효과를 건강 측면에서 평가할 필요가 있다. 이에 본 연구는 기초연금과 노인건강의 관계를 밝히고, 이에 대한 영향 기제를 탐색하고자 하였다. 나아가 빈곤 여부, 성별에 따라 세부 집단으로 구분하여 기초연금의 건강효과가 집단 특성에 따라 다르게 나타나는지 확인하고자 하였다.

이를 위해 본 연구는 분석 자료로 고령화연구패널조사 3차(2010)~6차(2016) 자료를 활용하였고, 노인건강을 측정하기 위한 지표로 건강수준(우울수준, 주관적 건강상태)과 의료이용(만성질환 진료지속, 입원이용)을 선정하였다. 기초연금과 노인건강의 인과관계를 밝히기 위해 이중차분법을 주된 방법론으로 활용하되 회귀불연속설계를 통해 추정 결과의 강건성을 검토하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 기초연금이 노인집단의 건강에 미치는

영향을 부분적으로 확인하였다. 기초연금은 노인집단의 우울수준 감소 및 주관적 건강상태 향상에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이중 우울수준의 경우 두 방법론 모두에서 일관된 결과를 보였다. 둘째, 기초연금이 노인집단의 의료이용에 미치는 영향을 부분적으로 확인하였다. 회귀불연속설계를 적용한 결과 65세 전후로 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률이 증가한 것으로 나타났는데 이는 만성질환을 보유한 노인의 의료접근성이 향상된 것을 의미한다. 반면 입원이용 확률은 감소한 것으로 나타났다. 입원의 경우 후기 노인일수록 건강상태 악화로 인해 서비스를 이용할 가능성이 높은데, 회귀불연속설계가 임계치인 65세에 인접한 표본을 대상으로 하기에 나타난 결과로 보았다. 셋째, 기초연금은 배우자와의 관계에 대한 만족도를 통해 우울수준 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기초연금이 매월 현금으로 지급된다는 측면에서 오는 심리적, 경제적 안정감이 배우자와의 관계에 긍정적으로 영향을 미쳐 나타난 결과로 해석하였다. 마지막으로 기초연금의 건강효과는 집단에 따라 다르게 나타났다. 기초연금의 건강수준 및 의료이용 효과는 빈곤 노인에서 더 큰 것으로 나타났는데 이는 정책의 실질적 대상에게 효과적으로 작동하였음을 의미한다. 반면 성별에 따른 차이는 나타나지 않았는데, 이는 여성 비중이 높은 75세 이상 고령 노인이 분석에 포함되지 않았기 때문으로 파악하였다.

본 연구는 기초연금과 노인건강의 인과관계를 밝히기 위해 이중차분법과 회귀불연속설계가 지닌 특징과 함의를 바탕으로 실증분석을 수행했다는 데 의의가 있다. 본 연구에서 기초연금이 노인의 건강수준 및 의료이용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 제도의 중요한 파급효과로 평가할 수 있다. 이 연구 결과가 향후 노인건강을 유지 및 증진하기 위한 정책적 대응 방안을 모색하는 데 근거로 활용되기를 기대한

다.

주요어: 기초연금, 노인건강, 의료이용, 이중차분법, 회귀불연속설계
학　번: 2017-36325

목 차

제 1 장 서 론 ····· 1
제 1 절 연구 목적 ····· 1
제 2 절 연구 문제 ····· 6
제 2 장 이론적 배경 ····· 8
제 1 절 기초연금이 노인건강에 미치는 영향 ····· 8
1. 기초연금의 영향 ····· 8
2. 기초연금 영향의 집단별 차이 ····· 18
제 2 절 노인건강에 영향을 미치는 기타 요인 ····· 22
1. 인구학적 요인 ····· 23
2. 사회경제적 요인 ····· 24
3. 건강행태 및 심리사회적 요인 ····· 27
4. 정책적 요인 ····· 28
제 3 절 연구 가설 ····· 31
제 3 장 연구 방법 ····· 33
제 1 절 분석 자료 ····· 33
제 2 절 변수의 정의 및 측정 ····· 35
1. 종속변수 ····· 35
2. 통제변수 ····· 40
제 3 절 분석 방법 ····· 42
1. 분석 전략 ····· 42

2. 이중차분법(Difference-in-Differences, DID) ····· 46
3. 회귀불연속설계(Regression Discontinuity Design, RDD) ····· 49
제 4 장 분석 결과 ····· 54
제 1 절 이중차분법 ····· 54
1. 연구 대상 특성 ····· 54
2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향 ····· 57
3. 기초연금의 건강효과에 대한 경로 탐색 ····· 65
4. 세부 집단 분석 결과 ····· 75
5. 강건성 검증 ····· 80
제 2 절 회귀불연속설계 ····· 85
1. 연구 대상 특성 ····· 85
2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향 ····· 87
3. 통계적 검정 ····· 92
제 5 장 결 론 ····· 97
제 1 절 결과 요약 및 연구의 한계 ····· 97
제 2 절 연구의 함의 ····· 105
참고문헌 ····· 111
부표 ····· 135
Abstract ····· 144

표 목 차

<표 3-1> 변수의 조작적 정의 ····· 42

<표 3-2> 기초연금 효과 ····· 47

<표 4-1> 분석 대상의 일반적 특성 ····· 56

<표 4-2> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: DID 분석결과 ····· 60

<표 4-3> 노인건강에 대한 2018년 기초연금 효과: DID 분석결과 ····· 65

<표 4-4> 금전적 경로 및 비금전적 경로에 대한 2014년 기초연금 효과: DID 분석결과 ····· 68

<표 4-5> 우울수준에 대한 2014년 기초연금 효과와 비금전적 경로 확인: DID 분석결과 ····· 72

<표 4-6> 주관적 건강상태에 대한 2014년 기초연금 효과와 비금전적 경로 확인: DID 분석결과 ····· 74

<표 4-7> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 빈곤 여부별 DID 분석결과 ····· 76

<표 4-8> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 성별 DID 분석결과 78

<표 4-9> 시차변수를 이용한 검증 ····· 83

<표 4-10> 플라시보 검정 ····· 84

<표 4-11> 분석 대상의 일반적 특성 ····· 87

<표 4-12> 노인건강에 대한 2016년 기초연금 효과: RDD 분석결과 ··· 89

<표 4-13> 노인건강에 대한 2020년 기초연금 효과: RDD 분석결과 ··· 92

<표 4-14> 특성변수에 대한 단절 여부 확인 ····· 95

<표 4-15> 플라시보 검정 ····· 95

그 림 목 차

[그림 4-1] 비교집단과 처치집단 간 우울수준(CES-D10) 비교 ····· 81

[그림 4-2] 비교집단과 처치집단 간 주관적 건강상태 비교 ····· 82

[그림 4-3] 배정변수의 불연속성 검정 ····· 93

[그림 4-4] 특성변수에 대한 단절 여부 확인 ····· 94

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 목적

본 연구의 목적은 기초연금이 노인건강에 미치는 정책효과를 분석하는 것이다. 그간 기초연금 관련 연구들은 기초연금 도입 목적이 국민연금 사각지대 해소와 노인빈곤 감소라는 점에 주목하여 빈곤, 소득, 소비지출 등 경제적 효과를 중심으로 이루어져 왔다. 본 연구는 빈곤과 건강이 긴밀하게 연결되어 있음을 고려하였을 때 일정 소득수준 이하의 노인에게 지급되는 기초연금이 이들의 건강에 직·간접적으로 영향을 미칠 가능성을 염두에 두고 기초연금의 건강효과를 분석하고자 한다. 나아가 정책의 효과 유무를 판단하는 것에 그치지 않고, 기초연금이 어떠한 경로로 노인건강에 영향을 미치는지 탐색하고, 노인집단 내 다양성을 고려하여 기초연금의 건강효과가 빈곤 여부, 성별에 따라 다르게 나타나는지 살펴보고자 한다.

건강은 인간 삶의 가장 중요한 조건 중 하나이자, 가치 있는 일들을 할 수 있게 만드는 잠재력(capability)의 중요한 요소라는 점에서 특별한 의미가 있다(Sen, 2021; 김명희, 2019에서 재인용). 특히 노년기에 건강을 유지하는 것은 개인의 사회활동을 촉진하고, 신체적·정신적 안정에 도움을 줌으로써 성공적 노화에 기여하게 된다는 점에서 중요하다(김명일 외, 2013). 하지만 한국 노인들의 건강실태는 그리 양호하다고 볼 수 없다. 65세 기대여명은 남성 19.3년, 여성 23.7년으로 OECD 평균에 비해 각각 1.5년, 2.6년 더 높은 수치지만(통계청, 2022a), 이들 중 자신의 건강상태가 양호하다고 생각하는 비율은 22.9%에 불과하다(OECD, 2021)[1].

또한 같은 노인이라 할지라도 빈곤하거나 여성인 경우 건강수준이 더욱 취약한 것으로 나타나 노인집단 내 건강격차 문제가 지적되고 있다(이미숙, 2009; 이민아, 2010; 김동배 외, 2011; 이상록·이순아, 2014; 김민지·임재영, 2017; 이난희 외, 2017; 박소영, 2018). 이러한 경향은 정신건강 영역에서도 확인할 수 있는데, 한국의 노인 자살률은 수년째 OECD 회원국 가운데 가장 높은 수준으로 유지되고 있는 실정이다(보건복지부·한국생명존중희망재단, 2021).

그렇다면 기초연금은 어떻게 노인건강에 영향을 미칠 수 있을까. 본 연구에서는 그 가능성을 금전적 경로와 비금전적 경로 두 가지로 구분하여 논의하고자 한다. 먼저 금전적 경로는 물질적 자원의 가용성 측면에 중점을 둔 것이다. 기초연금은 현금으로 지급된다는 면에서 식품[2], 보건의료서비스, 주거 등과 같이 건강에 유익한 재화와 서비스에 지출함으로써 이에 대한 접근성을 높일 수 있는데, 이와 같은 물질적 요인은 건강에 영향을 미치는 대표적인 중재요인이다. 식품의 가용성(접근성)은 필수 영양소를 공급하고, 시기적절한 진료·치료는 건강문제를 해결 및 예방하는 데 도움을 줄 수 있다. 또한 주거는 수면, 식사, 위생 등 건강과 직접적으로 연관된 공간이라는 점에서 중요하다.

하지만 노인집단은 경제적 이유로 앞서 언급한 요인들에 대한 접근성이 낮은 것으로 알려져 있다. 선행연구에 따르면 노인집단은 식품 빈곤, 이로 인한 배고픔 등과 같은 식품 미보장(food insecurity)과 진료비 부담에 의한 미충족 의료(unmet healthcare need)[3] 비율이 높은 것으로 알

1) 해당 수치는 한국과 기대수명이 비슷한 일본(26.2%)에 비해서도 매우 낮은 수준이다(OECD, 2021).
2) 식이는 건강행태 요인으로도 구분되는데, 본 연구에서는 Solar & Irwin(2010)이 제시한 모형에 따라 물질적 요인 범주에 포함하였다.
3) 미충족 의료란 개인이 인지한 의료 필요에 대해 의료를 이용하지 못한 것을 의미한다. '의료에 대한 필요'와 '충족', 나아가 '누가(제공자, 이용자)' 판단하느냐에 따라 다양한 방식으로 정의될 수 있다.

려져 있다(김기랑 외, 2009; 신한얼 외, 2019; 조자영·최재성, 2020). 또한 주거에 있어서 자가거주율이 높은 편이긴 하나 월 소득 대비 임대료 비율이 다른 가구 유형에 비해 높기 때문에 주거취약계층으로 분류된다(강미나 외, 2020; 강미나 외, 2021). 이를 미루어볼 때 기초연금은 식품 또는 의료서비스에 대한 접근성을 향상시켜 노인건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 또한 높은 주거비 부담이 다른 필수 재화와 서비스에 대한 접근성을 떨어뜨린다는 사실을 고려하였을 때 기초연금이 노인의 주거비 부담 완화에 기여할 수 있다면, 이 역시 건강에 대한 긍정적인 효과로 볼 수 있다.

다음으로 비금전적 경로는 심리적 메커니즘을 통해 작동하는 측면에 중점을 둔 것이다. 생애과정에서 노년기에 경험하는 소득 감소와 이에 따른 경제적 불안정, 사회적·정서적 고립은 불가피한 스트레스를 유발하는 사회심리요인으로 지적된다. 이러한 스트레스 상황이 지속되거나 지나치게 반복되는 경우 생리적, 신체상의 변화뿐만 아니라, 우울 등 정신건강에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(김창엽 외, 2015; 김재원, 2017; Kessler, 1997).

노인가구의 소득은 다양한 소득원으로 구성되는데 이중 사적이전소득은 성인 자녀와의 관계에 따라 비중이 변화할 수 있고, 이에 대한 의존도가 높을 시 자율성과 효능감에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(전미애·김정현, 2017). 또한 생계를 위해 경제활동에 참여하는 노인인구가 증가하고 있지만, 단순노무직에 종사하는 비중이 높기 때문에 노동조건이 열악하고 급여수준이 낮아 근로소득 역시 경제적 안정성을 확보하기 어렵다(이윤경 외, 2020; 김윤영, 2022). 반면 기초연금은 노동시장에 대한 기여에 상관없이 매월 현금으로 지급된다는 점에서 노인들에게 심리적·경제적 안정감을 줄 수 있다. 이러한 특징은 특히 젠더, 고령, 빈곤이라는

중첩된 취약성에 놓인 여성 노인에게 그 의미가 더 클 것으로 생각된다. 아울러 기초연금은 가족 간 경제적 지원에 대한 부담 및 스트레스를 완화하고, 친목, 여가, 자원봉사 등 사회참여를 가능하게 함으로써 가족 내외의 사회적 관계망을 지속·복원시켜 건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

이미 해외에서는 노후소득보장제도가 노인집단 내 소득격차를 줄여 재분배에 긍정적인 역할을 할 뿐만 아니라 건강수준 향상에도 기여한다는 사실이 여러 실증분석을 통해 입증되었다. 높은 연금 급여는 건강을 증진시킬 수 있는 제품 및 활동에 투자할 가능성을 높여 노년기 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며(Esser & Palm, 2010), 저소득국가와 개발도상국에서 노인을 대상으로 시행해 온 사회수당형 연금(social pension)은 노인 빈곤율 감소에 기여할 뿐 아니라 이들의 건강수준과 보건의료서비스 접근을 향상시키는 것으로 밝혀진 바 있다(Case & Deaton, 1998; Bertranou & Grushka, 2002; Case, 2004; Brenes-Camacho, 2011; Galiani et al., 2014; Aguila et al., 2015; Hessel et al., 2018).

이에 본 연구는 2014년 기초연금 도입에 따른 급여수준 인상을 준실험적인 환경으로 간주하여 기초연금이 노인건강에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 또한 노인집단을 빈곤 여부 및 성별을 기준으로 구분하여 기초연금의 효과가 집단 간에 다르게 나타나는지 검증하고자 한다. 먼저 빈곤 여부에 따라 집단을 구분하는 이유는 자명하다. 빈곤 노인이 물질적인 요건뿐 아니라 보건의료, 주거, 사회적 관계망 등 건강과 관련된 다양한 영역에서 결핍과 배제를 경험한다는 것은 익히 알려진 사실이다. 이러한 요소들이 경제적인 상황과 밀접한 관련이 있음을 고려하였을 때 기초연금이 건강에 미치는 효과는 빈곤 여부에 따라 상이하게 나타날 여지

가 있다.

다음으로 성별에 따라 집단을 구분한 이유는 성별 간 건강행태 차이 때문이다. 건강 및 질병에 대한 성별 차이를 이해하는데 있어서 성별 간 건강행태 차이를 고려하는 것은 중요하다(Mcginnis & Foege, 1993). 건강행태를 다룬 연구들은 남성이 여성에 비해 위험행동 비율은 더 높고, 건강습관 및 위생습관 비율은 낮다는 점에 주목하였는데(Kandrack et al., 1991; Liang et al., 1999; Courtenay & Mccreary, 2002), 이를 설명하는 메커니즘 중 하나가 사회적·전통적 성역할 규범이다(Courtenay, 2000a). 식품선택은 성별 간 건강행태 차이가 나타나는 영역 중 하나인데, 여성은 남성에 비해 건강한 식생활에 더 큰 중요성을 부여하고 실천하는 것으로 일관되게 관찰된다(Courtenay, 2000a; Wardle et al., 2004; Bärebring et al, 2020). 또한 여성은 정기적인 건강검진 등 의료에 대한 관심이 높은 반면, 남성은 건강에 대한 관심이 상대적으로 적고, 의사의 조언을 잘 지키지 않는 경향이 있는 것으로 알려져 있다(Courtenay & Mccreary, 2002; 송미영 외, 2015; 삼성서울병원, 2022). 이를 미루어볼 때 성별 간 건강행태에 차이는 기초연금을 활용하는 방식에도 영향을 미쳐 결과적으로 건강에 미치는 영향에 성별 차이를 일으킬 것으로 예측된다.

기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 본 연구는 여러 측면에서 의미가 있다. 우선 초기 선행연구들에 더해 기초연금의 정책효과가 일시적인 현상인지에 대한 메시지를 줄 것으로 보인다. 또한 기초연금의 정책효과에 대한 논의의 폭을 확장하고, 정책이 일으키는 효용성을 보다 넓은 의미에서 측정한다는 데 의의가 있다. 만약 기초연금이 노인건강에 미치는 효과가 검증된다면 제도가 소득보조 이상의 의미를 지닌다고 할 수 있을 것이다. 아울러 사회적 요인이 '위험에 빠질 위

험(risk of risks)'을 결정한다는 점(Link & Phelan, 1995; 김창엽 외, 2015)에서 기초연금이 노인건강을 증진하는데 근본적인 해결책이 될 수 있는지 검증하는 측면에서 의의가 있다. 이후 실증분석 결과를 기반으로 정책 대안을 제시하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 기초연금이 노인건강에 미치는 영향에 대한 이론적 배경과 관련 선행연구를 고찰하고, 이에 기초하여 서론에서 제시한 연구 문제에 대한 잠정적 연구 가설을 설정한다. 3장에서는 분석 자료의 특징과 분석에 사용할 변수의 정의 및 측정 방법을 살펴본 후 분석 방법을 서술한다. 4장에서는 분석 대상의 특성에 대한 기술통계와 회귀분석 결과를 제시한다. 마지막으로 5장에서는 연구의 주요 결과 및 함의를 논의한다.

제 2 절 연구 문제

본 연구의 목적은 기초연금이 노인건강에 미치는 정책효과를 분석하는 것이다. 나아가 기초연금이 어떠한 경로를 거쳐 노인건강에 영향을 미치는지, 또한 그 효과가 집단별로 다르게 나타나는지 검증하고자 한다. 이를 위해 건강지표를 결과변수로 설정하고, 빈곤 여부와 성별을 기준으로 노인집단을 구분하였다. 연구 문제를 구체적으로 제시하면 다음과 같다.

연구 문제 1. 기초연금은 노인건강에 영향을 미치는가?

연구 문제 1-1. 기초연금은 노인의 건강수준 및 의료이용에 영향을 미치는가?

연구 문제 1-2. 기초연금은 어떠한 경로로 노인건강에 영향을 미치는

가?

연구 문제 2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향은 집단별로 다르게 나타나는가?

연구 문제 2-1. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향은 빈곤 여부에 따라 다르게 나타나는가?

연구 문제 2-2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향은 성별에 따라 다르게 나타나는가?

제 2 장 이론적 배경

2장에서는 기초연금이 노인건강에 미치는 영향에 관한 이론적 배경과 관련 선행연구를 검토하고자 한다. 먼저 1절에서는 기초연금이 노인건강에 미칠 가능성을 금전적 경로와 비금전적 경로로 구분하여 논의를 진행하였다. 그다음 기초연금의 영향이 집단별로 다르게 나타날 수 있음을 염두에 두고 이에 관한 기존 연구를 함께 살펴보았다. 2절에서는 노인건강의 영향요인과 이를 발생시키는 기제를 검토하였다. 마지막으로 3절에서는 논의한 내용을 토대로 서론에서 제시한 연구 문제에 대한 잠정적 연구 가설을 설정하였다.

제 1 절 기초연금이 노인건강에 미치는 영향

1. 기초연금의 영향

1) 노인건강 현황과 기초연금

기대수명의 증가와 저출산으로 인한 인구 고령화는 세계적인 추세이다. 그중 한국은 가장 빠르게 고령화가 진행되는 국가로 꼽히며 2025년에는 65세 이상 노인인구 비율이 20%를 넘어선 초고령사회로 진입할 전망이다(통계청, 2021a). 인구 고령화가 진행될수록 연금, 의료비 등 사회적 비용의 증가와 노인 세대에 대한 돌봄 문제로 개인과 사회의 부담은 더욱 커질 것으로 예측되고 있다. 빈곤, 질병, 일자리 등 노인문제가 부

각됨에 따라 노인에 대한 관심은 더욱 높아지고 있으며, 노년기가 점차 길어짐에 따라 특히 수명의 질이 중요시되고 있다.

앞서 서론에서 언급하였듯이 건강은 노년기 삶의 질에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 하지만 모든 노인이 높은 수준의 건강을 누리거나, 이를 위해 필요할 때 적절한 의료서비스를 이용할 수 있는 것은 아니다. 높은 노인 빈곤율에서 알 수 있듯이 한국 사회의 다수의 노인이 노후 준비가 미흡하고, 이를 뒷받침할 사회적 지원체계 역시 취약하다. 생애과정에서 지속해서 누적되어 온 기회와 자원, 경험의 차이는 노년기에 극대화되어(박경숙, 2001; 장수지·김수영, 2016) 사회경제적 지위에 따른 건강 수준이나 의료이용 격차는 더욱 벌어질 가능성이 크다(김진영, 2007; 장수지·김수영, 2016). 노년기 건강의 영향요인을 다룬 연구를 살펴보면 사회경제적 지위가 낮은 노인의 경우 신체적, 정신적 건강이 더 취약함을 실증적으로 밝히고 있다(김동배 외, 2011; 김동배 외, 2012; 이상록·이순아, 2014; 김민지·임재영, 2017).

잘 알려져 있듯이 한국은 노인 빈곤율이 OECD 회원국 중 가장 높은 국가로, 빈곤문제는 높은 노인 자살률의 주원인으로 언급된다. 빈곤은 소득의 결핍을 넘어 영양, 주택, 노동, 보건의료 등 건강과 밀접한 관련이 있는 자원과 서비스에 접근할 수 있는 기회에 제약을 가한다는 점에서 건강에 부정적인 영향을 미친다. 또한 배우자, 자녀, 친인척 등 가정 내 사회적 자본뿐만 아니라 지역사회 교류를 통한 사회참여, 네트워크, 신뢰 등 확장된 사회적 자본 역시 취약하여 건강문제를 해결할 수 있는 기회도 그만큼 낮을 수밖에 없다. 노인계층의 높은 연령과 낮은 교육수준을 고려하였을 때 질 낮은 일자리에 종사할 가능성이 큰데, 이러한 일자리는 수입은 낮지만 노동 강도가 높아 이에 따른 위험으로 건강에 해로운 영향을 미칠 수 있다.

본 연구에서 주목하는 기초연금[4]은 국민연금 사각지대 해소와 노인빈곤을 완화하기 위해 도입된 제도이다. 선행연구에 따르면 기초(노령)연금은 노인 빈곤율 및 빈곤갭 감소에 기여한 것으로 나타나며(석상훈, 2010; 김희삼, 2011; 장현주, 2013), 이 중에서도 빈곤층과 여성 비율이 높은 독거노인가구에서 그 효과가 큰 것으로 확인되었다(석상훈, 2010; 장현주, 2013). 한편에서는 기초연금의 낮은 연금액이 높은 노인 빈곤율을 낮추기에 한계가 있음을 지적하고 있지만(국민연금재정추계위원회, 2013; 김재진 외, 2014), 국민연금 가입 기회를 가지지 못했던 현 노령계층, 연금수급권을 확보하기 어려운 불안정 노동계층, 여성 노인 등을 포괄하여 국민연금이 달성할 수 없었던 1인 1연금 체계를 마련하는 제도적 틀로써 중요한 정책으로 평가받는다(석재은, 2015).

한편 기초연금 도입 시 제기된 이슈 중 하나는 다른 소득에 변화가 나타났는지였다. 만약 사적이전소득이 감소하거나, 수급자들이 근로활동을 줄인 결과가 기초연금으로 인한 소득 증가보다 더 커진다면 노인의 소득 수준이 개선되지 않기 때문이다. 관련 연구에 따르면 기초연금 도입 후 노인가구의 공적이전소득 비중이 증가하고 사적이전소득 비중이 감소한 것으로 나타나지만 비중의 증감만으로 구축 관계를 단언할 수 없음을 지적하고 있다(이경배 외, 2018). 또한 기초연금과 사적이전소득과의 관계는 유의하지 않거나 이용 자료, 분석 방법, 가구 특성 등에 따라 상이한

4) 본 연구에서 지칭하는 기초연금은 '노인을 대상으로 한 비기여식 연금'으로, 해외에서는 이를 '사회수당형 연금(social pension)' 또는 '무기여 연금(non-contributory pension)'이란 개념으로 사용하고 있다. 국내외 다수의 연구에서 조세를 재원으로 운영하고, 노인을 대상으로 한 소득보장제도를 공통으로 무기여 연금 또는 비기여 연금이라는 용어를 사용한 것을 고려하여 '무기여 연금(non-contributory)'을 기초연금에 대응되는 개념으로 사용하고자 하며, 해외 선행연구 역시 이를 중심으로 검토하였다. 참고로 OECD에서 지칭하는 기초연금(basic pension) 개념은 기초연금에 비해 더 넓은 의미이다. 재원 조달방식에 따라 사회보험형(기여형/갹출연계, contributory)과 조세형(무기여형/갹출비연계, non-contributory)으로 구분되며, 지급 대상이 노인으로 국한되지 않는다(OECD, 2019).

것으로 나타나 일치된 결론을 보여주지 않는다(이경배, 2018; Lee et al., 2019). 비슷한 맥락에서 기초연금은 노인의 경제활동 참여에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났는데, 연구자들은 기초연금액이 노후 소득의 안정성을 담보하기에 불충분하기 때문으로 보았다(성효용·이경곤, 2018; 전미애·김정현, 2020). 해외 연구에서는 노인 세대가 다른 세대에 비해 현금이전(cash transfer)에 따른 노동이나 저축에 대한 디스인센티브(disincentive)가 낮아 무기여 연금(non-contributory pension)이 다른 소득에 대해 구축효과를 일으키지 않는다고 주장하고 있다(Barrientos & Lloyd-Sherlock, 2002). 이에 본 연구에서는 기초연금이 시장소득과 사적이전소득에 대한 구축효과를 일으키지 않는다는 전제하에 연구를 진행하였다.

2) 기초연금과 노인건강에 관한 선행연구

그렇다면 기초연금은 노인들의 건강상태에 어떻게 영향을 미칠 수 있을까. 본 연구는 앞서 서론에서 서술한 바와 같이 기초연금이 노인건강에 영향을 미칠 가능성을 크게 금전적 경로와 비금전적 경로 두 가지로 분류하였다. 다음에서는 기초연금이 노인건강에 영향을 미치는 기제와 함께 관련 선행연구를 검토하고자 한다.

먼저 금전적 경로는 건강에 유익한 재화나 서비스에 대한 접근성 측면에 중점을 둔 것이다. 기초연금은 현금으로 지급된다는 점에서 현물보조와 다르게 수급자인 노인이 본인에게 필요한 재화나 서비스를 선택할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 자율성은 수급자를 복지제도의 대상으로 여기는 시각에서 소비의 주체로 긍정한다는 점에서 의미가 있다. 노년기는 노화 및 질병으로 인한 건강문제는 물론 사회적, 심리적 건강문제를 겪

을 가능성이 큰 시기이기 때문에 건강 관련 소비재 및 서비스에 대한 수요가 매우 높다. 이러한 점을 고려하였을 때 기초연금은 건강을 유지하거나 증진하는데 필요한 품목에 활용될 가능성이 크다. 기초연금이 노인의 주관적 건강상태에 긍정적인 영향을 미친 것으로 보고한 국내외 연구들은 이에 대한 메커니즘을 직접적으로 밝히지는 않았으나 급여가 현금으로 지급된다는 점에서 건강에 이로운 자원에 접근할 기회를 제공할 수 있음을 공통으로 지적하였다(진정란·김원섭, 2018; Case & Wilson, 2000; Case, 2001; Brenes-Camacho, 2011; Aguila et al., 2015; Hessel et al., 2018).

금전적 경로에 대해 자세히 살펴보면 기초연금은 식품, 의료, 주거와 같은 필수적인 소비지출에 사용되어 건강문제를 예방하거나 건강상태를 향상시킬 가능성이 있다.[5] 먼저 식품에 대한 지출은 필요 영양소 섭취를 가능하게 하므로 일정 수준의 건강상태를 유지하거나 건강문제를 예방할 수 있는 환경을 조성한다. 노년기는 건강이 약화되는 시기로 기본적인 일상을 유지하기 위해서는 규칙적이고 균형 잡힌 식생활이 중요하다. 하지만 최근 노인실태조사에 따르면 전체 노인의 19%가 영양 관리에 주의가 요구되고, 8.8%가 영양관리 개선이 필요한 것으로 확인되었다(이윤경 외, 2020).[6] 특히 가구소득이 낮을수록 영양관리 개선 요구 비율이 높은 결과는 경제적 취약성이 건강상태에 부정적인 영향을 미친다는 의미를 지닌다. 관련 실증연구에서도 노인의 사회경제적 지위에 따라 적절한 영양소 섭취와 규칙적인 식사 여부에 차이가 존재하는 것으로 나타났다(김

5) 이 외에도 개인의 소비 성향이나 주변 환경에 따라 다양한 소비지출패턴이 존재할 수 있다. 그러나 본 연구의 대상이 노인이라는 점에서 관련 선행연구를 참고하여 본문에는 식품, 의료, 주거와 관련된 내용을 중심으로 서술하였다.

6) 각 지자체에서는 저소득 재가 노인을 대상으로 식사 배달사업을 수행하거나, 경로식당 운영을 지원하는 등 식사 지원사업을 진행하고 있다. 하지만 이러한 노력에도 불구하고 사회경제적으로 취약한 노인의 경우 여전히 식품 접근성이 떨어지는 것으로 조사되고 있다.

민지·임재영, 2017; 길진모, 2021; Timpini et al, 2011).

기초연금 수급자 실태조사를 보면 기초연금 주 사용처 중 식비 비중이 크게 증가하였으며(한신실·홍정민, 2021), 이 외 연구에서 기초연금 도입 후 식료품비 중심형에 속하는 노인가구가 증가하고, 식품 소비지출이 늘어난 것을 확인할 수 있었다(신성희, 2016; 임준혁, 2019). 멕시코의 사례를 다룬 Aguila et al.(2015)의 연구에서도 무기여 연금 수급자들이 연금으로 인한 추가 소득을 식료품 구매에 사용한 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과들은 그간 노인가구가 식품 소비에 대한 욕구가 충분히 이루어지지 못했다는 의미로 해석할 수 있으며, 동시에 기초연금으로 인한 추가 소득이 식품에 대한 접근성을 높여 건강수준 향상으로 이어질 가능성을 시사한다.

또한 기초연금은 의료비 지출에 대한 부담을 완화하여 의료이용 접근성을 높일 수 있다. 한국은 건강보험제도를 비롯하여 노인외래정률제[7], 임플란트 및 틀니 지원(의료급여 수급권자에 한함), 진료비 지원사업(장애인, 독거노인 등 취약계층 대상) 등 다양한 지원제도를 통해 노인의 의료서비스 접근성과 건강권을 보장하고 있다. 하지만 한국 노인의 미충족 의료 경험률은 유럽 노인과 비교하여 약 3배 높은 수치로 보고되며, 그 원인으로 경제적 이유가 가장 큰 비율을 차지한다(신한얼 외, 2019).[8] 아울러 2021년 사회조사에서 65세 이상 노인 중 향후 늘려야 할 복지서비스로 보건의료·건강관리 서비스(23.1%)에 응답한 비율이 가장 높은 것으로 나타난 결과는(통계청, 2021b) 평소 노인들의 보건의료서비스에 대

7) 65세 이상 노인이 의원급 의료기관을 이용할 때 진료비 구간에 따라 본인부담금을 단계적(10~30%)으로 차등을 둔 제도로 진료비 구간 기준선을 기점으로 본인부담금이 크게 오르는 구간이 존재하는 탓에 부담에 대한 논란이 지속되고 있다(건강보험심사평가원, 2022).

8) 미충족 의료가 발생하는 원인은 경제적 요인 외에도 시간 부족, 물리적 제한, 편의성 제한, 공급자와의 상호작용, 제도적 요인, 사회 규범적 요인 등 개인의 문제를 넘어선다(박유경, 2019; 신한얼 외, 2019).

한 높은 욕구를 반영하는 것이라 해석할 수 있다.

노인집단이 의료서비스에 대한 수요가 높지만, 경제적 장벽이 존재하는 상황은 기초연금이 노인의 의료적 필요를 일부 충족시킬 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 국내 연구 중 기초연금이 의료서비스 이용에 미치는 영향을 다룬 실증연구는 찾아볼 수 없었으나 대신 매해 실시하는 실태조사에서 기초연금 수급 이후 병원비 부담이 완화되었다는 응답이 빈번하게 제시되었으며, 치과 치료처럼 본인부담금이 높은 진료를 위해 병원비로 모으거나 할부로 지급하는 데 사용하는 것을 확인할 수 있었다(최옥금 외, 2016; 안서연 외, 2018; 한신실·홍정민, 2021). 또한 일부 연구에서는 기초연금 도입 후 의료비 중심형에 속하는 노인가구가 증가하였음을 보여주었다(신성희, 2016). 한편 해외 연구에서는 무기여 연금 수급자들이 연금으로 인한 추가 소득을 외래 진료와 의약품 구매에 지출하였음을 실증적으로 보여주었다(Aguila et al., 2015; Riumallo-Herl & Aguila, 2019).

마지막으로 살펴볼 금전적 경로는 주거비 지출이다. 주거에 적합한 물리적 환경인 위생, 냉난방, 환기, 안전시설 등을 갖추고, 이를 유지하는 것은 건강한 삶과 연결된다. 특히 노년기는 은퇴, 건강상태 등의 이유로 집에서 지내는 시간이 길어지는 시기이기 때문에 주거의 의미가 크다. 주거비는 고정적으로 지출되는 항목으로 저소득층의 경우 주거비를 제외하면 가용할 수 있는 소득이 감소하기 때문에 다른 필수재에 대한 접근성을 제한한다(Bentley et al., 2012; Seo & Park, 2021). 노인가구는 자가거주율이 높은 편이긴 하나, 주거비 부담 과다, 최저 주거기준 미달 등으로 정의되는 대표적인 주거 취약계층으로 월 소득 대비 임대료 비율(29.9%)이 다른 가구 유형에 비해 높은 수준이다(강미나 외, 2020; 강미나 외, 2021). 또한 주택 소유에 있어서 연령이 높을수록 사글세, 무상

비중이 높아져 주거 상태가 불안정한 것으로 보고된다(이윤경 외, 2020).

기초연금 수급자 실태조사에 따르면 기초연금 사용처 우선순위로 식비 비중이 가장 크지만 평균 지출액은 주거 관련비가 가장 높은 것으로 나타났다(최옥금 외, 2016). 특히 소득 하위 20% 이하에서 주거 관련비 비중이 가장 높은 것으로 나타난 결과는 그간 저소득 노인들이 주거비 지출에 제한이 있었던 것으로 볼 수 있다(한신실·홍정민, 2020). 기초연금이 주거비 지출에 미치는 영향을 실증적으로 밝힌 연구는 Lee et al.(2019)이 유일하였는데, 만약 기초연금 도입으로 인한 소득 증가가 노인들의 주거비 지출에 대한 부담을 완화한다면 이들의 건강에 직·간접적으로 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

다음으로 비금전적 경로는 기초연금이 가져다주는 정신적 안녕감이 심리적 메커니즘을 통해 작동하는 측면에 중점을 둔 것이다. 기초연금은 소득이 감소하는 시기에 노동시장에 대한 기여(보험료)와 관계없이 매달 지급된다는 면에서 경제적인 안정감을 줄 수 있는 것은 물론 열악한 노동 환경에 따른 건강 위험을 낮출 수 있다. 일례로 폐지를 수집하여 파는 일은 빈곤에 처한 노인이 임금노동시장이나 노인일자리에서 배제되었을 때 할 수 있는 유일한 일로 취급된다. 하지만 노동 강도와 위험성에 비해 이를 통해 얻는 수입은 생계를 이어가기 어려운 수준으로 보고된다(소준철·서종건, 2015; 변금선 외, 2018; 김춘남 외, 2020).

이외 기초연금은 가족 간 경제적 부담을 완화하고, 사회참여를 높임으로써 정신건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 기초연금의 효과를 삶의 질 측면에서 살펴본 연구들에 따르면 기초연금은 배우자 및 자녀와의 관계에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 연구자들은 이러한 결과가 기초연금이 가족 간의 경제적 불화나 부담을 약화한 것에 기반을 둔 것으로 보고 있다(이용하 외, 2015; 최옥금 외, 2016; 황인욱·이태진,

2020). 또한 작은 규모일지라도 기초연금 도입 후 교통통신비, 문화생활비가 증가한 것으로 나타난 결과는 노인들이 친목, 여가, 자원봉사 등 사회참여가 가능해진 것으로 해석할 여지가 있다. 실제로 수급자들은 친구와의 만남, 친목활동에 기초연금을 활용하고, 이웃과의 관계가 긍정적으로 변화한 것을 확인할 수 있었다(최옥금 외, 2016).

정리하면, 노년기는 소득이 감소하고, 사회적 고립을 경험하는 시기라는 점에서 이 시기의 노인들에게 지급되는 현금급여는 경제적 스트레스를 완화하고, 다양한 사회참여를 가능하게 함으로써 심리적·정신적 안정감을 가져다줄 수 있다. 실제로 기초연금의 건강효과에 대해 가장 많은 논의가 이루어진 영역은 정신건강이다. 대다수 선행연구는 기초연금이 노인의 우울수준을 완화하고, 임파워먼트 증가에 유의한 영향을 미친다는 데 일치된 견해를 보인다(김재원, 2017; 진정란·김원섭, 2018; Salinas-Rodriguez et al., 2014; Galiani et al., 2016; Pak, 2019; Pak, 2021). 이중 임파워먼트 증대 효과는 여성 노인에게 더 큰 것으로 나타났는데, 이는 무기여 연금이 여성에게 생애 첫 번째 경제적 거래로 여성의 자율성에 미치는 영향을 드러낸 것으로 보았다(Salinas-Rodriguez et al., 2014). 한편 코스타리카의 무기여 연금과 주관적 건강상태 간 관계를 다룬 Brenes-Camacho(2011)는 무기여 연금을 수급할 경우 무료건강보험 자격이 주어진다는 점을 들어 제도효과를 심리적 메커니즘으로 설명하였다. Brenes-Camacho(2011)의 연구는 노인외래정액제를 시행하고 있는 한국 상황을 고려할 때 기초연금의 건강효과를 설명하는 기제로 심리적 요인이 그 역할을 할 것으로 예측할 수 있다(김재원, 2017).

지금까지 기초연금이 노인건강에 영향을 미칠 가능성을 금전적 경로와 비금전적 경로가 작동하는 측면으로 구분하여 논의하였다. 이에 따르면 기초연금은 건강에 이로운 자원과 서비스에 접근하는 것은 물론, 경제적

안정감, 사회참여, 가족관계 개선 등 일상에서 삶의 질을 높일 수 있는 요인들에 직·간접적인 지원을 함으로써 궁극적으로 신체적, 정신적 건강 수준 향상에 기여할 것으로 예상된다. 그러나 대부분의 연구에서는 기초연금의 건강효과 여부에 초점을 맞추고 있고, 어떠한 메커니즘을 통해 발생하는지 실제 분석을 통해 살펴본 연구가 소수에 불과해 일반화할 수 없다는 한계가 있다.

기존에 건강에 관한 기초(노령)연금의 영향 기제를 탐색한 연구를 살펴보면 다음과 같다. 김재원(2017)은 기초노령연금이 정신건강에 영향을 미치는 기제를 확인하기 위해 경제활동 참여, 가족관계 만족, 경제적 불안정(주관적 최저생계비 수준, 소득 만족)을 종속변수로 설정하여 추가분석을 시행한 결과 비자발적 근로 감소와 가족관계 개선에 그 가능성을 두었다. Pak(2021)은 정규직 고용, 규칙적인 운동, 민간보험, 삶의 질 만족도를 비소비 변수로 설정하고, 의료이용, 본인부담금, 식비 지출, 여가비 지출을 소비 변수로 설정하여 기초연금이 우울수준 감소에 영향을 미치는데 매개하는지 살펴본 결과 삶의 질에 대한 만족도 상승이 주된 경로임을 확인하였다. 황인욱·이태진(2020)은 기초연금이 주관적 웰빙에 영향을 미치는 주요 경로를 소비의 변화로 보고, 이에 대한 추가적인 분석을 시행한 결과 식비와 보건의료비가 처치군에서 증가한 것으로 나타나 기초연금이 노인의 주관적 웰빙과 관련이 큰 소비 증진을 통해 삶의 만족도를 개선한 것으로 추론하였다. 해외 연구에서도 이와 비슷하게 건강에 대한 무기여 연금의 긍정적인 영향이 의약품, 의료서비스, 건강에 도움이 되는 자원(식품, 생활 양식 등)에 대한 접근성을 통한 것으로 설명한 바 있다(Case & Wilson, 2000; Case, 2001; Brenes-Camacho, 2011; Aguila et al., 2015; Hessel et al., 2018). 국내에서 기초연금과 노인건강에 관한 연구가 활발히 진행된 것은 최근의 일이기에 향후 관련 연구가

축적된다면 영향 기제에 대해 보다 일반화된 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

2. 기초연금 영향의 집단별 차이

노년기에 경험하는 신체적·생물학적 기능 감퇴는 노화의 자연스러운 현상으로 볼 수 있다. 하지만 노년기 건강은 사회경제적 지위가 생애과정 동안 축적된 결과(강혜원·조영태, 2007; House et al., 1994)로 타고난 신체적 소인뿐 아니라 사회경제적 환경, 생활습관, 제도, 공급요인에 이르기까지 여러 요인이 생애 전반에 걸쳐 복합적으로 작용하여 발현된 것으로 본다(정경희 외, 2016). 따라서 노인인구를 단순히 특정 나이를 기준으로 동일한 인구집단으로 간주한다면 집단 내 다양성을 고려하지 못할 수 있다. 이러한 경우 노인과 관련된 정책 방안이 행정 편의적인 조치에 머물 수 있고, 이후 이루어지는 정책에 대한 평가는 의미있는 개선으로 이루어지기 어려울 것이다. 이러한 관점에서 노인건강과 그 영향요인을 탐색한 연구들은 노인의 집단 내 다양성을 파악하여 집단 간 건강차이와 그 원인을 찾고자 하였다(강혜원·조영태, 2007; 김동배 외, 2011; 고정은·이선혜, 2015; 이정훈·이희연, 2016). 이러한 인식의 연장선에서 기초연금이 노인건강에 미치는 영향 또한 집단에 따라 상이할 것으로 예상할 수 있는데, 본 연구에서는 그중에서도 빈곤 여부와 성별을 기준으로 구분하여 살펴보고자 한다.

먼저 기초연금의 건강영향이 빈곤 여부에 따라 차이가 나타날 것이라 보는 이유는 자명하다. 빈곤이 건강에 미치는 부정적인 영향이 명백하고, 빈곤 노인의 삶을 둘러싼 제반 조건이 비빈곤 노인보다 열위에 있기 때문이다. 빈곤층은 물질남용(담배, 술 등), 우울증, 자살, 더 넓은 범위의

신체장애와 관련이 있음에도 불구하고 이를 해결하기 위한 의료이용이 적고, 열악한 의식주 환경으로 말미암아 건강이 더욱 악화되기 쉬운 것으로 알려져 있다(강영호 외, 2003; 김태완 외, 2015; 이상록·김찬희, 2016; 이재경 외, 2016; 조자영·최재성, 2020). 또한 빈곤층이 인식하는 상대적 박탈감과 소외감은 정신건강에까지 부정적인 영향을 미친다(강영호 외, 2003). 이에 비추어볼 때 기초연금의 건강영향은 모든 노인에게 동일한 것이 아닌, 상대적으로 더 열악한 처지에 있는 빈곤층 노인에게 더 긍정적으로 작용할 것으로 예측할 수 있다.

그렇다면 기초연금이 빈곤에 미친 효과는 어떠하였을까. 정도의 차이는 있으나 기초노령연금을 다룬 초기 연구부터 2014년 기초연금으로 전환된 후 연구까지 기초연금이 노인빈곤 완화에 유의한 효과가 있다는 데 일치된 견해를 보이고 있으며(석상훈, 2010; 김희삼, 2011; 장현주, 2013; 석재은 외, 2015; 임완섭, 2016; 최옥금 외, 2016; Lee et al., 2019), 특히 기초연금 증액으로 인하여 기초노령연금에 비해 빈곤감소 효과가 더 큰 것으로 평가하였다(임완섭, 2016). 일부에서는 낮은 연금액으로 인하여 그 효과성에 한계가 있음을 지적하고 있지만(국민연금재정추계위원회, 2013; 김재진 외, 2014), 생계형 근로가 많은 고령층에게 기초연금이 소액임에도 불구하고 일부 소득보조 역할을 하였을 것으로 볼 수 있고, 국민연금에 가입하지 못한 개인이 매월 무갹출 연금을 받을 수 있다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다(김희삼, 2011). 남아프리카, 아르헨티나, 브라질 등 저소득 국가와 개발도상국에서 시행하는 무기여 연금 또한 노인빈곤율 감소에 기여하는 것으로 나타났으며(Case & Deaton, 1998; Bertranou & Grushka, 2002; Schwarzer & Querino, 2002), 그 효과가 저소득층에서 더 큰 것으로 나타나(Barrientos, 2003) 국내 연구와 일치된 견해를 보여주었다.

다음으로 기초연금의 건강영향을 성별을 기준으로 비교하는 것은 성별 간 건강행태 차이 때문이다. 본 연구는 여성 노인이 남성 노인에 비해 건강행동 경향이 더 크다는 점에서 기초연금이라는 추가 소득이 발생하였을 때 해당 자원을 건강에 더 유용한 방향으로 지출함으로써 건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 보았다. 일반적으로 성별 간 건강행태 차이는 성역할의 사회화 과정에서 기인한 것으로 설명된다. 예를 들어 남성은 생계 부양, 여성은 가사 및 돌봄 제공이라는 전통적인 성역할 규범은 식습관, 흡연, 음주 등 생활습관에 영향을 미치는데, 이러한 건강행태는 건강의 주요 결정요인에 해당한다(양승민·최재성, 2021; Bird & Rieker, 1999). 흡연, 음주 등 건강위험행동이 남성 문화로 수용됨에 따라 남성은 이를 선택하도록 사회화되는 반면, 여성은 위험행동을 피하고 건강문제에 더욱 반응하도록 사회화된다(Courtenay, 2000b; 천희란·정진주, 2008). 특히 여성은 양육 및 돌봄 제공자로 사회화하는 과정에서 획득한 지식이 식생활과 같은 건강행동에 영향을 미쳐 결과적으로 건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 가정한다(Umberson, 1987; Danigelis & McIntosh, 1993; Klumb & Baltes, 1999).[9)]

실제로 한국 사회에서는 연령대를 막론하고 남성의 현재 흡연율과 고위험 음주율이 여성과 비교하여 압도적으로 높다(박은자·차미란, 2016; 하지연 외, 2017; 이윤경 외, 2020; 박은자, 2021). 여기에는 외국에 비해 여성의 흡연이나 음주에 제한적인 사회 분위기가 의도하지 않게 여성의 건강에 긍정적인 영향을 미쳤을 가능성도 짐작해볼 수 있다. 아울러 여성은 남성에 비해 건강한 식생활을 실천하는 반면(Wardle et al., 2004;

9) 이는 앞서 여성에게 부과된 가사, 돌봄, 양육의 책임이 이들의 건강에 부정적인 영향을 미치게 된다는 설명과 대비된다. 그러나 건강행태 측면에서 본다면 상대적으로 가사에 익숙하고, 건강위해행위 빈도가 낮은 여성이 기초연금을 건강에 도움이 되는 방향으로 이용할 가능성이 더 높다.

Barebring et al, 2020), 남성 노인은 여성 노인에 비해 식생활을 해결하기 어려우며(Ko et al., 2019), 배우자에게 식사 준비를 의존하는 비율이 높고, 식자재를 구매해서 조리하는 비율이 낮은 것으로 나타났다(이미숙·이심열, 2021).

무기여 연금의 건강효과를 살펴본 해외 연구 중 성별 차이가 존재한다는 연구 결과를 확인할 수 있었는데 앞서 언급한 건강행태 측면보다는 여성 노인의 경제적 취약성에 초점을 맞추고 있으며, 일관된 결과를 보여주지는 않았다. Hessel et al.(2018)의 연구에 따르면 무기여 연금을 수급한 남성 노인은 자가 보고 건강문제 및 입원이 감소한 것으로 나타났지만, 여성 노인은 건강수준 향상 또는 의료이용 증가 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 대해 연구자들은 남성 노인은 고령임에도 불구하고 노동시장에 참여할 가능성이 큰 것을 고려하였을 때 무기여 연금 수급이 남성 노인에게 이에 대한 건강위해요인의 노출을 감소시키기 때문으로 해석하였다. 이에 반해 여성 노인은 연금소득을 다른 가구원들과 공유하려는 경향 때문에 자신에게 돌아오는 연금 혜택의 몫이 작아짐으로써 건강에 유의한 영향을 미치지 못할 가능성을 제기하였다. 남성 노인이 무기여 연금 수급자일 때 관찰되지 않았던 호혜적 행동이 여성 노인이 수급자일 때 나타난 결과는 다른 연구에서도 확인된 바 있다(Duflo, 2003; De Carvalho Filho, 2012).

반면 Case & Wilson(2000)에 따르면 연금 수급 자격이 시작되는 60세를 기점으로 여성 노인의 주관적 건강수준이 눈에 띄게 향상된 것으로 밝혀졌다. 이와 같은 결과는 무기여 연금의 정신건강 효과를 살펴본 Salinas-Rodriguez et al.(2014)에서 설명한 바와 같이 무기여 연금이 여성 노인에게는 생애 첫 소득일 가능성이 크고, 이를 통해 가구 내에서 소비지출에 대한 의사결정에 참여하는 등 경제적 자율권이 이들의 정신

건강에 긍정적인 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 논의는 기초연금의 경제적 효과를 젠더적 관점에서 접근한 국내 연구들과 비슷하다. 석재은(2015)과 김혜연(2017)의 연구에 따르면 기초연금의 빈곤 및 소득 불평등 감소 효과는 여성에게 더 큰 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 여성이 임금노동자 사이에서 사회보험 가입률이 더 낮고, 이에 대한 연장선으로 노후에 공적연금에 의존하는 비중이 남성보다 더 낮기 때문이다. 이러한 현실에 비추어볼 때 기초연금으로 인한 경제적 안정감이 여성 노인에게 더 크게 작용하여 정신건강에 영향을 미칠 것으로 보인다. 본 연구에서는 여기에서 나아가 여성의 건강행동 경향에 초점을 두고 기초연금의 건강효과를 성별에 따라 구분하여 살펴보고자 한다.

제 2 절 노인건강에 영향을 미치는 기타 요인

본 연구의 목적은 기초연금이 노인건강에 미치는 정책효과를 분석하는 것이다. 이를 위해 연구 모형에서 기초연금과 노인건강 간 관계에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제할 필요가 있다. 본 절에서는 선행연구 검토를 통해 노인건강에 영향을 미치는 것으로 나타난 인구학적, 사회경제적, 건강행태 및 심리사회적 요인을 중심으로 살펴보고자 한다. 더불어 노인건강 연구에서 상대적으로 중요하게 다루지 않았으나, 기초연금과 같이 노인건강에 직·간접적으로 영향을 미칠 가능성이 있는 사회정책을 함께 검토하고자 한다.

1. 인구학적 요인

노인건강에 영향을 미치는 인구학적 요인으로는 성별, 가족구조가 대표적이다. 노년기 건강의 성별 차이를 살펴본 연구들은 여성 노인이 남성 노인에 비해 신체적·정신적 건강수준이 낮은 것으로 보고하고 있다(이미숙, 2009; 이민아, 2010; 이난희 외, 2017; 박소영, 2018). 이러한 결과는 여성에게만 나타나는 임신, 출산, 폐경 등 고유한 영역이 존재하고, 남녀 모두에게 발생할 수 있는 건강문제라 하더라도 심혈관계 질환, 근골격계 및 만성질환 통증이 폐경기 이후 증가하는 등 생물학적 차이에 의한 것으로 설명된다(박현영, 2016).

하지만 건강에서의 성별 차이는 생물학적 차이를 넘어 사회적 요인이 결합하여 나타난 결과로 보는 주장이 일반적이다. 사회경제적 환경이 비슷한 수준에서 여성의 수명이 남성보다 더 길지만, 질병 이환율은 더 높고, 건강수준은 더 낮은 현상을 설명하는 '건강상 젠더 패러독스(gender paradox)'는 건강과 질병의 결정에 있어서 생물학적 영향과 사회적 요인 간의 복잡한 관계를 설명하는 주요 개념이다(WHO, 1998). 여성에게 부과된 가사, 돌봄, 양육의 책임이 이들의 육체적·정신적 건강에 부담을 준다는 연구 결과들은, 여성의 취약한 건강상태가 사회의 성역할 규범 및 문화에 기인한다는 주장을 뒷받침한다(Ross & Bird, 1994; Bird & Rieker, 2008). 결혼 해체, 배우자와의 비동거가 정신건강에 미치는 부정적인 영향이 여성 노인보다 남성 노인에게 더 크다는 결과는 이와 유사한 맥락에서 이해할 수 있다(김영주, 2009; 이민아, 2010).

한편 최근의 노인가구 형태는 자녀와 함께 사는 노인가구 비율은 감소하고, 부부 및 1인 가구 비율이 증가하는 추세이다. 부모부양에 대한 의식 또한 변화하여 가족 책임 의식은 감소하고, 정부·사회가 함께 책임져

야 한다는 의식이 강해지고 있다(통계청, 2019). 이러한 변화는 노인에게 건강문제가 발생하였을 때 자녀의 경제적·정서적 부양으로 제공되던 돌봄이 약화하였다는 것을 의미하며, 동시에 배우자와의 상호작용이 더욱 중요할 것으로 예측된다.

이와 같은 사회변화 속에서 가족구조와 노인건강의 관계를 살펴본 연구들은 주로 독거 여부 또는 배우자 유무에 주목하여 건강수준을 비교하는 방식으로 이루어졌다. 선행연구 결과를 살펴보면 독거노인의 경우 신체적 건강수준(ADL, IADL, 주관적 건강수준)과 정신적 건강수준(우울, 삶의 만족도)이 낮고, 우울, 공포불안, 강박증, 불안증 등의 증상이 심각한 것으로 나타났다(최영, 2005; 한혜경·이유리, 2009; 김예성, 2014). 또한 배우자를 상실한 노인의 경우 지속적 무배우·유배우 노인보다 만성질환 보유 개수가 높고, 우울감, 주관적 건강수준이 모두 낮은 것으로 나타나 배우자의 존재가 노인건강의 주요 요인임을 확인하였다(손정연·한경혜, 2012). 이러한 결과는 오랜 기간 배우자와의 정서적 교감과 배우자를 통한 사회적 관계망 확대가 영향 기제로 작용했을 것으로 설명될 수 있는데(손정연·한경혜, 2012), 적극적인 건강관리에 있어서 자녀보다 배우자의 존재가 더 효과적이었다는 연구 결과(김진구, 2011; 김정욱·배호중, 2019)와 맥을 같이 한다.

2. 사회경제적 요인

사회경제적 지위와 건강의 관계를 설명하는 근본적원인가설(fundamental cause hypothesis)에 따르면 높은 사회경제적 지위는 질병과 사망위험 요인으로부터 보호할 수 있는 자원에 접근할 수 있게 해주기 때문에 더 나은 건강상태로 전환될 수 있게 해준다(Link & Phelan,

1995; Herd et al., 2008). 해당 가설에서 사회경제적 지위를 단순히 건강 격차를 나타내는 결정요인이 아닌 '근본적 원인'이라 상정한 이유는 사회경제적 지위와 건강수준 사이의 연결 고리가 시간이 지나면서 변화하였음에도 불구하고, '낮은 사회경제적 지위'와 '열악한 건강수준'의 고리는 변하지 않았기 때문이다. 예컨대 사망의 주요 원인이 전염병에서 만성질환으로 바뀌었으나 건강의 사회경제적 불균형은 지속되거나 증가한 현상이 이를 설명해준다(Pappas et al., 1993; Link & Phelan, 1995; Herd et al., 2008).

일반적으로 사회경제적 지위는 경제 수준, 교육수준, 주거지 등으로 측정된다. 경제수준의 경우 이를 측정하기 위한 변수로 소득이나 자산이 활용되는데, 소득은 물질적 조건을 가장 직접적으로 나타내는 척도로 건강과 관련된 환경 확보, 상품 구매, 보건의료서비스 소비에 즉각적으로 쓰일 수 있다는 점이 특징이다. 그리고 자산은 장기적인 안전망 역할을 하는 자원으로 중대한 질병에 대한 치료 여부 또는 이후의 경제적 안정에 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(김창엽 외, 2015). 이러한 측면에서 대부분의 선행연구에서는 소득과 자산이 노인건강에 미치는 긍정적인 영향에 대해 일치된 견해를 보이고 있다. 선행연구 결과에 따르면 소득수준이 높은 노인의 경우 영양소 섭취가 높고, 만성질환 보유율이 낮으며(김민지·임재영, 2017), 우울감이 낮고, 주관적 건강상태가 높은 것으로 나타났다(김동배 외, 2011). 마찬가지로 자산수준이 높은 노인일수록 우울수준이 낮고, 주관적 건강상태가 높은 것으로 나타났다(김자영·한창근, 2015; 이숙현·한창근, 2017).

한편 교육수준과 건강과의 관계는 인적자본이론(human capital theory)과 지위달성모델(status attainment models)에 의해 설명된다. 이에 따르면 학교에서 습득한 인적자본[10]은 개인의 삶에 대한 통제력을

강화하는데, 이러한 통제력이 건강 문해력을 향상하고 건강증진과 질병 예방을 가능하게 하여 결과적으로 건강에 긍정적인 영향을 미치게 된다는 것이다(Ross & Mirowsky, 1990). 이러한 교육수준과 건강과의 상관관계는 노인을 대상으로 한 연구에서도 확인된다. 선행연구에 따르면 교육수준은 노인의 주관적 건강상태, 만성질환 유병률, 기능(ADL, IADL) 뿐만 아니라 우울, 정신질환에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(강혜원·조영태, 2007; 이미숙, 2009; 김동배 외, 2011; 정경희 외, 2017). 이러한 결과는 보통 교육수준이 높은 노인이 건강 문해력이 높고, 건강수준을 향상하는 데 도움이 되는 경제적·사회심리적 자원이 풍부하기 때문으로 설명된다(Goldman & Lakdawalla, 2005; House et al., 2005).

마지막으로 주거지는 독립적인 영향력을 행사하기보다는 지역 주민이 공유하는 환경의 물리적 특성, (불)건강한 환경의 가용성, 민간 및 공공서비스 제공, 지역의 사회문화적 특징, 평판 등 지역사회 구조와 상호작용하며 건강에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Macintyre et al., 1993). 주거지가 건강에 미치는 영향을 살펴본 연구들은 대개 도시와 농촌 간 건강 차이를 밝히는 것을 목적으로 하는데, 결과를 보면 농촌 노인이 도시 노인보다 우울수준이 높고, 주관적 건강상태가 낮은 것으로 나타났다(강현욱·박경민, 2012; 염지혜, 2013). 이정훈·이희연(2016)의 연구에서는 주거지역을 서울, 기타 도시, 농촌으로 구분하여 노인의 주관적 건강수준에 영향을 미치는 요인을 비교한 결과, 서울 및 도시에 거주하는 노인의 경우 가구소득과 경제활동 참여의 영향력이 큰 반면, 농촌에 거주하는 노인의 경우 교육수준의 영향력이 더 큰 것으로 나타났다. 농촌은 도시와 비교하여 소득수준뿐 아니라, 주거상태, 의료 및 복지시설, 교통수단 등에 있어 열위에 있다는 것은 익히 알려진 사실이다. 이를 미

10) 노동과 생활에 유용한 기술, 능력, 자원 등을 의미한다.

루어볼 때 지역 간 건강수준 차이는 농촌의 지역적 특성이 반영된 결과라 할 수 있다.

3. 건강행태 및 심리사회적 요인

앞서 검토한 인구학적 특성, 사회경제적 특성과 아울러 고려해야 할 요소로 건강행태와 심리사회적 요인이 있다. 이들 요인은 대표적인 중간기제로 다른 요인들과 상호작용하며 노인건강에 직·간접적으로 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

먼저 건강행태는 건강과 관련된 개인의 행동으로 건강증진계획에서 개입과 수정을 할 수 있는 변수라는 점에서 중요하다(고기동 외, 2012). 건강행태는 건강에 긍정적으로 작용하기도 하고 동시에 부정적으로 작용하기도 하는데, 보통 균형적인 영양 섭취, 예방적 건강 행위(예방접종, 건강검진), 규칙적인 신체활동, 운동 등은 건강증진행동에 해당하고, 해로운 형태(흡연, 약물, 불충분한 식사), 적절하지 않은 운동, 고위험 형태(음주, 위험한 운동) 등은 건강위험행동에 해당한다(Dibben et al., 2001).

선행연구에 따르면 규칙적인 운동과 식사, 예방적 건강행위를 수행하는 노인집단은 이와 반대된 생활을 하는 집단보다 신체적·정신적 건강수준이 높은 것으로 나타났다(이정숙·이인수, 2005; 이은석, 2009; 고기동 외, 2012; 남일성·염소림; 2013). 주목할 점은 건강증진행동 역시 개인의 사회경제적 지위에 따라 다른 양상을 보인다는 점이다. 예컨대 교육수준이 높은 노인은 의료지식이나 건강정보를 습득하고 자신의 건강상태를 이해하는데 쉽고, 경제적·사회적 자원이 풍부한 노인은 정기검진과 같은 예방적 행위를 가능하게 하므로 질병을 초기에 치료할 수 있는 것으로 나타났다(Bennett et al., 2009; 이지연 외, 2018).

한편 노년기로 진입함에 따라 경험하는 사회관계망 축소는 물질적·정서적 자원 감소를 동반하여 노년기 건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(박영란 외, 2014; 김진현, 2016). 반대로 사회적 관계망, 근린 여가활동 빈도, 타인과의 신뢰감, 가족관계 만족도가 높은 노인일수록 주관적 건강수준이 높고, 우울감이 낮아지는 결과를 나타내고 있다(강혜원·조영태, 2007; 김동배 외, 2011; 김동배 외, 2012; 김자영·한창근, 2015; 김진현, 2016). 이러한 결과는 가족 또는 타인과의 교류를 통해서 건강에 관한 유익한 정보를 공유하고, 건강검진을 독려하기 때문으로 설명된다(김진현, 2016). 아울러 사회적 지원이 스트레스 경험에 대한 완충효과를 지니기(이정훈·이희연, 2016) 때문에 보다 건강한 상태를 유지할 수 있는 것으로 볼 수 있다.

4. 정책적 요인

마지막으로 살펴본 건강 영향요인은 정책적 요인이다. 과거에는 건강을 생활습관이나 식습관 등 개인의 책임으로 돌리는 경향이 있었으나 1980년 영국의 블랙리포트, 2008년 세계보건기구 건강의 사회적 결정요인 위원회(WHO CSDH) 보고서 이후 축적된 연구들은 소득 불평등, 근로환경, 지역사회 등 '사회적'으로 결정되는 측면을 강조하고 있다. 따라서 사회경제적으로 취약한 집단의 건강문제를 해결하기 위한 정책 개발은 보건의료 분야에만 국한된 것이 아닌 복지, 사회서비스, 노동 등 보다 넓은 영역에서 사회정책의 역할이 중요해졌다. 그러나 그간 건강과 관련된 연구를 살펴보면 보건의료를 제외한 사회정책은 상대적으로 주요하게 다루지 않는 경향이 있었다. 이에 본 연구에서는 노인건강의 영향요인 중 하나로 정책적 측면을 검토하고자 한다. 다만 모든 정책을 다루는 것

은 본 연구의 범위를 넘어서기 때문에 기초연금과 정책 대상 또는 정책 변화 시기가 비슷한 기초생활보장제도, 근로장려금제도, 노인장기요양보험제도를 중심으로 살펴보고자 한다.

먼저 국민기초생활보장제도는 생활이 어려운 사람에게 필요한 급여를 제공하여 최저생활을 보장하고 자활을 돕기 위해 시행된 제도로, 2015년 맞춤형 급여체계 개편에 따라 기존의 통합급여 방식에서 급여 종류별로 선정기준을 차등화하는 변화가 있었다. 기초생활보장제도는 지급 대상에 빈곤층 노인이 포함되어 있고, 기초연금이 도입된 이후 시기에 변화가 있었다는 점, 그리고 급여수준에 관해 기초연금제도와 상호연관성[11]이 있다는 점에서 기초연금이 노인건강에 미치는 순수한 효과를 살펴보는 데 영향을 미칠 수 있다(임완섭, 2015; 임완섭, 2018).[12] 최근 기초생활보장제도 개편 효과를 분석한 연구에 따르면 수급자들의 가처분 소득이 증대됨에 따라 정신건강에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났으며, 특히 여성집단과 노인집단에서 그 효과가 큰 것을 확인할 수 있었다(남재현·이래혁, 2020). 따라서 본 연구에서는 기초생활보장제도의 영향을 통제하기 위해서 기초생활보장급여 변수를 모형에 포함하고자 한다.

다음으로 근로장려금제도는 저소득가구의 근로를 유인하고, 실질소득 지원을 위해 도입된 제도로, 2013년에는 60세 이상 단독가구, 2015년에는

11) 기초생활보장법에서 소득인정액(소득평가액+재산의 소득환산액)의 범위에 기초연금이 포함되기 때문에 기초생활수급자 중 65세 이상 노인은 매달 25일 기초연금을 수령하지만 다음 달 20일 생계급여에서 기초연금액만큼 삭감해서 받는다. 이에 일부에서는 기초생활보장법 시행령에서 생계급여 산정 시 소득인정액에서 기초연금을 제외할 것을 주장하고 있다. 참고로 장애인연금, 장애인수당, 국가유공자수당 등은 생계급여와 별도로 지급하고 있으며, 소득인정액의 범위에 해당하는 이전소득은 기초연금 외에도 국민연금, 산업재해보상보험 등 여러 사회보장 급여가 포함되어 있다.

12) 임완섭(2018)에 따르면 기초생활보장제도가 기초연금의 빈곤율 감소 효과에 구축효과를 보이지만, 기초연금의 추가적 지급에 대한 효과가 작지 않은 것으로 나타났다.

자영업자, 기초생활수급자, 50세 이상 단독가구로 대상이 확대되었다. 근로장려금 지급현황을 보면 60세 이상 가구 수급률은 2015년 기준 약 32.2%를 차지한 것으로 나타났는데(국세통계, 2023), 노인의 경우 임시·일용직 비중이 높고, 근로소득이 낮다는 점에서 2015년 근로장려금제도 확대가 노인의 소득에 일부 영향을 미칠 가능성을 생각해볼 수 있다. 하지만 본 연구에서 활용하는 고령화연구패널조사의 경우 6차(2016년) 이후부터 근로장려금이 조사되었기 때문에 자료의 한계상 본 연구에서는 고려하지 못하였다. 하지만 65세 노인가구의 평균 근로장려수급금이 2015~2017년 연간 59만 원으로 매우 적은 수준(김태완 외, 2020)이기 때문에 본 연구의 분석 결과에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다.

마지막으로 노인장기요양보험제도는 노화나 노인성 질병 등으로 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 이들에게 신체활동 및 일상생활을 지원하는 서비스를 제공하는 제도이다. 장기요양보험은 수급자와 가족의 부담을 완화한다는 측면에서 잠재적으로 노인들의 정신건강에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 존재하는데, 관련 연구들은 대부분 등급과 서비스 종류에 따라 수급자들의 기능상태가 어떻게 변화하는지에 초점을 맞추고 있다(현경래·이선미, 2012; 임경숙 외, 2014; 한은정 외, 2020). 장기요양보험은 2008년 도입 후 등급체계 개편(3등급 인정 기준 완화), 치매특별등급(5등급) 추가, 인지지원등급 신설 등 단계적으로 대상을 확대하는 방식으로 변화하였으나 기초연금이 도입된 시기와 직접적인 관련이 없고, 수급자 평균 연령이 81.8세(남성 78.4세, 여성 83.1세)임을 고려하였을 때 기초연금의 건강효과를 살펴보는 데 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단하여 본 분석에서는 고려하지 않았다.

제 3 절 연구 가설

지금까지 논의한 내용을 토대로 연구 가설을 설정하면 다음과 같다. 첫 번째 연구 가설은 기초연금과 노인건강과의 관계에 대한 것으로 기초연금이 노인건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 상정한다. 구체적으로 기초연금은 건강에 유익한 재화나 서비스에 대한 접근과 심리적 메커니즘을 통해 건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

연구 가설 1. 기초연금은 노인건강에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

연구 가설 1-1. 기초연금은 노인의 건강수준 및 의료이용에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

연구 가설 1-2. 기초연금은 금전적 경로 및 비금전적 경로를 통해 노인건강에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

두 번째 연구 가설은 기초연금이 노인건강에 미치는 영향이 세부 집단에 따라 다르게 나타날 것으로 상정한다. 세부 집단은 빈곤 여부, 성별로 구분하였다. 빈곤 노인은 비빈곤 노인과 비교하여 건강에 영향을 미치는 전반적인 여건이 열악함을 고려할 때, 기초연금의 건강효과는 빈곤 노인에게 더 클 것으로 예측된다. 그리고 여성 노인은 양육 및 돌봄 제공자로 사회화되는 과정에서 획득한 지식이 건강행태에 영향을 미쳐 기초연금을 건강에 더 유용하게 활용할 가능성이 있다. 이에 기초연금의 건강효과는 여성 노인에게 더 클 것으로 예측된다.

연구 가설 2. 기초연금이 노인건강에 미치는 효과는 인구집단별로 상이할 것이다.

연구 가설 2-1. 기초연금이 노인건강을 향상시킨다면, 비빈곤 노인보다 빈곤 노인에게 향상 효과가 더 클 것이다.

연구 가설 2-2. 기초연금이 노인건강을 향상시킨다면, 남성 노인보다 여성 노인에게 향상 효과가 더 클 것이다.

제 3 장 연구 방법

제 1 절 분석 자료

본 연구는 고령화연구패널조사 자료를 사용한다. 고령화연구패널조사는 제주도를 제외한 지역에 거주하는 만 45세(1962년 이전생) 이상의 중고령자 개인을 대상으로 한 패널조사로, 2006년을 시작으로 매 2년 간격으로 기본조사를 수행하고 있다(한국고용정보원, 2018). 본 연구에서 고령화연구패널조사를 분석 자료로 선정한 이유를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 제주도를 제외한 전국의 만 45세 이상 중고령자를 조사하였기에 다른 통계조사에 비해 더 풍부한 노인 표본 수를 확보할 수 있다. 고령화연구패널조사의 원표본은 2006년 10,254명으로 표본 유지율은 8차(2020) 기준 78.1%, 분석할 수 있는 유효 표본 수는 5,717명이다. 이 중 65세 이상 노인은 차수별로 약 4,000명으로 확인되었다.

둘째, 노인의 특성을 반영할 수 있는 건강지표와 그 외 건강의 대리변수로 활용할 수 있는 의료이용 정보가 풍부하다는 장점이 있다. 기존 기초연금 연구에서 분석 자료로 활용된 한국복지패널조사의 경우 매년 조사가 이루어진다는 점에서 장점이 있지만, 노년기 특성을 반영할 수 있는 건강 및 의료이용 정보가 제한적이라는 한계가 있다. 이에 반해 한국의료패널조사의 경우 건강수준과 보건의료 이용에 대해 상세한 정보를 제공하지만, 건강보험을 제외한 사회보장제도와 관련된 정보를 파악할 수 없다.

셋째, 노인건강에 영향을 미치는 요인들에 대한 광범위한 정보를 포함하고 있다. 응답자의 인구학적 정보 외에도 교육수준, 주거지, 건강행태,

사회심리적 특성, 사회보장급여 등에 관한 정보들을 제공한다는 점에서 기초연금이 노인건강에 미치는 영향과 그 경로를 살펴보고자 하는 본 연구에 적합한 자료라 할 수 있다.

현재 고령화연구패널조사 자료는 1차(2006)~8차(2020)를 활용할 수 있지만, 본 연구에서는 기초연금이 도입된 2014년의 효과를 분석하는 것이 목적이므로 실제 분석에는 3차(2010)~6차(2016)를 이용한다. 분석을 위해 각 차수의 자료를 통합하였으며, 구축된 자료는 개체(i)별로 관측 시점별 데이터가 전부 집계되지 않은 불균형패널이다. 즉 중도 이탈 및 신규 진입으로 개체별로 관측치가 상이하다.

본 연구는 기초연금의 노인건강 영향을 평가하기 위해 이중차분법과 회귀불연속설계를 활용하였다. 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 기준으로 55~64세는 비교집단으로, 65~74세는 처치집단으로 설정하였다.[13] 고령화연구패널조사 3차(2010)~6차(2016) 원조사 표본은 총 30,845개이고, 55~74세에 해당하는 표본은 18,505개이다. 이 중 건강수준을 비롯하여 주요 변수에 무응답한 경우는 제외하고 최종 분석에 활용한 표본은 총 18,040개이다.[14]

13) 이에 대해서는 3절 분석 방법에서 자세히 서술하고자 한다.
14) 본문에는 이중차분법을 중심으로 서술하였다. 회귀불연속설계를 적용하기 위해서는 횡단면 자료를 사용하며 이에 대해서는 3절 분석 방법에서 자세히 서술하고자 한다.

제 2 절 변수의 정의 및 측정

1. 종속변수

본 연구에서 기초연금의 건강효과를 분석하기 위하여 설정한 종속변수는 건강수준과 의료이용이다. 건강은 추상적인 개념이자 연속선상에 있는 현상이라는 점에서 이분법적으로 구분하는 것은 한계가 있기 때문에 이를 계측하기 위해 다양한 측정 도구들이 개발되었다(김창엽 외, 2015). 지표마다 내포하는 의미가 다르다는 점에서 본 연구에서는 다양한 지표를 활용하여 기초연금의 건강효과를 다각도로 살펴보고자 하였다. 본 연구의 관심 대상인 노인은 생애주기 기준에 따라 분류된 집단으로, 일반 성인과 구분되는 특성을 보인다. 노년기는 신체적, 생물학적 노화로 항상성 유지가 어려워짐에 따라 질병이 상대적으로 많이 발생하며, 급성 및 만성질환 이환율이 크게 증가하고, 여러 건강문제가 동시에 나타나기도 한다. 신체기능 약화로 인한 스트레스와 아울러 사회적 관계 변화, 경제적 어려움 등의 환경적 요인으로부터 비롯된 문제들은 고립감, 우울 등을 경험하게 한다(김창엽 외, 2015; 김창엽, 2018). 이에 본 연구에서는 노년기 특성과 건강을 다룬 국내외 선행연구를 토대로 건강수준을 측정하기 위한 지표로 우울수준과 주관적 건강상태를 활용하였다.

한편 의료이용은 건강에 영향을 미치는 요인이지만 동시에 그 자체가 결과로서 의의가 있는 지표이다. 기존에 기초연금의 건강효과를 다룬 연구 대부분이 주로 주관적 건강지표를 이용하였다는 점에서 본 연구에서는 건강을 예측할 수 있는 의료이용 지표를 활용하여 이를 보완하고자 하였다. 특히 노인집단의 경우 경제적 부담의 이유로 의료이용에 제약이 있음을 고려할 때 기초연금은 의료서비스 접근성을 높이는 방안이 될 수

있다. 이에 본 연구에서는 만성질환 진료지속과 입원이용을 의료이용 지표로 선정하였다. 각 지표의 특성은 다음에서 자세히 살펴보고자 한다(<표 3-1> 참고).

1) 건강수준

건강수준을 측정하기 위한 지표로 우울수준과 주관적 건강상태를 활용하고자 한다. 먼저 우울수준은 정신건강을 나타내는 대표적인 지표이다. 정신건강은 노년기 건강한 삶을 지속하는데 필수적인 요소라는 점에서 노인건강을 연구할 때 우선하여 고려해야 할 영역으로 알려져 있다. 노인우울은 수면장애, 신체적 통증 등 여러 증상으로 나타나고, 심각한 경우 자살로 이어져 돌이킬 수 없는 결과를 초래하는 것으로 보고되고 있다(Waerna et al., 2003). 한국의 노인 자살률이 수년째 OECD 회원국 중 가장 높은 수준이라는 사실은 노인의 정신건강 문제에 대한 심각성을 자각하고, 위험 요소를 밝혀 적절한 개입이 필요함을 의미한다.

본 연구에서는 우울을 측정하기 위한 도구로 CES-D(역학용 우울 척도)를 사용하고자 한다. CES-D는 미국 국립정신보건원이 일반인들의 우울증을 평가하여 우울장애를 선별하는 목적으로 개발하였으며, 점수가 높을수록 우울수준이 높은 것으로 판단한다(조현주 외, 2007).[15] 고령화연구패널조사는 10문항으로 구성된 축약형 CES-D10 척도를 이용하여 우울수준을 측정한다. '일주일간의 느낌과 행동'에 관한 10개 문항에 대

15) CES-D 외에도 우울을 측정하기 위한 여러 도구가 개발됐다. 임상가가 환자를 진단하기 위해 고안된 '해밀톤 우울평가척도(Hamilton Rating Scale for Depression, HRSD)', '몽고메리-아스버그 우울평가척도(Montgoery-Asberg Depression Rating Scale, MADRS)' 등이 그 예다. 단축형 노인우울척도(S-GDS)는 Sheikh와 Yesavage가 기존의 노인우울척도에 대한 진단적 타당도 연구를 바탕으로 우울 증상과 상관관계가 높은 15문항을 선택하여 축소 개발한 도구로 국내 조사 중 노인실태조사에서 이를 활용하고 있다(박영미·김병규, 2015).

해 ‘잠깐 그런 생각이 들었거나, 그런 생각이 들지 않았음(하루 미만)’인 경우 1점, ‘가끔 그런 생각이 들었음(하루 이틀 정도)’은 2점, ‘자주 그런 생각이 들었음(3~4일 정도)’은 3점, ‘항상 그런 생각이 들었음(5~7일 정도)’은 4점을 부여한다.[16] 본 연구에서는 점수를 0, 1, 2, 3점으로 재코딩하였고, 각 문항의 점수를 합산한 총점(30점 만점)이 높을수록 우울수준이 높다고 할 수 있다.[17]

다음으로 주관적 건강상태는 응답자가 자신의 전반적인 건강수준에 대해 주관적으로 판단한 평가 또는 인식을 의미한다(Liang, 1986). 실제 신체적 건강상태를 조사하기는 어렵기 때문에 여러 연구에서 이에 대한 대리변수로 채택하고 있다. 주관적인 평가라는 한계에도 불구하고 전반적인 건강수준을 나타내는 지표로써 인구집단의 건강을 평가하고, 향후 보건 서비스 및 사망률을 예측하는데 유용한 지표로 평가받고 있다(임민경 외, 2003; 정경희 외, 2017; Idler & Benyamini, 1997; OECD, 2020).

고령화연구패널조사에서 사용하는 주관적 건강상태는 ‘본인의 건강상태에 대해 어떻게 평가하십니까?’라는 질문에 ‘매우 좋음(1), 좋은편(2), 보통(3), 나쁜편(4), 매우 나쁨(5)’ 중 하나를 택하여 응답한다. 본 연구에서는 매우 좋음/좋은편/보통’으로 응답한 경우는 ‘좋은편(1)’, ‘나쁜편/매우 나쁨’으로 응답한 경우 ‘나쁜편(0)’으로 구분한 이분형 변수로 변환하여 사용하였다.

---

16) ‘일주일간의 느낌과 행동’에 관한 10개 문항 중 ‘비교적 잘 지냈다고 생각한다’와 ‘큰 불만 없이 생활했다’라는 긍정적 감정을 의미한다. 따라서 나머지 8개의 부정적 감정 문항과 같이 숫자가 커질수록 우울 정도가 높음을 의미하도록 역 코딩하였다.
17) CES-D는 일정 점수(절단점, cut-off)를 초과할 때 심각한 우울로 보는 이분형 변수로도 활용될 수 있다. 본 연구에서도 이에 대해 고려하였으나 적절한 절단점에 대해 지금까지 합의되지 않았기 때문에(박소진 외, 2018; Andren et al., 1994; Cheng & Chan, 2005) 합산한 점수를 변수로 사용하였다.

2) 의료이용

의료이용을 측정하기 위한 지표로 만성질환 진료지속과 입원이용을 활용하고자 한다. 노년기는 은퇴 후 수입이 감소하는 시기로 소득 및 자산 수준에 따라 의료이용에 제약을 받게 되는데 이에 따라 건강문제가 충분히 해결되지 못할 수 있다. 이에 본 연구는 노인건강을 예측할 수 있는 것으로 알려진 만성질환 진료지속과 입원이용을 이용하여 기초연금의 효과를 살펴보고자 한다.

먼저 만성질환 진료지속은 본 연구의 대상이 만성질환 보유율이 높은 노인이라는 점에서 '관리'의 중요성에 초점을 두고 이를 보고자 하였다.[18] 만성질환은 치료 기간이 길거나 완치가 어려운 특징을 가지고 있지만, 꾸준히 진료받을 경우 합병증과 장애발생의 예방이 가능하고, 증상 호전 측면에서 관리 효과가 높기 때문에 지속적인 관리가 더 중요한 영역으로 간주한다(홍재석·김재용, 2008; 신양준 외, 2019; 조경숙, 2021). 고혈압, 당뇨병 등의 만성질환에서 진료 지속성이 사망률과 회피 가능한 입원 감소(Worrall & Knight, 2011), 입원율 감소(신양준 외, 2019), 응급실 방문 감소(Hsu et al., 2016), 환자의 만족도 증가(Gulliford et al., 2007; Hus et al, 2016)에 긍정적인 영향을 미친다는 사실은 다수의 선행연구에서 밝혀진 바 있다.[19]

고령화연구패널조사는 고혈압, 당뇨병, 암 또는 악성종양, 만성 폐질환,

---

18) 만성질환은 고령화가 진행될수록 노인건강 문제나 의료비 부담 측면에서 중요한 영역으로 간주된다. 고령자 사망원인 중 높은 순위를 차지하는 만성질환은 전체 노인의 84%가 보유하는 질환으로, 이 중 만성질환을 2개 이상 지닌 복합이환자는 54.9%에 달한다(이윤경 외, 2020).

19) 진료 지속성 측정지표로 COC(Continuity Of Care Index), MFPC(Most Frequent Provider Continuity Index), MMCI(Modified, Modified Continuity Index), UPC(Usual Provider Continuity) 등이 존재하지만 고령화연구패널조사에서는 자료의 한계로 지표 산출이 불가능하다. 대신 자료에서 제공하는 '만성질환 진료지속 여부' 변수를 대리변수로 사용하고자 한다.

만성 간질환, 심장질환, 뇌혈관질환, 정신과질환, 관절염 또는 류마티스 등 9개 부분의 만성질환에 대해서 '지난 기본조사 이후 관련 약의 복용 또는 치료 여부'를 묻는 문항이 있으며, 이에 대해 '예(1)' 또는 '아니오(0)'로 응답한다. 본 연구에서는 이 중 하나라도 '예(1)'라고 응답한 경우 진료가 지속된 것으로 정의하였으며, 분석은 만성질환이 있다고 응답한 대상자만으로 한정하였다.[20]

마지막으로 입원이용은 환자의 필요에 의한 외래방문 이후 의료인의 판단에 따라 이루어진다는 점에서 객관적인 정보를 제공하는 지표로 간주된다.[21] 입원이용은 연구에 따라 접근성(access) 또는 불건강(poor health)으로 볼 수 있다는 점에서 해석에 주의가 필요한데, 본 연구의 경우 연구 대상인 노인이 경제적인 이유로 의료서비스 접근성이 낮은 집단이라는 점에서 접근성 측면에서 볼 수 있다.

고령화연구패널조사에서 입원이용은 지난 기본조사 이후 '병원, 간호요양병원, 요양원 등에 입원한 횟수'를 의미한다. 본 연구에서는 분석 및 해석의 편의를 위해 '없음(0)'과 '1회 이상(1)'인 이분형 변수로 생성하여 분석에 활용하고자 한다.

---

20) 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 이항 변수(binary variable)로 계산하였지만, 같은 문항을 이용하여 개수를 나타내는 비연속형 변수로 만들어 낼 수 있다. 후자의 경우 만성질환 진료지속 여부에 대한 강도(strength)를 측정할 수 있다는 장점이 있으나, 모형이 더 복잡하고 도출되는 함의는 비슷하다는 측면에서 이분형 변수로 분석을 진행하였다.

21) 현재 한국은 일반적인 입원과 외래 진료비 지불방식으로 행위별수가제(fee-for-service)를 채택하고 있다. 이러한 측면에서 외래 역시 공급자 요인이 강하지만, 환자의 필요 요인과도 복잡하게 얽혀있기 때문에 이는 고려하지 않았다. 이외에도 의료서비스 이용은 연구 분야에 따라 다양하게 활용되는데, 소득계층 간 의료이용 형평성 연구에서는 의료서비스 이용(utilization)이 접근성(access)에 대한 대리변수로 사용되기도 한다(김철웅 외, 2003).

2. 통제변수

기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 기초연금 외 건강에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제할 필요가 있다. 이에 노인건강에 관한 기존 연구를 참고하여 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 선정하였다(<표 3-1> 참고). 먼저 인구학적 요인으로 나이, 성별, 배우자 유무를 고려하였다. 나이는 조사 연도 기준 만 나이를 기준으로 하였고, 성별은 여성(1)과 남성(0)으로 구성하였다. 배우자 유무는 혼인상태에 대해 '혼인중'에 응답한 경우 배우자 있음(1), 그 외 '별거', '이혼', '사별 또는 실종', '결혼한 적 없음'에 응답한 경우 배우자 없음(0)으로 구분하였다.[22] 사회경제적 요인은 교육수준, 주거지, 기초생활보장을 고려하였다. 교육수준은 초졸이하, 중졸, 고졸 이상으로, 주거지는 대도시, 중소도시, 읍면부로 구분한 범주형 변수이다. 건강행태는 현재 흡연 여부, 현재 음주 여부, 규칙적인 운동 여부(일주일 1회 이상=1)를 사용하였다.[23] 기초생활보장은 지난 한 해 받은 급여이다.

더불어 본 연구는 기초연금이 노인건강에 미치는 영향에 관한 기제를 탐색하고자 그 가능성을 금전적 경로와 비금전적 경로로 구분하여 관련 요인을 추가로 고려하였다. 금전적 경로는 '식비 및 외식비(이하 식비)', '보건의료비', '주거비' 지출 변수, 비금전적 경로는 '삶의 질'과 '사회참여' 변수를 고려하였다. 고령화연구패널조사에서 삶의 질은 '전반적인 삶의 질', '배우자와의 관계', '자녀와의 관계'에 대해서 '동년배와 비교하여 어

22) 기혼상태라 하더라도 별거하는 경우 혼인생활의 실체가 존재하지 않고, 건강관리에 있어서 배우자의 지지를 직접적으로 받기 어렵다는 점에서 '배우자 없음'으로 분류하였다.

23) 건강연구에서 건강행태 지표로 흡연, 음주, 운동과 더불어 '식이'가 공통으로 고려된다. 이와 관련하여 고령화연구패널조사에는 지난 이틀(어제, 그저께) 동안 아침, 점심, 저녁 식사 여부를 묻는 문항이 있는데, 해당 정보만으로 전반적인 영양상태나 영양문제를 파악하기 어렵다고 판단하여 본 연구에서는 제외하였다.

느 정도 만족하고 계십니까?’라는 질문에 0에서 100(10단위)까지의 점수로 측정되며, 100에 가까울수록 만족도가 높음을 의미한다. 한편 사회참여는 참여하고 있는 모임(단체)을 뜻하는데, 고령화연구패널조사에서는 ‘아래 단체 가운데 참여하고 계신 것이 있습니까? 있으시다면 모두 말씀해 주십시오’라는 질문에 복수로 응답할 수 있게 되어있다. 보기는 ①종교모임, ②친목모임(계모임, 노인정 등), ③여가/문화/스포츠 관련단체(노인대학 등), ④동창회/향우회/종친회, ⑤자원봉사, ⑥정당/시민단체/이익단체, ⑦기타, ⑧없음으로 구성되어 있으며, 본 연구에서는 ‘⑧없음’을 제외하고 이 중 1개 이상(1)인 이분형 변수로 생성하여 분석에 활용하였다.

<표 3-1> 변수의 조작적 정의

변수명			변수의 정의 및 측정
종속변수	건강수준	우울수준	CES-D10: 0~30(높을수록 우울)
		주관적 건강상태	본인의 건강상태에 대한 평가: 좋은편=1, 나쁜편=0
	의료이용	만성질환 진료지속	만성질환 관련 약의 복용 또는 치료 여부: 예=1, 아니오=0
		입원이용	병원, 간호요양병원, 요양원 등에 입원 여부: 예=1, 아니오=0
통제변수	인구학적 특성	연령	만 나이
		성별	여성=1, 남성=0
		배우자 유무	있음(혼인중)=1 없음(별거, 이혼, 사별 또는 실종, 결혼한적 없음)=0
	사회경제적 특성	교육수준	초졸이하, 중졸, 고졸이상
		주거지	대도시, 중소도시, 읍면부
		기초생활보장	연 급여액
	건강행태	흡연	현재 흡연 여부: 예=1, 아니오=0
		음주	현재 음주 여부: 예=1, 아니오=0
		운동	규칙적인 운동 여부: 일주일 1회 이상=1, 아니오=0
	소비지출		연 식비
			연 보건의료비
			연 주거비
	삶의 질	전반적인 삶의 질	어느 정도 삶에 만족하는지에 대한 평가 : 0~100(높을수록 만족)
		배우자와의 관계	
		자녀와의 관계	
	사회참여		참여하고 있는 모임(단체) 유무: 1개 이상=1

주: 통제변수 중 소비지출, 삶의 질, 사회참여 변수는 경로변수로 사용하였음

제 3 절 분석 방법

1. 분석 전략

본 연구의 목적은 기초연금이 노인건강에 미치는 효과를 분석하는 것이다. 정책의 인과효과를 추정하기 위해서는 정책 대상을 무작위로 배정

하는 실험설계가 이상적인 방법으로 알려져 있다. 하지만 윤리적 문제, 시간이나 비용 등의 이유로 현실적으로 불가능한 경우가 많다. 이러한 이유로 회귀모형에 처치변수 외 가능한 많은 관련 설명변수들을 포함하여 분석하는 것이 일반적인 접근방법이었다. 그러나 현대 프로그램 평가 방법론에 따르면 정책의 참여 여부를 의미하는 처치변수가 내생성[24] 문제를 내포하기 때문에 추정량에 편의가 발생하여 정책효과가 과소 혹은 과대 추정될 수 있다는 비판이 지속해서 제기되었다. 이러한 인식하에 최근 프로그램 평가방법론에서는 내생성 문제를 해결하기 위해 무작위 배정이나 자연실험을 활용한 방법론들이 등장하였으며 다양한 정책평가 분야에서 널리 활용되고 있다. 준실험설계 방법인 이중차분법, 회귀불연속설계 등이 대표적인 예다(윤윤규 외, 2012; 강창희 외, 2013; Angrist & Pischke, 2009; Imbens & Wooldridge, 2009).

본 연구의 관심사인 기초연금의 경우 외생적인 제도변화라는 점에서 정책효과를 확인하기 위해 준실험설계 방법을 적용할 수 있는데, 국내 연구들은 기초연금 수급 여부에 따라 처치집단과 비교집단을 구분하고, 이중차분법 또는 성향점수매칭을 활용하여 기초연금 효과를 추정하고자 하였다(강소랑·문상호, 2014; 이정화, 2014; 이정화·문상호, 2014; 이채정·권혁주, 2016; 남재욱·신혜리, 2017; 성효용·이경곤, 2018; 황인욱·이태진, 2020; Lee et al., 2019; Pak, 2020; Pak, 2021). 다른 한편에서는 처치 여부를 결정하는 배정변수를 활용한 회귀불연속설계를 적용하여 기초연금 효과를 분석한 연구를 찾아볼 수 있었다(이석민·장효진, 2015; 임용빈, 2016; 임준혁, 2019).

---

24) 정책평가에서 많이 사용되는 선형회귀모형($y_i = \beta_0 + \beta_1 d_i + \beta_2 X_i + u_i$)의 관점에서 내생성이란 처치변수($d_i$)와 모형의 오차항($u_i$)이 통계적으로 서로 독립적이지 않은 경우를 통칭한다(강창희 외, 2013). 많은 설명변수를 고려한다고 하더라도 관측할 수 있는 요인들만 포함되기에 그렇지 않은 요인들은 누락될 수 있는데, 이러한 누락변수 이슈가 내생성 문제의 대표적인 사례다.

그런데 기초연금 수급자를 처치집단으로 설정할 경우 몇 가지 주의할 점이 있다. 우선 기초연금과 같이 자산조사[25] 방식으로 이루어지는 사회정책의 경우 소득 또는 자산의 임계치(threshold) 근방에 있는 잠재적 수급자들이 정책 수혜 대상자가 되기 위해 이를 변화시킬 인센티브가 강하게 존재한다. 만약 이로 인하여 소득 또는 자산의 변화가 결정된다면 수급 여부를 처치변수로 사용하는 경우 내생성 문제가 발생할 수 있다(Hubbard et al., 1955; Pak, 2021). 한편 기초연금은 신청주의[26]에 기반한 제도로 상대적으로 건강상태가 나빠 다른 소득활동을 할 수 없는 노인이 신청할 가능성이 클 것으로 추측된다. 이러한 경우 수급자의 건강수준은 비수급자에 비해 낮을 수밖에 없으며 이로 인해 기초연금의 건강효과 추정에 편의가 발생할 수 있다. 이에 일부 연구에서는 성향점수매칭을 이용하여 기초연금을 수급하지 않았으나 수급 집단과 유사한 특성의 대상자를 매칭하여 동질성을 확보한 후 이중차분법을 적용한 방법을 활용하였다(이정화·문상호, 2014; 이석민·장효진, 2015; 황인욱·이태진, 2020; Pak, 2020). 그러나 성향점수매칭 역시 관찰되는 특성에 기반하여 매칭이 이루어지기 때문에 내생성 문제를 해결하는데 제한적이라 평가받는다(강창희 외, 2013; 성효용·이경곤, 2018; 우석진 2018).

따라서 본 연구에서는 기초연금의 건강효과를 분석하기 위해 처치변수

25) 기초연금은 만 65세 이상인 노인 중 소득인정액이 선정기준액 이하인 노인을 수급 대상으로 한다. 소득인정액은 본인 및 배우자의 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합산한 금액을 의미한다. 선정기준액은 65세 이상인 사람 중 기초연금 수급자가 100분의 70 수준이 되도록 보건복지부 장관이 정하여 고시하는 금액으로 노인가구의 소득·재산 수준과 생활실태, 물가상승률 등을 고려하여 산정한다. 해외 제도로는 사회수당형 연금(social pension), 메디케이드(Medicaid)가 대표적 예다.

26) 신청주의 원칙은 기초연금의 실제 수급률이 목표에 못 미치는 상황을 발생시키는 요인으로 지적된다. 자격요건이 되는 경우 신청만 하면 기초연금을 수급할 수 있음에도 불구하고 지각 수급하거나, 신청하지 않은 사례들이 언론에서 몇 차례 다루어진 바 있다(서한기, 2017; 김향미, 2022). 관련 연구에서는 기초노령연금을 신청하지 않은 이유로 '제도의 세부 내용을 모름', '신청 자체가 귀찮음', '수급자라는 인식이 싫음' 등을 언급하였다(정경희 외, 2009; 박대식, 2019).

로 기초연금 수급을 직접 사용하는 대신 조작이 불가능한 정책적 기준인 연령을 이용하고자 한다. 연령은 본인이 선택할 수 없다는 점에서 내생성 문제를 제거할 수 있는 대안적 해결 방법으로 활용되고 있다(Koh & Yang, 2017; Pak, 2019; Pak, 2021). 구체적으로 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 기점으로 65~74세는 처치집단, 55~64세는 비교집단[27]으로 설정하여 이중차분법과 회귀불연속설계를 적용하고자 한다. 나아가 건강효과가 어떻게 나타나는지 경로를 살펴보고, 노인집단을 빈곤 여부, 성별로 구분하여 기초연금의 건강효과가 집단별로 다르게 나타나는지 살펴보고자 한다.[28]

본 연구에서 두 가지 방법을 모두 적용하는 것은 각 방법이 가지고 있는 특징 및 함의가 다르기 때문이다. 이중차분법의 경우 여러 시점의 정보를 이용할 수 있기에 정책 시행 전후로 처치집단과 비교집단의 변화를 비교 분석하는 것이 가능하다(Angrist & Pischke, 2008). 또한 결과변수에 영향을 미칠 수 있는 관측 불가능한 이질성이 시불변이라 가정함으로써 차분을 통해 편의를 제거할 수 있다는 추가적인 장점이 있다(Khandker et al., 2010). 한편 이중차분법을 적용하기 위해서는 관측되지 않지만, 결과변수에 영향을 미치는 처치와 관련된 특성이 시간에 따라 변하지 않는다는 평행추세가정(parallel trend assumption)이 전제되어야 한다(Khandker et al., 2010). 하지만 제도가 시행되지 않았다는 반사실적 상황은 관측할 수 없기 때문에 정책 시행 이전 시기에 두 집단의

27) 비교집단을 55~64세로 선정한 이유는 고령자 고용촉진법상 55세 이상의 노인을 고령자로 정의하고, 은퇴가 본격적으로 시작되는 시기이자 퇴직연금 수급이 가능한 최소 연령이기 때문이다.

28) 빈곤 여부는 각 연도 월평균 가구소득이 최저생계비 미만이면 '빈곤 노인', 최저생계비 이상이면 '비빈곤 노인'으로 구분하였다. 2015년 국민기초생활보장법이 개정됨에 따라 그간 수급자 선정 및 급여 기준으로 활용되어온 최저생계비를 기준중위소득으로 개편하여 상대적 빈곤 개념을 도입하였다. 따라서 본 연구에서는 빈곤 노인과 비빈곤 노인을 구분할 때 2015년 이전 시기 자료는 최저생계비를, 이후 시기 자료는 기준중위소득 30%를 기준으로 하였다.

결과변수 추세가 비슷한지 확인하는 간접적인 방법을 활용한다(손호성·이재훈, 2018).

한편 회귀불연속설계는 처치를 결정하는 변수, 즉 배정변수라는 추가적인 정보를 이용하여 처치집단과 유사한 비교집단을 선정하고, 회귀선의 불연속이 발생하는 정책 경계선 근방에서의 정책효과를 추정하는 방법이다. 이중차분법과 비교하여 처치효과가 국지적으로(locally) 정의된다는 점이 특징이고, 배정점 근방의 효과를 추정하기 때문에 더욱 정확하게 추정할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 측면에서 이중차분법 적용 시 필요한 평행추세가정을 충족하지 않아도 된다는 장점이 있다.

그러나 기초연금의 경우 임계치인 65세의 수급률은 2014년 기준 약 47.6%로 처치효과를 국지적으로[29] 추정하는 회귀불연속설계에서는 기초연금의 전반적인 효과를 보기에는 제한적이라는 한계점 역시 존재한다. 따라서 본 연구에서는 이중차분법을 주된 방법론으로 활용하되 회귀불연속설계를 통해 추정 결과의 강건성을 검토하고자 한다.

다음에서는 이중차분법과 회귀불연속설계에 대해 자세하게 설명하고, 기초연금의 건강효과를 분석하는데 어떻게 적용되는지 서술하고자 한다. 이어 4장에서는 각 분석 방법을 적용한 결과를 제시하였다.

2. 이중차분법(Difference-in-Differences, DID)

이중차분법은 처치집단과 비교집단을 선정하여 정책 시행 전후의 집단 간 차이 변화를 분석하는 방법이다. 본 연구에서는 처치집단과 비교집단 두 집단만 있는 상황($g \in (C, T)$)으로 다음 수식과 같이 이중차분모형을 쓸 수 있다.

29) '국지적'이라는 것은 배정점, 즉 65세 근방을 의미한다.

$$y_i = \alpha + \gamma I(g_i = Treat) + \lambda I(t_i = Post) + \delta I(g_i = Treat) I(t_i = Post) + \psi' X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

위 수식에서 $I(\bullet)$는 지시함수(indicator function)로 특정 조건에 해당하면 1 아니면 0을 준다. $I(g_i = Treat)$는 처치집단 여부를 나타내는 더미변수이고, $I(t_i = Post)$는 정책 도입 전후를 나타내는 더미변수이다. 집단은 앞서 서술한 대로 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 기준으로 비교집단은 55~64세, 처치집단은 65~74세로 설정하였다. $Treat$는 비교의 대상이 되는 집단들 간 고정된 특성의 차이를 통제하며, $Post$는 정책 시행 이후에 대한 더미변수로서 정책 도입 시점인 2014년을 기준으로 설정하였다(2014, 2016=1).

기초연금 효과는 다음 <표 3-2>와 같이 정리할 수 있다. 수식 (1) 이중차분모형에서 중요한 파라미터는 집단더미($Treat$)와 시기더미($Post$)의 교차항인 δ로, 처치집단과 비교집단의 차이를 정책 도입 전후로 다시 차분한 것이다. 비교집단과 처치집단의 차이는 정책 도입 전에는 γ, 도입 후에는 $\gamma+\delta$이다. 도입 전후로 공통으로 γ가 포함된 것은 도입 전의 비교집단과 처치집단의 차이가 정책 후에도 여전히 잘 유지되고 있음을 의미하며, 이것이 이중차분법에서 이야기하는 평행추세가정이다.

<표 3-2> 기초연금 효과

	55~64세(비교집단)	65~74세(처치집단)	차이
도입 전(2010, 2012)	α	$\alpha+\gamma$	γ
도입 후(2014, 2016)	$\alpha+\lambda$	$\alpha+\gamma+\lambda+\delta$	$\gamma+\delta$
차이	λ	$\lambda+\delta$	δ

이중차분법을 적용하기 위해서는 두 집단이 처치를 받았다는 점을 제외하고 정책 도입 이전과 이후에 공통의 변화를 겪는다는 평행추세가정이 필요하다. 이 가정으로 인해 정책 도입 전후를 차분한 값이 온전히 기초연금 정책효과라는 인과관계로 해석할 수 있기 때문이다.

그러나 평행추세가정은 정책 도입 이후에 정책 도입 전 처치효과만 따로 관측할 수 없다는 점에서 검증이 까다로운 전제이다. 본 연구에서는 Autor(2003)가 제시한 시간추세, 즉 선행(leads) 및 후행(lags) 변수를 활용한 반증검정(falsification test)을 실시하여 집단더미와 시기더미의 상호작용항의 유의성 검증을 통한 간접적인 방법으로 이를 확인하고자 한다. 검증에 사용할 회귀식은 다음과 같다.

$$y_{igt} = \gamma_g + \lambda_t + \sum_{j=-2}^{1} \delta_j D_{gt}(t = k + j) + \psi' X_{igt} + \epsilon_{igt} \quad (2)$$

수식 (2)에서 k는 정책 도입 시점으로 본 논문에서는 2014년이다. 보통 정책 도입 이전과 이후에 여러 연도의 표본이 있다고 할 때, j는 정책 도입 시점($k=2014$)으로부터 두 시기 전($j=-2, 2010$)부터 한 시기 후($j=1, 2016$)를 의미한다. 앞서 언급하였듯이 해당 수식에서 δ_j가 포착하는 것이 바로 정책효과로, 기초연금 도입 전 시기에 해당하는 δ_j가 통계적으로 유의하지 않다면 평행추세가정이 만족한다고 해석할 수 있다. 따라서 평행추세에 대한 검증을 수행하기 위해 기초연금 도입 이전 시기인 2010년과 2012년의 이중차분 파라미터의 유의성을 검증한다.

평행추세가정을 확인하기 위한 또 다른 방법으로 기초연금 도입 전 시기인 2010년과 2012년 자료를 이용하여 '가짜' 이중차분법을 시행하고자 한다. 이는 정책 변화가 일어나기 전이므로 이중차분 추정치가 통계적으

로 유의하지 않다면 본 연구에서 설정한 모형이 적합한 것으로 볼 수 있다(윤자영·홍민기, 2014).

한편, 본 연구에서는 종속변수로 총 네 가지 지표를 고려하였는데, 이 중 주관적 건강상태, 만성질환 진료지속, 입원이용은 0 또는 1의 값을 갖는 이분형 변수이다. 종속변수가 이분형 변수인 경우 선형확률모형(LPM) 또는 비선형모형(logit, probit)을 이용하여 추정할 수 있는데, 본 연구와 같이 이중차분법을 적용하여 정책효과를 추정할 때는 비선형모형보다는 선형확률모형을 적용할 것을 제안하고 있다. 비선형모형을 적용할 경우 이중차분 추정치 계산이 매우 까다롭고, 정책효과의 평균적인 크기를 보여주지 못한다는 점 등이 지적된다(Ai and Norton, 2003; DeLeire, 2004; 남재량·박기성, 2010; 윤미례·김태일, 2017). 이에 본 연구에서도 기존 연구의 제안에 따라 선형확률모형을 적용하고자 한다.

3. 회귀불연속설계(Regression Discontinuity Design, RDD)[30]

회귀불연속설계의 전제는 처치를 결정하는 배정변수가 존재하는 경우 그 기준이 되는 임계치(threshold)[31] 근방의 두 집단은 처치를 받았다는 점만 제외하고 상당히 유사한 집단이라는 점이다. 이에 임계치에 미치지 못한 집단은 비교집단, 이를 넘어서는 집단은 처치집단으로 지정하여 정책효과를 추정하면 보다 정확한 인과관계를 밝혀낼 수 있다는 것이 회귀불연속설계의 기본적인 접근방식이다.

기초연금제도는 연령이라는 배정변수가 명확하게 존재하기 때문에 회

30) 회귀불연속설계 방법에 대한 전반적인 설명은 Cattaneo et al.(2018) 및 Cattaneo et al.(2019)를, 모수추정법 및 비모수추정법은 Li and Racine(2007)을 참고하였다.
31) 비교집단과 처치집단 구분의 기준점으로 배정점 또는 경계값이라고도 한다.

귀불연속설계가 적용되기 적합한 환경이라 할 수 있다.[32] 따라서 배정변수 상의 임계치, 즉 최저 자격 연령인 65세 근방의 두 집단을 선정한다면, 이 두 집단의 효과 차이는 오직 정책만이 영향을 미칠 것이기 때문에 인과관계라는 해석이 가능해진다. 앞서 설명한 이중차분법과 비교하여 회귀불연속설계는 처치집단과 비교집단이 더욱 국지적(local)으로 정의된다는 점이 특징이다. 여기서 국지적이란 임계치인 65세를 기준으로 좁은 폭의 연령대를 설정할 경우 앞서 언급한 유사한 비교집단 및 처치집단을 선별할 수 있다는 의미다. 회귀불연속설계를 적용할 경우 임계치에 인접한 표본으로 구성된 두 집단의 특성이 거의 유사할 것이라 볼 수 있으므로 이를 활용하여 더욱 정확한 정책분석이 가능할 것으로 판단된다(이석민·장효진, 2015; Angrist & Pischke, 2008).

이에 회귀불연속설계를 적용하여 추정한 결과는 임계치 근방에서의 결과로, 보다 넓은 연령대에서는 해석이 유효하지 않을 수 있다는 비판이 제기될 수 있다.[33] 기초연금의 경우 임계치인 65세의 수급률이 약 47.6%(2014년 기준)로, 연령이 높아질수록 수급률이 높기 때문에 임계치 중심으로 처치효과를 국지적으로 추정하는 회귀불연속설계에서는 기초연금의 효과를 부분적으로만 반영할 가능성이 존재한다.

회귀불연속설계는 임계치를 기준으로 처치 여부가 뚜렷하게 분리되는 계단형(Sharp RDD, SRD)과 처치를 받을 확률이 완만한 형태를 띠면서 단절되는 경사형(Fuzzy RDD, FRD)으로 나뉜다.[34] 기초연금제도는 연령

32) 기초연금 수급 여부는 연령과 함께 소득인정액을 기준으로 결정된다. 본 연구에서 이용하는 고령화연구패널조사는 설문조사 자료로 소득인정액을 산출하기 위한 소득 및 재산에 대한 정보가 부족하고, 제공된 사회보장급여 정보가 이미 소득인정액 등을 반영한 결과이기 때문에 이를 배정변수로 이용하기 어려운 것으로 판단하였다.

33) 임계치 전후 몇 세까지를 비슷한 집단으로 볼 것인지에 대한 범위의 설정은 회귀불연속설계 추정에서 최적 대역폭(bandwidth) 이슈와 관련된다. 이는 뒤에서 조금 더 자세하게 서술하고자 한다.

34) SRD와 FRD의 차이는 배정변수가 임계치를 넘었을 때 실제 처치가 이루어지는

(65세)이라는 선정기준이 명확하게 명시되어 있으므로 SRD를 사용하여 정책효과를 추정한다. SRD는 임계치에서 처치가 달라지는 경우로, 임계치를 기준으로 처치 받을 확률이 0에서 1로(혹은 1에서 0으로) 변화한다.

SRD를 적용하여 추정한 효과는 수식 (3)과 같이 나타낼 수 있다. 추정된 정책효과는 임계치($\bar{x}$)를 중심으로 양쪽에서 수렴할 때 기댓값 차이로 표현된다.

$$\tau_{SRD} = \lim_{x \downarrow \bar{x}} E[Y_i|X_i = x] - \lim_{x \uparrow \bar{x}} E[Y_i|X_i = x] \quad (3)$$

$\lim_{x \downarrow \bar{x}} E[Y_i|X_i = x]$는 x가 점점 감소하면서 임계치($\bar{x}$)로 수렴할 때 $E[Y_i|X_i = x]$의 극한값을, $\lim_{x \uparrow \bar{x}} E[Y_i|X_i = x]$는 x가 점점 증가하면서 임계치($\bar{x}$)로 수렴할 때 $E[Y_i|X_i = x]$의 극한값을 나타낸다. 이 두 극한값의 차이 τ_{SRD} 가 정책효과를 나타낸다.

수식 (3)의 극한값들은 이론적으로만 정의되는 것으로 실제 분석에서 이를 추정하는 방법은 모수적 방법(parametric method)과 비모수적 방법(nonparametric method)이 있다. 모수 추정법은 배정변수의 함수 형태를 가정하는 방법론으로 모형설정(model specification)에 대한 논의가 이슈로 다루어진다.[35] 반면 비모수 추정법은 배정변수의 함수 형태를 설정하

지 아닌지, 즉 참여자에게 정책 참여에 대한 선택권이 주어지는지이다. FRD는 배정변수가 임계치 이상이라 하더라도 처치 받을 확률이 1보다 낮을 수 있고, 임계치 이하인 경우에도 처치 받을 확률이 0보다 높을 수 있다. 즉 임계치를 넘어 처치집단에 배정되지만 실제로 처치가 이루어지지 않을 수 있는데, 근로장려세제와 같은 참여형 보조금 제도가 이에 해당한다. 처치 여부가 임계치 주위에서 뚜렷하게 구분되지 않고 불분명하게 구분된다는 의미에서 Fuzzy라는 용어를 사용한다(윤윤규 외, 2012; Cattaneo et al., 2018).

지 않는 방법론이기에 RDD에서는 해당 방법론을 사용하는 추세이다. 따라서 본 연구에서도 비모수 추정법을 활용할 예정이며, 추정 과정은 다음과 같다(①~⑥).

① 커널함수를 설정한다($K(\cdot)$). 일반적으로 RDD에서는 국지점(local point) x에서 멀어질수록 가중치가 줄어드는 삼각커널함수(triangular kernel function)가 일반적으로 사용된다.[36]

② 다항차수를 설정한다(p). RDD에서는 $p=1$인 국소선형(local linear)을 주로 사용하는데, 그 이유는 높은 차수는 과대적합(over fitting)을 일으키기 때문이다.[37]

③ 대역폭을 선택한다. 대역폭이 작으면 모형설정오류를 줄여주지만 동시에 적은 표본 수를 사용하기 때문에 추정치의 분산을 증가시킬 수 있다. 이러한 점에서 대역폭 선택은 편의와 분산의 상충관계(trade-off)가 존재한다. 본 연구에서는 대역폭을 1세(12개월), 3세(36개월), 5세(60개월)로 조절하여 RDD 추정치 변화를 살펴보았다.

④ 임계치 위 표본만 사용하여 임계치의 조건부 기댓값을 계산한다. 즉, $\mu_+ = E[Y_i(1)|X_i = c] = \alpha_+$을 추정한다. 여기서 α_+는 다음 수식 (4)와 같이 추정된다.

---

35) 일반적으로 많이 사용하는 다항식(polynomial)을 가정할 때 다항차수(polynomial order)를 설정하기 어렵고, 차수가 높으면 데이터에 대해 추정치가 민감하고, 불안정해진다는 측면이 있다.

36) 삼각함수의 형태는 $K(u) = (1-|u|)1(|u| \leq 1)$로, 해당 함수는 평균오차합(Mean Squared Error, MSE) 측면에서 최적 대역폭을 찾을 수 있는 것으로 알려져 있다(Cattaneo et al., 2017).

37) 비모수 추정법에서도 다항차수를 설정하는 문제가 발생한다. 이러한 점에서 모수적인 방법의 한계인 특정 함수를 설정함으로써 발생하는 모형설정오류(model specification error)가 동일하게 발생한다고 생각할 수도 있다. 하지만 비모수 추정법은 국지적으로(local) 가정해도 된다는 점에서 전반적으로(global) 정의해야 하는 모수 추정법보다는 약한 가정이다. 전체 x에 대해서 선형이라고 설정하는 것과 특정 x범위(e.g. 1~3까지만)를 선형이라고 가정하는 것 중 무엇이 더 강한 가정인가를 생각해보면 쉽게 이해할 수 있다.

$$\hat{\theta}_{+} = \arg\min_{\alpha_{+},\beta_{+}} \sum_{i=1}^{n} 1(X_i \geq c)(y_i - \alpha_{+} - \beta_{+}(X_i - c))^2 K(\frac{X_i - c}{h}) \quad (4)$$

⑤ 임계치 아래 표본만 사용하여 동일하게 $\mu_{-} = E[Y_i(0)|X_i = c] = \alpha_{-}$ 를 추정한다. 여기서 α_{-}는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{\theta}_{-} = \arg\min_{\alpha_{-},\beta_{-}} \sum_{i=1}^{n} 1(X_i < c)(y_i - \alpha_{-} - \beta_{-}(X_i - c))^2 K(\frac{X_i - c}{h}) \quad (5)$$

⑥ 임계치에서 나타난 기초연금의 정책효과는 $\hat{\mu}_{+}$과 $\hat{\mu}_{-}$의 차이로 나타낼 수 있다.

$$\hat{\tau}_{SRD} = \hat{\mu}_{+} - \hat{\mu}_{-} \quad (6)$$

요약하면, 본 연구는 RDD를 실시하기 위해 배정변수는 연령, 배정점은 기초연금 최저 자격 연령인 65세로 설정하여 기초연금의 정책효과를 추정하고자 한다. 단, 배정변수인 연령이 이산변수(discrete variable)라는 제한점을 극복하기 위해 설문 연월과 생년월 정보를 이용하여 연속변수(continuous variable)로서 월 나이 변수를 생성하여 분석에 활용하였다.[38] 배정변수가 이산변수인 경우 임계치와 임계치 전후 배정변수 값의 거리가 상대적으로 멀어 비교집단 값을 추론하기 어렵다는 한계가 존재한다. 추정 방법은 비모수 추정법, 구체적으로 국소선형(local linear) 방법을 활용하였다.

38) 고령화연구패널 조사시점은 9~11월로 월 나이를 계산하기 위해 중간값인 10월을 사용하였다.

제 4 장 분석 결과

제 1 절 이중차분법

1. 연구 대상 특성

이중차분법을 적용하기 위하여 고령화연구패널조사 3차(2010년)~6차(2016년) 자료를 활용하였다. 원조사에서 55~74세는 총 18,505건이었고, 이 중 결측치를 제외하고 최종적으로 18,040건의 표본을 분석 대상으로 하였다. 기초연금이 시행된 2014년을 기준으로 2010년과 2012년은 이전, 2014년과 2016년은 이후가 되며, 55~64세는 비교집단을 65~74세는 처치집단을 나타낸다. 최종 표본에 대한 기술통계량을 기초연금 도입 전후로 비교한 결과는 <표 4-1>에 제시하였다.

연구 대상의 특성을 살펴보면 처치집단은 비교집단에 비해 우울수준과 주관적 건강상태로 측정된 건강수준이 더 낮은 것으로 나타났다. 그리고 만성질환 진료지속률과 입원 이용률이 더 높으며, 사회경제적 특성, 심리사회적 특성 등이 더 열위에 있는 것으로 나타났다. 그러나 기초연금 도입 후 만성질환 진료지속을 제외한 우울수준 감소, 주관적 건강상태 향상, 입원 이용률 감소 정도가 비교집단에 비해 처치집단에서 더 큰 것을 확인할 수 있다. 다음에서 이에 대해 더 자세히 살펴보고자 한다.

먼저 건강수준 및 의료이용을 살펴보면 다음과 같다. 우울수준 평균점수는 기초연금 도입 전 비교집단(6.29점)에 비해 처치집단(7.85점)이 더 높았다. 기초연금 도입 후에도 여전히 비교집단보다 처치집단의 우울수준이 높았지만, 비교집단은 5.34점으로 약 15%, 처치집단은 6.46점으로

약 18% 도입 전 시점 대비 감소하였다. 주관적 건강상태의 경우 본인의 건강상태를 양호하다고 평가한 비율이 기초연금 도입 전 비교집단(82.64%)에 비해 처치집단(63.49%)이 더 낮았다. 기초연금 도입 후 비교집단에서 본인의 건강상태를 양호하다고 평가한 비율은 88.26%로 약 6%p, 처치집단은 71.05%로 약 8%p 도입 전 시점 대비 증가하였다. 만성질환 진료지속률은 기초연금 도입 전 비교집단(78.19%)에 비해 처치집단(84.87%)이 더 높은 것으로 나타났다. 기초연금 도입 후 비교집단과 처치집단에서 만성질환 진료지속률은 각각 77.24%, 84.29%로 두 집단 모두에서 다소 감소한 것으로 나타났다. 마지막으로 입원 이용률은 기초연금 도입 전 비교집단(10.92%)에 비해 처치집단(16.78%)이 더 높았다. 기초연금 도입 후 비교집단의 입원 이용률은 7.57%로 약 3%p, 처치집단은 12.33%로 약 4%p 도입 전 시점 대비 감소하였다. 종합해보면, 전반적으로 기초연금 도입 이후 처치집단의 우울수준 감소, 주관적 건강상태 개선, 입원이용 감소 수준이 비교집단에 비해 다소 큰 것을 확인할 수 있었다.

다음으로 일반적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 각 집단의 여성 비율은 큰 차이가 없고, 빈곤 노인 비율은 비교집단에 비해 처치집단이 더 높은 것으로 나타났는데 이는 연령이 높을수록 빈곤율이 높아지는 현상과 연결되어 보인다. 그리고 배우자가 있는 비율은 비교집단에 비해 처치집단이 더 낮은데, 이 역시 연령대가 더 높은 처치집단이 사별로 인해 배우자 비율이 부(-)의 영향을 받은 것으로 판단된다.

교육수준의 경우 처치집단이 비교집단에 비해 상대적으로 저학력 비중이 더 높은 것으로 나타났으며, 대도시, 중소도시에 거주할 비율은 비교집단이, 읍면부에 거주할 비율은 처치집단이 높은 것으로 나타났다. 기초생활보장 급여는 처치집단이 비교집단에 비해 낮은 것으로 나타났는데,

이는 처치집단이 1인 또는 부부가구 비율이 높은 노령층으로 가구원 수가 상대적으로 적기 때문으로 볼 수 있다.

<표 4-1> 분석 대상의 일반적 특성

구분		전(2010, 2012)		후(2014, 2016)	
		55~64세	65~74세	55~64세	65~74세
건강수준	우울수준(0~30)	6.29(4.80)	7.85(5.63)	5.34(4.74)	6.46(5.37)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	82.64	63.49	88.26	71.05
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	78.19	84.87	77.24	84.29
	입원이용(예=1)	10.92	16.78	7.57	12.33
연령		59.44(2.91)	69.56(2.85)	59.30(2.88)	69.48(2.88)
여성		54.70	54.98	54.30	55.40
빈곤		11.03	32.76	5.52	21.92
배우자(있음)		87.78	76.67	88.70	79.62
교육수준					
초졸이하		30.73	58.65	18.92	48.25
중졸		23.76	15.52	20.33	20.27
고졸이상		45.52	25.83	60.76	31.49
거주지					
대도시		44.53	40.56	45.80	41.19
중소도시		33.14	30.15	35.22	31.75
읍면부		22.33	29.29	18.98	27.06
기초생활보장(만원)		379.21(173.98)	342.22(152.44)	401.33(211.58)	300.56(187.85)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		38.64	36.51	36.44	37.45
현재 흡연(예=1)		21.10	14.17	17.01	10.65
현재 음주(예=1)		42.33	30.01	43.85	32.39
식비 지출(만원)		450.21(223.93)	362.17(216.36)	502.87(222)	395.13(205.59)
보건의료비 지출(만원)		75.06(130.95)	92.89(136.33)	68.6(109.13)	85.8(119.31)
주거비 지출(만원)		156.65(92.68)	145.2(80.97)	155.67(78.87)	145.47(79.79)
전반적인 삶의 질 만족도(0~100)		63.18(16.21)	58.86(17.72)	64.99(14.73)	61.20(16.26)
배우자와의 관계 만족도(0~100)		69.32(15.17)	65.48(17.11)	69.36(13.66)	66.79(15.12)
자녀와의 관계 만족도(0~100)		71.56(16.23)	68.37(17.36)	72.28(14.24)	68.4(16.19)
사회참여(1개 이상=1)		82.86	72.51	87.22	78.55
사례 수		4,550	4,445	4,445	4,224

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 및 소비지출 변수의 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질가격으로 변환하였고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 11,074건, 배우자 및 자녀 관계에 대한 만족도의 경우 배우자와 자녀가 있다고 응답한 각각 15,037건과 10,778건이 분석에 포함되었음

건강행태 특성을 보면, 규칙적인 운동을 하는 비율은 비슷하였고, 현재

흡연율 및 현재음주율은 처치집단이 비교집단에 비해 더 낮았다. 특이한 점은 기초연금 도입 후 시점에서 처치집단의 규칙적인 운동을 하는 비율이 증가하고, 현재흡연율은 감소하였다는 점이다. 이는 고령층에서 건강에 관한 관심이 과거에 비해 높아졌음을 보여준다. 그러나 현재음주율의 경우 기초연금 도입 후 시점에서 두 집단 모두 증가한 점이 특징이다.

마지막으로 경로변수 특성이다. 금전적 경로변수를 살펴보면 처치집단은 비교집단에 비해 식비와 주거비 지출은 낮고, 보건의료비 지출은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 처치집단이 주된 일자리에서 은퇴한 고령층이라는 점에서 소득수준은 낮고, 의료비 지출이 증가하는 시기이기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 비금전적 경로인 삶의 질(전반적인 삶의 질·배우자와의 관계·자녀와의 관계에 대한 만족도)과 사회참여율은 처치집단이 비교집단에 비해 낮은 것으로 나타났다. 이는 현재 한국의 노인들이 겪는 문제로 알려진 빈곤, 질병, 고독, 무위(無爲)와 관련지어 생각해볼 수 있을 것이다. 기초연금 도입 후 시점에 두 집단 모두 삶의 질과 사회참여율이 증가하였는데, 자녀와의 관계에 대한 만족도를 제외한 나머지에서 처치집단의 증가 수준이 비교집단에 비해 다소 높음을 확인할 수 있다.

2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향

<표 4-2>는 이중차분법을 이용하여 기초연금이 노인건강에 영향을 미치는지 분석한 결과이다.[39] 우울수준, 주관적 건강상태, 만성질환 진료

39) 앞서 연구 방법에서 언급하였듯이 본 연구에서는 내생성 문제를 제거하는 방법으로 조작할 수 없는 정책적 기준인 연령을 이용하였다. 즉 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 기준으로 65~74세를 처치집단, 55~64세를 비교집단으로 구성하였다. 추가로 기존 연구와 비교를 위해 성향점수매칭-이중차이 모형을 적용하여 검토한 결과 통계적 유의성은 확보되지 않았으나 우울수준과 주관적 건강상태의 경우 <표

지속, 입원이용 순으로 작성하였으며, 분석 결과 우울수준과 주관적 건강상태에서 이중차분항이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 기초연금이 노인의 건강수준에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 분석 결과를 자세히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 우울수준의 경우 이에 대한 영향요인을 통제한 후에도 기초연금 도입 후 처치집단의 우울수준이 비교집단에 비해 0.411점 감소한 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하였다. 해당 수치는 기초연금 도입 전 비교집단의 우울수준 표준편차(4.8점) 대비 약 8.6% 감소한 것으로 볼 수 있다. 통제변수 중에서는 배우자 유무, 교육수준, 거주지, 기초생활보장, 건강행태가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 배우자가 있는 경우, 교육수준이 높을수록, 규칙적인 운동을 하는 경우 우울수준이 낮은 것으로 나타났는데 이는 해당 요인이 노인건강의 주요 결정요인이라는 점에서 기존 연구와도 동일하다. 한편 현재 음주를 하는 경우에도 우울수준이 낮은 것으로 나타났는데, 음주가 하나의 문화로 자리 잡은 현실을 고려하였을 때 노인들의 스트레스 해소와 사회적 관계를 맺는 데 도움을 준다는 연구 결과와 맥을 같이 하는 것으로 볼 수 있다(정준수, 2020). 반면 거주지의 경우 대도시에 비해 중소도시 거주자가 우울수준이 높은 것으로 나타났는데 이는 중소도시가 대도시에 비해 건강과 보건의료와 관련이 있는 인프라가 부족하고 사회적 자본이 낮기 때문으로 추측된다. 또한 기초생활보장 수급액이 높을수록 우울수준이 높은 것으로 나타났는데, 공공부조 수급으로 인하여 가처분 소득이 증가함에 따라 나타나는 긍정적인 효과도 기대할 수 있으나 공공부조 수급자가 되는 경험 자체가 낙인효과를 발생시켜 우울수준이 증가한 것으로 생각된다.

4-2>에 제시된 추정치와 유사하였고, 방향성은 이론적 예측과 같음을 확인할 수 있었다(<부표 1> 참고).

본 연구에서 기초연금의 시행으로 노인의 우울수준 감소에 유의한 영향을 미친 것으로 나타난 결과는 그간 소득보장제도 효과를 평가하는 데 상대적으로 주요하게 다루어지지 않았던 건강 측면에도 긍정적인 영향을 미친다는 기존 연구의 주장을 지지하는 것으로 볼 수 있다(Pak, 2019; Pak, 2021; Salinas-Rodriguez et al., 2014; Galiani et al., 2016). 노인 우울증은 다른 연령대에 비하여 환경적 요인이 더 많이 작용하는 것으로 알려져 있는데(국가정신건강포털, 2023), 국내 연구들은 노인의 정신건강이 악화된 원인으로 빈곤과 물질적 결핍을 주요 요인으로 지목하고 있다(이순아·이상록, 2016; 김수영 외, 2018). 특히 빈곤 노인의 경우 경제적 특성과 관련된 요인들이 자살생각을 예측하는 주요 변인인 것으로 검증된 바 있다(이상우, 2017). 이러한 측면에서 기초연금이 노인의 우울수준 감소에 긍정적인 영향을 미친다는 결과는 기초연금과 같은 소득보장정책이 단순히 소득을 보조하는 수준을 넘어서 정신건강에 긍정적인 영향을 미치며 나아가 자살예방에 중요한 역할을 할 수 있다는 것을 의미한다.

<표 4-2> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: DID 분석결과

	우울수준	주관적 건강상태	만성질환 진료지속	입원이용
기초연금 정책효과	-0.411**	0.036**	0.003	-0.010
(처치집단×정책이후)	(0.145)	(0.011)	(0.015)	(0.010)
처치집단	0.452**	-0.038**	0.020	0.015
(65~74세)	(0.163)	(0.013)	(0.016)	(0.011)
정책이후	-0.741***	0.036***	-0.005	-0.033***
(2014, 2016)	(0.095)	(0.007)	(0.012)	(0.006)
여성	-0.066	0.007	-0.036***	-0.020**
	(0.095)	(0.007)	(0.009)	(0.006)
연령	-0.266+	0.044***	0.034*	0.002
	(0.157)	(0.012)	(0.017)	(0.010)
연령제곱	0.002+	-0.000***	-0.000+	0.000
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
배우자 유무	-1.147***	0.020*	-0.005	-0.007
	(0.111)	(0.009)	(0.010)	(0.007)
교육수준(ref. 초졸이하)				
중졸	-0.177+	0.075***	-0.031**	-0.031***
	(0.107)	(0.009)	(0.010)	(0.007)
고졸이상	-0.404***	0.102***	-0.050***	-0.042***
	(0.097)	(0.008)	(0.010)	(0.006)
거주지(ref. 대도시)				
중소도시	0.328***	0.004	-0.005	0.013*
	(0.084)	(0.006)	(0.009)	(0.005)
읍면부	-0.001	0.000	-0.010	0.024***
	(0.095)	(0.008)	(0.010)	(0.006)
기초생활보장	0.311***	-0.039***	0.003	0.007+
	(0.056)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
규칙적인 운동	-0.448***	0.061***	-0.005	-0.012*
	(0.078)	(0.006)	(0.008)	(0.005)
현재 흡연	0.026	-0.003	-0.016	-0.023***
	(0.109)	(0.008)	(0.012)	(0.007)
현재 음주	-0.386***	0.054***	0.006	-0.041***
	(0.083)	(0.006)	(0.009)	(0.006)
상수항	22.015***	-0.470	-0.302	0.028
Adjusted R2	0.143	0.213	0.013	0.024
사례 수	18,040	18,040	11,074	18,040

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함

둘째, 주관적 건강상태의 경우 기초연금 도입 후 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률이 비교집단에 비해 3.6%p 증가한 것으로 나타났으며 이 역시 통계적으로 유의하였다. 주관적 건강상태가

신체적 건강뿐 아니라 정신적·심리적 차원을 포괄한다는 측면에서 해당 결과는 앞서 확인한 기초연금의 우울수준 감소 효과의 연장선으로 해석할 수 있다. 통제변수 중에서는 배우자 유무, 교육수준, 기초생활보장, 건강행태가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 배우자가 있는 경우, 교육수준이 높을수록, 규칙적인 운동 및 현재 음주를 하는 경우 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률이 높은 것으로 나타났다. 음주는 노후 건강에 영향을 미치는 주요 요인으로 알려져 있으나 이와 같은 결과가 나타난 이유는 본 연구에서 측정한 음주가 문제(위험) 음주 여부를 나타내는 것이 아닌 현재 음주 여부를 나타내는 지표이기 때문으로 보인다. 또한 음주에 관대한 문화로 인해 이에 대한 위험 인식이 낮게 형성되어 응답자가 오히려 음주를 할 수 있을 정도로 본인의 건강상태를 양호하게 판단한 것으로 추측해볼 수 있다(한상희 외, 2021).

한국은 '기대수명'이나 '사망률'로 측정되는 객관적 건강지표는 OECD 회원국 중 높은 수준지만 본인의 주관적 판단으로 평가하는 건강지표인 '주관적 건강상태'는 낮은 수준이다(통계청, 2022a; 통계청, 2022b). 최근 의학적 진단 여부와 별개로 응답자 개인이 느끼는 신체적, 정신적 상태가 건강의 중요한 기준으로 제시되고 있다는 점에서 주관적 건강지표가 의미하는 바가 작지 않다(국가지표체계, 2023). 사실상 완전한 건강상태란 비현실적이기에 질병이 있더라도 이를 잘 관리하며 일상생활을 영위할 수 있다면 본인의 건강상태를 양호하다고 평가할 수 있다.

국내 연구에서는 기초연금의 건강효과를 정신건강 측면에서 주로 다루었기에 본 연구에서 기초연금 시행으로 주관적 건강상태 향상에 유의한 영향을 미친 것으로 나타난 결과는 노년기 삶의 질을 보장하기 위한 소득 확보가 신체건강에도 중요한 요인이 될 가능성을 보여준다는 점에서 의의가 있다. 또한 무기여 연금이 노인의 주관적 건강상태에 긍정적인

영향을 미친다는 해외 연구 결과를 뒷받침하는 것으로 해석할 수 있다(Case & Wilson, 2000; Case, 2004; Brenes-Camacho, 2011; Hessel et al., 2018). 반면 Pak(2021)의 연구에서는 기초연금이 주관적 건강상태에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데 기초연금의 낮은 급여수준에 기인한 것으로 설명하였다.[40]

셋째, 만성질환 진료지속의 경우 이에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제한 후에도 기초연금 도입 후 처치집단이 비교집단에 비해 만성질환 진료를 지속할 확률이 0.3%p 증가한 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 해당 결과는 증가 정도가 매우 미미한 것으로 미루어볼 때 기초연금 도입 전후로 만성질환 진료지속에 집단 간 차이가 거의 없다는 것을 의미한다. 통제변수 중에서는 성별과 교육수준이 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 여성인 경우 만성질환 진료를 지속할 확률이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 의료비에 대한 경제적 부담 때문으로 볼 수 있다. 반면 교육수준이 높을수록 만성질환 진료를 지속할 확률이 낮은 것으로 나타났는데 이는 교육수준이 높은 집단이 만성질환 보유율이 낮기 때문에 나타난 결과로 판단된다.

본 연구는 분석 대상이 만성질환 유병률이 높은 노인이고, 만성질환 특성상 치료, 투약 등 외래에서 지속적인 관리가 제대로 이루어지지 않을 때 입원, 합병증으로 이어진다는 점에서(성창현, 2012) 기초연금이 만성질환 관리를 위한 경제적 부담을 낮춰 진료지속을 증가시킬 것으로 기대하였으나 이러한 특성이 강하게 나타나지는 않았다.[41] 이와 같은 결과는 그간 기초연금의 한계점으로 지적되어 온 낮은 급여수준과 연결 지어

40) 본 연구와 비교하여 Pak(2021)의 연구는 주관적 건강상태를 5점 척도로 측정한 변수를 활용하였고 그 외 이용자료 시기와 활용한 통제변수가 다르다는 차이점을 확인하였다.

41) 추가로 상위 빈도 4개 질환(고혈압, 당뇨, 심장, 관절)을 대상으로 분석을 시행하였으나 기초연금 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

볼 수 있다. 2014년 기준 65세 이상의 만성질환 1인당 진료비는 1,987천원으로(김지은 외, 2015) 기초연금 전환 후 급여수준이 확장되었으나 현실적으로 높은 진료비를 감당할 수 있을 정도로 높지 않다는 것을 의미한다.[42)]

마지막으로 입원이용의 경우 이에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제한 후에도 기초연금 도입 후 처치집단이 비교집단에 비해 입원이용 확률이 1.0%p 감소한 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 해당 결과는 감소 정도가 매우 미미한 것으로 미루어볼 때 기초연금 도입 전후로 입원이용에 집단 간 차이가 거의 없다는 것을 의미한다. 통제변수 중에서는 성별, 교육수준, 거주지, 건강행태가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 여성인 경우, 교육수준이 낮을수록 입원이용 확률이 감소한 것으로 나타났는데 이러한 결과는 사회경제적 지위가 낮은 집단에서 의료비에 대한 부담에 기인한 것으로 판단된다. 거주지의 경우 대도시에 비해 중소도시 및 읍면부 거주자의 입원이용 확률이 증가한 것으로 나타났는데 이는 상대적으로 거주 연령층이 높기 때문에 나타난 결과로 보인다. 이외 규칙적인 운동, 현재 흡연, 현재 음주를 하는 경우 입원 이용률이 증가한 것으로 나타났다.

한편 해외 연구에서는 무기여 연금이 의료서비스 이용에 미치는 영향을 살펴본 결과(Aguila et al., 2015; Riumallo-Herl & Aguila, 2019), 치과 및 외래이용과 의약품 지출 증가는 유의한 것으로 나타난 반면 입원이용 증가는 유의하지 않은 것으로 나타나 본 연구 결과와 비슷하였다. 추후 연구에서 구체적인 상병을 반영한 지표를 활용한다면 좀 더 의미

42) 65세 이상의 1인당 만성질환 진료비는 진료기관에 따라서도 차이를 확인할 수 있었다. 상급종합병원 1,856천원, 종합병원 1,271천원, 병원 949천원, 요양병원 10,383천원, 의원 239천원, 한방병원 741천원, 한의원 163천원으로 나타났다(김지은 외, 2015).

있는 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

지금까지의 연구 결과를 정리하면 기초연금의 건강효과는 크지는 않지만 우울수준 감소와 주관적 건강상태 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우울수준과 주관적 건강상태가 개인의 주관적 판단에 의한 평가지표라는 점에서 기초연금은 개인의 심리적 안정감과 같은 비금전적 경로를 통해 노인건강에 영향을 미칠 가능성이 더 클 것으로 예상할 수 있는데, 이는 기초연금이 노인건강에 미치는 영향이 어떠한 기제에 의한 것인지 탐색하는 과정과 연관되므로 다음 장에서 자세히 다루고자 한다.

한편 2014년 이후 기초연금 개정에 따라 급여수준에 변동이 있었는데, 2018년 9월부터 월 최대 25만원, 2021년 1월부터 30만원으로 인상되었다. 추가로 2016년, 2018년, 2020년 자료를 이용하여 2018년 정책 변화가 노인건강에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본 결과 주관적 건강상태에 있어서 2014년 기초연금과 비슷한 수준으로 향상된 것을 확인할 수 있었다(<표 4-3>).[43] 이 외 우울수준, 만성질환 진료지속, 입원이용은 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 2018년 지급수준이 이전에 비해 소폭 상향된 수치이고, 고령화연구패널조사 시기가 제도 변화 시점을 포함하였기 때문으로 판단된다.

43) 현재 고령화연구패널조사 자료는 8차(2020년)까지 공개되었다.

<표 4-3> 노인건강에 대한 2018년 기초연금 효과: DID 분석결과

	우울수준	주관적 건강상태	만성질환 진료지속	입원이용
기초연금 정책효과	-0.243	0.034**	-0.014	-0.002
(처치집단×정책이후)	(0.173)	(0.013)	(0.019)	(0.010)
처치집단	0.292	-0.029+	0.020	0.008
(65~74세)	(0.201)	(0.015)	(0.022)	(0.012)
정책이후	0.003	-0.001	-0.010	-0.018**
(2014, 2016)	(0.112)	(0.007)	(0.015)	(0.006)
상수항	27.385***	-0.828*	0.539	0.256
Adjusted R2	0.102	0.188	0.018	0.019
사례 수	13,109	13,109	7,484	13,019

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

3. 기초연금의 건강효과에 대한 경로 탐색

1) 기초연금의 금전적 및 비금전적 효과

본 연구는 기초연금이 노인건강에 미치는 정책효과를 분석하고자 하였다. 이를 검증하기 위해 이중차분법을 적용하여 분석한 결과 우울수준 감소와 주관적 건강상태 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그간 기초연금의 경제적 효과를 평가한 연구 중 일부는 낮은 급여액을 한계로 지적하였는데(국민연금재정추계위원회, 2013; 김재진 외, 2014; 성효용·김경곤, 2018), 그럼에도 불구하고 본 연구에서 기초연금이 노인건강에 영향을 미친 것으로 나타난 결과를 해석하기 위해서는 기초연금과 노인건강 간 관계를 설명하는 기제에 대한 분석이 필요하다는 것을 의미한다.

기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 살펴본 이전 연구들은 주로 정책효과 여부에 주목하였으며, 어떠한 경로를 통해 건강에 영향을 미치는지 다양한 측면에서 고려하지 못했다는 점에서 한계가 있다. 이에 본 절

에서는 앞선 분석 결과에서 확인한 기초연금의 우울수준 및 주관적 건강상태에 대한 영향이 어떠한 경로로 작동되었는지 확인하고자 한다. 이를 위해 경로를 금전적 경로와 비금전적 경로로 구분하였고, 이중 금전적 경로는 식비·보건의료비·주거비 지출, 비금전적 경로는 전반적인 삶의 질·배우자와의 관계·자녀와의 관계에 대한 만족도, 사회참여를 설정하였다.

다음 <표 4-4>에는 금전적 및 비금전적 경로변수를 종속변수로 하여 이중차분법으로 추정한 결과이다. 먼저 (1)~(3)열은 금전적 경로로 설정한 식비, 보건의료비, 주거비 각각을 종속변수로 하여 분석한 결과다. 기초연금 도입 후 처치집단의 식비와 주거비는 각각 0.6%, 0.5% 증가, 보건의료비는 4.9% 감소한 것으로 나타났지만 모든 결과에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 기초연금으로 인한 금전적 혜택이 강하지 않은 것으로 해석할 수 있는데, 여러 선행연구에서 지적한 바와 같이 기초연금이 전반적인 소비항목의 지출을 증가시킬 수 있을 만큼 충분하지 않기 때문으로 보인다.

추가로 총지출[44]에 대한 효과를 살펴보기 위해 분석을 실시한 결과 기술통계에서는 기초연금 도입 후 시기에 총지출이 증가한 것으로 나타났으나, 실증분석 결과 총지출이 1.4% 감소한 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하지 않았다. 주목할 점은 지출보다는 저축이 증가한 점이다. 비록 통계적으로 유의하지 않았지만 기초연금 도입 후 처치집단의 저축은 10.1% 증가한 것으로 확인되었는데, 이는 노인들이 미래에 대한 불확실성이 상대적으로 강한 집단이기에 기초연금을 소비보다는 저축에 사용한 것으로 판단된다.

44) 전체 연도에서 확인할 수 있는 식비, 보건의료비, 주거비, 피복비, 교육비, 저축을 합산하였다.

그간 기초연금의 소비지출 효과를 살펴본 대부분 연구가 세부 소비항목을 구분하지 않은 총소비지출을 기준으로 살펴보았다는 점에서 본 연구 결과와 직접적으로 비교하기에는 한계가 있다. 또한 각 연구에서 활용한 분석 자료, 분석 시기 등이 상이함에 따라 일관된 결론을 내리지 못하고 있다. 가계동향조사 월간 자료를 사용한 Lee et al.(2019)의 연구에서는 기초연금이 소비지출에 정(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 한국복지패널조사 자료를 사용한 이채정·권혁주(2016)의 연구에서는 기초연금이 총생활비 지출에 유의하지 않은 것으로 나타났는데 이에 대해 경기변동과 같은 외부적 요인에 의하여 지출 규모 자체가 감소한 것으로 해석하였다. 추후 기초연금의 소비지출 효과를 살펴보는 연구가 축적된다면 노인들의 실제 생활에 어떠한 변화가 있었는지, 무엇을 필요로 하는지 확인하고, 보다 일관된 결론을 도출할 수 있을 것으로 생각된다.

<표 4-4> 금전적 경로 및 비금전적 경로에 대한 2014년 기초연금 효과: DID 분석결과

	금전적 경로			비금전적 경로			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	식비	보건의료비	주거비	전반적인 삶의 질 만족도	배우자와의 관계 만족도	자녀와의 관계 만족도	사회참여
기초연금 정책효과	0.006	-0.049	0.005	1.003*	1.617**	-0.132	0.024*
(처치집단×정책이후)	(0.015)	(0.033)	(0.015)	(0.462)	(0.494)	(0.602)	(0.011)
처치집단	-0.013	0.026	-0.013	-0.904+	-1.349*	-0.299	-0.003
(65~74세)	(0.017)	(0.037)	(0.017)	(0.525)	(0.558)	(0.667)	(0.013)
정책이후	0.087***	-0.020	-0.002	0.902**	-0.504	0.212	0.025***
(2014, 2016)	(0.010)	(0.023)	(0.010)	(0.306)	(0.315)	(0.409)	(0.007)
상수항	4.139***	-0.808	2.624***	-3.403	32.149+	80.969***	-1.381***
Adjusted R2	0.214	0.099	0.066	0.119	0.054	0.072	0.078
사례 수	18,040	18,040	18,040	18,040	15,037	10,778	18,040

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 배우자와의 관계에 대한 만족도, 자녀와의 관계에 대한 만족도의 경우 각각 배우자, 자녀가 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

다음으로 (4)~(7)열에는 비금전적 경로로 설정한 전반적인 삶의 질·배우자와의 관계·자녀와의 관계에 대한 만족도, 사회참여를 종속변수로 하여 분석한 결과를 제시하였다. 기초연금 도입 후 처치집단의 전반적인 삶의 질에 대한 만족도는 약 1점 증가하였으며, 이는 기초연금 도입 전 비교집단의 표준편차(16.21점) 대비 약 6.2% 상승한 것으로 볼 수 있다. 다음으로 배우자와의 관계에 대한 만족도는 약 1.6점 증가하였으며, 이는 기초연금 도입 전 비교집단의 표준편차(15.17점) 대비 약 10.7% 상승한 것으로 볼 수 있다. 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도는 자신의 삶의 질(행복)에 대해 얼마나 만족하는지 주관적으로 평가하는 척도로, 노년기 삶에 대한 만족감이 높을수록 정신건강과 신체건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인된 바 있다(신창환, 2010; 유재남, 2015).

반면 기초연금은 자녀와의 관계에 대한 만족도에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데, 부모와 자녀 간의 관계에는 기초연금 외에도 다른 요인들이 큰 영향을 미칠 수 있기 때문으로 보인다. 특히 노년기가 배우자 사별이라는 사건이 발생하는 시기임을 고려하였을 때 자녀와의 만남이나 연락 빈도와 같은 정서적 지지, 자녀로부터의 금전적 지원(혹은 자녀에게 제공하는 금전적 지원) 등을 그 예로 들 수 있다. 자녀와 동거하는 노인 가구 비율이 점점 더 낮아지는 추세를 고려할 때 이러한 요인들이 자녀와의 관계에 더욱 중요한 역할을 할 것으로 예상된다.

분석 결과를 미루어 보아 기초연금이 노년기 삶의 질에 미치는 영향력이 크다고 볼 수는 없지만 기존 연구에서 기초연금 인상이 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도에 유의한 영향을 미친 반면, 자녀와의 관계에 대한 만족도에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나

타나 본 연구 결과와 비슷한 양상을 확인할 수 있었다(황인욱·이태진, 2020). 반면 기초연금 도입 후 경제상태에 대한 만족도는 증가한 반면, 자녀와의 관계, 전반적인 삶의 질, 건강상태에 대한 만족도에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 연구 결과도 있다(Pak, 2020). 두 연구 모두 고령화연구패널조사 자료를 활용하여 매칭-이중차분 방법으로 추정했다는 점에서 비슷하나 Pak(2020)의 경우 이용자료 기간이 상대적으로 더 짧아 제도효과가 나타나기에 충분한 시간이 지나지 않아 나타난 결과로 보인다.

마지막으로 기초연금 도입 후 사회참여는 2.4%p 증가한 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의하였다. 기초연금 실태조사 따르면 수급자들은 친구와의 만남, 친목 활동에 기초연금을 이용한 것으로 나타났는데(최옥금 외, 2016) 본 연구에서는 실증분석을 통해 이를 검증하였다. 사회참여는 소위 무위고(無爲苦)를 겪는 노년층의 사회적 지위와 역할을 회복하고, 이를 통해 사회통합을 촉진할 수 있다는 점에서 중요하다(이소정 외, 2007). 선행연구에 따르면 노년기 사회참여는 건강, 자아존중감, 심리적 안정, 삶의 만족도 향상에 중요한 역할을 하는 것으로 보고된다(나항진, 2004; 양순미 외, 2004; 김욱, 2006; Rowe & Kahn, 1997).

지금까지 결과를 종합해보면 식비, 보건의료비, 주거비 지출을 중심으로 살펴본 기초연금의 금전적 효과는 강하게 나타나지 않았다. 기술통계로 살펴보았을 때 기초연금 도입 후 전반적인 지출 수준은 증가하였으나 미래의 불안으로 인해 소비지출보다는 저축이 증가하여 나타난 결과로 판단된다. 하지만 기초연금은 고정적인 급여라는 점에서 노인의 생활 안정에 기여할 것으로 기대되며 결과 역시 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도, 사회참여와 같이 비금전적인 경로에 대해서 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 기초연금은 금

전적인 경로보다는 비금전적 경로를 통해 노인의 건강수준 향상에 기여할 것으로 추론할 수 있다.

다음 절에서는 기초연금의 효과가 나타난 우울수준, 주관적 건강상태를 중심으로 이에 대한 잠재적 경로를 분석하고자 한다. 분석의 초점을 맞추기 위해 <표 4-4>에서 유의한 결과로 나타난 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도, 사회참여 변수를 차례로 기본 모형에 추가하여 분석을 시행하였으며, 잠재적 경로의 통계적 유의성을 검증하기 위해 Sobel test를 실시하였다(Baron & Kenny, 1986)[45].

45) Sobel test 결과가 |Z|>1.96으로 나타나면 매개효과가 통계적으로 유의한 것으로 해석된다.

2) 경로 테스트: 우울수준

<표 4-5>는 기초연금이 노인의 우울수준 감소에 미친 영향에 대한 경로를 탐색하기 위해 이중차분법을 적용하여 분석한 결과이다. 먼저 (1)열은 우울수준에 대한 기초연금 효과를 분석한 <표 4-2>의 (1)열에 제시된 결과와 동일하다. 다음 (2)~(4)열은 금전적 및 비금전적 경로변수에 대한 기초연금 효과를 분석한 <표 4-4>에서 유의하게 나타난 비금전적 경로변수를 추가로 투입한 결과이다. 전반적인 삶의 질에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도, 사회참여 변수를 차례로 투입한 결과 처치집단의 우울수준이 비교집단에 비해 0.371점, 0.358, 0.390점 감소한 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다.

<표 4-5> 우울수준에 대한 2014년 기초연금 효과와 비금전적 경로 확인: DID 분석결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
기초연금 정책효과 (처치집단×정책이후)	-0.411** (0.145)	-0.371** (0.140)	-0.358* (0.153)	-0.390** (0.144)
처치집단 (65~74세)	0.452** (0.163)	0.401* (0.158)	0.343* (0.171)	0.454** (0.163)
정책이후 (2014, 2016)	-0.741*** (0.095)	-0.675*** (0.093)	-0.750*** (0.097)	-0.709*** (0.094)
전반적인 삶의 질	X	-0.082*** (0.003)	X	X
배우자와의 관계	X	X	-0.077*** (0.003)	X
사회참여	X	X	X	-1.334*** (0.106)
상수항	22.015***	20.816***	23.403***	19.870***
Adjusted R2	0.143	0.196	0.172	0.152
사례 수	18,040	18,040	15,037	18,040

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 배우자와의 관계에 대한 만족도의 경우 배우자가 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

(1)열에 제시된 경로변수 투입 전 결과에 비해 정책효과 크기가 소폭 줄어들어 본 연구에서 설정한 비금전적 경로변수가 기초연금과 우울수준 사이를 매개하는 것으로 판단할 수 있는데, 이에 대한 통계적 유의성 검정을 위해 Sobel test를 실시하였다(<부표 2> 참고). 그 결과 전반적인 삶의 질에 대한 만족도와 사회참여의 매개효과는 유의하지 않는 것으로 나타났으나, 배우자와의 관계에 대한 만족도의 부분매개효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($Z=2.361$, $p<.05$). 즉 기초연금 도입이 우울수준 감소에 영향을 미치는 과정에서 배우자와의 관계에 대한 만족도의 부분매개효과가 검증되었으며, 이때 매개효과가 총효과에서 차지하는 비율은 약 22.7%로 확인되었다. 노년기 부부의 결혼 불안정성이 경제적 상태 또는 경제 갈등과 관련이 있다는 연구 결과(정연표·이홍직, 2011)를 통해서 볼 때 비록 기초연금이 현실적으로 생계를 주관하기에 낮은 급여수준일지라도 고정적인 성격이라는 점에서 오는 안정감이 부부관계에 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 생각된다. 하지만 앞서 언급하였듯이 분석 결과에서 나타난 효과 크기가 작으므로 해석에 주의가 요구된다.

3) 경로 테스트: 주관적 건강상태

<표 4-6>은 기초연금이 노인의 주관적 건강상태 향상에 미친 영향에 대한 경로를 탐색하기 위하여 이중차분법을 적용하여 분석한 결과이다. 먼저 (1)열은 주관적 건강상태에 대한 기초연금 효과를 분석한 <표 4-2>의 (2)열에 제시된 결과와 동일하다. 다음 (2)~(4)열은 금전적 및 비금전적 경로변수에 대한 기초연금 효과를 분석한 <표 4-4>에서 유의하게 나타난 비금전적 경로변수를 추가로 투입한 결과이다. 전반적인 삶의 질에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도, 사회참여 변수를 차

례로 투입한 결과 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률이 비교집단에 비해 3.2%p, 4.0%p, 3.3%p 증가한 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다. 그러나 경로변수 투입 전 주관적 건강상태에 대한 기초연금의 효과가 그리 크지 않았으며, 투입 후에도 효과크기에 있어서 변화가 매우 작기 때문에 앞서 살펴본 우울수준과 달리 각 경로변수에 대한 매개효과를 살펴보는 것에 대해 의미 있는 결과를 도출하기는 어려워 보인다. 이중 배우자와의 관계에 대한 만족도를 통제한 후에는 오히려 정책효과 크기가 증가한 것으로 나타나 해석에 주의가 요구된다.

<표 4-6> 주관적 건강상태에 대한 2014년 기초연금 효과와 비금전적 경로 확인: DID 분석결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
기초연금 정책효과 (처치집단x정책이후)	0.036** (0.011)	0.032** (0.011)	0.040** (0.012)	0.033** (0.011)
처치집단 (65~74세)	-0.038** (0.013)	-0.033** (0.013)	-0.026+ (0.014)	-0.038** (0.013)
정책이후 (2014~2020)	0.036*** (0.007)	0.030*** (0.007)	0.037*** (0.007)	0.031*** (0.007)
전반적인 삶의 질	X	0.006*** (0.000)	X	X
배우자와의 관계	X	X	0.002*** (0.000)	X
사회참여	X	X	X	0.175*** (0.009)
상수항	-0.470	-0.494	-0.642	-0.247
Adjusted R2	0.213	0.256	0.211	0.238
사례 수	18,040	18,040	15,037	18,040

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 배우자와의 관계에 대한 만족도의 경우 배우자가 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

4. 세부 집단 분석 결과

이 절에서는 노인집단의 특성이 다양하게 분화되는바, 정책효과가 모든 노인에게 공통되지 않을 수 있다는 점을 고려하여 노인집단을 빈곤 여부, 성별에 따라 구분하여 기초연금이 노인건강에 미치는 효과가 상이한지 살펴보았다.

1) 빈곤 여부에 따른 기초연금 효과[46]

<표 4-7>은 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 빈곤 노인과 비빈곤 노인으로 구분하여 분석한 결과를 나타낸다.[47] 먼저 각 지표에 관한 결과를 차례로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 기초연금 도입 후 비빈곤 노인의 경우 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 0.368점 감소한 것으로 나타났고, 빈곤 노인의 경우 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 0.568점 감소한 것으로 나타났다. 이는 기초연금 도입 전 비교집단의 표준편차(4.8점) 대비 비빈곤 노인은 7.7%, 비빈곤 노인은 11.8% 감소한 것으로 볼 수 있다. 통계적 유의성은 비빈곤 노인에서만 확인되었는데 이는 빈곤 노인의 경우 사례수가 감소해 표준오차가 커지면서 나타난 결과로 판단된다. 그러나 전체 대상자에 대한 분석 결과와 비교해 보면(<표 4-2> 참고), 빈곤 노인에서 우울수준 감소 정도가 더 큰 것으로 나타나 기초연금의 건강효과가 비빈곤 노인보다 빈곤 노인에서 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

---

46) 빈곤 노인과 비빈곤 노인에 대한 기술통계량을 기초연금 도입 전후로 비교한 결과는 <부표 3>, <부표 4>에 제시하였다.
47) 분석에 대한 전체결과는 <부표 5>에 제시하였다.

<표 4-7> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 빈곤 여부별 DID 분석 결과

	우울수준		주관적 건강상태		만성질환 진료지속		입원이용	
	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤
기초연금 정책효과	-0.368*	-0.568	0.026*	0.063	0.006	0.023	-0.024*	0.070*
(처치집단x정책이후)	(0.159)	(0.469)	(0.012)	(0.040)	(0.017)	(0.039)	(0.011)	(0.031)
처치집단	0.501**	0.130	-0.026+	-0.075+	0.020	0.021	0.023+	-0.011
(65~74세)	(0.178)	(0.472)	(0.014)	(0.040)	(0.019)	(0.036)	(0.012)	(0.032)
정책이후	-0.718***	-0.624	0.033***	0.008	-0.001	-0.031	-0.025***	-0.089***
(2014, 2016)	(0.097)	(0.413)	(0.007)	(0.035)	(0.013)	(0.036)	(0.006)	(0.027)
상수항	19.901***	27.297+	-0.453	-0.719	-0.745	0.678	-0.217	1.827
Adjusted R2	0.119	0.143	0.188	0.147	0.011	0.007	0.021	0.016
사례 수	14,890	3,150	14,890	3,150	8,680	2,394	14,890	3,150

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

둘째, 기초연금 도입 후 비빈곤 노인의 경우 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 비교집단에 비해 2.6%p 증가한 것으로 나타났고, 빈곤 노인의 경우 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 6.3%p 증가한 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 비빈곤 노인에서만 확인되었는데 마찬가지로 빈곤 노인의 사례 수가 감소함에 따라 비롯된 것으로 보인다. 그러나 전체 대상자에 대한 분석 결과와 비교해 보면(<표 4-2> 참고), 빈곤 노인에서 주관적 건강상태 향상 정도가 더 큰 것으로 나타나 기초연금의 건강효과가 비빈곤 노인보다 빈곤 노인에서 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 기초연금 도입 후 비빈곤 노인의 경우 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률은 비교집단에 비해 2.3%p 증가한 것으로 나타났고, 빈곤 노인의 경우 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률은 비교집단에 비해 0.6%p 증가한 것으로 나타났는데 두 집단 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 전체 대상자에 대한 분석 결과와 비교해 보면(<표

4-2> 참고), 빈곤 노인에서 효과 크기가 더 큰 것으로 나타난 결과는 앞서 살펴본 우울수준 및 주관적 건강상태에 대한 결과와 맥을 같이 하는 것으로 볼 수 있다.

마지막으로 기초연금 도입 후 비빈곤 노인의 경우 처치집단의 입원이용 확률은 비교집단에 비해 2.4%p 감소한 것으로 나타난 반면, 빈곤 노인의 경우 처치집단의 입원이용 확률은 비교집단에 비해 7%p 증가한 것으로 나타났으며 두 집단 모두 통계적으로 유의하였다. 전체 대상자에 대한 분석 결과에서는 기초연금이 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타난 반면(<표 4-2> 참고), 빈곤 여부에 따라 집단을 분석하여 분석한 결과 집단 간 차이가 확인되었다. 이중 빈곤 노인의 경우 입원이용 확률이 증가한 것으로 나타난 결과는 접근성이 높아진 것으로 볼 수 있는데, 기초연금의 지급수준이 높지 않다는 점에서 해석에 유의할 필요가 있다.

본 연구는 빈곤층이 건강과 관련된 물질적 자원, 사회심리적 자원 등 다양한 영역에서 결핍과 배제를 경험한다는 점에 초점을 두고 기초연금의 건강수준 향상 및 의료이용 증가 효과가 빈곤 노인에서 더 클 것으로 예상하였다. 분석 결과 가설과 일치함을 확인하였으며, 이러한 결과는 기초연금이 실질적 대상인 빈곤 노인에게 효과적으로 작동한 것으로 볼 수 있다.

2) 성별에 따른 기초연금 효과[48]

<표 4-8>은 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 남성 노인과 여성 노인으로 구분하여 분석한 결과를 나타낸다.[49] 각 지표에 대한 결과를

48) 여성 노인과 남성 노인에 대한 기술통계량을 기초연금 도입 전후로 비교한 결과는 <부표 6>, <부표 7>에 제시하였다.
49) 분석에 대한 전체 결과는 <부표 8>에 제시하였다.

집단별로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 기초연금 도입 후 남성 노인의 경우 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 0.360점 감소한 것으로 나타났고, 여성 노인의 경우 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 0.447점 감소한 것으로 나타났으며 두 집단 모두 통계적으로 유의하였다. 이 수치는 기초연금 도입 전 비교집단의 우울수준 표준편차(4.8점) 대비 남성 노인은 7.5%, 여성 노인은 9.3% 감소한 것으로 볼 수 있다. 전체 대상자에 대한 분석 결과와 비교해 보면(<표 4-2> 참고), 여성 노인에서 우울수준 감소 정도가 다소 큰 것으로 확인된다. 아울러 남성 노인보다 여성 노인에서 우울수준 감소 효과가 상대적으로 큰 것으로 보이지만, 그 차이는 크지 않았다.

<표 4-8> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 성별 DID 분석결과

	우울수준		주관적 건강상태		만성질환 진료지속		입원이용	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
기초연금 정책효과	-0.360+	-0.447*	0.033*	0.039*	-0.004	-0.011	0.005	-0.011
(처치집단x정책이후)	(0.211)	(0.199)	(0.016)	(0.016)	(0.023)	(0.014)	(0.020)	(0.013)
처치집단	0.762**	0.166	0.005	-0.074***	0.019	0.018	0.024	0.014
(65~74세)	(0.234)	(0.228)	(0.018)	(0.019)	(0.025)	(0.016)	(0.022)	(0.016)
정책이후	-0.628***	-0.848***	0.025**	0.045***	0.001	-0.031***	-0.006	-0.033***
(2014, 2016)	(0.137)	(0.131)	(0.009)	(0.010)	(0.019)	(0.008)	(0.016)	(0.009)
상수항	21.002**	22.743***	-0.866+	-0.050	0.008	-0.618	-0.447	0.536
Adjusted R2	0.132	0.142	0.212	0.207	0.004	0.032	0.024	0.020
사례 수	8,149	9,891	8,149	9,891	4,440	8,149	6,634	9,891

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

둘째, 기초연금 도입 후 남성 노인의 경우 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 3.3%p 증가한 것으로 나타났고, 여성 노인의 경우 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 3.9%p 증가한 것으로 나타났으며 두 집단 모두 통계적으로 유의하였다.

하지만 집단 간 차이는 크지 않으며, 전체를 대상으로 한 분석 결과와 비교했을 때 역시 큰 차이를 확인할 수 없었다(<표 4-2> 참고).

셋째, 기초연금 도입 후 남성 노인의 경우 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률은 0.4%p 증가한 것으로 나타났고, 여성 노인의 경우 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률은 1.1%p 감소한 것으로 나타났는데 두 집단 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기로 볼 때 집단 간 차이를 확인하기 어려우며, 전체 대상자에 대한 분석 결과와 크게 다르지 않아 기초연금 도입이 만성질환 진료지속에 영향을 미치지 않은 것으로 해석할 수 있다(<표 4-2> 참고).

마지막으로 입원이용에 대한 결과는 앞서 살펴본 만성질환 진료지속과 크게 다르지 않았다. 기초연금 도입 후 남성 노인의 경우 처치집단의 입원이용 확률은 비교집단에 비해 0.5%p 증가한 것으로 나타났고, 여성 노인의 경우 처치집단의 입원이용 확률은 비교집단에 비해 1.1%p 감소한 것으로 나타났는데 두 집단 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기로 볼 때 집단 간 차이를 확인하기 어려우며, 전체 대상자에 대한 분석 결과와 크게 다르지 않아 기초연금 도입이 입원이용에 영향을 미치지 않은 것으로 해석할 수 있다(<표 4-2> 참고).

본 연구는 성별 간 건강행태 차이에 초점을 두고 기초연금의 건강수준 향상 및 의료이용 증가 효과가 여성 노인에게 더 클 것이라 예상하였다. 분석 결과 남성 노인에 비해 여성 노인에서 우울수준 감소 효과가 다소 큰 것으로 나타났으나 그 외 지표에서 성별 차이가 있다고 보기 어려웠다. 기존 연구에서 나타난 여성 노인의 건강행동 경향을 미루어 볼 때 기초연금이 여성 노인의 식비나 보건의료비에 대한 지출을 증가시켜 건강에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대하였으나 본 연구에서 그러한 효과는 나타나지 않았다.[50]

5. 강건성 검증

지금까지 분석에 활용한 이중차분법은 처치집단과 비교집단의 결과 변화 추세가 시간의 흐름에 따라 동일하다는 평행추세가정을 기반으로 한다. 즉, 이중차분 추정 결과를 인과관계로 해석하기 위해서는 정책 도입 전 두 집단의 차이가 정책 도입 후에도 처치를 제외하고는 여전히 유지되어야 한다는 의미이다. 이에 본 절에서는 그래프 및 통계적 검증을 통해 평행추세가정을 확인하여 이중차분 분석 결과의 타당성을 확보하고자 하였다.

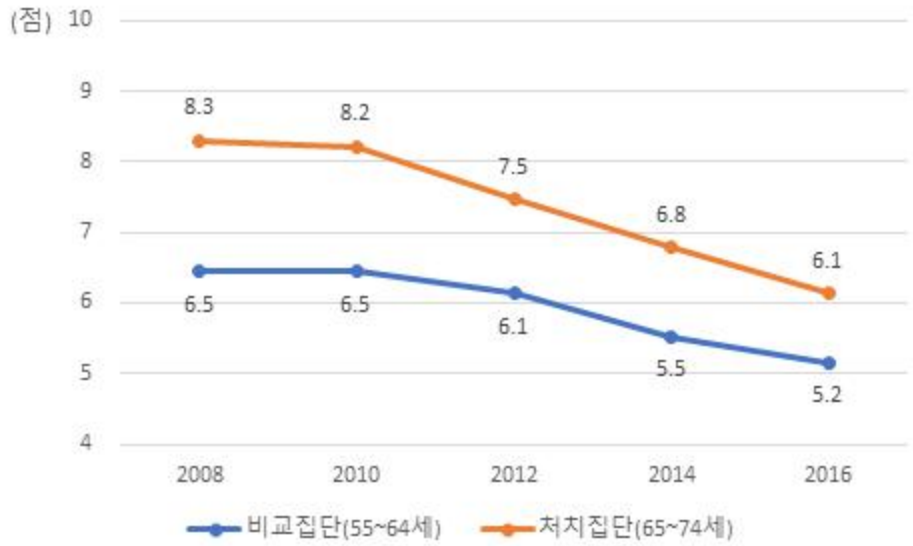
1) 그래프를 통한 검증

다음 제시된 그림들은 기초연금 도입 전후 시기에 대해 비교집단과 처치집단의 우울수준 및 주관적 건강상태에 대한 평균적인 변화 추세를 나타낸 것이다. 이와 같은 접근은 단순한 방법이지만 시각화를 통해서 결과에 대해 직관적인 정보를 제공한다.

먼저 [그림 4-1]은 비교집단과 처치집단의 우울수준(CES-D10) 평균 추이를 연도별로 나타낸 것이다. 기초연금 도입 전인 2008년, 2010년, 2012년 시기에 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 높으며 두 집단 모두 시간이 지남에 따라 우울수준이 감소하는 것으로 나타났다. 그래프를 통해서는 두 집단 간 추세가 제도의 효과 때문인지, 아니면 이전 추세를 반영한 것인지 분별하기 어렵기 때문에 추가적인 검증이 필요하다고 판단된다.

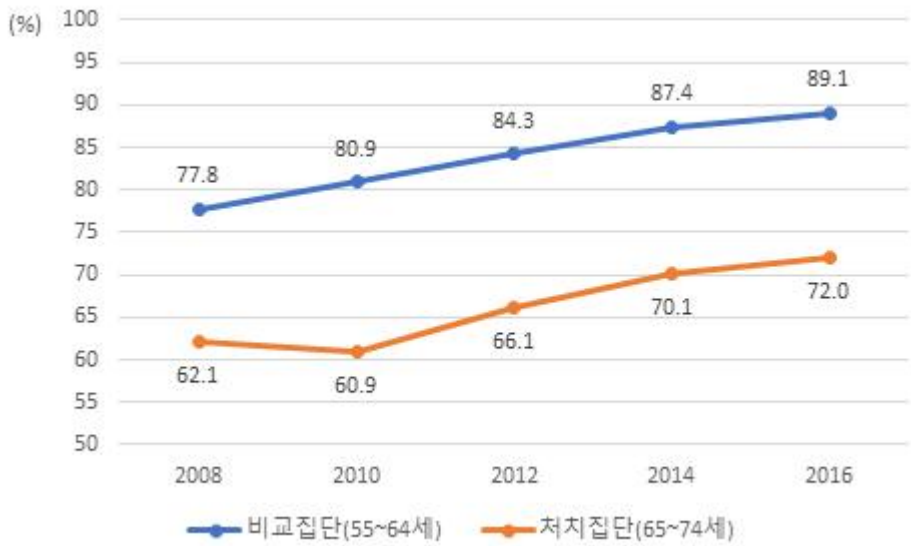
---

50) 본문에 포함하지 않았지만 여성 노인을 대상으로 금전적 및 비금전적 경로에 대한 기초연금 효과를 추가로 분석한 결과 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.



[그림 4-1] 비교집단과 처치집단 간 우울수준(CES-D10) 비교

다음으로 [그림 4-2]는 비교집단과 처치집단의 주관적 건강상태에 대한 응답 평균 추이를 연도별로 나타낸 것이다. 기초연금 도입 전인 2008년, 2010년, 2012년 시기에 처치집단에서 본인의 건강상태가 양호하다고 응답한 비율은 비교집단에 비해 낮은 것으로 나타났다. 비교집단의 경우 본인의 건강상태가 양호하다고 응답한 비율이 지속적으로 증가하는 것으로 나타났으며, 처치집단의 경우 2008년에서 2010년 사이를 제외한 기간에서 그 비율이 지속적으로 증가한 것으로 나타났다. 우울수준과 마찬가지로 그래프를 통해서 평행추세를 식별하기 어려운 것으로 판단되기 때문에 추가적인 검증이 필요하다고 판단된다.



[그림 4-2] 비교집단과 처치집단 간 주관적 건강상태 비교

2) 통계적 검증

앞서 언급하였듯이 이중차분법을 적용하기 위해서는 처치집단과 비교집단의 결과가 처치가 없을 때 동일한 시간추세를 따른다는 평행추세가정이 전제되어야 한다. 하지만 평행추세가정은 정책 도입 이후 시기에, 도입 전 처치효과만 따로 관측할 수 없다는 점에서 검증이 까다로운 전제이다. 이를 간접적으로 확인하는 방법 중 하나는 추정 모형에 시차 변수(선행 또는 후행 변수)를 포함하는 것이다(Autor, 2003).

$$y_{igt} = \gamma_g + \lambda_t + \sum_{j=-2}^{1} \delta_j D_{gt}(t = k + j) + \psi' X_{igt} + \epsilon_{igt} \quad (7)$$

수식 (7)은 정책 도입 전후 두 기간이 아닌 여러 기간의 표본이 있을

때를 나타낸 식으로 δ_j는 이중차분효과를 의미한다. 평행추세에 대한 검증을 수행하기 위해서는 기초연금 도입 이전 시기에 해당하는 파라미터(δ_{2010})의 유의성을 검증해야 하는데, 해당 파라미터가 통계적으로 유의하지 않다면 평행추세가정이 충족된다고 볼 수 있다.

아래 <표 4-9>는 위 수식을 활용하여 우울수준과 주관적 건강상태에 대해 평행추세가정이 성립하는지 검증한 결과를 나타낸다. 기초연금 도입 전 2010년 추정치(δ_{2010})를 살펴보면 우울수준은 0.304점 증가하였고, 본인의 주관적 건강상태에 대해 양호하다고 응답할 확률은 2.1%p 감소한 것으로 나타났는데, 두 지표 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 평행추세가정이 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 4-9> 시차변수를 이용한 검증

	우울수준	주관적 건강상태
δ_{2010}	0.304 (0.206)	-0.021 (0.017)
δ_{2012}	reference	
δ_{2014}	-0.144 (0.204)	0.019 (0.016)
δ_{2016}	-0.381+ (0.199)	0.032* (0.016)
사례 수	18,040	18,040

주: 1) + p<0.1; * p<0.05
2) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

한편 모형에서 후행(lags) 변수는 정책 도입 이후에 정책효과가 어떻게 변하는지 보여준다(우석진, 2018). <표 4-9>에서 기초연금 도입 후 우울수준은 감소하고 주관적 건강상태는 향상된 것으로 나타났는데, 그 효과가 기초연금 도입 직후보다는 2년이 지난 시점(δ_{2016})에서 더 강하게 나타난다는 것을 확인할 수 있다. 짧은 연도 비교이지만 노인건강에 대

한 기초연금 효과는 도입 후에도 지속된 것으로 볼 수 있으며, 향후 기초연금의 단계적 인상을 고려할 때 그 효과는 더욱 커질 것으로 예상된다.

평행추세가정을 확인하는 또 다른 방법은 기초연금 도입 전인 2010년과 2012년 자료를 이용하여 2012년에 제도 변화가 일어난 것처럼 가정하여 이중차분 분석을 시행하는 것이다(<표 4-10> 참고). 정책 변화가 일어나기 전이므로 추정 결과가 유의하지 않다면 평행추세가정이 성립하는 것으로 보고, 이중차분법으로 추정한 결과가 강건하다고 할 수 있다(윤자영·홍민기, 2014; 황인욱·이태진, 2020). <표 4-10>을 보면 처치집단의 우울수준은 비교집단에 비해 0.293점 감소하였고, 본인의 주관적 건강상태가 양호하다고 응답한 비율은 2.2%p 증가한 것으로 나타났는데, 두 지표 모두 이중차분 추정치가 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 노인건강에 대한 기초연금 효과를 추정하는데 있어서 이중차분모형이 적합하다고 판단된다.

<표 4-10> 플라시보 검정

	우울수준	주관적 건강상태
기초연금 정책효과	-0.293	0.022
(처치집단x정책이후)	(0.206)	(0.017)
처치집단	0.635**	-0.029
(65~74세)	(0.236)	(0.019)
정책이후	-0.272*	0.026*
(2012)	(0.135)	(0.010)
사례 수	8,995	8,995

주: 1) * p<0.05; ** p<0.01
2) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

지금까지 이중차분법을 이용하여 기초연금의 건강효과를 분석하고, 결과의 타당성을 검증하였다. 다음 절에서는 기초연금이 처치를 결정하는 배정변수가 존재한다는 점을 활용하여 회귀불연속설계를 통해 기초연금

의 건강효과를 추정하고자 한다. 앞서 이중차분법이 기초연금의 평균적인 효과를 보여준다면 회귀불연속 추정치는 배정변수 상의 임계치(배정점)를 기준으로 근방에서 식별되기 때문에 내생성을 야기하는 관측치들을 분석에서 제외하고, 보다 국지적으로 정의된다는 점이 특징이다(윤윤규 외, 2012). 이에 대한 구체적인 결과는 다음 절에서 설명하고자 한다.

제 2 절 회귀불연속설계

1. 연구 대상 특성

회귀불연속설계(Regression Discontinuity Design, 이하 RDD)를 적용하기 위하여 고령화연구패널조사 6차(2016년) 자료를 활용하였다.[51] 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 기준으로 -5세에 해당하는 60~64세는 비교집단, +5세에 해당하는 65~70세는 처치집단으로 구분하였다. 원조사 표본에서 60~70세는 2,448건이었고, 이 중 결측치가 존재하는 경우를 제외하고 최종적으로 2,427건의 표본을 대상으로 하였다. 최종 표본에 대한 기술통계량을 집단별로 살펴본 결과는 <표 4-11>에 제시하였다.

먼저 연구 대상의 건강수준을 살펴보면 처치집단은 비교집단에 비해 평균 우울수준은 0.5점 더 높았고, 본인의 건강상태가 양호하다고 응답한 비율은 9%p 더 낮았다. 그리고 처치집단은 비교집단에 비해 만성질환 진료지속률은 4.3%p, 입원 이용률은 1.9%p 더 높은 것으로 나타났는데

51) 고령화연구패널은 기초연금 도입(2014년 7월) 후 2~4개월 후 조사되어 건강수준 변화를 포착하기에 충분한 시간이 경과하지 않을 수 있다. 또한 앞서 시차 변수를 포함한 이중차분모형을 적용한 결과에서 기초연금의 건강효과가 도입 직후보다 1시기(2년) 이후 시점에서 더 강한 효과가 나타났다(수식 (7) 및 <표 4-9> 참고). 이에 2016년 자료를 중심으로 결과를 살펴보고자 한다.

이는 두 집단이 연령을 기준으로 구분되었기에 처치집단이 상대적으로 연령이 더 높아 나타난 결과로 생각된다.

다음으로 일반적 특성을 살펴보면, 두 집단의 여성 비율은 비슷하였으며, 배우자가 있는 비율은 비교집단에 비해 처치집단이 3.9%p 더 낮은 것을 확인할 수 있다. 교육수준의 경우 처치집단은 비교집단에 비해 초졸 비율은 16.9%p 더 높고, 고졸 이상 비율은 17.5%p 더 낮은 것으로 나타났다. 거주지에도 두 집단은 차이를 보여주었는데, 처치집단은 비교집단에 비해 대도시 및 중소도시에 거주하는 비율은 더 낮고, 읍면부에 거주하는 비율은 더 높은 것으로 나타났다. 기초생활보장 급여는 처치집단이 비교집단에 비해 낮은 것으로 나타났다.

반면 건강행태와 관련하여 처치집단은 비교집단에 비해 건강행동을 이행하는 것을 확인할 수 있다. 즉, 처치집단은 비교집단에 비해 규칙적인 운동을 하는 비율이 다소 높은 반면, 현재 흡연은 3.4%p, 현재 음주는 2.5%p 낮은 것으로 나타났다. 이는 노년기에 건강증진행동을 실천하는 경향을 보여주는 동시에 사회활동이 감소함에 따라 음주 기회가 줄어드는 현상을 보여주는 것으로 해석할 수 있다.

<표 4-11> 분석 대상의 일반적 특성

구분		60~64세	65~70세
건강수준	우울수준(0~30)	5.34(4.80)	5.85(5.04)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	85.34	76.35
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	80.63	84.96
	입원이용(예=1)	8.38	10.23
여성		55.32	54.18
배우자(있음)		87.00	83.06
교육수준			
초졸이하		22.77	39.66
중졸		22.60	23.19
고졸이상		54.62	37.16
거주지			
대도시		45.38	43.17
중소도시		34.21	31.07
읍면부		20.42	25.76
기초생활보장(만원)		361.18(206.00)	276.74(189.56)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		37.17	38.33
현재 흡연(예=1)		14.83	11.48
현재 음주(예=1)		39.27	36.77
사례 수		1,146	1,281

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 변수 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질 가격으로 변환하였고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 1,544건이 분석에 포함되었음

2. 기초연금이 노인건강에 미치는 영향

기초연금제도는 연령이라는 배정변수가 존재한다는 점에서 배정변수 상의 임계치(배정점)에 인접한 표본들을 대상으로 하는 RDD를 적용하여 정책효과를 추정하기에 적합하다. 이에 본 연구에서는 배정변수는 연령, 임계치는 기초연금 최저 자격 연령인 65세를 이용하여 기초연금의 건강 효과를 추정하고자 한다. 단, 배정변수인 연령이 이산변수라는 제한점을 극복하기 위해 연속변수로서 월 나이 변수를 생성하여 분석에 활용하였다.

이에 대해 조금 더 자세히 설명하면 RDD의 기본 아이디어는 임계치

에 인접한 처치집단과 비교집단은 처치 외 동질한 집단이라 보고 두 집단의 평균을 추정·비교하는 것이다. 여기서 처치집단의 65세 평균은 구하기 쉬운 반면, 비교집단의 65세 평균은 관측되지 않기에 추정해야 하는데, 이때 이산변수는 연속변수에 비해 임계치인 65세에 가장 가까운 비교집단의 평균의 연속성을 가정하기에 제약이 발생할 수밖에 없다.[52] 그리고 이산변수로서 연 나이는 65세 근방에서 관측 가능한 나이가 연속변수인 월 나이에 비해 거리가 상대적으로 멀기 때문에 이러한 한계를 극복하기 위해 월 나이를 배정변수로 사용하였다.

다음 <표 4-12>는 비모수적 국소선형모형을 활용하여 기초연금이 노인건강에 영향을 미치는지 분석한 결과이다.[53] 커널함수는 삼각커널함수, 다항 차수는 1차 선형(linear)을 사용하였고, 대역폭(bandwidth)은 5세(60개월), 3세(36개월), 1세(12개월)로 조절하여 RDD 추정치 변화를 살펴보았다. 먼저 건강수준을 살펴보면 65세 전후로 처치집단의 우울수준은 대역폭이 60개월일 때 0.7점 증가하는 것으로 나타났으나, 36개월 및 12개월일 때는 우울수준이 감소하는 것으로 나타났으며, 12개월일 때 감소 수준이 더 큰 것으로 나타났다. 본인의 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 대역폭이 60개월일 때 1.8%p 감소한 것으로 나타났으나, 36개월 및 12개월일 때는 각각 2.2%p, 0.7%p 증가한 것으로 나타났다. 다음으로 의료이용을 살펴보면 65세 전후로 처치집단이 만성질환 진료를 지속할 확률은 대역폭이 60개월일 때 1.6%p, 36개월 및 12개월일 때 각각 10.6%p, 28.6%p 증가한 것으로 나타났고, 이중 대역폭이 36개월인 경우 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 입원이용 확률은

52) 배정변수가 이산변수인 경우 mass point가 적기 때문에 E[Y|X]에 대한 연속성 가정이 크게 왜곡될 수 있다. 여기서 mass point가 적다는 것은 중복된 데이터로 인하여 데이터가 적어지는 문제를 발생시킨다.
53) STATA에서 비모수 추정 결과는 Conventional, Bias-corrected, Robust 값을 보여주는데, 본 연구에서는 이중 Robust 값을 기준으로 하였다.

대역폭이 60개월일 때 1.3%p, 36개월 및 12개월일 때 각각 9.4%p, 9.1%p 감소한 것으로 나타났고, 이중 대역폭이 36개월인 경우 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다.

<표 4-12> 노인건강에 대한 2016년 기초연금 효과: RDD 분석결과

	±5세(60개월)	±3세(36개월)	±1세(12개월)
우울수준	0.733 (0.597)	-0.358 (0.777)	-0.434 (1.310)
주관적 건강상태	-0.018 (0.050)	0.022 (0.066)	0.007 (0.113)
만성질환 진료지속	0.016 (0.065)	0.106* (0.089)	0.286 (0.180)
입원이용	-0.091 (0.091)	-0.094* (0.053)	-0.013 (0.040)
유효표본 수	2,185	1,281	423

주: 1) * p<0.1
2) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

회귀불연속설계는 임계치를 기준으로 근방에 있는 두 집단이 처치를 제외하고 동질한 것으로 간주하고 비교하는 것이 목적이다. 대역폭이 작으면 모형설정오류를 줄여주지만 동시에 표본 수가 적어지기 때문에 추정치의 분산을 증가시킬 수 있다. 또한 고차항 모형에서 나타나는 데이터에 대한 과대적합(overfitting) 문제가 발생할 수 있다. 이러한 점에서 적절한 대역폭을 설정하는 것이 중요한데 대역폭이 36개월을 넘어선 결과를 보면 다소 이해하기 어려운 결과로 판단된다.[54] 그렇다면 회귀불연속설계 분석 결과는 앞서 적용한 이중차분법 분석 결과와 비교하여 어떻게 해석해야 할까. 먼저 본 연구에서 적용한 두 방법론을 간단히 비교하면 이중차분법은 기초연금 도입 전후 시기를, 회귀불연속설계는 한 시점을 사용하였다. 그리고 이중차분법은 55~74세를, 회귀불연속설계는 임계

54) 이후 회귀불연속설계 분석 결과에 대한 서술은 대역폭이 12개월과 36개월인 경우로 한정한다.

치인 65세를 기준으로 그에 인접한 표본들을 분석 대상으로 삼았다. 방법론상 회귀불연속설계는 정책효과를 국지적으로 추정하기 때문에 추정치가 다른 나이대에도 똑같이 발생한다고 주장하기 어렵다. 이러한 측면에서 두 분석 방법은 1:1로 대응해서 비교할 수 있는 방법론은 아니며, 동일한 주제에 대해 다른 방식으로 정책효과를 추정한 결과이다. 하지만 결과에 있어서 일관된 부분을 확인할 수 있었는데, 이를 정리하면 다음과 같다.

먼저 우울수준의 경우 두 방법론 모두 추정치가 감소하였고, 효과 크기 역시 비슷한 수준으로 나타났다. 통계적 유의성은 이중차분 추정치에서만 확인되었는데, 회귀불연속설계의 경우 방법론 특성상 임계치인 65세에 인접한 표본들을 대상으로 하기에 표본 수가 급격히 감소함에 따라 표준오차가 증가하여 추정 결과에 통계적 유의성이 사라질 가능성이 있다. 하지만 대역폭이 줄어들수록 감소 효과가 더 큰 것으로 나타나 비교적 일관된 결과로 볼 수 있다. 주관적 건강상태의 경우 두 방법론 모두 추정치가 증가하였는데, 효과 크기는 이중차분 추정치가 상대적으로 더 큰 것으로 나타났고 통계적으로 유의하였다. 회귀불연속 추정치의 경우 대역폭이 줄어들수록 증가 효과가 거의 없는 것으로 나타나 두 방법론이 일관된 결과를 보여준다고 해석하기 어렵다.

다음으로 만성질환 진료지속의 경우 두 방법론 모두에서 추정치가 증가한 것으로 나타났는데, 이중차분 추정치의 경우 증가 정도가 매우 미미하였고, 통계적 유의성 역시 확인되지 않았다. 이에 반해 회귀불연속 추정치의 경우 대역폭이 36개월일 때 통계적 유의성을 확인할 수 있었으며, 대역폭이 12개월인 경우 통계적으로 유의하지 않았지만, 증가 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 입원이용의 경우 두 방법론 모두에서 추정치가 감소한 것으로 나타났는데, 이중차분 추정치의 경우 감소

정도가 매우 미미하였고, 통계적 유의성 역시 확인되지 않았다. 이에 반해 회귀불연속 추정치의 경우 대역폭이 36개월일 때 통계적 유의성을 확인할 수 있었으며, 대역폭이 12개월인 경우 통계적으로 유의하지 않았지만 감소 정도가 거의 비슷한 것으로 나타났다.

결론적으로 활용한 분석 방법, 지표에 따라 효과 정도가 다르게 추정되었지만, 기초연금의 건강효과는 유효한 것으로 판단할 수 있으며, 이중 우울수준의 경우 일관된 결과로 볼 수 있다. 나머지 지표의 경우 두 방법론에서 결과가 상이한 것으로 나타났는데, 이중차분 추정치가 기본적으로 시간추세를 반영한 결과이기 때문에 여전히 편의가 존재할 수 있는 반면 회귀불연속 추정치는 한 시점에서 분석한 결과이기 때문에 시간추세에 영향을 받지 않는다는 장점이 있다. 이러한 측면에서 본다면 회귀불연속 추정치가 유의하게 나타난 만성질환 진료지속 증가 및 입원이용 감소 결과가 보다 의미있는 결과로 볼 수 있을 것이다.

추가로 가장 최근 자료인 2020년 자료를 이용하여 동일한 분석을 시행한 결과 통계적으로 유의하지 않지만 65세 전후로 처치집단의 건강수준이 악화하고 의료이용이 증가한 것으로 나타났다(<표 4-13> 참고). 대역폭이 36개월인 구간을 중심으로 살펴보면 처치집단의 우울수준은 0.132점 증가, 본인의 주관적 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 5.8%p 감소하였으며, 만성질환 진료지속 및 입원이용 모두 5.3%p 증가한 것을 확인할 수 있다.

이러한 결과는 2020년이 시기적으로 특수한 상황이라는 점에서 기인한 것으로 보인다. 2020년은 기초연금이 소득 하위 40%까지 월 최대 30만원으로 상승된 시기이나 동시에 코로나19 유행이 노인의 일상과 삶 전반에 부정적인 영향을 미친 시기이기도 하다. 감염에 대한 두려움, 사회적 거리두기와 같은 방역 지침 등에 따라 노인들은 고립감과 외로움을 경험

해 정신건강 수준이 낮은 것으로 나타났으며, 이러한 상황은 건강행태, 영양 섭취(식사량)는 물론 경제적 수입에도 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다(남궁은하, 2021). 앞서 기초연금이 비금전적 경로를 통해 노인건강에 영향을 미친다는 점을 고려하였을 때, 코로나19 유행이 건강을 비롯하여 노인들의 전반적인 삶의 영역에 미친 부정적인 영향(김정은, 2020; 신혜리 외, 2020; 남궁은하, 2021; 성기옥 외, 2021)은 기초연금 효과를 상쇄시키거나 오히려 더 큰 것으로 예측해볼 수 있다.

<표 4-13> 노인건강에 대한 2020년 기초연금 효과: RDD 분석결과

	±5세(60개월)	±3세(36개월)	±1세(12개월)
우울수준	0.463 (0.617)	0.132 (0.788)	2.225 (1.432)
주관적 건강상태	-0.051 (0.040)	-0.058 (0.050)	-0.123* (0.066)
만성질환 진료지속	0.049 (0.072)	0.053 (0.095)	0.270 (0.230)
입원이용	0.270 (0.230)	0.053 (0.095)	0.049 (0.072)
유효표본 수	2,200	1,293	424

주: 1) * p<0.1
2) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

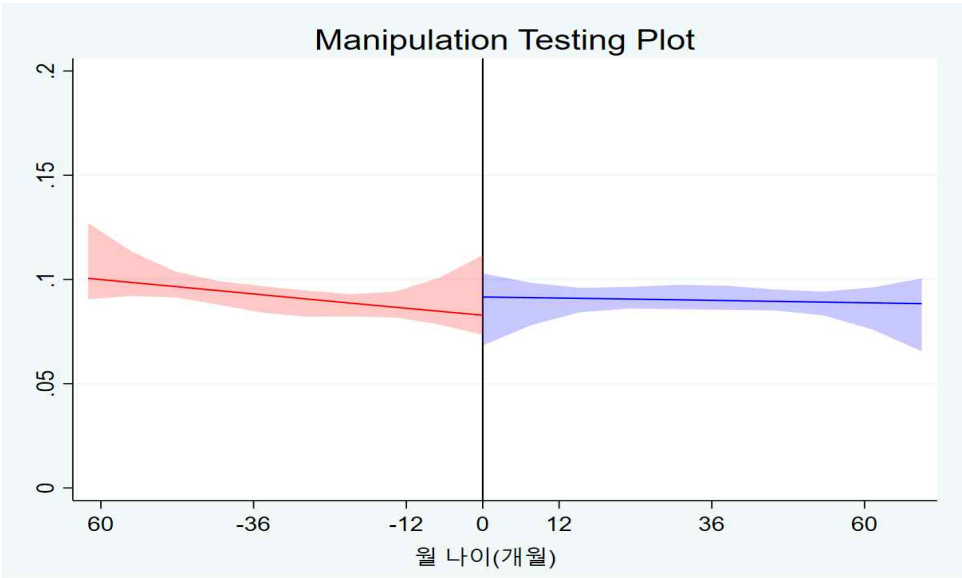
3. 통계적 검정

회귀불연속설계가 적용되기 위해서는 몇 가지 가정이 필요하다.[55] 먼저 임계치 주위에서 관측치 수의 분포에 불연속성이 존재하는지 확인해야 한다. 정책 참여자들이 처치를 받기 위해 전략적 행동을 취하는 경우 임계치에서 유리한 방향으로는 관측치 빈도가 높고, 불리한 방향으로는 그 빈도가 낮은 현상이 나타나는데 이러한 경우 처치의 무작위성이 손상되어 추정치에 표본 선택 편의가 발생할 수 있기 때문이다(강창희 외,

55) 강창희 외(2013)와 Cattaneo et al.(2017)을 참고하여 재정리하였다.

2013; McCraray, 2008).

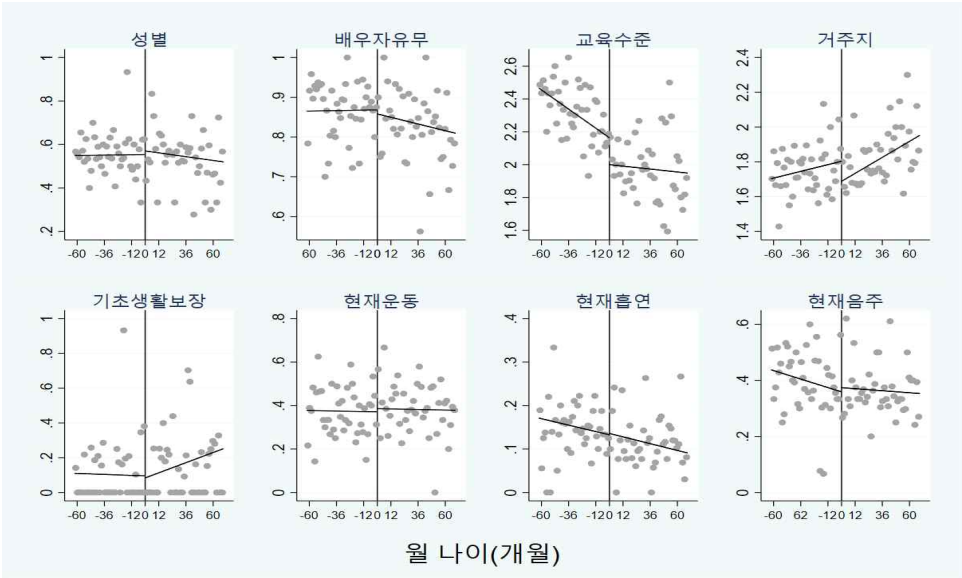
아래 [그림 4-3]은 배정변수(월 나이)에 대한 밀도(density) 분석을 나타낸 결과로, 그림에서 음영은 신뢰구간을 나타낸다. 분석을 위한 귀무가설은 배정변수가 임계치에서 불연속적으로 변화하지 않는다는 것이다. 테스트 결과 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나(p-value 0.620) 배정변수가 불연속적으로 변화하지 않는 것으로 판단할 수 있다.



[그림 4-3] 배정변수의 불연속성 검정

다음으로 임계치 근방에서 처치집단과 비교집단 간에 특성변수들의 값이 균등화(balanced)되어 있다는 가정이 필요하다(Lee, 2008). 회귀불연속설계는 기본적으로 임계치 근방의 두 집단이 처치 여부를 제외하고는 특성이 동일하다는 가정을 하고 있다. 따라서 임계치 근방에서 비교집단과 처치집단의 구분이 무작위로 이루어졌다면 처치 이외 다른 관측변수들의 평균값은 집단 간에 비슷할 것으로 예상할 수 있다(윤윤규 외,

2012). 다음 [그림 4-4]는 분석에 사용된 특성변수들에 대해 임계치 근방에서 단절이 발생하는지 그래프로 나타낸 것이다. 내부 선은 데이터에 다항차수로 적합(fitting)한 결과로 그래프를 통해서는 정확한 분별이 어려웠다. 이를 정확하게 검정하기 위해서 특성변수들을 종속변수로 하여 간단한 국지적 선형회귀분석을 시행하였다. <표 4-14>에서 추정치가 유의하지 않다는 것은 특성변수들이 임계치 근방에서 유의한 단절이 일어나지 않은 것을 의미한다.



[그림 4-4] 특성변수에 대한 단절 여부 확인

<표 4-14> 특성변수에 대한 단절 여부 확인

	성별	배우자 유무	교육수준	거주지
$\widehat{\tau_{SRD}}$	-0.063	-0.031	-0.029	-0.221
	(0.092)	(0.065)	(0.164)	(0.150)

	기초생활보장	현재운동	현재흡연	현재음주
$\widehat{\tau_{SRD}}$	-0.129	-0.016	0.055	-0.080
	(0.128)	(0.090)	(0.062)	(0.084)

마지막으로 분석 결과의 타당성을 검증하기 위해, <표 4-12>에서 유의하게 추정된 결과인 만성질환 진료지속과 입원이용을 대상으로 플라시보 검정을 시행하였다(<표 4-15> 참고). 이 방법은 현재 임계치인 65세가 아닌 다른 지점을 임계치로 설정하여 단절이 발생하는지 확인하는 방법으로 본 연구에서는 60세와 63세를 가상의 임계치로 설정하여 분석하였다. 아래 <표 4-15>에서 제시하였듯이 60세와 63세 각각을 임계치로 설정하였을 때 모든 추정치가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 앞서 임계치인 65세 전후를 추정한 회귀불연속설계의 추정 결과가 타당성을 지닌다고 해석할 수 있다.

<표 4-15> 플라시보 검정

	만성질환 진료지속		입원이용	
	cut-off=60	cut-off=63	cut-off=60	cut-off=63
$\widehat{\tau_{SRD}}$	0.051	0.051	-0.005	0.017
	(0.073)	(0.073)	(0.035)	(0.032)

주: 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

본 연구는 기초연금의 정책효과를 추정하는 데 기존에 주로 사용된 이중차분법이 여러 장점을 갖고 있지만, 기본적으로 시간추세를 반영한 결과이기 때문에 여전히 편의가 존재할 수 있다는 점에서 이러한 한계를 극복하기 위해 회귀불연속설계를 적용하여 기초연금의 건강효과를 추정

하고자 하였다. 물론 회귀불연속설계 역시 한계점이 존재한다. 기초연금은 연령에 따라 수급률에 차이가 나타나는데 2016년 기준 전체 기초연금 수급률은 65.6%이나 이를 각 연령별로 살펴보면 65세 45.7%, 65~74세 57.4%, 75세 이상은 76.6%로 연령이 높을수록 수급률이 증가하는 것을 확인할 수 있다(보건복지부, 2021). 이러한 경향은 본 연구에서 활용한 고령화연구패널조사 자료에서도 확인할 수 있었는데 공식 자료에 약 5~9%p 낮은 수준으로 나타났다. 이러한 특성은 회귀불연속설계가 임계치를 중심으로 처치효과를 국지적으로 추정하기 때문에 기초연금의 효과가 부분적으로 나타날 가능성을 배제할 수 없음을 의미한다. 아울러 처치집단에 기초연금 비수급자가 포함되어 있어 정책에 따른 건강효과가 하향 추정될 가능성이 존재한다. 이러한 한계점에 대해서는 후속 연구에서 보완되길 기대한다.

제 5 장 결 론

제 1 절 결과 요약 및 연구의 한계

본 연구는 2014년 도입된 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 하였다. 그간 기초연금에 관한 연구는 정책 도입 목적이 공적연금 사각지대에 있는 노인들을 구제하고 급격히 증가하는 노인 빈곤층을 위한 소득 보존이라는 점에 주목하여 빈곤 완화, 소득 및 소비지출 변화 등 경제적 측면에서 그 효과를 밝히는 데 초점을 두었다. 본 연구는 기존의 연구 방향에서 나아가 건강의 사회적 결정요인 관점에서 기초연금이라는 소득보장제도가 정책 대상인 노인의 건강수준에 미치는 영향과 그 기제를 규명하고자 하였다. 더불어 노인집단의 특성이 다양하게 분화된다는 점을 고려하여 빈곤 여부, 성별에 따라 집단을 구분하고, 기초연금의 건강효과가 집단 특성에 따라 다르게 나타나는지 확인해보고자 하였다.

분석에 앞서 선행연구 검토를 통해 기초연금이 노인건강에 영향을 미칠 가능성을 짚어보고, 노인건강의 영향요인을 정리하였다. 본 연구에서는 노인건강을 건강수준과 의료이용으로 구분하였으며, 이를 측정하는 지표로 전자는 우울수준, 주관적 건강상태, 후자는 만성질환 진료지속, 입원이용을 선정하였다. 분석은 준실험설계 방법인 이중차분법을 주된 방법으로 활용하여 각 지표에 대한 영향을 살펴본 후, 그 영향 기제와 세부 집단 분석 결과를 차례로 정리하였다. 또한 기초연금이 연령이라는 배정변수가 존재한다는 점을 이용하여 회귀불연속설계를 통해 추정 결과의 강건성을 검토하고자 하였다.

본 연구의 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 이중차분법을 활용하여 추정한 결과를 살펴보면 기초연금은 노인집단의 건강수준에 유의한 영향을 미친 것으로 나타난 반면, 의료이용에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이를 보다 자세히 살펴보면 첫째, 기초연금은 노인집단의 우울수준 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 정신건강 향상에 도움이 되는 것을 확인할 수 있었다. 기초연금 도입 후 처치집단의 우울수준은 유의하게 감소하였는데, 해당 수치는 기초연금 도입 전 비교집단의 우울수준 표준편차를 고려하면 약 8.6% 감소한 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서 확인된 기초연금의 우울수준 감소 효과는 기존 연구와도 비슷하게 나타나(Pak, 2019; Pak, 2021) 결과의 일관성을 보여주며, 제도의 주요한 파급효과로 평가할 수 있다. 해외 연구에서도 무기여 연금이 노인의 우울수준을 감소시키고, 임파워먼트를 향상시키는 등 정신건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 결과를 미루어볼 때(Salinas-Rodriguez et al., 2014; Galiani et al., 2016), 노년기에 지급되는 안정적인 소득은 이들의 정신건강에 영향을 미치는 주요 요인임을 의미한다.

둘째, 기초연금은 노인집단의 주관적 건강상태 향상에 영향을 미치는 것으로 나타나 정신건강뿐만 아니라 신체건강에도 긍정적인 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 기초연금 도입 후 처치집단에서 본인의 주관적 건강상태가 양호하다고 응답할 확률은 약 3.6%p 증가하는 것으로 나타났다. 기존 국내 연구 중 기초연금의 효과를 주관적 건강상태 측면에서 살펴본 연구는 진정란·김원섭(2018)의 연구가 유일하였는데 다중회귀분석을 적용하였다는 점에서 관련성은 파악할 수 있으나 인과관계를 설명하는 데는 한계가 있다. 반면 해외에서는 무기여 연금이 주관적 건강상태에 미치는 긍정적인 영향이 여러 연구를 통해 밝혀진 바 있다

(Case & Wilson, 2000; Case, 2004; Brenes-Camacho, 2011; Hessel et al., 2018). 본 연구에서 효과 크기 자체로 보았을 때 주관적 건강상태의 향상 수준이 높은 것은 아니나 한국이 기대수명, 사망률 등에 있어 세계적으로 높은 수준인 반면 본인의 판단으로 보고하는 주관적 건강상태는 낮은 수준임을 고려하였을 때 이와 같은 결과는 긍정적으로 평가할 수 있는 측면이 있다고 생각된다. 아울러 주관적 건강상태가 신체적 건강뿐 아니라 정신적, 심리적 건강 차원을 포함한다는 측면에서 해당 결과는 앞서 기초연금이 우울수준 감소에 미친 결과와 맥을 같이 한다고 볼 수 있다.

셋째, 의료이용 지표인 만성질환 진료지속과 입원이용의 경우 기초연금 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 본 연구는 연구 대상인 노인이 만성질환 유병률이 높고, 경제적 이유로 의료서비스 접근성이 낮은 집단이라는 점에서 기초연금이 의료비에 대한 경제적 부담을 낮춰 의료서비스에 대한 접근성을 높일 것으로 기대하였으나 이러한 특성이 강하게 나타나지는 않았다. 이와 같은 결과는 기초연금 급여수준이 만성질환 노인들에게 진료나 의약품 복용으로 인한 부담(남궁은하, 2010; 박은자, 2010; 김지은 외, 2015)을 낮추기에 충분하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

넷째, 기초연금의 건강효과가 확인된 우울수준과 주관적 건강상태를 중심으로 영향 기제를 탐색한 결과 기초연금은 비금전적 경로를 통해서 노인건강에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구는 금전적 경로와 비금전적 경로로 구분하여 기초연금과 노인건강 관계를 설명하는 기제를 밝히고자 하였다.[56] 분석 결과 기초연금의 금전적 효과는 유의하지 않았

56) 금전적 경로는 식비·의료비·주거비 지출을 설정하였고, 비금전적 경로는 전반적인 삶의 질·배우자와의 관계·자녀와의 관계에 대한 만족도, 사회참여를 설정하였다.

는데, 기존 연구에서 지적한 바와 같이 기초연금이 생계를 유지하기 낮은 수준이라는 점에서 실질적인 지출로 이어지지 않은 것으로 해석할 수 있다. 한편, 본 연구에서 설정한 금전적 경로인 식비·의료비·주거비 지출은 세부 항목이기에 총지출과 저축에 대해 추가 분석을 시행하였다. 그 결과 총지출은 1.4% 감소하였고, 저축은 10.1% 증가한 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 하지만 이와 같은 결과는 고령층이 소득 불안정이 높은 집단임을 고려할 때 기초연금이 예비 목적으로 쓰일 가능성이 있음을 의미한다. 기존에 저축을 포함한 소비지출 효과를 살펴본 연구들은 이에 대해 일치된 결과를 보여주지 않고, 실증연구 역시 충분히 축적되지 않은 실정이다. 기초연금의 효과를 소비지출 측면에서 살펴보는 것은 노인의 경제적 복지 수준을 측정한다는 점에서 중요하므로 향후 이에 대한 연구가 구축될 필요가 있다고 판단된다.

반면에 기초연금은 비금전적 효과, 즉 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도, 사회참여에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이중 배우자와의 관계에 대한 만족도가 경로변수로서 우울수준 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기초연금의 비금전적 효과가 전반적으로 크지 않았지만 기존 연구에서 비슷한 양상을 발견할 수 있었다(황인욱·이태진, 2020; Pak, 2020). 이를 미루어보아 기초연금이 고정적으로 지급된다는 측면에서 오는 심리적, 경제적 안정감이 배우자와의 관계에 있어 긍정적으로 작용하여 나타난 결과라 생각된다.

다섯째, 기초연금의 건강효과는 세부 집단에 따라 다른 양상을 보여주었다. 먼저 빈곤 여부에 따라 분석한 결과 기초연금의 건강수준 및 의료이용 효과는 빈곤 노인에서 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 빈곤층이 건강과 관련된 다양한 영역에서 결핍과 배제를 경험한다는 점에서 기초연금 효과가 상대적으로 빈곤한 노인에게 더 두드러진 것으로 생각

된다. 국내 연구 중 기초연금의 건강효과를 빈곤 여부에 따라 살펴본 연구는 거의 찾아볼 수 없기 때문에 직접적인 비교는 어려우나, 기초(노령)연금 및 해외 무기여 연금의 빈곤 감소 효과가 저소득층 또는 빈곤층 비율이 높은 독거노인 가구에 더 큰 것으로 나타난 결과(석상훈, 2010; 김희삼, 2011; 장현주, 2013; Case & Deaton, 1998; Bertranou & Grushka, 2002; Schwarzer & Querino, 2002)를 미루어볼 때 본 연구에서 빈곤 노인에서 건강효과가 더 큰 것으로 나타난 결과는 기초연금이 실질적 대상인 빈곤층에게 효과적으로 작동한 것으로 평가할 수 있다.

다음으로 기초연금의 건강효과를 성별에 따라 분석한 결과, 우울수준 감소 효과는 여성 노인에서 다소 큰 것으로 나타났으나 그 외 지표에 대한 추정치를 살펴보면 집단 간에 확연한 차이가 있다고 보기 어려웠다. 본 연구에서 성별 차이가 그리 두드러지지 않게 나타난 결과는 여성 비중이 높은 75세 이상 노인이 분석에 포함되지 않았기 때문으로 판단된다. 추가로 노인집단의 범위를 65~79세로 확장하여 분석한 결과 우울수준 및 주관적 건강상태에 대한 성별 차이가 기존 추정치에 비해 다소 증가한 것을 확인할 수 있었다. 아울러 여성 노인이 기초연금을 건강에 유익한 자원에 활용할 것으로 예상하였으나 앞서 기초연금의 금전적 효과에서 살펴본 바와 같이 기초연금이 실질적인 지출로 이어지기 어렵기 때문에 나타난 결과라 짐작해볼 수 있다. 한편 해외의 경우 무기여 연금이 노인건강에 미치는 효과는 여성 노인에게 더 효과적이라는 결과(Case & Wilson, 2000; Salinas-Rodriguez et al., 2014)와 남성 노인에게 더 효과적이라는 결과(Hessel et al., 2018)가 혼재되어 있는데, 향후 추가적인 연구가 필요한 부분이다.

마지막으로 회귀불연속설계를 활용하여 추정한 결과를 정리하면 65세 전후로 처치집단의 우울수준이 감소하고, 만성질환 진료를 지속할 확률

이 증가하는 것으로 나타나 건강수준 및 의료이용에 긍정적인 영향을 미친 것을 확인할 수 있었다. 이중 우울수준의 경우 통계적 유의성은 확인되지 않았는데, 방법론 특성상 임계치에 인접한 표본을 대상으로 하기에 표본 수가 감소함에 따라 표준오차가 증가하여 나타난 결과일 가능성이 있다. 하지만 대역폭이 줄어들수록 감소 효과가 더 큰 것으로 나타났으며, 이중차분 추정치와 비교하여 비슷한 수준으로 나타나 일관된 결과로 볼 수 있다. 반면 65세 전후로 처치집단의 입원이용 확률이 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 의료서비스 이용에 대한 노인집단의 특성이 반영된 결과로 볼 수 있다. 선행연구에 따르면 후기 노인일수록 건강상태가 악화될 가능성이 높아 입원서비스를 더 많이 이용하는 것으로 보고되는데(이미진, 2009; 도세록·신은숙, 2012; 우경숙 외, 2012), 회귀불연속설계가 임계치인 65세에 인접한 표본을 대상으로 하기에 나타난 결과로 판단된다.

연구의 한계와 그에 따른 추후 과제는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 기존에 주관적 건강지표 중심의 기초연금 건강효과 연구를 보완하고자 의료이용이라는 지표를 활용하여 접근성 측면에서 탐색을 시도하였다. 국내에서 기초연금 효과를 의료서비스 이용 측면에서 살펴본 연구는 거의 없기 때문에 연구 결과와 직접적으로 비교할 수는 없었지만, 해외 연구에서 무기여 연금이 치과, 외래, 입원 서비스 및 의약품 접근성을 높인 것으로 나타나(Aguila et al., 2015; Riumallo-Herl & Aguila, 2019) 본 연구 결과와 방향성이 동일한 것으로 볼 수 있다. 향후 연구에서 기초연금의 의료이용 효과가 심도 있게 다루어질 필요가 있다고 판단되며, 만성질환 유형이나 장애 등 구체적인 상병을 반영하여 활용한다면 좀 더 의미 있는 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 고령층이 경제적 이유로 인한 의료서비스 접근성이 낮은 상황임을

고려하였을 때 미충족 의료 경험에 대한 후속 연구가 진행된다면 기초연금의 효과를 형평성 측면에서 평가할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 분석 방법에 있어서 나이를 사용한 식별 방법에 대한 한계가 존재한다는 점이다. 본 연구에서는 65~74세 노인을 처치집단으로 선정하였기 때문에 처치집단에 기초연금 비수급자가 포함되어 있어서 정책에 따른 건강효과가 하향 편의(downward bias)될 가능성이 존재한다. 아울러 함께 사는 가구원에 제공되는 혜택에 대한 간접적인 효과를 고려하지 못하였다는 한계가 존재한다.[57] 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 조작이 불가능한 정책적 기준인 연령을 이용하여 내생성 문제를 제거할 수 있는 대안적 방법을 시도하였다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 그 결과 기초연금이 노인건강에 유의한 영향을 미친 것으로 나타난 결과는 소득보장 제도가 건강과 같은 비경제적 영역에 미치는 파급효과가 작지 않음을 강조하고자 한다. 추후 연구에서는 적절한 도구변수를 탐색하여 적용하는 방법도 고려할 수 있을 것이다.

셋째, 방법론상 75세 이상의 고령 노인을 고려하지 못하였기 때문에 분석 결과에 하향 편의(downward bias)가 발생할 가능성이 있다. 본 연구는 처치집단과 비교집단을 구성하는데 집단 간 동질성을 위해 75세 미만 노인으로 대상을 제한하였다. 하지만 고령일수록 여성 비중이 증가하고, 아울러 빈곤율과 의료 수요가 높은 점을 고려하였을 때 기초연금의 건강효과는 고령 노인에서 더 크게 나타날 가능성이 있다. 분석 결과에 제시하지 않았지만, 처치집단의 범위를 65~79세로 확장하여 기초연금의 건강효과를 이중차분법을 적용하여 분석한 결과 우울수준 감소와 주관적

57) 남아프리카, 브라질 등 중저소득 국가는 확대가족 또는 조손 가구 비중이 높아 노인에게 지급된 연금이 함께 거주하는 손자녀의 건강, 노동, 교육 등에 영향을 미치는 것으로 나타났다(Case, 2001; Duflo, 2003; De Carvalho Filho, 2012). 국내에서 기초연금의 세대 간 영향을 밝힌 연구로 황인욱·이태진(2023)의 연구가 있다.

건강상태 향상 정도가 기존 추정치에 비해 조금 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 고령 정도가 기초연금의 건강효과 크기에 영향을 미칠 수 있는 요인이 될 수 있으므로 추후 연구에서 이에 대한 검토가 필요할 것으로 보인다.[58]

넷째, 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 장기적인 관점에서 살펴볼 필요가 있다. 본 연구는 기초연금의 건강효과를 분석하는 것을 목적으로 하였기에 2010~2016년 자료를 활용하여 정책이 도입된 시기를 기준으로 전후를 비교하는 이중차분법을 주된 분석 방법으로 택하였다. 기초연금이 도입된 이후 지급액과 대상에 조금씩 변화가 있었고, 시의성을 고려하여 2018년 정책 변화를 추가로 살펴보았으나 매 변화를 반영하지 못하였다.[59] 최근 고령화연구패널조사 2006~2018년 자료를 이용하여 기초연금이 수급자의 악력과 인지능력에 미치는 영향을 이벤트 연구 설계(event study design)에 기반해 분석한 연구를 확인할 수 있었다(Hwang & Lee, 2022). 향후 분석 방법과 자료를 보완하여 기초연금 급여 변화가 노인건강에 미치는 영향을 다양한 측면에서 살펴보고자 한다.

아울러 본 연구에서는 노인건강을 우울수준, 주관적 건강상태, 만성질환 진료지속, 입원이용 등 다양한 지표를 이용해서 살펴보았는데 기초연

58) 노년기가 길어지고, 노인 내에서도 건강·활동·생활수준 등에 차이가 나타나 노인 인구를 세분화하여 접근할 필요성이 요구된다. 연령 기준은 연구에 따라 다양한데 75세를 기준으로 전기(초기), 후기를 구분하기도 하고(Neugarten, 1974), 더 세분화하여 전기(65~74세), 중기(75~84세), 후기(85세 이상)로 구분하기도 한다(Crews & Zavotka, 2006). 처치집단과 비교집단을 구성할 때 기초연금 수급 여부를 이용하는 경우 상대적으로 연령에 따른 세부 분석 접근이 용이하다. 선행연구를 살펴보면 기초노령연금이 경제적 어려움으로 인해 '난방을 못 한 경험'과 '식품 미보장 경험' 감소에 미치는 효과는 75세 이상 노인에게 더 큰 것으로 나타났고(Shin & Do, 2015), 기초연금이 전반적인 삶 및 경제상태에 대한 만족도에 미치는 효과 역시 후기 노인(75세 이상)에게 비교적 크게 증가한 것을 확인할 수 있었다(황인욱·이태진, 2020).

59) 기초연금 개정에 따라 2018년 9월에는 기준연금액을 월 최대 25만원으로 증액하였으며, 2019년 4월부터 소득 하위 20%, 2020년 1월부터 소득 하위 40%, 2021년 1월부터 전체로 지급 대상을 단계적으로 확대하여 월 최대 30만원으로 증액하였다.

금이 이들 지표에 미치는 영향 또는 그 기제(금전적, 비금전적)가 나타나는데 소요되는 시간을 충분히 고려하지 못하였다. 소득지원정책이 건강에 미치는 영향을 분석할 때 정책효과가 발생하는 데 걸리는 시간을 고려할 필요가 있는데 연금은 수급 직후부터 긍정적인 영향이 나타나기 시작하는 것으로 알려져 있다(김재원, 2017). 기초연금의 효과를 살펴본 대부분 연구가 정책 도입 전후 시점을 이용하여 분석하였다는 점에서 본 연구에서도 이에 대해 별도로 고려하지 않았으나 추후 장기적인 관점에서 살펴볼 때는 이에 대한 고려가 필요할 것으로 판단된다.

제 2 절 연구의 함의

노년기는 신체적·기능적 퇴화가 진행되는 시기이지만 상당수의 경험적 연구들은 소득과 같은 사회경제적 요인이 노년기 건강에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다(강혜원·조영태, 2007; House et al., 1994). 기초연금은 기본적으로 노인빈곤 완화를 위해 도입되었지만, 빈곤과 건강이 밀접한 관련이 있다는 점에서 노인집단의 건강수준에 직·간접적으로 영향을 미칠 가능성이 있다. 이에 본 연구는 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 검증하는 것을 목표로 하였으며, 연구 결과에 따른 함의와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 건강의 사회적 결정요인 틀에서 소득보장정책이 노인의 건강수준 및 의료이용에 미치는 긍정적인 영향을 확인하였다. 건강의 사회적 결정요인을 설명하는 모형들은 사회경제적 지위에 따른 건강 차이를 완화하기 위한 근본적인 방법으로 재분배 제도와 같은 사회정책을 강조하는 동시에 건강에 영향을 미치는 환경, 자원 등에 대한 개입 지점을 확

인하기에 용이하다. 현재 노인 세대는 근로소득, 사업·임대소득 등에서 불평등이 심각하며, 자녀로부터의 사적 지원이 고령층 내의 소득격차를 줄이는 효과가 과거에 비해 약화된 상황에 마주하고 있다(손민규·황설웅, 2023). 본 연구에서 기초연금이 소득재분배 효과(원종욱·장인수, 2015)를 넘어서 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 사회경제적으로 취약한 노인집단의 건강수준을 향상하기 위해 소득보장 정책에 주목할 필요가 있음을 의미한다. 물론 본 연구에서 활용한 건강지표가 전문가의 임상적 판단 결과는 아니지만, 인지기능, 만성질환, 사망과 관련성이 높고, 전문가의 관점을 떠나 한 개인을 둘러싼 심리·사회·경제적 환경을 반영한다는 점에서 수용될 수 있을 것으로 판단한다.

둘째, 연구 결과는 노인건강을 유지 및 증진하기 위한 정책적 대응 방안이 보건의료 영역에 한정하는 것이 아닌 다양한 사회체계가 함께 구축되어야 함을 의미한다. 본 연구의 주 관심사인 기초연금은 대표적인 소득보장제도로 기존 연구에서 밝혀진 빈곤 감소 또는 소득 증진과 같은 경제적 효과뿐 아니라 건강수준 향상 및 의료이용에 대한 접근에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 특히 우울수준 감소 효과는 기존 연구결과와 일관된 것으로 안정적인 소득원 확보가 노년기 정신건강에 주요한 영향요인임을 의미한다(Pak, 2019; Pak, 2021). 기초연금 이전 연구에 따르면 기초노령연금 수급은 노인의 우울수준 감소에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났는데(김재원, 2017; Kim et al., 2020), 이에 대해 연구자들은 연금액 수준이 수급자들의 취약한 경제 상태를 보충하기에 충분하지 않은데서 기인한 것으로 해석하였으며, 해당 연구 결과만으로 소득과 정신건강 간에 관련성이 없다고 해석하지 않도록 주의할 것을 강조한 바 있다(Kim et al., 2020).[60] 이를 미루어볼 때 현재 공적연금

60) 참고로 기초노령연금 수급가구 유형을 구분하여 정책효과를 확인한 결과 노인부

개혁 논의에서 거론되는 기초연금 인상안이 실현된다면 정신건강에 미치는 긍정적인 영향은 더 커질 가능성이 있다.

물론 소득지원정책으로 모든 것을 해결할 수 있는 것은 아니다. 본 연구에서 기초연금의 영향 기제를 설명하기 위해 제시되었던 식생활과 주거 보장, 의료 처치 등과 같은 최소한의 보호 행위, 가족관계 및 사회참여(친목, 여가, 자원봉사 등)와 이와 연동되는 정서적·사회적 지지 등 여러 사회체계가 통합적으로 작동해야 노후에 발생하는 복합적인 건강문제에 대응할 수 있다. 본 연구에서 깊게 다루지 않았지만 고령자 고용, 노인 돌봄도 여기에 포함된다. 특히 가족으로부터 지원이 어렵거나 사회경제적 지위가 낮은 취약 노인의 경우 지역사회의 역할이 중요하다고 할 수 있다. 제5차 국민건강증진종합계획(2021~2030)을 보면 노인친화적 건강환경 조성이나 자살 고위험군, 치매, 만성질환 관리에 있어서 보건소, 정신건강복지센터, 일차의료기관 등 지역사회의 연계 체계를 강조하고 있다(관계부처합동, 2021).

셋째, 소득과 노인건강의 인과관계를 밝히고자 했다는 점에서 기존 논의에 추가적으로 기여하였다. 소득수준이 높을수록 건강하다는 것은 익히 알려진 사실이나 역인과관계의 가능성을 배제하기 어렵기 때문에 소득과 건강 간 인과관계를 밝히는 것은 어려움이 따른다. 본 연구는 기초연금이라는 외생적인 소득 변화가 제공하는 준실험적인 환경을 이용하여 소득과 노인건강의 인과관계를 밝히고자 하였다. 정책효과를 분석하기 위해 활용되는 준실험설계에는 다양한 분석 방법이 있는데, 본 연구에서는 이중차분법과 회귀불연속설계를 적용하는 것이 연구 목적에 적합하다고 판단하였으며, 두 방법론이 지닌 특징과 함의를 바탕으로 기초연금이

부가구와 달리 노인단독가구에서 기초노령연금 수급으로 인한 우울 발생 위험이 감소하는 것으로 나타났다(김재원, 2017).

노인건강에 미치는 영향을 보다 정확하게 분석하고자 노력하였다.

본 연구는 기존 연구에서 이중차분법을 적용하기 위해 수급 여부로 집단을 구분한 것과 달리 연령을 이용하여 내생성 문제를 해결하고자 하였다. 한편에서는 기초연금제도가 처치를 결정하는 배정변수(나이)가 존재한다는 점을 이용하여 임계치 근방에서 유사한 집단을 선정하는 회귀불연속설계를 적용하여 정책효과를 추정하고자 하였다. 두 방법 모두 연령을 기준으로 집단을 구분하였기에 기초연금을 수급하기 위한 조작은 불가능하지만, 처치집단에 수급자와 비수급자가 포함되어 있기 때문에 여전히 인과효과를 완벽히 추정하지 못하였다는 한계가 존재한다. 향후 연구에서는 이러한 한계점을 극복할 수 있는 분석이 요구된다.

넷째, 기초연금이 노인건강에 영향을 미치는 메커니즘에 대해 다양한 가능성을 두고 탐색함으로써 기존 논의를 조금 더 확장하였다는 점에서 의의가 있다. 비록 선행연구에서 검토한 가능성 있는 기제를 모두 고려하지 못했지만 가능한 변수를 금전적 경로와 비금전적 경로를 구분하여 살펴보고자 하였다. 분석 결과 효과 크기가 크지는 않았지만, 비금전적 경로인 전반적인 삶의 질 및 배우자와의 관계에 대한 만족도와 사회참여 향상을 통해 기초연금이 우울수준 감소에 기여할 가능성을 확인하였으며, 추가로 각 경로변수에 대한 통계적 유의성 검정을 실시한 결과 배우자와의 관계에 대한 만족도가 유의한 것으로 나타났다.

기존에 기초(노령)연금과 정신건강 간 관계를 설명하는 기제를 탐색한 연구를 살펴보면 Pak(2021)은 전반적인 삶의 질에 대한 만족도 상승이 주 경로임을 설명하였고, 김재원(2017)은 비자발적 근로(경제적 스트레스) 감소 또는 가족관계 개선에 가능성을 두었다. 이를 미루어볼 때 기초연금은 주로 비금전적 경로를 통해 정신건강에 영향을 미친 것으로 판단되며 본 연구 결과 역시 비슷한 양상을 보이고 있다. 건강의 의미를

확장한다면 식비와 보건의료비와 같이 주관적 웰빙에 영향을 미치는 소비를 통해 삶의 만족도가 개선된 것으로 밝힌 연구 또한 확인할 수 있었다(황인욱·이태진, 2020). 해외 연구에서는 이와 비슷하게 무기여 연금이 의약품, 의료서비스, 건강에 도움이 되는 자원(식품, 생활 양식 등)에 대한 접근성을 통해 주관적 건강수준 향상에 기여할 것으로 예측하였다(Case & Wilson, 2000; Case, 2001; Brenes-Camacho, 2011; Aguila et al., 2015; Hessel et al., 2018). 본 연구에서는 이와 같이 금전적 경로를 통해서 기초연금의 건강효과가 나타나지는 않았으나 향후 연구가 축적된다면 기초연금이 노인건강에 미치는 영향에 있어서 어떠한 기제가 작동하는지 보다 일반화된 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

마지막으로 기초연금의 방향성과 평가에 대한 것이다. 본 연구는 기초연금의 건강효과가 모든 노인에게 동일하지 않을 것임을 염두에 두고 빈곤 여부와 성별에 따라 세부 집단으로 구분하여 분석하였다. 그 결과 빈곤 노인에서 건강수준 및 의료이용 효과가 더 큰 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 기초연금이 핵심 정책 대상에게 효과적으로 작동한 것으로 볼 수 있으며 제도 목적인 생활안정과 복지증진을 어느 정도 달성했다고 평가할 수 있을 것이다. 현재 연금개혁 논의에서 기초연금 운용방식에 있어서 거론되는 방식 중 하나는 기초연금 인상 방식에 있어서 소득계층에 따라 기초연금 지급수준에 차등을 두는 것이다. 이는 사회적 합의가 선행되어야 할 부분이지만, 향후 기초연금이 빈곤 노인을 대상으로 조금 더 두텁게 지원된다면 이로부터 파생되는 사회적 효과를 더욱 높일 수 있음을 의미한다.

한편 기초연금의 건강효과에 대한 성별 차이는 뚜렷하게 나타나지 않았는데, 이는 앞서 설명하였듯이 기초연금 지급수준이 실질적인 지출로 이어질 만큼 높지 않고, 분석 대상에 여성 비중이 높은 고령 노인이 포

함되지 않았기 때문으로 조심스럽게 추측해볼 수 있다. 그러나 여성 노인은 고령, 건강문제와 함께 특히 빈곤층 비율이 높은 집단이라는 점을 고려할 때 앞서 언급한 기초연금 운용방식에 따라 여성 노인에게 미치는 영향 또한 달라질 수 있다. 향후 기초연금의 수급자 범위와 지급수준에 대한 수정 방향에 따라 경제적 측면뿐만 아니라 건강 변화에 미치는 효과가 세부 집단별로 다를 수 있음을 염두에 두고, 세부적인 목표 수립과 이행에 대한 지속적인 관찰이 필요하다.

참 고 문 헌

<국내 문헌>

강미나·차미숙·김은란·이재춘·김정희·임세희·함영진. (2020). 주거취약계층을 위한 정책연계 강화방안 연구(기본 20-16). 국토연구원.

강미나·박미선·이재춘·이길제·이후빈·조윤지·우지윤·이건우. (2021). 2020년도 주거실태조사. 국토연구원.

강소랑·문상호. (2014). 기초노령연금제도가 고령자의 경제적 만족도에 미치는 영향. 정책분석평가학회보, 23(4), 59-85.

강영호·김수현·김창엽·성주헌·윤태호·정상훈·조경애·조홍준·주영수·허선. (2003). 빈곤과 건강. 서울: 한울.

강은나. (2018). 노인일자리사업 참여를 통한 노인의 다차원적 변화 검증: 공익활동과 시장형 사업단을 중심으로. 노인복지연구, 73(3), 29-53.

강혜원·조영태. (2007). 서울시 남녀노인의 건강불평등: 사회경제적 지위와 사회통합 요소를 중심으로. 한국사회학, 41(4), 164-201.

강창희·이정민·이석배·김세움. (2013). 관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법. 중앙대학교 산학협력단.

강현욱·박경민. (2012). 도시와 농촌 노인의 우울에 미치는 영향요인 비교. 한국노년학, 32(1), 129-143.

강혜원·조영태. (2007). 서울시 남녀노인의 건강불평등: 사회경제적 지위와 사회통합 요소를 중심으로. 한국사회학, 41(4), 164-201.

고기동·조영태·조성일·성주현·조비룡·손기영·최호천. (2012). 우리나라 노인에서 건강 위험 행동과 정신 건강과의 연관성: 고령화 연구 패

널(KLoSA). 노인병, 16(2), 66-73.

고정은·이선혜. (2015). 여성 노인의 우울 영향요인 빈곤집단과 비빈곤집단간 차이 연구. 노인복지연구, 68, 251-271.

관계부처합동. (2021). 제5차 국민건강증진종합계획(Health Plan 2030, 2021~2030).

국가정신건강포털. (2023). 노인우울증. https://www.mentalhealth.go.kr에서 2022년 5월 21일 검색.

국가지표체계. (2023). 국민 삶의 질 지표 https://www.index.go.kr에서 2022년 5월 21일 검색.

국민연금재정추계위원회. (2013). 2013년 국민연금 재정계산: 장기재정전망 결과. 국민연금재정추계위원회.

국세통계. (2023). 가구유형별 근로자 근로·자녀장려금 지급 현황. https://kosis.kr에서 2022년 5월 21일 검색.

권현정·조용운·고지영. (2011). 노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족 도에 미치는 영향. 한국사회복지학, 63(4), 301-326

길진모. (2021). 가구소득수준에 따른 남녀 노인의 건강 및 영양섭취 실태 비교: 2018년 국민건강영양조사 자료를 이용하여. Journal of Nutrition and Health, 54(1), 39-53.

김기랑·김미경·신영전. (2009). 한국 식품 미보장 현황 및 특성. 보건사회연구, 29(2), 268-292.

김동배·유병선·민정선. (2011). 노인 집단에서 나타나는 건강수준 차이의 요인 분석. 사회복지연구, 42(3), 267-290.

김동배·유병선·신수민. (2012). 노년기 주거빈곤이 우울에 미치는 영향: 사회서비스의 매개효과. 한국노년학, 32(4), 1041-1061.

김명일·이상우·김혜진. (2013). 서울시 거주노인의 주관적 건강인식 연구: 다층모형 적용을 통한 개인의 노후준비와 지역효과 검증. 보건사회연구, 33(3), 327-360.

김명희. (2019). 포용복지와 건강정책의 방향. 보건복지포럼, 30-43.

김민지·임재영. (2017). 사회·경제적 지위가 노인의 만성질환 유병률에 미치는 영향: 영양소섭취를 중심으로. 보건사회연구, 37(4), 125-145.

김수경. (2005). 어머니의 치과의료이용에 영향을 미치는 요인분석. 한국치위생과학회지, 5(4), 171-177.

김수영·허성희·장수지. (2018). 노인의 사회경제적 박탈이 건강상태에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로. 보건사회연구, 38(1), 88-124.

김영주. (2009). 남녀별 독거노인과 동거노인의 건강습관, 스트레스, 우울, 자살생각 비교. 기본간호학회지, 16(3), 333-344.

김예성. (2014). 노인의 독거여부에 따른 건강증진행위와 신체적 정신적 건강에 관한 연구. 보건사회연구, 34(3), 400-429.

김욱. (2006). 경로당 이용 노인의 자아존중감과 영향요인 연구. 노인복지연구, 32, 271-293.

김윤영·박정지·김수현. (2022). 기초연금이 노인 노동공급에 미치는 영향 분석(기본연구 2022-11). 경기연구원.

김자영·한창근. (2015). 노인가구의 자산수준이 우울감에 미치는 영향: 사회적 관계망의 매개효과 검증. 사회복지정책, 42(1), 55-79.

김정은. (2020). 노인에서 코로나바이러스감염병-19의 임상적 특성. 대한임상노인의학회지, 21(1), 1-8.

김재원. (2017). 경제적 불안정과 노후소득보장정책이 정신건강에 미치는

영향 -중·고령층 연령집단을 중심으로-. 서울대학교 박사학위논문.

김재진·강성훈·이용하·최옥금·송현주·이상붕. (2014). 기초연금 도입에 따른 사회·경제적 영향 분석. 한국조세재정연구원.

김정욱·배호중. (2019). 고령층의 미충족 치과의료 경험에 관한 연구. 보건사회연구, 39(1), 365-389.

김지은·황준원·박재산·박두신·박성우. (2015). 국내 만성질환의 진료이용 현황분석 -진료비 중심-. KHIDI Brief, 203, 1-16.

김진구. (2011). 가족형태가 노인의 건강행위에 미치는 영향. 노인복지연구, 51, 35-55.

김진영. (2007). 사회경제적 지위와 건강의 관계: 연령에 따른 변화를 중심으로. 한국사회학, 41(3), 127-153.

김진현. (2016). 사회자본과 건강행태가 노년기 주관적 건강상태의 변화에 미치는 영향: 저소득가구 노인과 일반가구 노인의 주관적 건강상태 궤적에 대한 비교. 노인복지연구, 71(1), 9-32.

김창엽·김명희·이태진·손정인. (2015). 한국의 건강 불평등. 서울: 서울대학교출판문화원.

김창엽. (2018). 건강보장의 이론. 파주: 한울.

김철웅·이상이·홍성철. (2003). 제주도 주민의 소득계층에 따른 암 입원의료이용의 차이. 보건행정학회지, 13(3), 104-128.

김춘남·남일성·박지환·장백산. (2020). 폐지 줍는 노인의 생활실태와 정책대안 연구(2020-15). 경기복지재단.

김태완·이주미·정진욱. (2015). 노인의 빈곤과 우울에 관한 연구: 다차원적 빈곤개념을 적용하여. 보건사회연구, 35(3), 71-102.

김태완·신화연·임완섭·김기태·최준영·김보미·강예은·남재현·박수지·송치

호·안서연·정용문. (2020). 노인빈곤의 실태와 사회경제적 영향 분석 연구(정책보고서 2020-06). 한국보건사회연구원.

김향미. (2022, 9월 23일). 65세 이상 기초연금 미신청자 20만명 넘어. 경향신문, https://www.khan.co.kr에서 2022년 5월 21일 검색.

김혜연. (2017). 기초연금 도입이 성별 빈곤 및 소득불평등에 미치는 효과. 비판사회정책, 54, 120-159.

김희삼. (2011). 기초노령연금의 노인 빈곤 감소 효과. 연금포럼, 43, 10-18.

나항진. (2004). 삶의 질 향상을 위한 노인여가의 역할에 관한 연구. 24(1), 53-70.

남궁은하. (2010). 의료보장제도별 노인의료비 증가에 관한 연구. 보건사회연구, 30(2), 519-556.

남궁은하. (2021). 코로나19로 인한 노인 생활의 변화와 정책 과제. 보건복지포럼, 72-85.

남일성·염소림. (2013). 노인들의 사회경제적 지위가 우울증에 미치는 영향: 규칙적 운동의 매개효과를 중심으로. 노인복지연구, 62, 109-126.

남재량·박기성. (2010). 비정규직법의 고용효과 연구. 노동정책연구, 10(4), 65-99.

남재욱·신혜리. (2017). 기초연금 수급경험에 따른 수급자의 복지인식 변화에 관한 연구. 사회보장연구, 33(2), 41-75.

남재현·이래혁. (2020). 국민기초생활보장제도의 개편이 소득을 통해 수급자의 정신건강에 미치는 영향. 한국사회복지학, 72(1), 175-200.

박경숙. (2001). 노년기 불평등의 미래. 한국사회학, 35(6), 141-168.

박민정·최소은. (2017). 건강행위와 건강상태가 노인의 건강 관련 삶의

질에 미치는 영향: 2012년 한국의료패널 자료를 이용한 성별 분석. 지역사회간호학회지, 28(2), 118-128.

박소영. (2018). 노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로. 보건사회연구, 38(1), 154-190.

박소진·김노을·임승지·김지만·정우진. (2018). 기혼여성의 우울감과 가족가치관과의 관련성 연구: 제4차 여성가족패널조사(2012) 자료분석. 보건행정학회지, 28(2), 151-161.

박영미·김병규. (2015). 노인일자리사업이 노인의 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구. 한국행정논집, 27(1), 243-263.

박은자. (2010). 노인의 만성질환치료제 비용부담. 보건복지포럼, 51-59.

박은자. (2021). 한국의료패널로 살펴본 건강행동 변화(2010~2018년): 성인과 노인의 흡연, 음주, 신체활동 실천. 보건복지 Issue & Focus, 406, 1-8.

박현영. (2016). 여성 건강지표, 한국의 미래를 말하다. 보건복지포럼, 2016년 5월호, 2-6.

변금선·윤기연·송명호. (2018). 폐지수집 노인 실태에 관힌 기초 연구(18-03). 한국노인인력개발원.

보건복지부·한국생명존중희망재단. (2021). 2021 자살예방백서.

보건복지부. (2021). 통계로 본 2020년 기초연금.

보건복지부·한국생명존중희망재단. (2022). 2022 자살예방백서.

삼성서울병원. (2022). 검사정보. http://www.samsunghospital.com에서 2022년 5월 21일 검색.

서한기. (2017, 10월 12일). 기초연금 신청 늦어 20만원 이상 손해본 노인 2만7천명. 연합뉴스, https://www.yna.co.kr에서 2022년 5월 21일

검색.

석상훈. (2010). 기초노령연금의 노인빈곤감소 효과 분석. 노인복지연구, 50, 335-352.

석재은. (2015). 기초연금 도입과 세대 간 이전의 공평성. 보건사회연구, 35(2), 64-99.

석재은·신동균·이기주. (2015). 기초연금 도입의 정책효과와 젠더불평등 개선. 페미니즘 연구, 15(2), 205-236.

성기옥·김수진·문정화. (2021). 코로나19로 인한 생활변화가 노인의 우울에 미치는 영향. 사회복지 실천과 연구, 18(2), 99-129.

성창현. (2012). 동네의원 이용 만성질환자의 지속적인 건강관리 강화계획. HIRA 정책동향, 6(1), 21-23.

성효용·이경곤. (2018). 기초연금의 노동공급 효과. 재정정책논집, 20(4), 83-108.

소준철·서종건. (2015). 폐지수집 여성 노인의 일과 삶(15-03). 서울연구원.

손민규·황설웅. (2023). 우리나라의 인구고령화와 소득불평등. BOK 이슈노트, 18, 1-12.

손정연·한경혜. (2012). 결혼상태의 지속 및 변화가 노인의 건강에 미치는 영향 -경제자원 및 사회적 관계망의 매개효과 검증-. 한국가족복지학, 35(3), 5-40.

손호성·이재훈. (2018). 행정학·정책학 연구에서의 이중차분 추정기법의 활용과 쟁점. 현대사회와 행정, 28(3), 1-31.

송미영·임우연·김증임. (2015). 성별에 따른 건강불평등 및 관련요인 연구. 여성건강간호학회지, 21 - 2(2), 150-159.

신성희. (2016). 기초연금 수급 노인가구의 소비패턴 변화. 중앙대학교 석

사학위논문.

신양준·우경숙·신영전. (2019). 당뇨병 환자의 일차의료 외래 지속성이 입원에 미치는 영향: 2012년도 신규 당뇨병 환자를 중심으로. 보건행정학회지, 29(3), 262-276.

신창환. (2010). 삶의 특성이 노인우울에 미치는 영향에 관한 연구: 삶의 만족도의 매개효과를 중심으로. 한국노년학, 30(2), 453-469.

신한얼·고재인·심은혜·김홍수. (2019). 한국 노인 미충족 의료 관련 요인의 체계적 고찰. 보건경제와 정책연구, 25(1), 29-52.

신혜리·윤태영·김수경·김영선. (2020). 코로나 팬더믹 사태의 고령자 일상생활 변화에 관한 탐색적 연구 -기술 사용과 노인복지관 참여 제한을 중심으로-. 노인복지연구, 75(4), 207-232.

안서연·최옥금·한신실·이은영. (2018). 2018년 기초연금의 사회경제적 효과 분석(프로젝트 2018-03). 국민연금연구원.

안이수. (2015). 진료지속성이 의료이용에 미치는 영향: 융복합 성향점수 매칭 방법 적용. 디지털융복합연구, 13(9), 323-332.

염지혜. (2013). 도시노인과 농촌노인의 주관적 건강상태 궤적에 대한 비교 연구: 잠재성장모형을 이용하여. 농촌사회, 23(1), 193-239.

양순미·홍성례·홍숙자. (2004). 농촌노인의 사회활동과 자아존중감에 관한 연구. 농촌사회, 14(2), 145-178.

양승민·최재성. (2021). 한국 노인의 사회활동이 건강수명에 미치는 영향에 대한 생존분석: 성별 비교를 중심으로 한 13년간 분석. 한국노년학, 41(4), 547-566.

우석진. (2018). 정책분석을 위한 STATA. 파주: 지필미디어.

원종욱·장인수. (2015). 기초연금의 경제적 파급효과 및 소득재분배 효과(현안보고서 2015-01). 한국보건사회연구원.

유재남. (2015). 중고령자 주관적 건강상태와 삶의 만족도의 종단분석. 노인복지연구, 68, 331-356.

유재언·변수정·이소영·최인선·배은경·이지연. (2019). 젠더 관점에서의 인구정책 분석 - 저출산·고령사회 정책을 중심으로(연구보고서 2019-23). 한국보건사회연구원.

윤미례·김태일. (2017). 준실험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분석. 한국행정학보, 51(1), 205-231.

윤윤규·홍민기·강창희·이진면·이혜정·고영우. (2012). 노동시장정책 평가 방법론 및 다부문 거시산업모형 DB 구축. 한국노동연구원.

윤자영·홍민기. (2014). 육아휴직제도의 여성 고용 효과: 정액제에서 정률제 급여제도로의 변화를 중심으로. 노동정책연구, 14(4), 31-57.

이경배. (2018). 기초연금 확대가 노인가구의 사적이전소득에 미치는 영향에 관한 연구: 재정패널조사 자료를 이용하여. 재정학연구, 11(1), 77-107.

이난희·방기현·송혜숙. (2017). 종단자료를 활용한 우리나라 노인의 우울 변화요인 분석. 대한보건연구, 43(3), 13-25.

이미숙. (2009). 고령화연구패널자료를 이용한 노년기 건강불평등의 구조분석. 보건과 사회과학, 25, 5-32.

이민아. (2010). 결혼상태에 따른 노인의 우울도와 성차. 한국사회학, 44(4), 32-62.

이상록·이순아. (2014). 노인가구의 소득유형 및 소득원이 노인의 우울과 자아존중감에 미치는 영향. 사회복지연구, 45(3), 71-95.

이상록·김찬희. (2016). 물질적 결핍이 노년기 우울에 미치는 영향에 관한 연구. 사회과학연구. 27(4), 365-387.

이상우. (2017). 빈곤노인과 비빈곤노인의 자살생각 영향요인에 관한 종

단연구: 패널 로짓 모형의 활용. 보건사회연구, 37(3), 191-229.
이석민·장효진. (2015). 기초노령연금이 수급가구의 소득과 소비에 미친 영향: 회귀불연속설계 접근. 국정관리연구, 10(2), 117-142.
이소정·정경희·이윤경·유삼현. (2007). 우리나라 노인의 사회참여 유형 분석 및 정책적 함의(연구보고서 2007-19-8). 한국보건사회연구원.
이숙현·한창근. (2017). 노인의 자산이 주관적 건강상태에 미치는 영향: 우울의 매개효과 검증. 사회복지정책, 44(3), 1-26.
이용하·임병인·성명기·최옥금·이상붕·한신실·이은영. (2015). 2015년도 기초연금의 사회경제적 효과분석 연구. 국민연금연구원.
이윤경·김세진·황남희·임정미·주보혜·남궁은하·이선희·정경희·강은나·김경래. (2020). 2020년도 노인실태조사(2020-35). 한국보건사회연구원.
이은석. (2009). 정체형 농촌지역 여성독거노인의 건강체조 참가와 건강증진행위의 관계에서 사회적지지, 자아존중감, 우울의 매개효과. 한국사회체육학회지, 38, 683-697.
이재경·이래혁·이은정·장혜림. (2016). 저소득층의 자살생각에 관한 탐색적 연구: 물질적 어려움의 경험을 중심으로. 한국사회복지학, 68(3), 181-201.
이정숙·이인수. (2005). 노년기 건강관리 행동과 사회 경제 요인이 건강상태에 미치는 영향. 노인복지연구, 27, 231-253.
이정화·문상호. (2014). 기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향 - 성향점수매칭(PSM) 이중차이(DID)를 활용한 분석 -. 한국정책학회보, 23(3), 411-440.
이정훈·이희연. (2016). 도시-농촌 노인의 주관적 건강수준에 영향을 미치는 요인에 대한 비교. 한국지역지리학회지, 22(3), 553-565.
이주현·이대웅·권기헌. (2018). 기초연금제도의 정책 효과 분석 - 가구균

등화 소비지출 및 소득을 중심으로. 정책분석평가학회보, 28(3), 75-105.

이지연·이홍수·이상화·심경원·변아리·정성록·전혜진. (2018). 한국 노인에서 교육수준과 예방적 건강행위와의 관련성. 대한가정의학회지, 8(2), 220-228.

이채정·권혁주. (2016). 기초연금의 정책효과 분석: 노인의 생활비 지출을 중심으로. 한국행정논집, 28(3), 365-388.

이한주·고유경·김미원. (2011). 의료 인력의 확보가 환자 입원일수에 미치는 영향. 대한간호학회지, 17(3), 327-335.

임경숙·노경희·김아린·임은실. (2014). 3년간 주간보호와 방문요양 서비스를 이용한 치매노인의 인지기능과 일상생활수행능력에 미치는 효과 비교. Journal of the Korean Data Analysis Society, 16(3), 1599-1613.

임민경·김명희·신영전·유원섭·양봉민. (2003). 일부 도시 저소득층 주민의 사회적 지지와 자가평가 건강수준. 예방의학회지, 36(1), 54-62.

임완섭. (2015). 빈곤 노인가구의 유형별 소득 및 지출 특성과 정책과제. 보건복지포럼, 90-103.

임완섭. (2018). 기초연금 추가 지급에 따른 노인빈곤율 변화 분석: 국민기초생활보장제도에 대한 고려를 중심으로. 보건복지포럼, 79-90.

임용빈. (2016). 기초노령연금이 노인의 소비에 미치는 영향에 대한 실증분석 - 회귀단절 모형을 활용하여 -. 고려대학교 석사학위논문.

임준혁. (2019). 기초연금 지급이 노인의 식품소비에 미치는 영향. 고려대학교 석사학위논문.

장수지·김수영. (2016). 노인의 사회경제적 지위에 의한 건강불평등: 심리사회적 기제들의 매개효과 분석. 한국노년학, 36(3), 611-632.

전미애·김정현. (2017). 노인의 소득원별 소득비중이 행복감에 미치는 영향. 노인복지연구, 72(1), 283-303.

정경희·강은나·이윤경·황남희·양찬미. (2016). 노인복지정책 진단과 발전 전략 모색(연구보고서 2016-09). 한국보건사회연구원.

정경희·오영희·이윤경·오미애·강은나·김경래·황남희·김세진·이선희·이석구·홍송이. (2017). 2017년도 노인실태조사(정책보고서 2017-53). 한국보건사회연구원.

정연표·이홍직. (2011). 노년기 부부의 결혼불안정성에 영향을 미치는 요인. GRI연구논총, 13(2), 151-180.

정준수. (2020). 생애주기별 문제음주에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 청년, 중년, 노년 3세대 비교를 중심으로. 비판사회정책, 67, 251-297.

조경숙. (2021). 우리나라 만성질환의 발생과 관리 현황. 주간 건강과 질병, 14(4), 166-177.

조자영·최재성. (2020). 빈곤 노인의 식품미보장(food insecurity)과 우울: 무료급식과 식사배달서비스의 조절효과. 사회보장연구, 36(3), 163-189.

장현주. (2013). 기초노령연금의 노인빈곤 감소효과: LIS 소득원천별 노인빈곤 비교. 현대사회와 행정, 23(2), 121-146.

전미애·김정현. (2017). 노인의 소득원별 소득비중이 행복감에 미치는 영향. 노인복지연구, 72(1), 283-303.

진정란·김원섭. (2018). 기초연금이 노인세대 삶의 질에 미치는 영향에 대한 연구. 연금연구, 8(2), 1-27.

천희란·정진주. (2008). 젠더와 건강: 성인지적 보건정책을 위한 시론. 보건행정학회지, 18(2), 130-156.

최영. (2005). 가구형태에 따른 노인의 건강상태 결정요인에 관한 연구. 노인복지연구, 29, 123-149.

최옥금·이상붕·한신실·이은영. (2016). 2016년 기초연금의 사회경제적 효과 분석 연구: 기초연금이 수급자의 삶에 미친 영향을 중심으로 (프로젝트 2016-03). 국민연금연구원.

통계청. (2019). 한국의 사회동향 2019.

통계청. (2021a). 2021 고령자 통계.

통계청. (2021b). 2021년 사회조사 결과.

통계청. (2022a). 2021년 생명표.

통계청. (2022b). 2021년 사망원인통계 결과. 1-59.

한국고용정보원. (2018). 2018년 고령화 연구패널 이용자 가이드.

한경혜·이정화·Ryff, C.·Mark, N·옥선화·차승은. (2003). 한국 중년남녀의 건강상태 및 건강관리행동: 성별, 연령집단별 차이를 중심으로. 대한가정학회지, 41(1), 213-229.

한상희·강정규·홍재석. (2021). 우리나라 노인인구의 주관적 건강상태 관련 요인에 관한 연구. 보건행정학회지, 31(1), 56-64.

한신실·홍정민. (2021). 2021년 기초연금 수급자 실태 분석(프로젝트 2021-03). 국민연금연구원.

한신실·유희원·홍정민·박주혜. (2022). 제9차(2021년도) 중고령자의 경제생활 및 노후준비 실태(조사보고서 2022-01). 국민연금연구원.

한은정·송미경·김정희·윤종률. (2020). 노인장기요양보험 등급판정자의 장기요양 진입 전 10년간 건강상태 변화와 대응방안. 한국노년학, 40(6), 1045-1059.

한혜경·이유리. (2009). 독거노인의 정신건강수준과 영향요인. 한국노년학, 29(3), 805-822.

현경래·이선미. (2012). 노인장기요양보험 급여이용이 기능상태 변화에 미치는 영향. 한국노년학, 32(2), 593-609.

황인욱·이태진. (2020). 기초연금 인상이 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향. 보건사회연구, 40(3), 178-215.

황인욱·이태진. (2023). 성인 자녀의 주관적 웰빙에 대한 기초연금의 세대 간 영향. 보건사회연구, 43(1), 191-208.

<국외 문헌>

Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters,* 80, 123-129.

Aguila, E., Kapteyn, A., & Smith, J. P. (2015). Effects of income supplementation on health of the poor elderly: The case of Mexico. *PNAS*, 112(1), 70-75.

Andren, M. E., Carter, B. W., Malmgren, A. J., & Patrick, L. D. (1994). Screening for depression in well older adults: Evaluation of a Short Form of the CES-D. *American Journal of Preventive Medicine*, 10(2), 77-84.

Angrist, J. and J. Pischke, 2008. Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion, Princeton university press.

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), 1-42.

Bärebring, L., Palmqvist, M., Winkvist, A., & Augustin, H. (2020). Gender differences in perceived food healthiness and food

avoidance in a Swedish population-based survey: a cross sectional study. *Nutrition Journal*, 19(140), 1-8.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.

Barrientos, A., & Lloyd-Sherlock, P. (2002). Non-contributory pensions and social protection(Discussion paper 12). Geneva, Switzerland: International Labour Organization.

Barrientos, A. (2003). What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa. In Chronic Poverty Research Centre.

Bennett, I. M., Chen, J., Soroui, J. S., & White, S. (2009). The contribution of health literacy to disparities in self-rated health status and preventive health behaviors in older adults. *Annals of Family Medicine*, 7(3), 204-211.

Bentley, R., Baker, E., & Mason, K. (2012). Cumulative exposure to poor housing affordability and its association with mental health in men and women. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(9), 761-766.

Bertranou, F., & Grushka, C. O. (2002). The non-contributory pension programme in Argentina: Assessing the impact on poverty reduction(ESS Paper 5). Geneva, Switzerland: International Labour Organization.

Bird, C. E., & Rieker, P. P. (1999). Gender matters: An integrated

model for understanding men's and women's health. S*ocial Science and Medicine*, 48(6), 745-755.

Brenes-Camacho, G. (2011). Favourable changes in economic well-being and self-rated health among the elderly. *Social Science and Medicine*, 72(8), 1228-1235.

Case, A., & Deaton, A. (1998). Large cash transfers to the elderly in South Africa. *The Economic Journal*, 108(450), 1330-1361.

Case, A. (2001). Does money protect health status? Evidence from South African pensions, NBER Working papers 8495.

Case, A. (2004). Does money protect health status? Evidence from South African pensions. NBER Chapters, in: Perspectives on the Economics of Aging, NBER. 287-312.

Case, A., & Wilson, F. (2000). Health and wellbeing in South Africa: Evidence from the Langeberg Survey. Princeton University.

Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2017). A practical introduction to regression discontinuity designs: Part 1.

Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2018). A practical introduction to regression discontinuity designs: Volume II.

Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2019). A practical introduction to regression discontinuity designs: Foundations.

Cheng, S. T., & Chan, A. C. M. (2005). The center for epidemiologic studies depression scale in older Chinese: Thresholds for long and short forms. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 20(5), 465-470.

Connelly, J. E., Philbrick, J. T., Smith, G. R., Kaiser, D. L., &

Wymer, A. (1989). Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization. *Medical Care*, 27, S99-S109.

Courtenay, W. H. (2000a). Engendering health: A social constructionist examination of men's health beliefs and behaviors. *Psychology of Men and Masculinity*, 1(1), 4-15.

Courtenay, W. H. (2000b). Constructions of masculinity and their influence on men's well-being: a theory of gender and health. *Social Science and Medicine*, 50, 1385-1401.

Courtenay, W. H., & Mccreary, D. R. (2002). Gender and ethnic differences in health beliefs and behaviors. *Journal of Health Psychology*, 7(3), 219-231.

Crews, D. E., & Zavotka, S. (2006). Aging, disability, and frailty: Implications for universal design. *Journal of Physiological Anthropology*, 25(1), 113-118.

Danigelis, N. L., & McIntosh, B. R. (1993). Resources and the productive activity of elders: Race and gender as contexts. *Journals of Gerontology*, 48(4), 192-203.

De Carvalho Filho, I. E. (2012). Household income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: Evidence from a social security reform. *Economic Development and Cultural Change*, 60(2), 399-435.

DeLeire, T. (2000). The wage and employment effects of the Americans with disabilities Act. *The Journal of Human Resources*, 35(4), 693-715.

Dibben, C., Anita, S., Noble, M., Hill, A., Goldacre, M., Surrender, R., Goodman, N., Lloyd, M., Wright, G., & Smith, G. (2001). Health Poverty Index Scoping Project.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and grandaughters: Old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(1), 1-25.

Esser, I., & Palme, J. (2010). Do public pensions matter for health and wellbeing among retired persons? Basic and income security pensions across 13 Western European countries. *International Journal of Social Welfare*, 19, S103-S120.

Ferraro, K. F. (1980). Self-ratings of health among the old and the old-old. *Journal of Health and Social Behavior*, 21(4), 377-383.

Forget, E. L. (2011). The town with no poverty: The health effects of a Canadian guaranteed annual income field experiment. *Canadian Public Policy*, 37(3), 283-305.

Galiani, S., Gertler, P., & Bando, R. (2016). Non-contributory pensions. *Labour Economics*, 38, 47-58.

Goldman, Dana P., & Darius N. Lakdawalla. (2005). A theory of health disparities and medical technology. *Contributions in Economic Analysis and Policy*, 4(1), 1-30.

Herd, P., Schoeni, R. F., & House, J. S. (2008). Upstream solutions: Does the supplemental security income program reduce disability in the elderly? *The Milbank Quarterly*, 86(1), 5-45.

Hessel, P., Avendano, M., Rodríguez-Castelán, C., & Pfutze, T. (2018). Social pension income associated with small improvements in

self-reported health of poor older men in Colombia. *Health Affairs*, 37(3), 456-463.

House, J. S., Lepkowski, J. M., Kinney, A. M., Mero, R. P., Kessler, R. C., & Herzog, A. R. (1994). The social stratification of aging and health. *Journal of Health and Social Behavior*, 35(3), 213-234.

House, J. S., Lantz, P. M., & Herd, P. (2005). Continuity and change in the social stratification of aging and health over the life course: Evidence from a Nationally Representative Longitudinal Study From 1986 to 2001/2002(Americans' changing lives study). *The Journals of Gerontology: Series B*, 60B(Special Issue Ⅱ), 15-26.

Hsu, C. H., Chou, Y. J., & Pu, C. (2016). The effect of continuity of care on emergency room use for diabetic patients varies by disease severity. *Journal of Epidemiology*, 26(8), 413-419.

Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality : A review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21-37.

Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5-86.

Hubbard, R. G., Skinner, J., & Zeldes, S. P. (1995). Precautionary saving and social Insurance. *Journal of Political Economy*, 103(2), 360-399.

Kandrack, M., Grant, K. R., & Segall, A. (1991). Gender differences in

health related behaviour: Some unanswered questions. *Social Science and Medicine*, 32(5), 579-590.

Khandker, S., Koolwal, G, and Samad, H. (2010). Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices, Washington: The World Bank.

Kessler, R. C. (1997). The effects of stressful life events on depression, *Annual Review of Psychology*, 48, 191-214.

Kim, J., Lee, T. J., & Kim, C. S. (2020). The association between the basic old-age pension and depression of the older adults in Korea. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 53(5), 332-341.

Klumb, P. L., & Baltes, M. M. (1999). Time use of old and very old Berliners: Productive and consumptive activities as functions of resources. *The Journals of Gerontology: Series B*, 54B(5), S271-S278.

Ko, H., Park, Y. H., Cho, B. L., Lim, K. C., Chang, S. J., Yi, Y. M., Noh, E. Y., & Ryu, S. I. (2019). Gender differences in health status, quality of life, and community service needs of older adults living alone. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 83, 239-245.

Koh, K., & Yang, H. (2017). Does a government public transfer program crowd out intergenerational transfers? Evidence from South Korea. 2017 Korea's Allied Economic Associations annual meeting.

Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection

in U.S. House elections. *Journal of Econometrics*, 142(2), 675-697.

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. *Journals of Gerontology: Series B*, 74(3), 506-515.

Li, Q., & Racine, JS. (2007). Nonparametric econometrics: Theory and practice. Princeton University Press.

Liang, J. (1986). Self-reported physical health among aged adults. *Journals of Gerontology*, 41(2), 248-260.

Liang, W., Shediac-rizkallah, M. C., Celentano, D. D., & Rohde, C. (1999). A population-based study of age and gender differences in patterns of health-related behaviors. *American Journal of Preventive Medicine*, 17(1), 8-17.

Link, B. G. & Phelan, J., (1995). Social conditions as fundamental causes of disease. *Journal of Health and Social Behavior*, 80-94.

Macintyre, S., Maciver, S., & Sooman, A. (1993). Area, class and health: Should we be focusing on places or people? *Journal of Social Policy*, 22(2), 213-234.

MC, Gulliford., S, Naithani., & M, Morgan. (2007). Continuity of care and intermediate outcomes of type 2 diabetes mellitus. *Family Practice*, 24(3), 245-251.

McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of*

Econometrics, 142(2), 698-714.

McGinnis, J. M., & Foege, W. H. (1993). Actual causes of death in the United States. *Journal of the American Medical Association*, 270(18), 2207-2212.

Nam, Y. S., Cho, K. H., Kang, H. C., Lee, K. S., & Park, E. C. (2016). Greater continuity of care reduces hospital admissions in patients with hypertension: An analysis of nationwide health insurance data in Korea, 2011-2013. *Health Policy*, 120(6), 604-611.

Neugarten, B. L. (1974). Age groups in American society and the rise of the young-old. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 415(1), 187-198.

OECD KOREA Policy Centre 역. (2020). 한 눈에 보는 보건의료 2019: OECD 지표. OECD. 2019. Health at a Glance 2019: OECD Indicators.

OECD (2021), Health at a Glance 2021: OECD Indicators, OECD Publishing, Paris.

Pak, T. Y. (2019). The health effects of non-contributory pension: Korean evidence. *Consumer Interests Annual*, 65, 1-9.

Pak, T. Y. (2020). Social protection for happiness? The impact of social pension reform on subjective well-being of the Korean elderly. *Journal of Policy Modeling*, 42(2), 349-366.

Pak, T. Y. (2021). What are the effects of expanding social pension on health? Evidence from the basic pension in South Korea. *Journal of the Economics of Ageing*, 18(October 2020), 100287.

Pappas, G., Queen, S., Hadden W, & Fisher, G. (1993). The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine*, 329(2), 103-109.

Riumallo-Herl, C., & Aguila, E. (2019). The effect of old-age pensions on health care utilization patterns and insurance uptake in Mexico. *BMJ Global Health*, 4(6), 1-10.

Ross, C. E., & Bird, C. E. (1994). Sex stratification and health lifestyle: Consequences of men's and women's perceived health. *Journal of health and Social Behavior*, 35, 161-178.

Rowe, J. W., & Kahn, R. L. (1997). Successful aging. *The Gerontologist*, 37(4), 433-440.

Salinas-Rodriguez, A., Torres-Pereda, M. D. P., Manrique-Espinoza, B., Moreno-Tamayo, K., Maria, M., & Solis, T. llez-R. (2014). Impact of the non-contributory social pension program 70 y más on older adults' mental well-being. *Public Library of Science*, 9(11), 1-10.

Schwarzer, H., & Querino, A. C. (2002). Non-contributory pensions in Brazil: The impact on poverty reduction(ESS Paper No. 11). Geneva: International Labour Office.

Sen A. (2002). Why health inequality? *Health Economics*, 11(8), 659-666.

Seo, B. K., & Park, G. R. (2021). Food insecurity and housing affordability among low-income families: Does housing assistance reduce food insecurity? *Public Health Nutrition*,

24(13), 4339-4345.

Shin, E., & Do, Y. K. (2015). Basic old-age pension and financial wellbeing of older adults in South Korea. *Ageing and Society*, 35(5), 1055-1074.

Timpini, A., Facchi, E., Cossi, S., Ghisla, M. K., Romanelli, G., & Marengoni, A. (2011). Self-reported socio-economic status, social, physical and leisure activities and risk for malnutrition in late life: A cross-sectional population-based study. *The Journal of Nutrition, Health and Aging*, 15(3), 233-238.

Umberson, D. (1987). Family status and health behaviors: Social control as a dimension of social integration. *Journal of Health and Social Behavior*, 28(3), 306-319.

Waern, M., Rubenowitz, E., & Wilhelmson, K. (2003). Predictors of suicide in the old elderly. *Gerontology*, 49(5), 328-334.

WHO. (1998). Technical report on gender and health. Geneva: World Health Organization.

Worrall G, Knight J. (2011). Continuity of care is good for elderly people with diabetes: Retrospective cohort study of mortality and hospitalization. *Canadian Family Physician*, 57(1), e16-e20.

<부표 1> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: PSM-DID 분석결과

	우울수준	주관적 건강상태	만성질환 진료지속	입원이용
기초연금 정책효과	-0.420	0.023	-0.043	0.023
(처치집단x정책이후)	(0.337)	(0.029)	(0.027)	(0.024)
처치집단	0.031	-0.041+	0.060**	-0.010
(65~74세)	(0.236)	(0.021)	(0.020)	(0.018)
정책이후	-1.032***	0.009	0.044+	-0.044*
(2014, 2016)	(0.310)	(0.026)	(0.025)	(0.022)
상수항	-4.144	1.126	0.953	-1.542*
Adjusted R2	0.138	0.140	0.003	0.016
사례 수	6,288	6,288	5,062	6,288

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함
3) 인구학적, 사회경제적, 건강행태 변수를 모형에 포함하여 보정한 수치임

<부표 2> 2014년 기초연금이 우울수준에 미치는 영향과 경로

기초연금 → 경로변수 → 우울수준	Z	S.E.	p-value	ab/c(%)
전반적인 삶에 대한 만족도	1.244	0.041	0.213	11.3
배우자와의 관계에 대한 만족도	2.361	0.043	0.018	22.7
사회참여	-0.085	0.017	0.932	0.3

주: ab/c 총 효과에서 매개효과 설명력

<부표 3> 분석 대상의 일반적 특성: 빈곤 노인

		전(2010, 2012)		후(2014, 2016)	
		55~64세	65~74세	55~64세	65~74세
건강수준	우울수준(0~30)	8.33(5.97)	8.75(5.83)	7.94(5.78)	7.48(5.73)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	61.55	51.44	61.28	56.80
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	83.43	88.67	81.01	88.05
	입원이용(예=1)	19.92	18.96	11.65	17.28
연령		60.34(2.92)	70.24(2.75)	60.47(2.83)	70.45(2.78)
여성		67.13	63.39	68.80	69.33
배우자(있음)		70.92	70.26	64.66	69.87
교육수준					
초졸이하		56.18	72.53	44.36	65.98
중졸		17.93	12.36	23.68	14.79
고졸이상		25.90	15.11	31.95	19.22
거주지					
대도시		40.44	37.77	48.87	39.63
중소도시		31.67	27.75	27.82	30.45
읍면부		27.89	34.48	23.31	29.91
기초생활보장(만원)		382.84(146.21)	339.45(137.60)	401.56(219.08)	302.50(157.51)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		30.68	32.35	23.68	32.18
현재 흡연(예=1)		20.52	13.60	16.54	8.10
현재 음주(예=1)		31.08	25.82	24.06	25.70
식비 지출(만원)		279.62(164.54)	248.57(155.62)	283.84(158.50)	257.76(139.58)
보건의료비 지출(만원)		64.27(82.29)	82.77(115.62)	70.22(115.19)	76.44(94.59)
주거비 지출(만원)		120.33(78.39)	124.54(75.02)	124.95(73.76)	120.27(73.45)
전반적인 삶의 질 만족도(0~100)		53.75(20.33)	54.24(19.07)	52.26(19.29)	55.51(17.35)
배우자와의 관계 만족도(0~100)		65.96(17.01)	63.60(18.44)	61.80(15.55)	63.61(16.46)
자녀와의 관계 만족도(0~100)		66.74(20.94)	66.41(20.16)	66.17(19.66)	65.50(18.82)
사회참여(1개 이상=1)		64.34	63.05	62.03	65.12
사례 수		502	1,456	266	926

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 및 소비지출 변수의 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질가격으로 변환하고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 2,394건, 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도의 경우 배우자와 자녀가 있다고 응답한 각각 2,197건과 2,074건이 분석에 포함되었음

<부표 4> 분석 대상의 일반적 특성: 비빈곤 노인

		전(2010, 2012)		후(2014, 2016)	
		55~64세	65~74세	55~64세	65~74세
건강수준	우울수준(0~30)	6.04(4.57)	7.41(5.47)	5.19(4.63)	6.17(5.23)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	85.25	69.35	89.84	75.05
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	77.35	82.80	76.93	83.09
	입원이용(예=1)	9.81	15.72	7.33	10.95
연령		59.33(2.89)	69.23(2.84)	59.23(2.87)	69.20(2.85)
여성		53.16	50.89	53.46	51.49
배우자(있음)		89.87	79.79	90.10	82.35
교육수준					
초졸이하		27.57	51.89	17.43	43.27
중졸		24.48	17.06	20.13	21.80
고졸이상		47.95	31.05	62.44	34.93
거주지					
대도시		45.03	41.92	45.62	41.63
중소도시		33.33	31.31	35.65	32.11
읍면부		21.64	26.76	18.73	26.26
기초생활보장(만원)		373.63(212.53)	348.33(181.92)	401.12(207.25)	298.71(214.05)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		39.62	38.54	37.19	38.93
현재 흡연(예=1)		21.17	14.45	17.04	11.37
현재 음주(예=1)		43.73	32.05	45.01	34.26
식비 지출(만원)		471.37(221.26)	417.51(220.18)	515.66(218.48)	433.70(204.65)
보건의료비 지출(만원)		76.40(135.72)	97.82(145.12)	68.50(108.78)	88.43(125.27)
주거비 지출(만원)		161.15(93.33)	155.27(81.86)	157.46(78.80)	152.55(80.08)
전반적인 삶의 질 만족도(0~100)		64.35(15.22)	61.11(16.56)	65.73(14.07)	62.80(15.57)
배우자와의 관계 만족도(0~100)		69.65(14.94)	66.28(16.44)	69.67(13.48)	67.55(14.68)
자녀와의 관계 만족도(0~100)		72.23(15.36)	69.34(15.70)	72.71(13.68)	69.27(15.21)
사회참여(1개 이상=1)		85.15	77.12	88.69	82.32
사례 수		4,048	2,989	4,555	3,298

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 및 소비지출 변수의 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질가격으로 변환하고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 8,680건, 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도는 배우자와 자녀가 있다고 응답한 각각 12,840건과 8,704건이 분석에 포함되었음

<부표 5> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 빈곤 여부별 DID 분석결과

	우울수준		주관적 건강상태		만성질환 진료지속		입원이용
	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤
정책효과	-0.368*	-0.568	0.026*	0.063	0.006	0.023	-0.024*
(처치집단x정책이후)	(0.159)	(0.469)	(0.012)	(0.040)	(0.017)	(0.039)	(0.011)
처치집단	0.501**	0.130	-0.026+	-0.075+	0.020	0.021	0.023+
(65~74세)	(0.178)	(0.472)	(0.014)	(0.040)	(0.019)	(0.036)	(0.012)
정책이후	-0.718***	-0.624	0.033***	0.008	-0.001	-0.031	-0.025***
(2014, 2016)	(0.097)	(0.413)	(0.007)	(0.035)	(0.013)	(0.036)	(0.006)
여성	-0.097	0.060	0.011	0.006	-0.051***	0.018	-0.017**
	(0.101)	(0.262)	(0.007)	(0.022)	(0.011)	(0.018)	(0.007)
연령	-0.216	-0.361	0.044***	0.043	0.049*	0.001	0.009
	(0.173)	(0.494)	(0.013)	(0.043)	(0.020)	(0.041)	(0.011)
연령제곱	0.002	0.003	-0.000***	-0.000	-0.000*	0.000	-0.000
	(0.001)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
배우자유무	-1.054***	-1.255***	0.009	0.022	-0.008	0.011	-0.006
	(0.125)	(0.234)	(0.010)	(0.019)	(0.012)	(0.016)	(0.008)
교육수준(ref. 초졸이하)							
중졸	-0.185	0.303	0.061***	0.078**	-0.039***	0.019	-0.029***
	(0.114)	(0.299)	(0.009)	(0.024)	(0.012)	(0.020)	(0.007)
고졸이상	-0.380***	-0.321	0.088***	0.109***	-0.058***	0.006	-0.037***
	(0.104)	(0.278)	(0.008)	(0.023)	(0.011)	(0.020)	(0.007)
거주지(ref. 대도시)							
중소도시	0.434***	-0.214	0.004	-0.002	-0.005	-0.005	0.008
	(0.089)	(0.239)	(0.007)	(0.020)	(0.010)	(0.017)	(0.006)
읍면부	-0.064	0.118	0.012	-0.039+	-0.022+	0.019	0.020**
	(0.103)	(0.234)	(0.008)	(0.020)	(0.011)	(0.017)	(0.007)
기초생활보장	0.348***	0.180*	-0.040***	-0.025***	0.002	0.002	0.011+
	(0.079)	(0.080)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.006)

규칙적인 운동	-0.320***	-1.124***	0.056***	0.080***	-0.009	0.014	-0.010*
	(0.082)	(0.222)	(0.006)	(0.018)	(0.009)	(0.015)	(0.005)
현재 흡연	-0.023	0.323	0.007	-0.050+	-0.025+	0.016	-0.016*
	(0.113)	(0.333)	(0.008)	(0.027)	(0.014)	(0.023)	(0.007)
현재 음주	-0.357***	-0.479*	0.051***	0.052*	0.010	-0.012	-0.040***
	(0.089)	(0.232)	(0.007)	(0.020)	(0.010)	(0.018)	(0.006)
상수항	19.901***	27.297+	-0.453	-0.719	-0.745	0.678	-0.217
Adjusted R2	0.119	0.143	0.188	0.147	0.011	0.007	0.021
사례 수	14,890	3,150	14,890	3,150	8,680	2,394	14,890

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함

<부표 6> 분석 대상의 일반적 특성: 여성 노인

		전(2010, 2012)		후(2014, 2016)	
		55~64세	65~74세	55~64세	65~74세
건강수준	우울수준(0~30)	6.69(4.93)	8.40(5.71)	5.55(4.79)	6.82(5.34)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	79.71	57.28	86.71	65.94
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	77.21	85.01	75.23	83.99
	입원이용(예=1)	12.01	17.43	8.52	12.78
연령		59.40(2.89)	69.62(2.80)	59.34(2.89)	69.56(2.90)
배우자(있음)		82.84	64.32	84.91	69.15
교육수준					
초졸이하		41.50	74.59	26.47	63.03
중졸		25.15	13.38	24.26	18.46
고졸이상		33.35	12.03	49.27	18.50
거주지					
대도시		44.27	41.12	45.38	41.07
중소도시		32.58	29.13	34.45	31.24
읍면부		23.14	29.75	20.17	27.69
기초생활보장(만원)		336.49(150.96)	360.03(142.17)	450.35(244.42)	335.55(197.93)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		37.28	30.81	36.10	33.08
현재 흡연(예=1)		2.53	2.17	1.76	1.67
현재 음주(예=1)		22.98	12.40	24.14	14.66
식비 지출(만원)		435.13(221.33)	343.90(219.06)	486.62(218.18)	370.17(204.11)
보건의료비 지출(만원)		80.07(140.57)	91.97(138.62)	74.64(121.63)	85.66(110.00)
주거비 지출(만원)		156.26(90.33)	143.46(82.05)	156.15(79.14)	143.52(81.32)
전반적인 삶의 질 만족도(0~100)		62.12(15.95)	57.27(17.59)	64.61(14.73)	60.02(16.35)
배우자와의 관계 만족도(0~100)		67.36(15.64)	62.46(17.41)	68.16(14.00)	64.43(16.03)
자녀와의 관계 만족도(0~100)		71.76(16.08)	67.62(17.43)	72.33(14.02)	68.23(16.52)
사회참여(1개 이상=1)		81.52	69.44	85.91	75.60
사례 수		2,489	2,444	2,618	2,340

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 및 소비지출 변수의 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질가격으로 변환하고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 6,634건, 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도의 경우 배우자와 자녀가 있다고 응답한 각각 7,473건과 6,828건이 분석에 포함되었음

<부표 7> 분석 대상의 일반적 특성: 남성 노인

		전(2010, 2012)		후(2014, 2016)	
		55~64세	65~74세	55~64세	65~74세
건강수준	우울수준(0~30)	5.81(4.59)	7.18(5.44)	5.10(4.67)	6.01(5.38)
	주관적 건강상태(좋은편=1)	86.17	71.06	90.10	77.39
의료이용	만성질환 진료지속(예=1)	79.68	84.66	80.19	84.74
	입원이용(예=1)	9.61	15.99	6.45	11.78
연령		59.50(2.93)	69.49(2.90)	59.25(2.88)	69.37(2.84)
배우자(있음)		93.74	91.75	93.19	92.62
교육수준					
초졸이하		17.71	39.18	9.94	29.88
중졸		22.08	18.14	15.66	22.51
고졸이상		60.21	42.68	74.40	47.61
거주지					
대도시		44.83	39.88	46.30	41.35
중소도시		33.82	31.38	36.13	32.38
읍면부		21.35	28.74	17.57	26.27
기초생활보장(만원)		423.15(186.91)	318.24(163.59)	450.35(244.42)	335.55(197.93)
규칙적인 운동(일주일 1회 이상=1)		40.27	43.48	36.86	42.89
현재 흡연(예=1)		43.52	28.84	35.13	21.82
현재 음주(예=1)		65.70	51.52	67.27	54.41
식비 지출(만원)		468.43(225.74)	384.49(210.94)	522.19(224.97)	426.13(203.23)
보건의료비 지출(만원)		69.02(118.04)	94.02(133.51)	61.42(91.62)	85.99(129.99)
주거비 지출(만원)		157.11(95.47)	147.32(79.59)	155.10(78.57)	147.90(77.81)
전반적인 삶의 질 만족도(0~100)		64.45(16.44)	60.80(17.69)	65.44(14.72)	62.68(16.02)
배우자와의 관계 만족도(0~100)		71.41(14.37)	68.06(16.42)	70.65(13.15)	68.99(13.86)
자녀와의 관계 만족도(0~100)		71.22(16.50)	69.47(17.21)	72.19(14.71)	68.68(15.60)
사회참여(1개 이상=1)		84.47	76.26	88.79	82.22
사례 수		2,061	2,001	2,203	1,884

주: 1) 평균(표준편차) 또는 %
2) 기초생활보장 및 소비지출 변수의 경우 통계청에서 제공하는 소비자물가지수를 반영하여 2020년 기준으로 실질가격으로 변환하고, 회귀분석에는 자연로그로 변환한 값을 사용하였음
3) 만성질환 진료지속은 만성질환이 있다고 응답한 4,440건, 배우자 및 자녀와의 관계에 대한 만족도는 배우자와 자녀가 있다고 응답한 각각 7,564건과 3,950건이 분석에 포함되었음

<부표 8> 노인건강에 대한 2014년 기초연금 효과: 성별 DID 분석결과

	우울수준		주관적 건강상태		만성질환 진료지속		입원이용
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성
기초연금 정책효과	-0.360+	-0.447*	0.033*	0.039*	-0.004	0.005	-0.011
(처치집단x정책이후)	(0.211)	(0.199)	(0.016)	(0.016)	(0.023)	(0.020)	(0.014)
처치집단	0.762**	0.166	0.005	-0.074***	0.019	0.024	0.018
(65~74세)	(0.234)	(0.228)	(0.018)	(0.019)	(0.025)	(0.022)	(0.016)
정책이후	-0.628***	-0.848***	0.025**	0.045***	0.001	-0.006	-0.031***
(2014, 2016)	(0.137)	(0.131)	(0.009)	(0.010)	(0.019)	(0.016)	(0.008)
연령	-0.203	-0.317	0.056***	0.031+	0.021	0.039+	0.023
	(0.229)	(0.216)	(0.017)	(0.017)	(0.026)	(0.023)	(0.014)
연령제곱	0.001	0.003	-0.000***	-0.000*	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.002)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
배우자유무	-1.472***	-1.000***	0.040*	0.004	0.020	-0.003	0.010
	(0.236)	(0.128)	(0.018)	(0.010)	(0.023)	(0.011)	(0.014)
교육수준							
중졸	-0.318+	-0.067	0.057***	0.082***	0.010	-0.041**	-0.008
	(0.173)	(0.137)	(0.014)	(0.011)	(0.017)	(0.013)	(0.012)
고졸이상	-0.507***	-0.314*	0.101***	0.095***	0.008	-0.092***	-0.030**
	(0.146)	(0.132)	(0.012)	(0.010)	(0.015)	(0.014)	(0.010)
거주지							
중소도시	0.313*	0.354**	-0.000	0.006	-0.001	-0.008	0.010
	(0.122)	(0.117)	(0.009)	(0.009)	(0.013)	(0.011)	(0.008)
읍면부	-0.029	0.052	0.003	-0.002	-0.011	-0.007	0.022*
	(0.138)	(0.129)	(0.010)	(0.011)	(0.015)	(0.012)	(0.009)
기초생활보장	0.312***	0.278***	-0.038***	-0.037***	0.014*	-0.002	0.007
	(0.076)	(0.079)	(0.007)	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.006)
규칙적인 운동	-0.455***	-0.439***	0.045***	0.074***	0.002	-0.011	-0.006
	(0.112)	(0.108)	(0.008)	(0.008)	(0.012)	(0.011)	(0.007)

현재 흡연	-0.115	1.335**	-0.000	-0.111***	-0.024+	0.067**	-0.020**
	(0.112)	(0.427)	(0.008)	(0.031)	(0.014)	(0.025)	(0.007)
현재 음주	-0.403***	-0.375**	0.096***	0.000	-0.007	0.011	-0.065***
	(0.113)	(0.124)	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.013)	(0.007)
상수항	21.002**	22.743***	-0.866+	-0.050	0.008	-0.447	-0.618
Adjusted R2	0.132	0.142	0.212	0.207	0.004	0.024	0.032
사례 수	8,149	9,891	8,149	9,891	4,440	6,634	8,149

주: 1) + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
2) 만성질환 진료지속의 경우 만성질환이 있다고 응답한 사례만 대상으로 함

Abstract

The Impact of Basic Pension on Elderly Health

Jungwook, Kim
Department of social welfare
The graduate school
Seoul National University

The basic pension system has been considered as the core income security system ever since it was introduced to improve the livelihood and welfare of the elderly. Research on the policy effects of the basic pension has been centered on the economic aspect, but considering that poverty and health are closely linked, it is necessary to evaluate the effects of the basic pension on the aspect of health. In this study, we aimed to investigate the relationship between the basic pension and elderly health and explore the mechanisms of its impact. Furthermore, to determine whether the impact of the basic pension on the health of the elderly varies by different demographic attributes, we categorized the elderly into subgroups based on the

economic status and gender.

This study used data from the Third KLoSA(2010) to the Sixth KLoSA(2016) for analysis as well as data on the level of health (depression level, subjective health status) and use of healthcare services (treatment continuation for chronic health, hospitalization) as indicators of elderly health. To identify the causal relationship between basic pension and elderly health, we employed the difference-in-differences method as the main methodology and examined the robustness of the estimation results through regression discontinuity design.

The results of the analysis are as follows. First, we partially confirmed the impact of the basic pension on the health of the elderly. It was found that the basic pension had an impact on reducing the level of depression and improving the subjective health status of the elderly, and the results were consistent across both methodologies. Second, we partially confirmed the impact of the basic pension on the use of healthcare services by the elderly. Using the regression discontinuity design, we found that the treatment group's probability of continuing treatment for chronic diseases increased around age 65, suggesting that the elderly with chronic diseases had improved access to healthcare services. On the other hand, the probability of hospitalization decreased. However, the late-stage elderly are more likely to be hospitalized due to deteriorating health conditions, which is likely due to the discontinuity in the regression design as it covers a sample close to the threshold age of 65. Third,

we found that the basic pension had a significant effect on reducing depression levels as we measured the level of satisfaction in the spousal relationship. We interpret this as a result of the psychological and economic security provided by the monthly cash payment system of the basic pension, which positively affected the relationship with the spouse. Finally, we learned that the effects of the basic pension on health differed by group. The benefits of the basic pension on health and use of healthcare services were greater among the elderly in the lower economic status group, suggesting that the basic pension policy is effectively working for the target group. On the other hand, no differences in the health outcome by gender were identified, which we attribute to the fact that the analysis did not include the elderly group of people who are aged 75 and over, who are predominantly female.

The significance of this study is that it conducted an empirical analysis based on the features and implications of the difference-in-differences method and regression discontinuity design to investigate the causal relationship between the basic pension and elderly health. The findings that the basic pension has a positive effect on the level of health and use of healthcare services of the elderly indicate that the basic pension has an effective ripple effect on elderly health. We hope that the result of this study will be used as a basis for exploring measures in the public domain to further sustain and promote the health of the elderly.

Keywords: Basic pension, elderly health, use of healthcare service, difference-in-differences, regression discontinuity design

Student Number: 2017-36325