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

정책학석사 학위논문

노인장기요양보험제도가 중년 이용자 가구원의 노동공급에 미치는 영향

- 성향점수매칭과 패널토빗모형을 이용한 분석 -

2021년 2월

서울대학교 행정대학원

행정학과 정책학전공

윤 나 영

노인장기요양보험제도가 중년 이용자 가구원의 노동공급에 미치는 영향

- 성향점수매칭과 패널토빗모형을 이용한 분석 -

지도교수 이 석 원

이 논문을 정책학석사 학위논문으로 제출함

2020년 9월

서울대학교 행정대학원

행정학과 정책학전공

윤 나 영

윤나영의 석사 학위논문을 인준함

2020년 12월

위 원 장 정 광 호 (인)

부위원장 김 윤 지 (인)

위 원 이 석 원 (인)

국문초록

2008년 7월 실시된 노인장기요양보험제도는 고령 및 노인성 질병 등으로 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 사람들에게 신체활동과 일상생활 지원 서비스를 제공하여 노후 생활의 안정과 그 가족의 부담을 덜어주기 위한 사회보험제도이다. 본 연구에서는 특히 사회 문제로 인식되고 있는 중년 가구원의 노인부양 문제에 초점을 맞추어 장기요양보험제도의 정책 효과를 평가하였다.

한국복지패널조사 3차(2007년)~14차(2018년) 데이터를 분석 자료로 사용하였으며 성향점수매칭과 패널토빗모형을 이용하여 분석하였다. 성향점수매칭을 통하여 2008년부터 2018년까지 한 번이라도 장기요양보험을 수급한 가구를 실험집단, 한 번도 수급한 적 없는 가구를 비교집단으로 놓고 프로빗 모형을 바탕으로 성향점수를 추정하였다. 1:5 NN매칭과 0.05 캘리퍼를 사용하여 총 1010개 가구의 표본을 선정하였다. 또한 매칭 전후의 Pseudo-R^2, standardized %Bias, t-검정 등을 통해 밸런스 테스트를 실시하여 실험집단과 비교집단 간의 동등성을 검정하였다.

일반적으로 노동시장에서 능력이 뛰어난 사람들은 시간에 대한 기회비용이 크기 때문에 근로를 그만 두고 직접 가족을 부양하는 대신 근로를 계속하기 위하여 공적 부양 제도를 활용할 가능성이 높다. 본 연구에서는 성향점수매칭을 통하여 이와 같이 장기요양보험 수급 여부에서 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)를 감소시키고자 하였다.

매칭 결과 선정된 1010개 가구를 가구원 기준의 패널 데이터로 구성한 뒤 45세 이상 65세 미만의 중년 가구원 대상으로 데이터 범위를 한정하였다. 총 7,680명의 가구원을 대상으로 장기요양보험

수급의 정책 효과를 알아보기 위한 패널토빗분석을 진행한 결과, 장기요양보험의 수급은 중년 이용자 가구원의 월 근로일수를 약 40% 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 노인장기요양보험이라는 공적 부양제도가 개인 및 가족 단위에서 이루어지고 있는 사적 부양을 대체하고 있음을 보여주는 결과이다. 즉, 노인장기요양보험제도는 장기요양보험을 수급한 중년 가구원들의 노부모 부양부담을 감소시키고 이들이 생산적인 근로활동으로 나아가게끔 촉매체 역할을 하고 있음을 의미한다.

주요어 : 노인장기요양보험제도, 중년, 노동공급, 성향점수매칭, 패널토빗모형

학 번 : 2019-27616

목 차

제 1 장 서론 ····· 1

제 1 절 문제제기 ····· 1

제 2 절 연구의 목적 ····· 2

제 3 절 연구의 구성 ····· 4

제 2 장 이론적 논의 및 선행연구 ····· 6

제 1 절 노인 부양부담 ····· 6

제 2 절 한국 중년과 노인 부양 ····· 9

1. 중년에 대한 정의 ····· 9
2. 중년층의 노인 부양부담 ····· 10

제 3 절 노인장기요양보험제도 ····· 12

1. 해외 선진국의 노인장기요양보험제도 ····· 12
2. 우리나라의 노인장기요양보험제도 ····· 14

제 4 절 노인장기요양보험제도와 노동공급 ····· 19

제 3 장 연구 내용 ····· 22

제 1 절 연구가설 및 연구모형 ····· 22

제 2 절 분석 자료 및 분석 방법 ····· 24

1. 분석 자료 ····· 24
2. 분석 방법 ····· 25

제 3 절 변수 선정 ····· 28

1. 성향점수매칭 사용 변수 ····· 28
2. 패널토빗모형 사용 변수 ····· 31

제 4 장 연구 결과 ····· **35**

제 1 절 기초통계분석 ····· **35**

1. 성향점수매칭 변수의 기초통계량 ····· 35
2. 패널토빗모형 변수의 기초통계량 ····· 38

제 2 절 가설 검정 ····· **41**

1. 성향점수매칭 분석결과 ····· 41
2. 패널토빗모형 분석결과 ····· 47

제 5 장 결론 ····· **51**

제 1 절 연구결과의 요약 ····· **51**

제 2 절 연구의 의의와 한계점 ····· **53**

1. 연구의 의의 ····· 53
2. 연구의 한계 ····· 54

참고문헌 ····· **56**

표 목 차

<표 1> 응답자 특성별 부모부양 기간 ····· 11
<표 2> 장기요양 등급판정 기준 ····· 16
<표 3> 노인장기요양보험제도 급여 종류 ····· 17
<표 4> 성향점수매칭 변수 구성 ····· 29
<표 5> 패널토빗모형 변수 구성 ····· 31
<표 6> 성향점수매칭 변수 기초통계량 ····· 37
<표 7> 중년 가구원의 패널토빗모형 변수 기초통계량 ····· 40
<표 8> 성향점수 산출을 위한 프로빗 회귀분석 결과 ····· 41
<표 9> 밸런스 테스트 결과 ····· 46
<표 10> 패널토빗모형 분석 결과 ····· 48
<표 11> 한계효과 분석 ····· 50

그 림 목 차

[그림 1] OECD 주요국 노인부양비 추이 전망 ····· 8
[그림 2] 연령별 부양비용의 가계소득 부담정도 ····· 11
[그림 3] 부모부양 책임자 인식 조사 ····· 14
[그림 4] 장기요양인정 및 서비스 이용절차 ····· 16
[그림 5] 연구의 분석 틀 ····· 22
[그림 6] 연구모형 ····· 23
[그림 7] 공통영역(common support)의 예 ····· 26
[그림 8] 매칭 전 성향점수분포 그래프 ····· 44
[그림 9] 매칭 후 성향점수분포 그래프 ····· 44

제 1 장 서론

제 1 절 문제제기

우리나라는 2017년 고령사회에 들어선 이후 세계에서 유래를 찾기 힘들 정도로 빠르게 고령화가 이루어지고 있다. 통계청의 '2019 고령자 통계'에 따르면 2019년 우리나라의 65세 이상 고령자는 전체 인구의 14.9%로 2050년에는 20.3%, 2067년에는 46.5%로 급속히 증가할 것으로 예상된다. 이러한 노인인구의 증가는 가구 단위에서 노부모 부양에 따른 경제적 · 비경제적 비용을 증가시키는 등 부양에 대한 부담을 급속히 가중시키고 있다(통계개발원, 2009).

예를 들어, 한국여성개발원에서 실시한 '가족 내 돌봄노동 실태조사'에서는 취업자의 52.7%가 노인 부양으로 인해 취업 상태에 변화가 있었다고 응답했으며, 변화 내용으로는 '근로시간을 줄였다'가 가장 많은 응답 비율을 차지했다. 또한 취업을 중단한 사람들 가운데 62%는 노인 부양이 원인이 되어 일을 중단하게 되었다고 응답한 바 있다(장혜경 외, 2006).

최근 들어서는 여성의 경제활동 증가와 노인부양에 대한 인식 변화 등으로 인해 노인부양을 개인의 문제로만 치부할 수 없게 되었으며, 국가와 사회가 함께 해결해야 한다는 인식의 전환이 이루어지고 있다. 우리나라에서 2008년 7월 실시된 장기요양보험제도는 이러한 가족부양 부담의 문제를 해결하고 노인의 삶의 질을 향상하기 위한 목적으로 시행되었다(김민주, 황준용, 2019).

노인장기요양보험제도가 실시된 지 10여년이 지난 지금, 장기요양보험 등급인정을 받는 노인은 매년 증가하는 추세이다. 장기요양보험 인정노인은 2014년 42만4천572명, 2015년 46만7천752명, 2016년 51만9천850명, 2017년 58만5천850명 등으로 증가[1]하고 있으며, 2019년 5월 31일 기준

1) 연합뉴스[웹페이지]. (2020.09.13.). URL:

장기요양보험 등급인정 노인 수는 70만8천명으로 65세 이상 노인 전체(778만명)의 9.1%에 달한다.[2] 이처럼 가구 내 장기요양보험을 수급하는 노인이 지속적으로 증가하고 있는 상황에서, 장기요양보험제도가 가구원들의 부양부담을 완화하고 생산성 향상을 위한 촉매제 역할을 하는가에 대해 평가하는 것은 정책 지속성 여부를 판단하기 위해 반드시 필요한 일일 것이다.

이론적으로 노인장기요양보험제도와 같이 국가에 의해 실시되는 공식적인 부양 제도가 비공식적인 가족 부양을 충분히 대체하게 되면 부양 제공자의 부담을 감소시켜 노동 공급이 증가하게 된다(권현정, 고지영, 2015). 그러나 공식적 부양 제도의 제공량이 충분하지 못하여 제한적인 수준으로 제공된다면 공식적인 부양 제도를 이용할지라도 가구원에 의한 부가적인 부양 지원이 요구되는 등(선우덕 외, 2015) 노동공급이 증가하지 않는다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본 연구에서는 노인장기요양보험제도와 같은 공적부양이 사적부양을 충분히 대체하여 이용자 가구원이 생산 활동으로 나아가는지 살펴봄으로써 장기요양보험이 부양 가구에 미치는 정책 효과를 추정할 것이다. 구체적으로 부양 가구의 가구원 중에서 노부모에 대한 부양부담이 가장 높은 세대인 중년의 노동공급을 살펴봄으로써 이들의 부양부담 완화가 사회경제 전반에 영향을 끼칠 수 있음을 보일 예정이다.

제 2 절 연구의 목적

본 연구는 다음과 같은 연구목적을 달성하고자 한다. 첫째, 노인장기요양보험제도의 수급이 가구 내 중년 가구원의 노동공급에 미치는 영향을

---

https://www.yna.co.kr/view/AKR20180823061800017

2) KBS뉴스[웹페이지]. (2020.08.24.). URL: http://world.kbs.co.kr/service/news_view.htm?lang=k&Seq_Code=332124

살펴봄으로써 제도 이용과 그에 따른 경제적 효과 간의 인과관계를 파악하고자 한다. 해당 인과관계를 성향점수매칭과 패널토빗분석의 통계적 방법론으로 검정하여 제도의 효과성을 파악할 것이다.

만약 노인장기요양보험제도의 수급이 중년 가구원의 노동공급에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는다면, 이중부양과 노인부양비 증가 등으로 높은 부양 부담을 안고 있는 중년 집단이 공적 부양에 기대어 생산적 활동으로 나아가지 못하고 있음을 의미한다. 반대로, 노인장기요양보험제도의 수급이 중년 가구원의 노동공급에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다면, 공적 부양이 중년 가구원의 개인적인 노부모 부양을 대체하여 생산적 활동으로 이어지고 있음을 의미할 것이다. 어떠한 제도가 도입되었을 때, 제도의 효과를 측정함으로써 앞으로 이를 계속 시행할지, 혹은 중단할지 결정하는 것은 불필요한 제도 운영 비용을 줄이고 한정된 자원을 효율적으로 사용하는 데에 중요하다. 이러한 연구 목적을 달성하기 위하여 본 연구에서는 노인장기요양보험제도가 중년 제도 이용자 가구원의 노동공급에 미치는 방향 및 그 크기를 파악하여 정책 효과의 충분성을 고찰할 것이다.

둘째, 노인장기요양보험제도가 가구원의 노동 참여에 미치는 영향 여부를 파악한 분석 결과를 바탕으로 제도의 개선책을 수립하기 위한 근거자료를 마련하고자 한다. 2005년 한국보건사회연구원은 OECD 국가의 노인장기요양서비스 체계를 비교하고 정책적 함의를 이끌어낸 보고서를 발표한 바 있다. 해당 보고서에서는 대부분의 국가에서 장기요양보호의 시행과 관련하여 가족부담의 사회화와 사회 연대 등 궁극적인 지향점의 선택, 부양자에 대한 배려 등을 노인장기요양보험제도 개선을 위한 주요 쟁점으로 선정하고 있음을 언급하였다(최은영 외, 2005). 장기요양보험의 수급이 중년 가구원의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보는 본 연구의 분석을 근거자료로 하여 해당 쟁점들이 우리나라 노인장기요양보험제도의 개선에 반영되도록 할 수 있다.

셋째, 노인장기요양보험제도가 개인과 가족에 미치는 다양한 영향 가운데에서도 노동 공급을 중심으로 제도의 효과를 검증하고자 한다. 개인

의 노부모 부양부담 문제는 고령화가 급속히 진전될수록 매우 중요하게 다루어져야 할 주제이지만, 수급자를 대상으로 한 기존의 선행연구들은 주로 노인장기요양보험제도가 수급자의 만족도에 미치는 영향, 급여 서비스 종류에 따른 이용률 차이 등에 초점을 맞추어왔다. 본 연구에서는 그동안 국내에서 많은 연구가 이루어지지 않았던 가족 부양자의 근로 참여에 초점을 맞추어 분석을 진행하고자 한다. 이를 통해 도입된 지 10여 년이 지난 우리나라의 노인장기요양보험제도가 부양자 가족의 부양 부담 감소와, 이들의 생산성 향상에 얼마나 기여하고 있는지 실증적으로 검토해보고자 한다.

제 3 절 연구의 구성

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장은 이론적 논의 및 선행연구를 검토하는 장으로서 중년의 부양부담에 대해 살펴보았다. 1절에서는 부양부담의 개념을 살펴보고 노인 부양부담에 영향을 주는 요인에 대해 설명한 이론들을 검토하였다. 대표적으로 Pearlin et al.(1990)의 스트레스 과정 모델(Stress Process Model)과 Montgomery et al.(1985)의 부양부담 결정 요인 등을 소개하였다.

2절에서는 중년의 개념 및 중년의 노부모 부양부담에 관한 선행연구를 살펴보았다. 학자마다 다른 중년의 정의를 사용하고 있으나 본 연구에서는 평균적으로 인지되는 주관적인 중년의 시기와 노인으로 간주되는 일반적 시기를 종합하여 중년 집단을 정의하였다.

3장은 본격적인 연구의 내용으로 1절에서는 연구가설과 연구모형을 설명하였다. 2절에서는 연구에 사용되는 분석자료와 분석방법을 제시하였다. 본 연구는 성향점수매칭과 패널토빗모형을 분석방법으로 사용하며 해당 절에서는 해당 통계 방법론에 대한 설명과 이를 선택한 이유를 제시하였다. 3절에서는 성향점수매칭과 패널토빗모형에서 사용한 변수를 설명하였다.

4장에서는 기초통계량, 성향점수매칭결과 및 패널토빗분석 결과 등의 연구 결과를 제시하였다. 매칭에 사용된 성향점수 도출을 위한 Probit 분석 결과와 매칭 전후 실험집단과 비교집단의 동질성을 분석하는 밸런스 테스트 결과를 첨부하였다. 마지막으로 5장에서는 본 연구 결과의 요약과 연구의 의의 및 한계점을 제시하였다.

제 2 장 이론적 논의 및 선행연구

제 1 절 노인 부양 부담

우리나라에서 노부모 부양의 문화는 유교 전통에 따라 자녀 양육에 대응하는 호혜적 문화로 형성되어 왔다(공병혜, 2010). 특히 노부모 부양을 책임지는 자녀는 부양의 대가로 논과 밭을 물려받아 자연스럽게 '가정 내 사회보장'이 이뤄지곤 했다(김혜경, 2008; 김혜경, 박천만, 2010). 그러나 과거와 다르게 현재의 노인 부양은 핵가족화와 여성인구의 경제활동 참가율 증가 등으로 노인부양의식이 약화되고 있으며, 의무적인 노인 부양이 야기하는 경제적·심리적 비용 등으로 성인 자녀들에게 부담을 가중시키고 있다(오현주, 2015).

일반적으로 가장 보편적으로 받아들여지고 있는 부양부담(caregiving burden) 개념은 부양의 영향 또는 결과로서의 개념이다(이은희, 2003). 즉, 부양부담이란 부양자가 피부양자를 부양하는 중에 신체적, 심리적, 경제적, 사회적, 환경적인 부분에서 유발되는 다차원적인 부담으로 정의할 수 있다(Poulshok & Deimling, 1984; George & Gwyther, 1986).[3)]

이러한 부양부담은 부양자가 느끼는 부정적 정서와 같은 '주관적' 부담과, 시간적 제약이나 재정적 부담, 신체적 건강상태 등의 '객관적' 부담까지 포함한 개념으로(Thompson & Doll, 1982) 노인의 기능감소나 장애가 부양자의 생활에 증가 또는 감소하는 방향으로 영향을 끼치는 매개요인

3) '부양'이라는 단어는 '봉양', '수발', '돌봄' 등의 용어와 비교 가능한 개념이다. 일반적인 경향으로 부양은 경제적인 원조에 사용하고, 봉양이나 수발, 돌봄은 신체적 및 정서적인 원조에 사용한다(양영자, 2009; 김유경, 2016). 본 연구에서는 부양부담을 부양자가 피부양자를 부양하는 중에 신체적, 심리적, 경제적, 사회적, 환경적인 부분에서 유발되는 다차원적인 부담으로 정의하였다(Poulshok & Deimling, 1984; George & Gwyther, 1986). 이러한 부양 부담 정의의 연장선상으로 '부양'을 신체적, 심리적, 경제적, 도구적 지원을 제공하는 다차원적 개념으로 정의하여 '돌봄'이나 '수발' 등을 포함하는 의미로 간주할 것이다.

이라 정의하기도 한다(김양이, 2004).

지금까지 부양부담에 영향을 미치는 요인에 관한 연구는 다양하게 이루어져 왔다. Montgomery et al.(1985)은 소득이 주관적 부양부담을 결정하는 예측요인으로 작용함을 설명하였으며, Pearlin et al.(1990)은 스트레스 과정 모델(Stress Process Model)을 바탕으로 치매노인의 건강 상태와 같이 부양부담을 야기하는 1차적 스트레스 요인, 노인 부양으로 인한 건강상태와 역할 변화 등 부양자의 삶에서 내적·외적인 갈등으로 발현되는 2차적 스트레스 요인, 부양부담의 완화와 관계된 사회적 지지 요인, 마지막으로 부양의 상황 및 맥락에 관한 부양 배경을 제시하였으며, 이러한 요인들이 부양자의 부양부담에 직·간접적으로 영향을 미치는 것으로 보았다(한숙정 외, 2014).

국내연구에서 윤현숙 외(2000)는 뇌졸중으로 치료를 받은 노인의 가족 부양자 부양부담에 미치는 영향 요인으로 노인의 기능 상태, 가구의 소득수준, 부양자의 교육수준, 건강수준, 취업여부 및 동거 가족 수, 정서적 지원, 경제적 지원 등이 유의했음을 분석하였다. 또한 김양이(2004)의 연구에서는 부양자의 정기적인 수입, 학력, 주거형태 등이 부양부담에 유의하게 영향을 미치는 요인으로 나타났다.

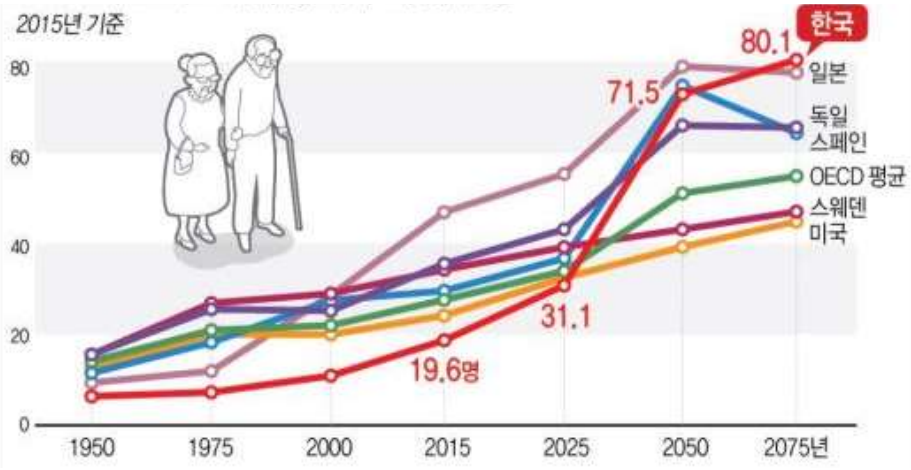
일반적으로 노인 부양의 결과로 부양 제공자는 많은 시간을 노인 부양에 사용해야 하는 등 개인적인 시간과 자유를 가지지 못해 일상적인 외출이 어려우며 이웃과의 접촉 기회가 제한되기도 한다(오현주, 2015). 이는 사회적 관계망의 축소뿐 아니라 생계유지를 위한 경제활동의 제약으로 작용하여 개인에게 큰 경제적 부담으로 이어진다. 정경희(2002)의 연구에 따르면, 부양자의 8.2%가 부양으로 인해 취업을 중단한 경험이 있으며, 4%는 근로시간을 줄인 경험이 있는 것으로 나타나 부양자의 약 10%는 부양의 결과로 근로기회를 제한받고 있음을 알 수 있었다. 또 다른 연구로 최근 제주여성가족연구원이 발간한 '제주지역 치매노인 부양가족 서비스 욕구 실태와 정책 과제(2019)' 보고서에 따르면, 부양제공자의 부양부담으로 인한 실직 경험은 전체 표본의 24.9%로 나타났다. 이때, 여성이 남성에 비해 유의미하게 높은 실직 경험을 보였으며, 건강상

태가 나쁠수록 실직 빈도가 높았다.

나아가 노인을 돌보는 가족부양자는 부양으로 인해 발생되는 지출의 증가로 경제적 부담을 경험하기도 한다. 김미혜, 김소희(2002)의 연구에서는 만성질환노인이 있는 가구의 월 소득 대비 의료비지출이 평균 17.9%에 달하는 것으로 나타난 바 있으며, 극빈층(32.6%)이나 일상생활 수행능력에 매우 제한이 있는 경우(37.1%) 과도한 의료비 부담을 안고 있는 것으로 나타났다.

이러한 노인 부양부담은 앞으로 우리나라에서 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 국회입법조사처의 '노인 부양부담의 증가 및 정책적 시사점' 보고서에 따르면 2015년 기준 한국의 노인부양비[4]는 19.6으로, 이는 우리나라의 생산가능인구 5.1명이 노인 1명을 부양하고 있다는 뜻이다.[5] 해당 보고서에서는 한국의 노인부양비는 기대수명의 증가에 따라 2025년 31.1명, 2050년 71.5명, 2075년 80.1명에 달할 것으로 예상되어 OECD 회원국 중 가장 높은 수준을 기록할 것으로 전망된다.

[그림 1] OECD 주요국 노인부양비 추이 전망 (2015년 기준)



출처: 연합뉴스[6]

4) 노인부양비란 생산가능인구(20~64세) 100명당 65세 이상 인구 비율을 의미함
5) 연합뉴스[웹사이트]. (2017. 05. 25). URL:
https://www.yna.co.kr/view/AKR20170524152100017
6) I.d.

제 2 절 한국 중년과 노인 부양

1. 중년에 대한 정의

일반적으로 인간발달은 연속적인 변화의 과정으로서 환경적, 심리적 요인의 상호작용으로 나타나기 때문에 중년에 대한 명확한 구분이 쉽지 않다(오제은, 2013). 콜린스 사전(Collins English Dictionary)에 따르면 중년(middle age)이란 일반적으로 40~60세 사이의 사람으로 간주하고 있으나 학술 분야에서는 학자마다 중년의 범위를 조금씩 다르게 규정하고 있다. 미국의 정신분석학자 에릭슨(Erikson)은 생애주기 이론에서 중년을 40~65세로 설명했으며[7], 1994년에 출간한 미국 정신질환 진단 및 통계편람(DSM) 4차 개정판에서는 중년의 정의를 45~65세로 보았다(한미라, 2019). 국내 연구 중 한경혜·윤성은(2003)은 만 30세 이상 59세 이하의 성인 남녀를 모집단으로 표본을 추출한 뒤 일반적으로 '중년'이라고 생각하는 시기를 조사하였다. 해당 조사 결과 평균은 44세로, 보편적으로 40대 중반을 '중년'으로 지각한다고 설명하였다.

한편, 우리나라에서는 노인복지법상 '노인'의 연령을 만 65세로 규정하고 있으며, 국내의 여러 정책들에서 만 65세 이상을 노인으로 간주하고 이들을 대상으로 노인일자리 사업 등 각종 정책 프로그램을 실시하고 있다. 이를 토대로 중년의 다음 단계인 노년기의 시작을 고려하여 중년의 범위를 설정할 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 중년의 연령 기준 하한선을 보편적으로 중년이라고 지각되는 40대 중반, 즉 45세로 설정하고, 정부 정책 및 법령 상 노인으로 고려되는 65세 미만을 중년의 상한선으로 정할 것이다. 이러한 중년 연령에 해당하는 집단을 대상으로 노인장기요양보험을 수급한 가구원들이 실제로 노동시장으로 나아가는지 살펴보는 노동공급효과를 분석할 예정이다.

---

7) 정신의학신문[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: http://www.psychiatricnews.net/news/articleView.html?idxno=10444

2. 중년층의 노인 부양부담

중년층은 노인 단계로 넘어가기 전 본인의 노후 준비뿐만 아니라 자녀와 노부모에 대한 이중 부양 부담으로 경제적, 정서적 압박이 상당히 높은 세대이다(김유경, 2019). 특히 우리나라는 세계에서 유례를 찾기 어려울 정도로 빠른 속도로 고령화가 이루어지고 있어 중년들의 노인 부양부담이 지속적으로 증가할 것으로 보인다. 한경혜 외(2012)의 연구에서는 전국에서 표본 추출한 중년 집단 200명을 추적하여 그들이 현재 우려하고 관심을 가지는 사항이 무엇인지 조사하였다. 그 결과 노부모의 질병과 부양 문제에 관심이 있다는 응답이 5점 리커트 척도에서 4.46점으로 가장 높게 나타났다. 이는 자녀 문제, 본인의 건강 문제보다도 더 큰 점수로서, 부모의 건강과 이에 따른 부양 문제가 중년 세대의 가장 큰 고민거리임을 보여주었다.

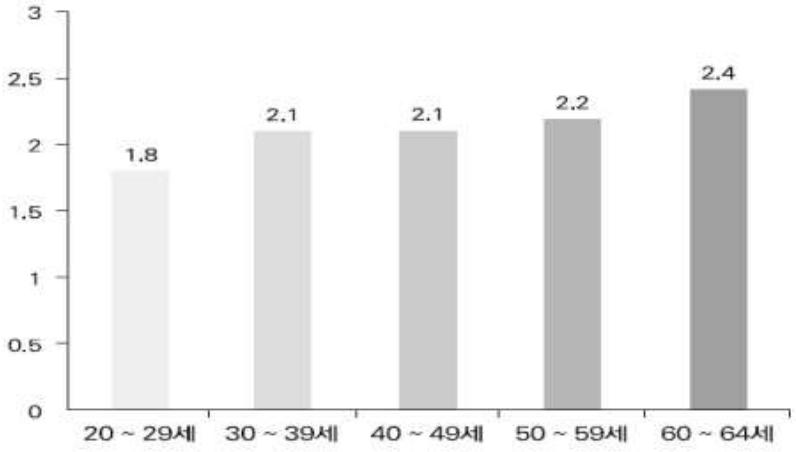
과거 우리나라의 부양관은 효(孝)를 기반으로 하는 전통적인 가족 부양에 집중되었으나 핵가족화, 여성의 사회 진출 증가, 제도 및 법률의 변화 등에 따라 가정 내 부양은 감소하고 노인장기요양보험제도 등 국가와 사회에 의해 제공되는 공적 부양이 증가하는 추세이다(김유경, 2019). 그러나 일각에서는 공적인 장기요양보험이 노인 부양의 가족 구성원 의존을 완전히 대체하지 못하였으며(석재은, 2005), 이에 따라 여전히 중년 가족 구성원에게 노부모 부양부담이 집중되고 있는 상황이라는 점을 지적하고 있다. 전문가들은 최근 증가하는 중장년의 노부모를 상대로 한 반인륜적 범죄 역시 부모 부양을 의무로 여기는 세대의 유교적 가치관이 경제적 부담 및 부양 스트레스와 충돌한 것으로 분석하기도 한다.[8)]

김유경(2016)의 연구에 따르면 연령별로 부모 부양 지출 비용이 가계소득에 미치는 부담 정도를 조사한 결과, 60~64세가 2.4점으로 가장 높았고, 50~59세가 2.2점, 40~49세가 2.1점으로 중년층에서 부모 부양으로 인

8) 한겨레[웹사이트]. (2020.08.27.). URL: http://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/746142.html

한 경제적 부담이 큰 것을 알 수 있다. 또한 김유경 외(2015)의 연구에서는 응답자의 연령이 40~49세, 50~59세, 60~64세로 증가할수록 20년 이상 부모부양을 한 비율이 증가하는 것으로 나타났다(<표 1> 참고). 노인의 유병기간과 부양자의 부양부담 관계를 규명한 선행연구에 따르면 부양기간이 길수록 부양자의 부양부담감이 높아진다(이애숙, 김한곤, 2003). 이러한 결과는 현재 중년 시기인 성인 자녀들의 노부모 부양부담이 매우 크다는 사실을 나타낸다. Ohio & Kan(2018) 역시 국가 설문조사를 분석한 결과를 바탕으로 비공식적 부양이 중년 여성들의 심리적 고통을 악화시킨다는 결론을 도출하였다.

[그림 2] 연령별 부양비용의 가계소득 부담정도 (단위: 점)



출처: 김유경(2016)

<표 1> 응답자 특성별 부모부양 기간 (단위: %)

응답자의 연령	5년 이하	6~10년	11~15년	16~20년	20년 이상	평균
20~29세	81.5	14.2	0.0	0.0	4.3	4.3
30~39세	42.0	37.8	13.0	7.1	0.0	7.9
40~49세	16.5	29.7	18.6	23.3	11.9	13.5
50~59세	18.4	21.5	12.2	15.2	32.7	17.0
60~64세	28.2	15.6	0.0	15.3	40.9	19.8

출처: 김유경 외(2015)

제 3 절 노인장기요양보험제도

1. 해외 선진국의 노인장기요양보험제도

인구 고령화의 문제는 전 세계에서 피할 수 없는 현실로 나타나고 있으며, 이로 인한 노인인구비율의 증가는 향후 장기요양서비스에 대한 사회적 수요를 더욱 증가시킬 것으로 예상된다(엄진영, 2014). 빠른 고령화 속도로 인하여 대응책 마련에 어려움을 겪고 있는 개도국의 상황과 달리 선진국들은 고령화 사회에서 고령 사회로 진입하는 데 약 1세기가 소요된 만큼 오랜 기간 고령화 대응전략을 마련하기 위해 노력해 왔다. 본 절에서는 우리나라와 같은 사회보험 방식의 장기요양보험을 도입한 독일과 일본의 사례를 통해 노인장기요양보험제도의 형성 및 극복해야 할 한계 등을 설명할 것이다.

노인장기요양보험제도는 재원과 대상 집단에 따라 다음과 같이 분류할 수 있다. 독일과 일본처럼 사회보험을 도입하여 장기요양비용을 조달하는 나라가 있으며, 장기요양비용을 조세로 조달하는 경우에는 사회부조적 성격을 지닌 미국식과, 모든 국민을 대상으로 서비스를 제공하는 북구 유럽식이 있다(권순만, 2004).

먼저, 독일은 1995년 세계 최초로 사회보험식 장기요양제도를 도입한 국가로서, 지난 20여년 간 지속적인 제도 개혁을 실시하여 왔다(오승연, 김미화, 2015). 현재 독일의 피보험자들은 공적요양보험(SLTCI)과 대체형 민영 요양보험(CPLTCI)을 통해 서비스를 제공받을 수 있으며, 각각 전체 대상자의 88%, 12%가 가입하고 있다(강성호, 김혜란, 2019). 이때 독일의 공적 장기요양보험은 법에 명시된 한도액까지만 보장하며, 초과하는 부분은 본인이 부담하는 방식이다(오승연, 김미화, 2015).

독일은 우리나라, 일본과 달리 요양보험 피보험자에 연령에 따른 제한이 없어 요양을 필요로 하는 상태로 판정이 되면, 연령에 관계없이 요양보험의 급부를 받을 수 있다(김명용, 2014). 독일의 장기요양 수급자 수

는 1997~2016년 동안 연평균 2.8% 증가하였으며, 장기요양 등급체계 개편의 영향으로 2017년 334만 명(전년 대비 21.5% 증가), 2018년 369만 명으로 전년대비 10.4% 증가하였다(강성호, 김혜란, 2019). 이처럼 독일의 장기요양필요자 수는 앞으로 계속해서 늘어날 것으로 보인다. 나아가, 최근 독일에서는 장기요양법의 개정을 통해 인지적·정서적 장애로의 수급대상자 확대와 재가급여의 안정적인 공급 지원 및 급여의 질 향상을 위해 노력하고 있다(윤진아, 2016).

일본에서는 개호보험제도라고 불리는 노령 및 장애, 보건을 포괄한 사회보험시스템을 운영하고 있다(강민희, 2008). 개호보험제도는 고령화의 진전에 따라 타인의 도움을 필요로 하는 노인이 증가하여 그 노인들에게 소요되는 비용을 보상하는 것을 목적으로 탄생하였다(장세철, 김경민, 2009).

개호보험의 보험자는 전국적으로 3,300여개에 달하는 기초자치단체인 시·정·촌(市·町·村)으로, 이들은 보험료를 수납하여 기본 재원으로 활용하면서 추가적으로 중앙정부·광역자치단체·피보험자·연금보험자 등으로부터 재정적 기여를 받는다(노진덕, 2008). 일본 개호보험제도의 가입대상자는 40세 이상으로, 이 중에서 65세 이상 고령자는 제1호 피보험자, 40~64세 이하는 제2호 피보험자로 구분된다. 운영을 위한 재원확보를 위해서 제2호 피보험자의 연령기준을 현행 40세에서 하향조정하는 방안이 거론되고 있는 상황이다(선우덕, 2013).

개호보험제도는 1997년 개호보험법을 통해 도입된 후 3년마다 개정이 이루어져 오고 있으며, 2006년 초고령사회로 진입한 일본은 2015년부터 베이비붐 세대가 고령층에 진입하면서 서비스 질 관리에 한층 더 관심이 높아지고 있다(이원주, 2015). 실제로 일본의 개호보험제도는 2015년도에 들어와서 큰 변화를 보였는데, 자산 및 소득이 높은 고령자에게 본인부담금을 더 내게 하는 서비스비용의 본인부담금 인상대책과 경증에 해당되는 장기요양 인정대상자의 서비스 제공을 개호보험제도에서 시정촌의 지역지원사업으로 이관시키는 축소 대책 등을 발표하였다.

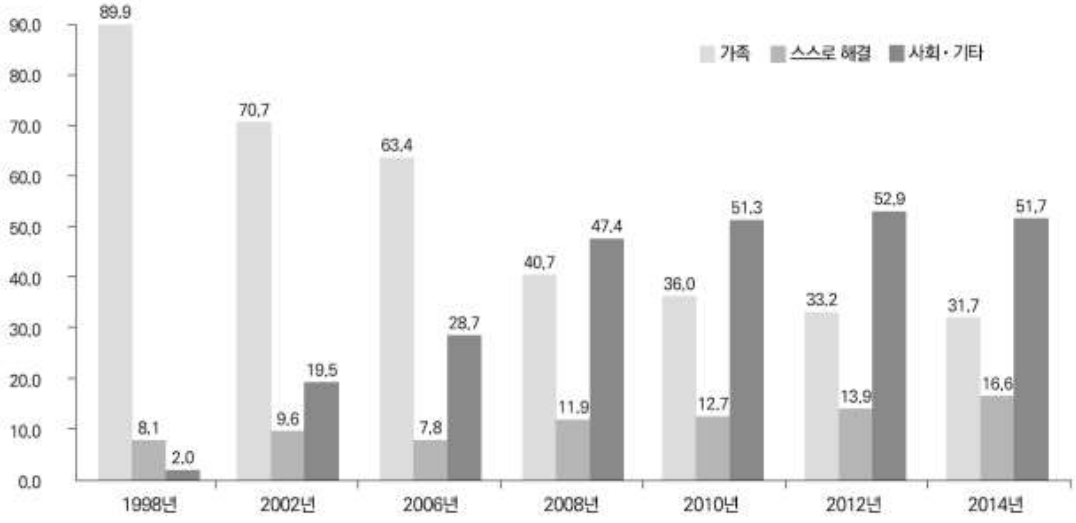
이러한 독일과 일본의 제도는 우리나라와 같은 사회보험 방식의 노인

장기요양보험제도를 운영하고 있는 선진 사례로서 우리나라의 제도 형성 과정에 많은 영향을 주었다. 해당 제도를 먼저 도입해 운영하고 있는 국가들이 겪고 있는 문제들과 이를 해결하기 위한 방안들은 향후 우리나라의 노인장기요양보험제도의 효과적인 운영에 시사하는 바가 크다.

2. 우리나라의 노인장기요양보험제도

최근 우리나라의 빠른 인구고령화 속도로 인해 요양보호가 필요한 고령자 수가 급속하게 증가하고 있으며, 핵가족화, 여성의 사회활동 증가 및 저출산 등 사회구조의 변화로 인하여 고령자 요양에 대한 정책 대상이 가족에서 사회, 국가로 이동하고 있다(윤성주, 2013).

[그림 3] 부모부양 책임자 인식 조사



출처: 김유경(2016)

부모부양관의 변화를 살펴보면, 누가 부모부양을 담당할 것이냐는 질문에 1998년에는 '가족'을 택한 경우가 89.9%로 대다수였고, '스스로 해결'과 '사회 및 기타'는 각각 8.1%와 2.0%로 매우 낮았다. 반면, 2014년에는

부모부양의 책임자로 '가족'을 선택한 경우가 31.7%로 약 1/3으로 감소하였고, '스스로 해결'과 '사회 및 기타'를 선택한 비율은 각각 16.6%와 51.7%로 크게 증가하여 노부모 부양을 사회화하려는 사회 분위기가 높아졌음을 알 수 있다(김유경, 2016).

노인 부양의 문제를 사회 문제로 보아야 한다는 논의는 2000년대부터 진행되었으나, 국민기초생활보장 수급자와 저소득층을 중심으로 지원하는 제한적 노인돌봄서비스를 벗어나, 부양이 필요한 노인이라면 누구나 서비스를 받을 수 있는 보편적인 제도를 마련한 것은 2008년 7월 노인장기요양보험제도가 시행되면서 부터이다(이승호, 신유미, 2018). 2001년 8월 8·15 광복절 경축사에서 김대중 대통령이 제도의 도입을 약속하면서부터 노인장기요양보험법 제정이 본격화되어 노무현 정부에 법 제정이 이루어졌으며 이명박 정부에 와서 실질적인 제도시행이 이루어지게 되었다(이진숙, 조은영, 2012).

노인장기요양보험제도는 고령이나 노인성 질병 등으로 혼자서 일상생활을 수행하기 어려운 이들에게 신체활동과 일상생활 지원 등의 서비스를 제공하여 노후 생활의 안정과 그 가족의 부담을 덜어주기 위한 사회보험제도이다.[9] 우리나라보다 고령화를 일찍 경험한 선진국에서는 사회보험 방식 또는 조세방식으로 공적 요양서비스제도를 도입하고 있는데, 독일, 일본에 이어 사회보험방식으로 제도를 도입한 나라는 우리나라가 전 세계 세 번째이다(임성근, 김욱, 2012).

우리나라의 노인장기요양보험제도는 건강보험제도와 별개의 제도로 운영되고 있으나, 제도 운영의 효율성을 도모하기 위하여 국민건강보험공단으로 보험자 및 관리운영기관이 일원화되었다.[10] 장기요양보험 가입자와 건강보험 가입자는 동일하며, '장기요양보험료'는 건강보험료액에 장기요양보험료율(2020년 현재, 10.25%)을 곱하여 산정한다(노인장기요양

9) 보건복지부[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: https://www.mohw.go.kr/react/policy/index.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=06390301&PAGE=1&topTitle=

10) 강동어르신돌봄지원센터[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: https://www.silvernuri.co.kr/gangdong-silvercare/longtermcare-introduce/

보험법 제8조).

우리나라에서 운영되고 있는 여타 사회보험들과 다르게 노인장기요양보험은 신청주의(본인 또는 가족 등의 등급신청)에 기초하여 등급판정을 위한 인정조사와 등급판정위원회의 판정절차를 거친 후 장기요양등급을 받아야 급여서비스를 이용할 수 있다(문용필, 이호용, 2018).

[그림 4] 장기요양인정 및 서비스 이용절차

출처: 보건복지부 홈페이지[11)]

<표 2> 장기요양 등급판정 기준

등급구분	판정기준
1등급	일상생활에서 전적으로 다른 사람의 도움이 필요한 자로서 장기요양인정점수가 95점 이상인 자
2등급	일상생활에서 상당 부분 다른 사람의 도움이 필요한 자로서 장기요양인정점수가 75점 이상 95점 미만인 자
3등급	일상생활에서 부분적으로 다른 사람의 도움이 필요한 자로서 장기요양인정점수가 60점 이상 75점 미만인 자
4등급	일상생활에서 일정부분 다른 사람의 도움이 필요한 자로서 장기요양인정점수가 51점 이상 60점 미만인 자
5등급	치매환자로서 장기요양인정점수가 45점 이상 51점 미만인 자

출처: 보건복지부 홈페이지[12)]

---

11) 보건복지부[웹사이트]. (2020.11.19.). URL: https://www.mohw.go.kr/react/policy/index.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=06390301&PAGE=1&topTitle=

12) 보건복지부[웹사이트]. (2020.11.19.). URL: https://www.mohw.go.kr/react/policy/index.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=06390301&PAGE=1&topTitle=

장기요양보험 급여의 수급을 위해서는 장기요양인정 신청 및 조사 후 1~3등급의 장기요양인정을 통보받아야 한다. 인정 신청을 하면 공단직원이 신청자의 거주지를 직접 방문하여 기본적 일상생활활동(ADL), 인지기능, 행동변화, 간호처치, 재활영역 등 5개 영역 52개 항목의 기능상태·환경상태 및 서비스 욕구 등을 조사한 뒤, 장기요양등급판정위원회가 방문 인정조사 결과와 의사소견서 등을 고려하여 등급을 결정한다.

장기요양 급여의 종류는 시설급여, 재가급여, 특별현금급여로 분류할 수 있다. 시설급여는 요양시설에 장기간 입소하여 신체활동을 지원하는 급여를 의미한다. 재가급여는 가정을 방문해 신체활동과 가사활동 등을 지원하고, 목욕, 간호 등을 제공하는 것을 의미한다. 또한 주간보호센터를 이용하거나 복지용구를 구입 또는 대여하는 것도 재가급여에 포함된다. 마지막으로 특별현금급여는 장기요양 인프라가 부족한 지역, 천재지변, 신체·정신 또는 성격 등의 사유로 장기요양기관이 제공하는 장기요양급여를 이용하기 어렵다고 인정되는 경우 가족요양비를 지급하는 제도를 말한다. 각 급여의 분류에 따른 하위 장기요양서비스는 <표 3>에 구체적으로 설명되어 있다.

<표 3> 노인장기요양보험제도 급여 종류

급여		내용
시설급여	노인의료복지시설(노인전문병원 제외)에 장기간 동안 입소하여 신체활동 지원, 심신기능의 유지·향상을 위한 교육·훈련 등을 제공하는 요양급여	
재가급여	방문요양	장기요양요원이 수급자의 집을 방문하여 목욕, 배설, 화장실 이용, 옷 갈아입기, 머리 감기, 취사, 생필품 구매, 청소, 주변정돈 등을 도와주는 급여
	방문목욕	장기요양요원이 목욕설비를 갖춘 차량을 이용하여, 수급자의 가정을 방문하여 목욕을 제공하는 급여
	방문간호	장기요양요원인 간호사가 의사, 한의사, 또는 치과의사의 지시에 따라 가정 등을 방문하여 간호, 치료의 보조, 요양에 관한 상담 또는 구강위생을 제공하는 급여
	주·야간 보호	수급자를 하루 중 일정한 시간 동안 장기요양기관에서 보호하여 신체활동 지원 및 심신기능의 유지·향상을 위한 교육, 훈련 등을 제공하는 급여

	단기보호	부득이한 사유로 일시적으로 가족의 보호를 받을 수 없는 수급자에게 일정 기간 동안 단기보호시설에 보호하여 신체활동 지원과 심신기능의 유지·향상을 위한 교육·훈련 등을 제공하는 급여
	기타 재가급여 (복지용구)	수급자의 일상생활·신체활동 지원에 필요한 용구를 제공하거나 가정을 방문하여 재활에 관한 지원 등을 제공하는 급여(휠체어, 전동·수동침대, 욕창방지 매트리스·방석, 욕조용 리프트, 이동욕조, 보행기 등)
특별현금 급여	가족요양비	장기요양기관이 현저히 부족한 지역(도서·벽지)에 거주하는 자, 천재지변 등으로 장기요양기관이 실시하는 장기요양급여의 이용이 어렵다고 인정된 자, 신체·정신·성격 등의 사유로 장기요양을 받아야 하는 자에게 지급
	특례요양비	수급자가 장기요양기관으로 지정되지 않은 장기요양시설 등의 기관과 재가 또는 시설급여에 상당한 장기요양급여를 받은 경우 장기요양급여 비용의 일부를 지급
	요양병원 간병비	수급자가 노인복지법 상 노인전문병원 또는 의료법상의 요양병원에 입원한 때에 장기요양에 사용되는 비용의 일부를 지급

출처 : 국민건강보험공단 홈페이지

위와 같은 운영 방식을 가진 노인장기요양보험제도는 우리나라의 가장 대표적인 공적 노인 부양 서비스로서, 노인 부양의 사회화에 대한 인식 변화에 적극적으로 기여하고 있다(통계개발원, 2018). 제도 도입 10년이 지난 지금, 노인장기요양보험제도가 제도 이용자 가구에 미친 영향 및 효율적인 제도 운영을 위한 향후 개선점 등을 살펴볼 필요가 있을 것이다.

제 4 절 노인장기요양보험제도와 노동공급

우리나라 노인장기요양보험법 제1장 제1조에서는 노인장기요양보험제도의 목적을 고령이나 노인성 질병 등으로 인해 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 노인 등에게 장기요양급여를 제공하여 노후의 건강증진 및 생활 안정을 도모하고 그 가족의 부담을 덜어줌으로써 국민의 삶의 질을 향상하기 위함임을 명시하고 있다. 즉, 장기요양서비스 제공으로 인한 노인의 삶의 질 향상만큼이나 그 부양가족의 후생 증가 또한 제도의 중요한 시행 목적으로 두고 있음을 알 수 있다.

노인 부양과 노동공급에 관한 이론에 따르면, 부양 가구원의 노동 공급 방향은 대체효과와 소득효과의 상대적 크기에 의해 결정된다. 주어진 시간 제약이 존재할 때 부양에 대한 의무는 부양 제공자의 비시장 시간(non-market time)을 감소시키며, 이는 유보임금의 상승과 노동공급의 감소로 이어질 수 있다(대체효과). 반대로 가족부양에 따른 소득 감소가 나타나면 부양 제공자는 노동 공급을 증가시킬 수 있다(소득효과). 상대적인 두 효과의 크기는 부양의 강도에 따라 결정될 가능성이 존재한다(Do, 2008; 최경덕, 안태현, 2019).

Ciccarelli & Van(2018)은 도구변수를 활용하여 고령 부모의 부양이 50대 이상 중장년층의 근로시간에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 해당 연구에서는 낮은 강도의 부양은 근로 시간에 유의미한 영향을 미치지 않았지만, 매일(daily), 또는 거의 매일(almost daily) 수행하여야 하는 부양은 중장년층의 근로시간에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. Heitmueller(2007) 또한 피부양자와 동거하며 부양을 하는 상황과 동거하지 않고 부양을 제공하는 사람 간에 노동시장 공급의 차이가 존재함을 설명하였다. 해당 연구에서는 피부양자와 동거하는 경우 통계적으로 유의미하게 노동시장 참여를 감소시켰으며, 동거하지 않는 경우 노동시장 참여에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이는 부양 부담으로 인하여 잦은 결근, 조퇴 등 업무 집중도의 저하가 발생하여 부양자의 노동생산성을 감소시키고, 시간제 근무 또는 직장을 그만 두는 선택을 하기 때문

으로 볼 수 있다.(Carmichael & Charles, 1998; Heitmueller, 2007; 최경덕, 안태현, 2019)

이는 같은 맥락에서 노인장기요양보험과 같이 국가가 선택한 공식적 부양 제도가 비공식적인 가족 부양을 충분히 대체하게 되면 부양 제공자의 부담을 감소시켜 노동 공급이 증가할 수 있음을 의미한다(권현정, 고지영, 2015). 그러나 공식적 부양 제도의 제공량이 충분하지 못하여 제한적인 수준으로 제공된다면 공식적 부양 제도를 이용할지라도 가구원에 의한 부가적인 부양 지원이 요구되는 등(선우덕 외, 2015) 노동공급이 증가하지 않을 것이다.

장기요양보험제도가 가구원들의 노동공급을 증가시켰다고 분석한 국내외 연구들을 살펴보면 다음과 같다. Geyer & Korfhage(2015)의 연구에서는 독일의 현물 장기요양 서비스 수급이 부양 제공자의 노동 공급에 약한 수준으로 긍정적인 영향을 미친다는 것을 분석하였으며, Rong Fu et al.(2017)은 일본의 장기요양보험이 피부양자의 자녀가 풀타임으로 일하는 확률을 높였다는 분석 결과를 언급하였다. 이진아(2015)는 심층 인터뷰와 근거이론에 기반한 자료 분석을 통하여 노인장기요양보험 재가서비스 이용으로 부양 가족들이 안정적인 근로활동을 시작한 경우가 발생하거나 새로운 근로활동을 시작하기 위해 준비하고 있다고 응답하는 경향이 두드러졌다고 설명하였다. 김찬우(2013)의 연구에서도 장기요양서비스 이용자 가족 1000명을 대상으로 설문조사를 실시한 결과 응답자의 95.8%가 감소된 부양부담을 취업 및 경제활동 등에 활용한 것으로 나타났다.

반면, 장기요양보험제도가 가구원들의 노동공급에 유의미한 영향을 발견하지 못한 연구들도 존재한다. 권현정·고지영(2015)의 연구에서는 성향점수매칭과 이중차이 고정효과모형 분석 결과 한국의 노인장기요양보험제도가 부양가구원의 노동시간과 근로소득에 유의미한 영향을 주지 못한 것으로 분석하였다. 또한 권현정(2018)은 회귀불연속설계를 이용하여 장기요양재가서비스가 노동공급에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 일반등급과 치매등급의 모든 집단에서 노동공급효과가 나타나지 않은 것

으로 분석되었다. 이현주(2015)의 연구에서도 노인장기요양보험제도가 이용자 가구의 노동공급에 미치는 영향에 대한 일관된 결과를 발견하지 못했다.

이처럼 노인장기요양보험제도가 부양 가구의 노동공급에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한 선행연구들에서는 상반된 결과가 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 일반적으로 노동시장에서 능력이 뛰어난 사람들은 시간에 대한 기회비용이 크기 때문에 근로를 그만두고 직접 가족 부양을 하는 대신 계속 근로를 하기 위하여 공적 부양 제도를 이용할 가능성이 높다(Coward, 1991; Heitmueller, 2007; 최경덕, 안태현, 2019)는 선택편의(selection bias)가 존재하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 장기요양보험 수급 여부에서 발생할 수 있는 선택편의를 감소하기 위여 성향점수매칭(PSM)을 실시하고, 이를 통해 노인장기요양보험제도의 순수한 인과적 효과를 추정하려 한다.

또한 성향점수매칭을 사용해 노인장기요양보험제도의 효과를 분석한 일부 선행연구에서는 정책효과가 미치는 범위를 이용자 가구원 전체로 전제하였다는 점에서 한계가 나타난다. 앞서 살펴본 바와 같이 사적부양으로 인한 부담을 가장 크게 느끼는 집단인 중년층에서 공적부양의 사적부양 대체효과가 가장 크게 나타날 확률이 높다. 따라서 본 연구에서는 중년 이용자 가구원에 한정하여 노인장기요양보험제도의 노동공급 효과를 살펴볼 예정이다.

마지막으로 성향점수매칭을 사용한 선행연구에서는 매칭된 표본을 3~5개 연도의 비교적 짧은 시기의 효과를 분석하는 이중차이분석법을 사용하였다. 본 연구에서는 매칭된 표본으로 10년 이상 기간의 패널데이터를 구성하여 패널토빗분석을 진행할 것이다. 이를 통해 종속변수인 근로일수가 좌측 중도 절단(left-censored)되었음을 고려하여 기존 선행연구보다 정밀하게 노인장기요양보험제도의 정책효과를 분석할 수 있을 것이다.

제 3 장 연구 내용

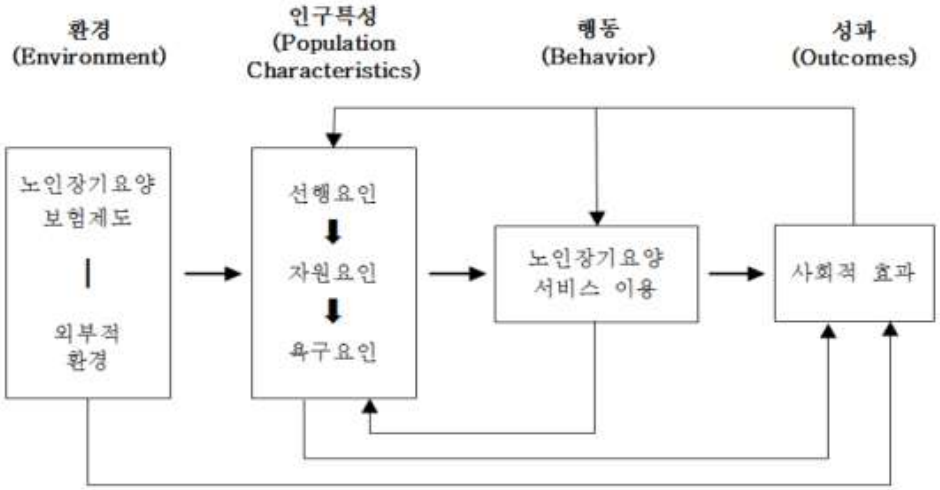
제 1 절 연구가설 및 연구모형

본 연구는 앞서 검토한 선행연구를 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

- 연구가설: 노인장기요양보험제도의 수급 경험이 중년 가구원의 노동공급에 양의 영향을 미칠 것이다.

노인장기요양보험제도의 성과 발생에 대한 이론적 분석틀은 다음과 같다. 본 연구는 노인장기요양보험의 수급과 그에 따른 제도 성과의 발생이 어떤 과정을 거쳐 나타나는지 설명하기 위하여 'Andersen 의료행동모델'을 이용하였다. 해당 모델에 포함되는 요인들의 영향을 받아 노인장기요양보험을 수급하게 된 가구는 노인장기요양보험제도의 성과를 발생시킨다. 본 연구에서는 여러 제도적 성과 중에서도 노인장기요양보험제도의 노동공급 효과라는 사회적 성과를 평가하고자 한다.

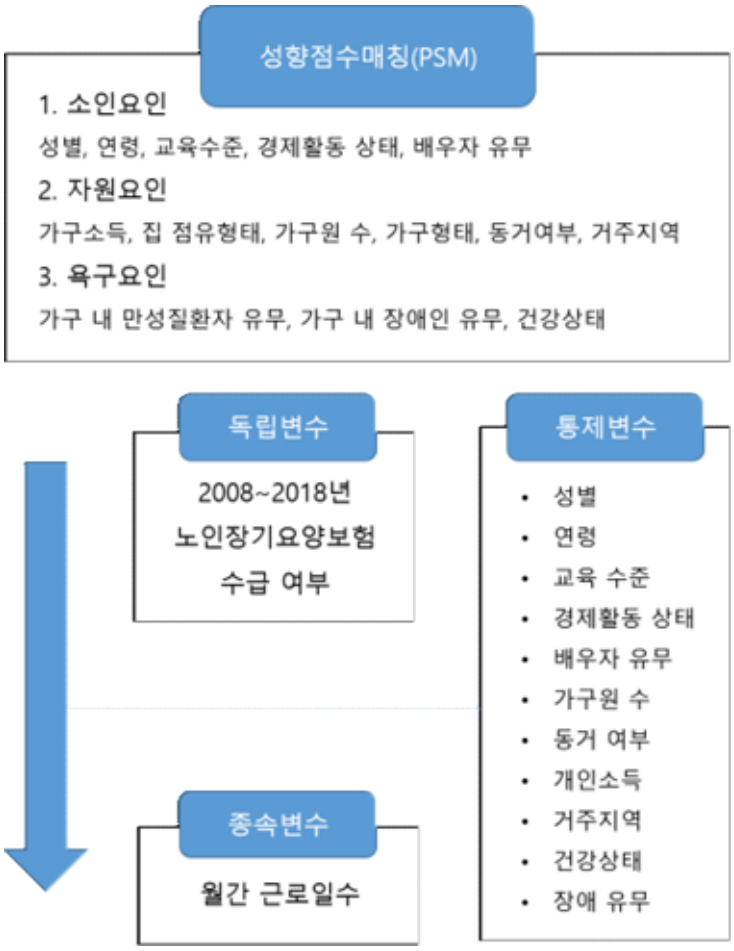
[그림 5] 연구의 분석 틀



출처: 권현정(2011)

이때 연구가설을 검증하기 위한 연구모형은 다음과 같이 설정하였다.

[그림 6] 연구모형



노인장기요양보험제도와 같은 공적 부양 제도의 이용은 중년 가구원의 사적 부양을 대체하여 노동시장 참여를 증가시킬 수 있다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 선행연구의 결과가 일관되지 않은 것으로 나타나 본 연구에서는 선행연구의 분석 범위 및 방법론 상의 한계를 극복하기 위하여 성향점수매칭(PSM)과 패널토빗분석을 시행하여 노인장기요양보험제도의 양의 노동 공급 효과를 검증하고자 한다.

제 2 절 분석 자료 및 분석 방법

1. 분석 자료

2006년(조사시기 2005년) 출범한 한국복지패널은 제주도를 포함한 전국의 가구를 모집단으로 하는 대규모 패널조사로서 현재 14차(2018년) 자료까지 공개되었다. 한국복지패널은 국민의 복지실태를 동태적으로 보여주는 중요한 자료로서 다양한 복지정책의 효과성과 효율성을 체계적으로 평가하고 향후 정책 개선의 근거자료로 적극 활용되고 있다(김태완 외, 2017).

본 연구에서는 한국복지패널의 3차(2007년)~14차(2018년) 데이터를 사용하여 노인장기요양보험제도의 정책 효과를 분석하고자 한다. 이때 연구모형에 포함되는 변수의 결측치와 모름·무응답 데이터는 listwise 방식으로 제거하였다. 예외적으로, 근로일수의 경우 비경제활동인구, 실업자, 무급가족종사자 등 해당사항이 없는 경우 대량으로 결측 처리되어 결측치를 0으로 대체하는 Zero 방법을 선택하였다. 또한 가구형태 데이터 중 단독가구에 해당되는 자료는 장기요양보험제도로 인한 부양부담 감소 및 노동공급의 변화를 분석하는 데에 적합하지 않아 제외하였다.

노인장기요양보험제도가 2008년부터 시행되었기 때문에 장기요양보험급여 이용에 관한 조사는 한국복지패널의 4차 연도(2008년 조사)부터 추가되었다. 본 연구에서는 지난 1년간(12차 연도인 경우, 2016년 1년간) 가구 내에서 장기요양보험급여를 받은 가구원이 있는지를 질문한 데이터를 바탕으로 실험집단과 비교집단을 구성하였다. 2008년~2018년까지 가구원이 장기요양 급여를 수급 받은 적이 한 번이라도 있었다면 실험집단에 속하며, 한 번도 없었다면 비교집단에 속하게 된다. 이러한 집단 간 구분을 토대로 성향점수매칭법(PSM)을 사용하여 실험집단과 유사한 성향점수를 가진 비교집단을 구성하였다.

2. 분석 방법

1) 성향점수매칭(PSM)

정책효과를 추정하기 위해서는 실험군과 대조군 간의 무작위 배정(random assignment)을 통해 선택 편의를 통제하는 것이 가장 이상적이다. 그러나 무작위 배정은 현실적으로 시행하기 어렵기 때문에 본 연구에서는 선택 편의를 최소화하기 위한 방법인 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)을 사용하여 분석을 진행한다.

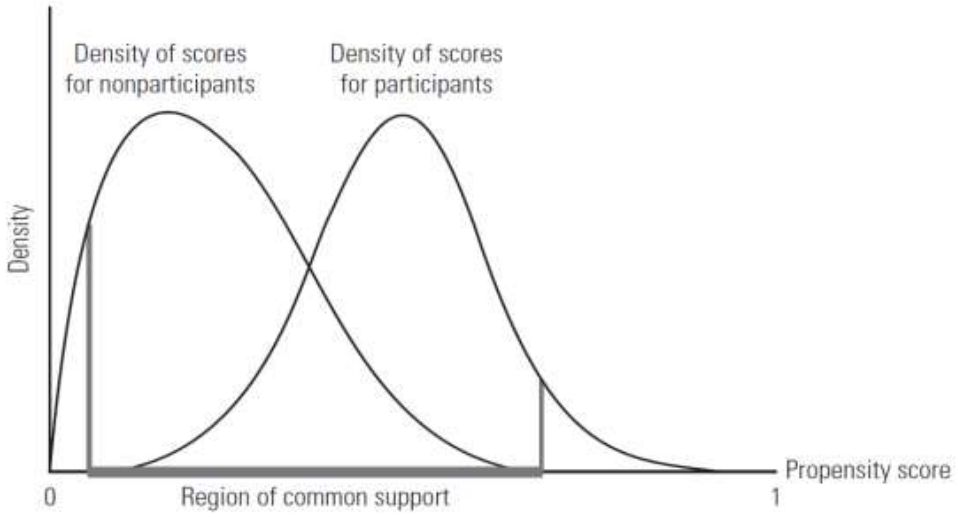
성향점수매칭이 올바른 추정으로 이어지기 위해서는 조건부 독립성의 가정(conditional independence assumption)이 선행되어야 한다. 즉, 이는 프로그램 참여 여부는 성과변수와 독립적이라는 것을 의미한다. 따라서 장기요양보험 급여 수급을 결정하는 특성을 보여주는 변수들이 충분히 존재한다면 이들을 통제하기만 해도 선택편의가 없는 효과 추정치를 도출할 수 있다. 이를 수식으로 표현하면 아래의 식과 같다.

$$Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i \quad \text{(조건부 독립성의 가정 : CIA)}$$

또한 성향점수매칭 시행을 위하여 공통영역의 가정(common support assumption) 역시 만족되어야 하는데(Rosenbaum & Rubin, 1983; 이석원, 2003) 이는 실험집단과 비교집단 구성원들의 프로그램 참여 확률 분포에 공통 영역이 존재한다는 것을 의미한다. 즉, 실험집단과 비교집단에 같은 설명변수를 가진 개체들이 존재해야 하며, 실험집단과 비교집단의 관측 가능한 변수 분포에서, 유사한 성향점수의 개체들이 이웃하도록 매칭이 이루어져야 함을 의미한다(한수정, 문상호, 2014).

성향점수 매칭 방법은 이 두 가지 가정이 충족될 때, 사업 참여자들의 특성을 설명하는 변수들이 충분히 존재한다면 이들을 통제하는 것만으로 선택편의가 없는 효과 추정치를 산출할 수 있다는 사실에 기초한다(이석원, 2003).

[그림 7] 공통영역(common support)의 예



출처: Khandker et al. (2010)

위와 같은 특징을 가진 성향점수매칭 방법을 통해 장기요양보험제도를 수급하는 '실험군'에 대응하는 장기요양보험제도를 수급하지 않는 '비교군'을 매칭하여 장기요양보험제도의 정책효과를 파악할 수 있다.

성향점수매칭을 진행하기 위하여 Probit 모형을 바탕으로 노인장기요양보험급여 수급 여부에 대한 성향점수를 추정하였으며, 집단 간 성향점수 차이의 최대허용범위인 캘리퍼(caliper)를 0.05로, 그리고 1:5의 비율로 NN(Nearest Neighbor) 매칭하여 최종표본을 구성하였다.

NN 매칭이란 하나의 처리 관측치를 성향점수가 가장 가까운 비교집단의 관측치와 매칭하는 방법으로, 매칭되는 짝을 항상 찾을 수 있으나 둘 사이의 성향점수가 크게 차이가 날 수도 있다는 단점을 가진다.

이러한 점을 극복하기 위해 선행연구에 따라 적합한 캘리퍼 범위를 적용하여 두 집단의 성향점수 거리를 일정 범위로 제한하여 부적절한 매칭을 피하였다. Rosenbaum & Rubin(1985)은 적절한 caliper를 $(1/N^t+1/N^c)^{1/2}$ (N^t는 처치집단의 사례수, N^C는 통제집단의 사례수를 의미함)로 제시하고 있다. 본 연구에서 처치집단의 사례수는 349개, 비교집단의 사례수는 2,321개이므로 위의 식에 따라 계산된 캘리퍼 범위는 약

0.05이다. 본 연구의 분석에서는 해당 수치를 캘리퍼 범위로 사용하였다.

2) 패널토빗모형

본 연구에서는 패널토빗모형(panel tobit model)을 사용하여 중년 가구원들의 노동공급효과를 분석하고자 한다. 토빗모형은 중도절단회귀모형을 최초로 분석한 토빈(J. Tobin)에 의해 제안되었다. 토빈(J. Tobin)의 프로빗(probit)이란 의미로 붙여진 토빗 모형은 종속변수 중 상당수가 0인 경우에 유용하게 사용되는 모형으로 알려져 있다.

본 연구의 분석 자료 중 종속변수로 활용되는 월간 근로일수에서 '0'으로 표시한 비율이 높게 나타나 정보가 좌측 중도절단(left-censored) 되었을 가능성이 있기 때문에 '0'으로 표기된 자료의 여러 의미를 고려하여 분석하는 토빗 모형을 선택하였다.

패널토빗모형에는 고정효과 모형과 확률효과 모형이 있는데, 본 연구에서는 확률효과 패널토빗모형을 사용하여 장기요양보험 수급에 따른 중년 가구원들의 노동 공급 효과를 추정할 것이다. 확률효과 패널토빗모형을 선택한 이유는 다음과 같다. 고정효과 모형의 경우 시간에 따라 변화하는 설명변수에 대해서는 추정치를 얻을 수 없다는 한계가 존재하지만, 확률효과 모형을 통해 얻은 추정량은 시간에 따라 변화가 없는 설명변수(time invariant variable)에 대한 추정치도 얻을 수 있어 효율적이다(민인식, 최필선, 2012; 강철희, 최정은, 장재혁, 2016).

패널토빗모형은 제한된 종속변수를 사용하는 모형이기 때문에 최우추정법(maximum likelihood method)을 사용하여 일치추정량을 도출해낸다. 전체 표본에서 중도 절단된 자료와 중도 절단되지 않은 자료에 대한 함수를 구성한 후, 이들을 결합하여 우도 함수를 도출한다.

이때, 토빗 모형에서 추정된 계수값은 OLS로 추정된 계수값과 해석방법이 다르다. OLS 모형은 독립변수가 한 단위 변화함에 따라 종속변수가 얼마나 변화하는지 살펴보는 한계효과를 의미한다. 반면에, 토빗모

형에서는 독립변수의 값의 변화는 종속변수 평균값의 변화 또는 그 값이 관찰될 확률의 변화라는 두 개의 의미를 가지기 때문에 종속변수의 변화량과 그 해당 값이 관찰될 확률을 곱하여 한계효과가 결정된다(Green, 2003; 이종구, 김태진, 권기헌, 2009).

제 3 절 변수 선정

1. 성향점수매칭 사용 변수

장기요양보험을 수급하는 실험집단과 수급하지 않는 비교집단을 일정 기준을 바탕으로 동등하게 나누기 위해서는 성향점수의 추정이 필요하다. 본 연구에서는 의료서비스의 이용 뿐 아니라 장기요양서비스 이용과 관련된 선행연구들에서 널리 사용되는 'Andersen 의료서비스 행동모델'을 기초로 하여 노인장기요양보험제도의 수급에 영향을 미치는 변수들을 구체화할 예정이다.

Andersen 행동모델은 소인요인(predisposing characteristics), 자원요인(enabling resources), 욕구요인(need)으로 구성된다. 이 요인들은 개인이 가지고 있는 일련의 조건으로서 그가 이용하는 서비스의 양과 행태를 결정한다(Andersen & Newman, 1973).

먼저 소인요인은 개인이 본래 지니고 있는 서비스 이용 경향을 나타낸다. 개인의 소인 요인은 사회·인구학적 특성과 구조적 특성, 건강에 대한 태도로 구성된다. 사회·인구학적 특성은 연령, 성별, 결혼 상태와 같이 의료서비스를 이용하게 될 가능성을 나타내는 개인적 특성을 의미한다. 구조적 특성은 교육 정도가 대표적이며 이는 개인의 라이프 스타일과 개인의 사회적, 물리적 환경을 간접적으로 보여준다(Andersen & Newman, 1973). 건강에 대한 태도 또한 개인의 건강 및 질병 행태를 보여준다는 점에서 간접적인 서비스 사용 요인이다.

자원 요인은 개인이 서비스 이용을 가능하게 만드는 요인으로서 가족과 지역사회 차원의 요인으로 나누어진다. 가족 차원에서는 소득, 건강보험의 여부 등이 있으며, 지역사회 차원에서는 거주 지역의 특성(도시-농촌, 의료자원의 정도) 등을 의미한다.

마지막으로 욕구요인은 개인의 장애나 질병 수준에 관한 변수로 의료서비스 이용의 가장 직접적인 원인이 된다(한수정, 문상호, 2014). 욕구요인은 인지된(perceived) 욕구와 평가된(evaluated) 욕구로 나누어지는데, 인지된 욕구는 개인이 인식하는 건강 상태를 의미하며, 평가된 욕구는 전문가의 진단으로 측정되는 건강 상태를 의미한다.

이러한 Andersen 행동모델을 바탕으로 성향점수 추정을 위한 성향점수매칭 변수들을 <표 4>과 같이 구성하였다.

<표 4> 성향점수매칭 변수 구성

변수설명		변수의 구성
소인요인	성별	남=0, 여=1
	연령	조사연도-태어난 연도+1
	교육수준	중졸 이하=1 고졸=2 전문대졸=3, 대졸 이상=4
	경제활동 상태	상용직=1, 임시직=2, 일용직·자활근로·공공근로·노인일자리=3, 고용주·자영업자=4, 무급가족 종사자·실업자·비경제활동인구=5
	배우자 유무	배우자 있음=1, 없음(비해당·사별·이혼·별거·미혼·기타)=0
자원요인	가구소득	가구 균등화 소득[13]=가처분 소득/$\sqrt{\text{가구원수}}$
	집 점유형태(자산)	자가=1, 전세=2, 보증부 월세=3, 사글세=4, 비가구원 명의 주택[14]·기타=5
	가구원수	(명)
	가구형태	일반=1, 기타(모자, 부자, 조손가구, 소년소녀가장 등)=0
	동거여부	동거=1, 비동거(지방근무·해외근무·학업·입원 등)=0
	거주지역	도시(서울·광역시·시)=1, 농촌(도농복합군·군)=0

욕구요인	가구 내 만성질환자 유무	있음=1, 없음=0
	가구 내 장애인 유무	있음=1, 없음=0
	건강상태	건강이 아주 안 좋다=1 ~ 아주 건강하다=5

기존에 성향점수매칭을 이용하여 장기요양보험제도의 노동공급효과를 분석한 선행연구를 토대로 노인 부양이 가족적 맥락에서 이루어진다는 점을 고려하여 매칭의 단위를 가구로 설정하였다(권현정, 고지영, 2015). 따라서 성별, 연령, 교육수준, 경제활동, 배우자 유무, 동거여부, 거주지역, 건강상태 등 개인의 특성을 나타내는 변수의 경우 가구를 대표하는 가구주의 특성 변수를 모형에 포함하였다.

위의 <표 4>에서 나열한 변수들은 모두 장기요양보험제도가 시작된 2008년 이전인 2007년 기준 자료를 바탕으로 매칭에 활용하였다. 제도가 도입된 2008년 이후의 변수로 매칭을 실시하는 경우, 해당 연도의 장기요양급여 수급가구 중 일부에서 이미 장기요양급여 수급의 효과가 나타나 변화된 값일 수 있으며 이로 인하여, 노동공급의 효과 추정에 편의가 발생할 수 있다. 따라서 2007년 기준의 매칭변수를 사용하였다.

앞서 언급한 것처럼 본 연구에서는 Probit 모형을 활용하여 성향점수를 추정할 것이다. 이때 성향점수매칭을 통해 선정된 표본을 패널자료로 구성하기 위해서 Probit 모형의 종속변수를 2008년부터 2018년까지 한 번이라도 장기요양보험 급여를 수급한 가구를 실험집단, 한 번도 수급하

13) 가구단위로 작성한 소득통계를 개인단위 소득으로 이용하기 위해서 균등화 처리 하여 개인소득 통계 자료를 얻는다. OECD에서는 제곱근지수 방법을 사용하여 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 균등화 개인소득을 계산한다. 통계청[웹사이트]. (2020.09.13.). URL: http://kostat.go.kr/incomeNcpi/income/income_dg/1/index.static

14) 기타에 포함된 경우였던 비가구원명의 주택이 14차 연도 조사부터 구분하여 조사되었음. 그 전 연도와의 정합성을 위하여 비가구원명의의 주택과 기타를 합쳐서 더미변수화 하였음.

지 않은 가구를 비교집단으로 분류하였다. 이때 한국복지패널 데이터 중 '가구원 중에 장기요양보험급여를 받은 가구원이 있는지 여부' 항목을 사용하였으며, 해당 기간 동안 장기요양보험 급여를 수급했으면 1, 수급하지 않았다면 0으로 더미변수 처리하였다.

2. 패널토빗모형 사용 변수

본 연구에서는 성향점수매칭을 통해 가구단위로 노인장기요양보험을 수급한 실험집단과 수급하지 않은 비교집단에서 근접한 성향점수를 가진 개체들끼리 매칭하였다. 그 결과 최종 매칭된 가구의 45세 이상 65세 미만의 중년 이용자 가구원들을 대상으로 패널토빗분석을 진행하였다.

패널토빗모형에 사용되는 변수는 가구 단위로 매칭을 진행해 가구주, 가구원 변수를 혼용한 성향점수매칭 변수와 달리 모두 가구원 개인의 특성을 나타내는 변수이며 구체적인 내용은 <표 5>와 같다.

<표 5> 패널토빗모형 변수 구성

변수설명		변수의 구성
종속변수	월간 근로일수	(일)
독립변수	장기요양 보험 수급 여부	수급=1, 비수급=0
통제변수	성별	남=0, 여=1
	연령	조사연도-태어난 연도+1
	연령 제곱	(조사연도-태어난 연도+1)^2
	교육수준	중졸 이하=1 고졸=2 전문대졸=3, 대졸 이상=4
	경제활동 상태	상용직=1, 임시직=2, 일용직·자활근로·공공근로·노인일자리=3, 고용주·자영업자=4, 무급가족 종사자·실업자·비경제활동인구=5

	배우자 유무	배우자 있음=1, 없음(비해당·사별·이혼·별거·미혼·기타)=0
	가구원수	(명)
	동거여부	동거=1, 비동거(지방근무·해외근무·학업·입원 등)=0
	log(개인소득)	log(상용근로자 소득+임시·일용근로자 소득+고용주·자영자 소득+부업소득+농림축어업 경영주 소득)
	집 점유형태	자가=1, 전세=2, 보증부 월세=3, 사글세=4, 비가구원 명의 주택·기타=5
	거주지역	도시(서울·광역시·시)=1, 농촌(도농복합군·군)=0
	건강상태	건강이 아주 안 좋다=1 ~ 아주 건강하다=5
	장애 유무	있음=1, 없음=0

1) 종속변수

중년 가구원의 노동공급을 살펴보기 위해 사용할 종속변수는 월 평균 근로일수이다. 한국복지패널에서는 취업자가 일한 달의 평균 근로일수를 조사하고 있다. 본 연구에서 근로시간이 아닌 월간 근로일수를 사용한 이유는 한국복지패널의 데이터 상에서는 근로시간이 변수가 정기적으로 근로한 경우(주당)와 비정기적으로 근로한 경우(일간)의 근로시간이 구분되어 조사되어 있고, 이를 임의의 계산식을 사용하여 월간, 연간 근로시간을 만들어 사용할 시 다량의 체계적인 결측치가 생성되어 추정 과정의 편의를 발생시킨다고 판단했기 때문이다.

2) 독립변수

독립변수는 각 연도별 중년 가구원의 장기요양보험수급 여부이다. 앞

서 성향점수매칭에서는 표본 크기의 한계를 이유로 2008년부터 2018년까지 한 번이라도 장기요양보험을 수급한 가구인 경우 실험집단으로 구분한 바 있다. 매칭된 표본으로 구성한 패널데이터에서 독립변수는 각 연도별 장기요양보험의 수급 여부를 응답한 자료이다. 해당 연도에 장기요양보험을 수급한 경우 1, 수급하지 않은 경우 0으로 코딩하였다.

3) 통제변수

종속변수에 영향을 줄 수 있는 기타 가구 및 개인의 사회경제적 배경을 통제변수로 활용하였다. 본 연구에서는 종속변수인 근로일수에 영향을 주는 성별, 연령, 연령 제곱, 교육수준, 경제활동 상태, 배우자 유무, 개인소득, 자산, 가구원수, 동거여부, 거주지역, 건강상태, 장애 유무를 통제변수로 선정하였다.

기존 연구에 따르면, 여성이 남성보다 경제활동에 참여하지 않을 가능성이 높으며(변금선, 2005), 연령이 높아질수록 경제활동에 종사할 확률이 낮아진다(권현정, 고지영, 2015). 이때 연령 및 연령 제곱을 함께 포함한 이유는 사람들의 노동공급이 일생에 걸쳐 대체로 역U자형의 패턴을 따르는 현상을 모형에 반영하기 위함이다.

한편, 교육수준이 경제활동 참여에 미치는 영향에 대한 선행연구는 상반된 결과가 존재한다. 높은 교육수준은 경제활동 참여를 높인다고 언급한 연구(송유진, 2011)가 있는 반면, 교육수준이 낮을수록 경제활동에 참여할 확률이 높은 것으로 나타난 연구도 존재했다(김혜진, 2018).

나아가 고용노동부의 고용형태별 근로실태 조사 결과를 통계청의 '2019 한국의 사회지표'에 수록한 자료에 따르면 정규직과 비정규직간에는 근로시간에 상당한 차이가 존재한다[15]는 것을 알 수 있다. 따라서 상용직, 임시직 등 경제활동 상태의 차이를 노동공급에 대한 통제변수로 포함하였다.

---

15) 정부24[웹사이트] URL: https://www.gov.kr/portal/ntnadmNews/2189700

또한 배우자 유무가 개인의 근로여부에 유의미한 영향을 미친다는 선행연구(권혁창, 박주완, 2017)가 존재하며, 남성 가구주의 노동공급이 가구원 수와 긴밀하게 연관되어 있음을 밝힌 선행연구에서는 이를 가구주의 근로소득과 가구원에 대한 부양 의무 간에 상관성이 강하게 존재하기 때문으로 분석하였다(김문정, 오종현, 2018).

뿐만 아니라 함선유(2016)의 연구에 따르면, 개인의 노동소득이 높을 경우 노동시장 이탈에 따른 기회비용이 커지기 때문에 노동시장 참여를 유지할 가능성이 높으며, 자산이 있을 경우에는 노동시장을 이탈할 동기가 커진다(Borjas, 2005; Ehenberg & Smith, 2012 재인용). 이에 따라 개인소득과 집 점유형태와 같은 자산을 통제변수에 포함하였다.

선행연구에 따르면 가구원 동거여부는 일본 기혼여성의 취업여부에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으며(성혜영, 2014), 도시와 비도시 등의 구분과 같이 거주하고 있는 지역이 인구 및 일자리가 많은 지역인지 여부가 근로의 참여에 영향을 주었다는 분석 결과도 존재하였다(김교성, 최영, 2006).

마지막으로 건강상태와 장애여부가 취업확률에 영향을 준다고 분석한 연구결과가 상당수 존재했다. 이은경(2014)은 중고령자의 건강이 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였으며, 이때 주관적 건강상태, ADL, IADL, 만성질환 수를 독립변수로 하여 종속변수인 중고령자의 경제활동 참여여부를 살펴보았다. 연구 결과, 중고령자의 건강수준 악화가 노동공급을 위축시킨다는 사실을 확인하였다. 또한, 황수경(2003)의 연구에 따르면 장애인과 비장애인 간에는 다른 요인이 아닌 오직 장애로 인해 취업 확률의 격차가 발생하는 것으로 나타났다.

제 4 장 연구 결과

제 1 절 기초통계분석

1. 성향점수매칭 변수의 기초통계량

본 연구는 한국복지패널의 3차(2007)~14차(2018) 자료를 사용하여 노인장기요양보험 수급이 중년 가구원의 노동 공급에 미치는 영향을 살펴보았다. 성향점수매칭을 통해 실험군과 비교군을 가구 단위로 매칭한 후 가구원 단위로 패널토빗분석을 진행하였으며, 이때 패널 분석 대상은 45세 이상 65세 미만의 중년 가구원이다.

가구 단위로 성향점수매칭을 하는 과정에서 가구주 변동이 있는 경우 가구가 중복 계산되어 표본 선정에 문제가 발생할 수 있기 때문에 중복된 가구 데이터는 제거하였다. 이때 총 가구 수는 2,670가구이며, 2008년부터 2018년까지 노인장기요양보험을 한 번이라도 수급한 가구는 349가구이며, 한 번도 수급하지 않은 가구는 2,321가구이다.

<표 6>은 노인장기요양보험을 수급한 가구와 수급하지 않은 가구의 매칭변수를 나타낸 기초통계표이다. 가구의 특성을 설명하는 변수를 선정할 때 성별, 연령, 교육수준, 경제활동 상태, 배우자 유무, 집 점유형태(자산), 동거여부, 거주지역, 건강상태는 가구를 대표하는 가구주의 특성을 사용하였으며, 가구소득, 가구원 수, 가구형태, 가구 내 만성질환자 유무, 가구 내 장애인 유무는 가구의 특성을 사용하였다.

<표 6> 따르면, 소인요인인 가구주 성별, 연령, 경제활동 상태, 배우자 유무의 기초통계 결과는 다음과 같다. 장기요양보험 수급 가구의 경우 가구주의 성별이 여자인 경우가 11%, 비수급 가구의 경우 8%를 차지하였다. 수급가구의 경우 가구주의 평균 연령은 66세였으며, 비수급가구의 경우 51세로 가구주 연령의 차이가 비교적 크게 나타났다. 또한 수급가구의 가구주 평균 교육수준이 비수급가구에 비해 낮았으며, 경제활동 상

태의 경우에도 수급가구가 비수급가구에 비해 적절한 직장을 갖지 못한 경우가 더 많았다. 수급가구 가구주의 경우 86%가 배우자가 있었으며, 비수급가구 가구주의 경우 배우자가 있는 경우가 89%를 차지했다.

자원요인인 가구소득, 집 점유형태(자산), 가구원수, 가구형태, 동거여부, 거주지역의 기초통계 결과는 다음과 같다. 수급 가구의 가구소득은 평균 1220만원이며, 비수급가구의 가구소득은 평균 1902만원 정도로 나타났다. 이때 가구소득의 최댓값과 최솟값 간의 차이 또한 비수급 가구가 수급가구보다 더 높은 것을 알 수 있다. 가구 형태는 수급가구일 때 일반 가구의 비율은 97%, 비수급 가구에서는 96%를 차지하였다. 동거여부는 수급가구와 비수급 가구 모두 98% 정도로 대부분의 가구가 동거 상태에 있는 것으로 나타났다. 거주지역을 살펴보면, 수급 가구의 64%가 도시 지역에 거주하며, 비수급 가구의 76%가 도시 지역에 거주하고 있는 것을 알 수 있다.

욕구요인인 가구 내 만성질환자 유무, 가구 내 장애인 유무, 건강상태의 기초통계 결과는 다음과 같다. 수급 가구에서는 가구 내 만성질환자가 있는 경우가 94%였으며, 비수급 가구에서는 가구 내 만성질환자가 있는 경우가 62%를 차지하였다. 가구 내 장애인이 있는 경우는 수급가구에서 49%, 비수급 가구에서 16%였다. 또한 가구주의 건강상태는 수급가구의 경우, 리커트 5점 척도(매우 건강한 경우 5점) 기준으로 평균 2.9점이었으며, 비수급 가구의 경우, 평균 3.6점이었다. 기초통계량을 살펴보았을 때, 한 번이라도 노인장기요양보험제도를 수급한 가구가 한 번도 노인장기요양보험제도를 수급하지 않은 가구보다 전반적으로 사회경제적 수준 및 건강상태가 더 나쁜 것을 알 수 있다.

<표 6> 수급 및 비수급 가구의 성향점수매칭 변수 기초통계량

Variable		수급 가구(실험집단)				비수급 가구(비교집단)			
		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
소인 요인	성별	0.1146	0.3190	0	1	0.0819	0.2742	0	1
	연령	66.0373	13.2728	25	97	51.81	13.2196	22	87
	교육수준	1.6476	0.9995	1	4	2.1452	1.1126	1	4
	경제활동 상태	4.0888	1.2778	1	5	2.8578	1.6000	1	5
	배우자 유무	0.8682	0.3388	0	1	0.8927	0.3095	0	1
자원 요인	가구소득	1220.117	1018.082	-27.7128	9781.408	1902.8730	1574.1560	-4143.6	33467.68
	집 점유형태(자산)	1.8309	1.3720	1	5	1.7204	1.1566	1	5
	가구원수	2.6963	1.0957	2	6	3.2585	1.0877	2	8
	가구형태	0.9713	0.1671	0	1	0.9668	0.1791	0	1
	동거여부	0.9857	0.1190	0	1	0.9832	0.1286	0	1
	거주지역	0.6476	0.4784	0	1	0.7686	0.4218	0	1
욕구 요인	가구 내 만성질환자 유무	0.9456	0.2272	0	1	0.6217	0.4851	0	1
	가구 내 장애인 유무	0.4928	0.5007	0	1	0.1676	0.3736	0	1
	건강상태	2.9198	1.1267	1	5	3.6049	0.9360	1	5
관측치(obs)		349				2,321			

2. 패널토빗모형 변수의 기초통계량

가구 단위로 매칭을 진행한 뒤, 중년 가구원으로 범위를 한정한 패널 자료의 기초통계표는 <표 7>과 같다. 해당 표에서는 수급 여부에 따라 비교한 분석 변수의 기초통계량을 정리하였다. 수급 중년 가구원은 442명이며, 비수급 중년 가구원은 7,238명으로 총 7,680명의 자료를 분석하였다.

수급 중년 가구원의 평균 월간 근로일수는 15.6일이며, 비수급 중년 가구원의 평균 월간 근로일수는 14.7일이다. 장기요양보험을 수급한 중년 가구원의 근로일수가 비수급한 중년 가구원의 근로일수보다 약간 높은 것을 알 수 있다. 성별의 경우 수급 중년 가구원은 49%가 여성, 비수급 중년 가구원은 56%가 여성인 것으로 나타나 중년의 여성 가구원들이 장기요양보험을 비수급하는 가구에 더 많이 포함되어 있는 것을 알 수 있다. 수급 연령의 경우 수급 중년 가구원과 비수급 중년 가구원 모두 평균 55세 정도였으며, 경제활동상태는 수급 중년 가구원과 비수급 중년이 비슷한 분포를 보였다.

배우자 유무 변수를 보면, 수급 중년 가구원은 72%가 배우자가 있는 상태인 반면, 비수급 중년 가구원은 85%가 배우자가 있는 상태로 나타나 비수급 중년 가구원에서 배우자가 있는 비율이 높았다. 가구원 수는 수급 중년 가구원은 평균 3.6명, 비수급 중년 가구원은 3.2명으로 비수급 중년 가구원이 약간 적은 수치를 보였다. 동거여부는 수급 중년 가구원과 비수급 중년 가구원 모두 98% 정도의 수치를 보였다.

log(개인소득)은 수급 중년 가구원의 평균이 5.09 정도로 비수급 중년 가구원의 평균인 4.86보다 높았으나 수급 중년 가구원의 log(개인소득) 최댓값은 9.4861이고 비수급 중년 가구원의 최댓값은 12.5776으로 비수급 중년 가구원의 log(개인소득) 최댓값이 더 높았다. 집 점유형태(자산)의 경우 비수급 중년 가구원의 경우 자가를 점유한 비율이 수급 중년 가구원보다 더 높았다.

거주지역 변수는 수급 중년 가구원과 비수급 중년 가구원 모두 도시에

거주하는 비율이 72% 정도로 비슷했다. 건강상태의 경우 리커트 5점 척도(매우 건강함이 5점) 기준으로 수급 중년 가구원이 3.3점, 비수급 중년 가구원이 3.45점으로 비수급 중년 가구원이 더 건강하였다. 장애유무는 수급 중년 가구원의 21.7%가 장애가 있었고, 비수급 중년 가구원의 16.7%가 장애가 있었다.

<표 7> 수급 및 비수급 중년 가구원의 패널토빗모형 변수 기초통계량

Variable	수급 중년 가구원				비수급 중년 가구원			
	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
월간 근로일수	15.6222	10.8331	0	30	14.7713	10.7537	0	31
성별	0.4932	0.5005	0	1	0.5662	0.4956	0	1
연령	55.0837	5.5549	45	64	55.6596	5.73	45	64
교육수준	1.8620	0.9314	1	4	1.8679	1.0018	1	4
경제활동 상태	3.3462	1.5475	1	5	3.5627	1.5215	1	5
배우자 유무	0.7285	0.4452	0	1	0.8594	0.3477	0	1
가구원수	3.6335	1.3641	2	7	3.2262	1.1686	2	9
동거여부	0.9864	0.1158	0	1	0.9815	0.1348	0	1
log(개인소득)	5.0961	3.48	0	9.4861	4.8605	3.5775	0	12.5776
집 점유형태	1.9050	1.3586	1	5	1.6488	1.1501	1	5
거주지역	0.7285	0.4452	0	1	0.7280	0.4450	0	1
건강상태	3.3077	1.0259	1	5	3.4544	0.8953	1	5
장애 유무	0.2172	0.4128	0	1	0.1670	0.3730	0	1
관측치(obs)	442				7,238			

제 2 절 가설 검정

1. 성향점수매칭 분석 결과

노인장기요양보험의 수급 여부에만 차이가 존재할 뿐 가구주 및 가구의 특성은 유사한 대상자들 간의 매칭을 통하여 노인장기요양보험제도의 효과를 분석하기 위한 성향점수매칭을 실시한다. 성향점수매칭 분석의 첫 단계로 노인장기요양보험 수급 여부를 종속변수로 설정한 프로빗 분석을 통하여 성향점수를 추정하였다. 이때 사용되는 독립변수로 앞서 소인요인(성별, 연령, 교육수준, 경제활동 상태, 배우자 유무), 자원요인(가구소득, 집 점유형태, 가구원수, 가구형태, 동거여부, 거주지역), 욕구요인(가구 내 만성질환자 유무, 가구 내 장애인 유무, 건강상태) 변수를 선정한 바 있다.

<표 8>는 해당 변수를 사용하여 성향점수를 산출하는 프로빗 회귀분석의 결과이다. 노인장기요양보험 수급 여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 변수는 연령, 경제활동 상태, 배우자 유무, 가구소득, 집 점유형태, 동거 여부, 가구 내 만성질환자 여부, 가구 내 장애인 여부로 나타났다.

<표 8> 성향점수 산출을 위한 프로빗 회귀분석 결과 (N= 2670)

수급여부	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
성별	-0.0796	0.1633	-0.49	0.626	-0.3997	0.2406
연령	0.0322	0.0042	7.70	0.000	0.0240	0.0404
교육수준 (2)	0.0425	0.0901	0.47	0.637	-0.1340	0.2190
(3)	0.2200	0.1930	1.14	0.254	-0.1582	0.5982
(4)	0.1004	0.1235	0.81	0.416	-0.1416	0.3425
경제활동 상태 (2)	0.0661	0.1852	0.36	0.721	-0.2969	0.4291

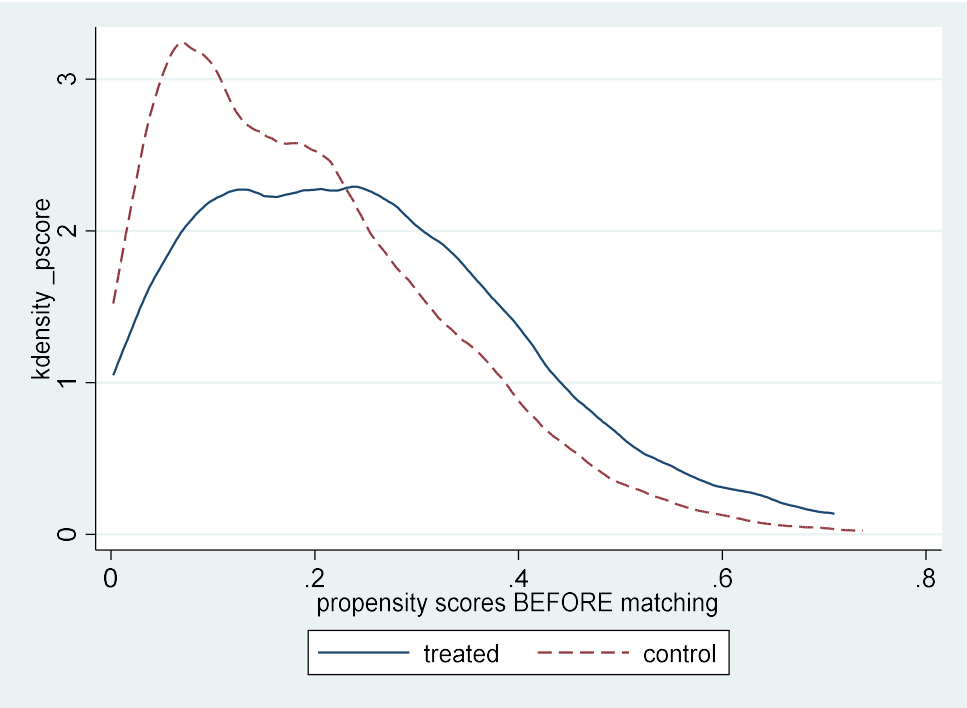
(3)	-0.1585	0.1711	-0.93	0.354	-0.4939	0.1768
(4)	0.0356	0.1195	0.30	0.766	-0.1986	0.2698
(5)	0.3195	0.1229	2.60	0.009	0.0787	0.5603
배우자 유무	-0.3474	0.1506	-2.31	0.021	-0.6426	-0.0522
가구소득	-0.0001	0.0000	-2.36	0.018	-0.0002	0.0000
집 점유형태 (1)						
(2)	0.0291	0.1266	0.23	0.818	-0.2191	0.2772
(3)	0.0643	0.1232	0.52	0.602	-0.1772	0.3059
(4)	0.2656	0.2371	1.12	0.263	-0.1991	0.7303
(5)	0.3463	0.1302	2.66	0.008	0.0910	0.6015
가구원 수	0.0311	0.0380	0.82	0.414	-0.0434	0.1056
가구형태	0.2465	0.2274	1.08	0.278	-0.1993	0.6923
동거여부	-0.4391	0.2877	-1.53	0.127	-1.0030	0.1248
거주지역	-0.0905	0.0871	-1.04	0.299	-0.2611	0.0801
가구 내 만성질환자 여부	0.5087	0.1182	4.30	0.000	0.2770	0.7404
가구 내 장애인 여부	0.5867	0.0770	7.61	0.000	0.4356	0.7377
건강상태	0.0018	0.0400	0.04	0.965	-0.0766	0.0801
_cons	-3.1708	0.5347	-5.93	0.000	-4.2189	-2.1227
Pseudo-R^2	0.2349					
Prob>chi2	0.0000					

프로빗 분석을 통해 산출된 성향점수를 토대로 '노인장기요양보험 수급 경험이 있는 가구(실험집단)'과 '수급 경험이 없는 가구(비교집단)' 간 매칭을 수행하였다. 본 연구는 Morgan et al.(2010)이 제안한 1:5 NN 매칭(캘리퍼 0.05)을 통하여 실험집단과 비교집단을 매칭하였다. 그 결과 실험집단의 349개 가구와 비교집단의 2,321개 가구가 매칭되었다. 이는 매칭된 중복값을 제외한 결과이다.

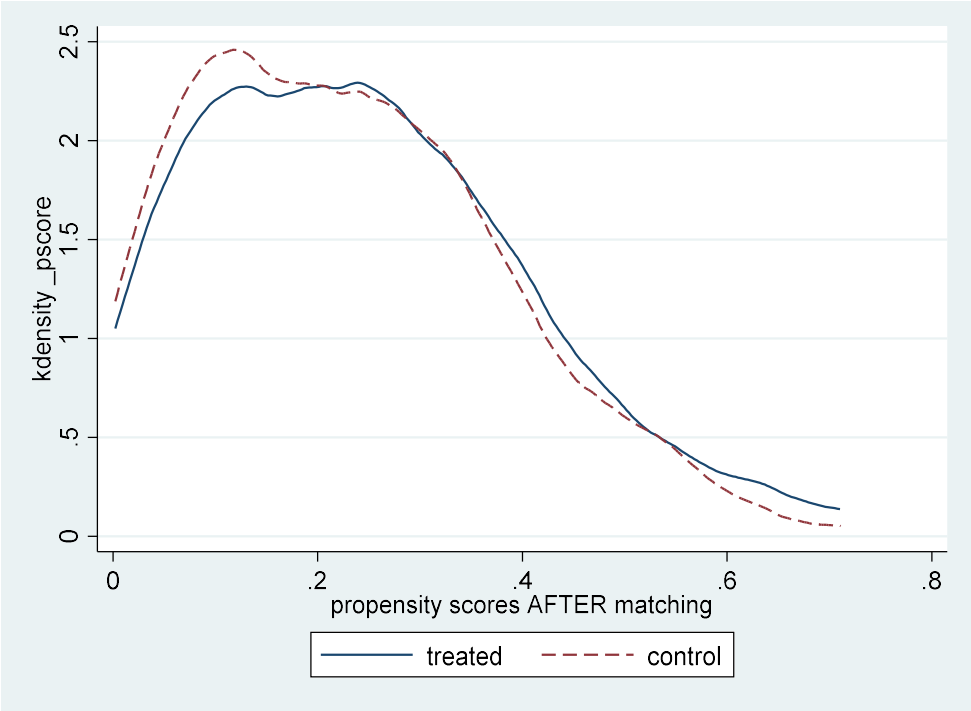
다음으로, 성향점수매칭의 기본 가정을 검증할 필요가 있다. [그림 8]

과 [그림 9]는 각각 성향점수매칭 전과 후 실험집단과 비교집단의 성향점수 분포를 나타내는 그래프이다. [그림 9]에서 볼 수 있듯이 매칭 후 실험집단과 비교집단의 성향점수가 0과 1에 치우치지 않고 대부분 겹쳐 있는 것으로 미루어보아 공통 영역의 가정을 충족하고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 8] 매칭 전 성향점수분포 그래프



[그림 9] 매칭 후 성향점수분포 그래프



매칭 전후의 성향점수 분포를 나타낸 2개의 그래프를 살펴보면 매칭을 진행한 후 실험집단과 비교집단의 성향점수 분포가 거의 유사해진 것을 알 수 있다. 성향점수는 노인장기요양보험급여의 수급 여부에 대한 예측 확률과 같으므로, 두 집단 간 성향점수의 분포가 유사하다는 것은 수급 여부에 영향을 미치는 관찰된 특성이 두 집단 간에 유사하다는 뜻으로 해석할 수 있다.

보다 정밀하게 실험집단과 비교집단의 동질성을 검증하기 위하여 밸런스 테스트를 실시하였다. 일반적으로 매칭이 잘 되었는지 평가하기 위하여 다음과 같은 방법을 사용할 수 있다. 첫째, 실험집단과 비교집단 간의 매칭 전후 각 공변량들의 평균값 차이가 0인 귀무가설에 대한 t-검정을 실시하여 확인한다. 둘째, 표준화된 편차의 퍼센트(standardized % bias) 감소를 통해 검증할 수 있다. 해당 수치는 -100부터 100까지의 값을 가지며, 0에 가까워질수록 해당 변수의 집단 간 불균형이 적다는 것을 의미한다. Normand et al.(2011)는 standardized % bias가 10% 이하가 되는 것을 권장하고 있다(최민혁, 최진혁, 2016). 셋째, 매칭 전후의 Pseudo-R^2 값을 이용하여 판단한다. Pseudo-R^2 값이 매칭 후 감소하며 0에 가까워져야 한다.

본 연구의 성향점수매칭 결과는 세 가지 모두의 밸런스 테스트를 모두 통과하였다. 매칭 전후 각 변수들의 t-검정 결과, standardized % bias와 Pseudo-R^2는 <표 9>에 제시되어 있다. 먼저 t-검정 결과, 매칭 후 실험집단과 비교집단의 모든 특성 변수의 평균값은 유의수준 내에서 차이가 없다는 것을 알 수 있다. 나아가 평균 standardized % bias는 매칭 전 32.4에서 매칭 후 4.1로 10% 이하의 값을 보였으며, Pseudo-R^2 또한 매칭 전 0.235에서 매칭 후 0.007로 0에 가깝게 감소하였다. 결과적으로, 본 연구의 성향점수매칭 후 실험집단과 비교집단이 상당히 동질적으로 매칭되었음을 알 수 있다.

<표 9> 밸런스 테스트 결과 *Pseudo-R: 0.235(U) / 0.007(M)

Variable	매칭 전(Unmatched)					매칭 후(Matched)				
	Treated	Control	%bias	t	p>|t|	Treated	Control	%bias	t	p>|t|
성별	0.1146	0.0819	11.0	2.03	0.042	0.115	0.132	-5.8	-0.70	0.486
연령	66.037	51.81	107.4	18.74	0.000	66.037	65.162	6.6	0.96	0.337
교육수준 (2)	0.2321	0.3671	-29.8	-4.95	0.000	0.232	0.249	-3.7	-0.51	0.608
(3)	0.0315	0.0763	-19.9	-3.05	0.002	0.032	0.048	-7.4	-1.12	0.262
(4)	0.1175	0.2085	-24.8	-4	0.000	0.117	0.108	2.5	0.38	0.702
경제활동상태 (2)	0.0373	0.0582	-9.8	-1.59	0.111	0.037	0.041	-1.6	-0.23	0.815
(3)	0.0430	0.0870	-17.9	-2.81	0.005	0.043	0.037	2.3	0.39	0.70
(4)	0.3009	0.2994	0.3	0.05	0.957	0.301	0.309	-1.7	-0.22	0.822
(5)	0.5158	0.1818	74.7	14.45	0.000	0.516	0.505	2.4	0.28	0.778
배우자 유무	0.8682	0.8927	-7.6	-1.36	0.173	0.868	0.844	7.5	0.91	0.362
가구소득	1220.1	1902.9	-51.5	-7.86	0.000	1220.1	1244.8	-1.9	-0.34	0.735
집 점유형태 (2)	0.0888	0.1586	-21.3	-3.41	0.001	0.089	0.087	0.5	0.08	0.936
(3)	0.1032	0.1232	-6.3	-1.07	0.283	0.103	0.096	2.4	0.33	0.743
(4)	0.0258	0.0190	4.6	0.85	0.394	0.026	0.022	2.7	0.35	0.728
(5)	0.1146	0.0646	17.5	3.39	0.001	0.115	0.153	-13.5	-1.49	0.137
가구원수	2.6963	3.2585	-51.5	-8.99	0.000	2.696	2.751	-5.0	-0.66	0.511
가구형태	0.9714	0.9668	2.6	0.44	0.657	0.971	0.964	4.0	0.51	0.607
동거여부	0.9857	0.9832	2.0	0.34	0.735	0.986	0.986	0.0	0.00	1.000
거주지역	0.6476	0.7686	-26.8	-4.91	0.000	0.648	0.658	-2.3	-0.29	0.775
가구 내 만성질환자 여부	0.9456	0.6217	85.5	12.27	0.000	0.946	0.933	3.3	0.7	0.486
가구 내 장애인 여부	0.4928	0.1676	73.6	14.43	0.000	0.493	0.520	-6.1	-0.71	0.477
건강상태	2.9198	3.6049	-66.1	-12.39	0.000	2.920	2.982	-6.0	-0.79	0.430

2. 패널토빗모형 분석 결과

성향점수매칭을 통해 선정한 1010개의 가구 표본을 가구원 단위의 패널데이터로 구성한 뒤 45세 이상 65세 미만의 중년 가구원으로 데이터의 범위를 한정하였다. <표 10>은 패널토빗모형으로 패널 데이터를 분석한 결과이다. 연구모형의 통계적 유의수준을 나타내는 Wald 카이자승의 통계적 유의도는 매우 높은 것으로 나타났다.

본 분석에서 패널토빗모형의 종속변수는 월 근로일수, 독립변수는 장기요양보험 수급 여부, 통제변수는 성별, 연령, 연령 제곱, 교육수준, 경제활동 상태, 배우자 유무, 가구원 수, 동거여부, log(개인소득), 집 점유형태, 거주지역, 건강상태, 장애유무이다. 이때 종속변수에 미치는 독립변수의 영향력을 살펴보면, 장기요양보험수급여부가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

아울러 통제변수의 영향력을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 성별은 통계적으로 유의미한 변수였으며, 특히 여성일 때 근로일수가 통계적으로 유의미한 양의 경향성을 보였다. 교육수준 또한 통계적으로 유의미한 변수였는데, 교육수준이 높을수록 근로일수는 통계적으로 유의미한 음의 경향성을 보였다. 경제활동 상태는 모든 상태에서 근로일수에 통계적으로 유의미한 음의 경향성을 보였다. 배우자 유무 변수는 배우자가 있을 때 근로일수가 유의미한 양의 경향성을 보였으며, 반면, 동거여부 변수는 동거할 때 근로일수가 유의미하게 감소하는 음의 경향성을 보였다. log(개인소득)은 근로일수에 통계적으로 유의미한 음의 영향을 미쳤으며, 집 점유형태는 사글세와 기타의 경우 외에는 모두 통계적으로 유의미한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 거주지역 변수는 도시에 거주할수록 근로일수가 감소하는 음의 경향성을 보였으며, 건강상태 변수는 건강상태가 좋을수록 근로일수가 증가하는 양의 경향성을 보였다. 마지막으로 장애유무 변수는 장애가 있을수록 근로일수가 감소하는 음의 경향성을 보였다.

<표 10> 패널토빗모형 분석 결과 (N= 7,680)

[종속변수] 월간 근로일수	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
[독립변수] 장기요양보험 수급 여부	0.4989	0.2988	1.67	0.095	-0.0868	1.0845
성별	1.2804	0.3552	3.61	0.000	0.5843	1.9765
연령	-0.0013	0.2406	-0.01	0.996	-0.4728	0.4702
연령 제곱	-0.0009	0.0022	-0.42	0.674	-0.0052	0.0033
교육수준 (2)	-0.7254	0.3679	-1.97	0.049	-1.4464	-0.0045
(3)	-1.4285	0.6596	-2.17	0.030	-2.7212	-0.1358
(4)	-1.8037	0.5112	-3.53	0.000	-2.8056	-0.8019
경제활동 상태 (2)	-0.5787	0.2652	-2.18	0.029	-1.0986	-0.0589
(3)	-3.4988	0.3271	-10.70	0.000	-4.1399	-2.8578
(4)	-1.4771	0.3082	-4.79	0.000	-2.0812	-0.8730
(5)	-19.0702	0.3333	-57.21	0.000	-19.7236	-18.4169
배우자 유무	2.3433	0.3786	6.19	0.000	1.6012	3.0854
가구원 수	0.0332	0.0896	0.37	0.711	-0.1423	0.2088
동거여부	-2.1758	0.5469	-3.98	0.000	-3.2476	-1.1040
log(개인소득)	-0.2276	0.0400	-5.69	0.000	-0.3061	-0.1492
집 점유형태 (2)	-0.7616	0.3113	-2.45	0.014	-1.3717	-0.1515
(3)	-0.6750	0.3092	-2.18	0.029	-1.2811	-0.0690
(4)	0.7497	0.5896	1.27	0.204	-0.4060	1.9053
(5)	-0.0982	0.3363	-0.29	0.77	-0.7574	0.5609
거주지역	-1.6381	0.3231	-5.07	0	-2.2714	-1.0049
건강상태	0.2663	0.0759	3.51	0	0.1175	0.4151
장애유무	-1.8635	0.4022	-4.63	0	-2.6517	-1.0752
_cons	27.7774	6.6750	4.16	0	14.6946	40.8602
Log likelihood	-23554.998					
Wald chi^2	10123.22					
Prob>chi^2	0.0000					

그러나 비선형모형인 토빗모형에서는 해당 변수의 계수값이 한계효과를 의미하는 것이 아니므로, 일정 공식에 따라 한계효과를 다시 계산해야만 효과의 크기를 파악할 수 있다(민인식, 최필선, 2012; 강철희, 최정은, 장재혁, 2016). 패널토빗모형의 평균 한계효과를 계산한 결과는 다음의 <표 11>에서 제시하였다.

분석 결과에 따르면, 독립변수인 장기요양보험의 수급은 근로일수를 약 40% 증가시키는 것으로 나타났다. 아울러 통제변수인 성별 변수에서는 여성일수록 근로일수가 103% 증가하는 것으로 분석되었으며, 중졸 이하를 기준으로 교육수준이 대졸 이상일 경우 근로일수가 144% 감소하는 것으로 나타났다. 경제활동 상태는 상용직을 기준으로 무급가족종사자·실업자·비경제활동인구인 경우 근로일수가 158% 감소하는 것으로 나타났다. 배우자가 없을 때보다 배우자가 있을 때 근로일수는 185% 증가하였으며, 반면 동거하지 않을 때보다 동거할 때 근로일수는 180% 감소하였다. log(개인소득)이 증가할 때 근로일수는 18% 감소하였으며 집 점유형태와 같은 자산 변수는 자가를 기준으로 전세일 경우 근로일수가 61% 감소, 보증부 월세일 경우 54% 감소하는 것으로 분석되었다. 거주지역의 경우, 도시에 거주할 때 근로일수는 133% 감소하였으며, 건강상태가 좋을수록 근로일수는 21% 증가하였다. 마지막으로, 장애가 있을 때 근로일수는 149% 감소하는 것으로 나타났다.

<표 11> 한계효과 분석 (N=7,680)

구분	E(y|y>0)					
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
장기요양보험 수급 여부	0.4062	0.2446	1.66	0.097	-0.0731	0.8856
성별	1.0301	0.2849	3.62	0.000	0.4718	1.5884
연령	-0.0011	0.1948	-0.01	0.996	-0.3830	0.3808
연령 제곱	-0.0007	0.0018	-0.42	0.674	-0.0042	0.0027
교육수준 (2)	-0.5889	0.2981	-1.98	0.048	-1.1733	-0.0045
(3)	-1.1499	0.5241	-2.19	0.028	-2.1771	-0.1227
(4)	-1.4453	0.4046	-3.57	0.000	-2.2384	-0.6523
경제활동 상태 (2)	-0.5747	0.2634	-2.18	0.029	-1.0911	-0.0584
(3)	-3.4535	0.3222	-10.72	0.000	-4.0849	-2.8221
(4)	-1.4647	0.3055	-4.79	0.000	-2.0636	-0.8659
(5)	-15.8516	0.2886	-54.93	0.000	-16.4172	-15.2861
배우자 유무	1.8598	0.2946	6.31	0.000	1.2825	2.4371
가구원 수	0.0269	0.0725	0.37	0.711	-0.1153	0.1691
동거여부	-1.8067	0.4651	-3.88	0.000	-2.7183	-0.8952
log(개인소득)	-0.1844	0.0325	-5.67	0.000	-0.2481	-0.1206
집 점유형태 (2)	-0.6134	0.2491	-2.46	0.014	-1.1016	-0.1251
(3)	-0.5442	0.2480	-2.19	0.028	-1.0303	-0.0581
(4)	0.6147	0.4873	1.26	0.207	-0.3403	1.5698
(5)	-0.0798	0.2728	-0.29	0.770	-0.6144	0.4549
거주지역	-1.3383	0.2665	-5.02	0.000	-1.8606	-0.8160
건강상태	0.2157	0.0615	3.51	0.000	0.0952	0.3362
장애유무	-1.4912	0.3173	-4.70	0.000	-2.1132	-0.8693

제 5 장 결론

제 1 절 연구결과의 요약

본 연구는 노인장기요양보험제도가 중년 이용자 가구원의 노동공급에 미치는 영향을 실증적으로 검토하고자 하였다. 우리나라는 유래를 찾아보기 어려울 정도의 빠른 고령화 속도로 노인인구 비율이 가파르게 증가하고 있다. 이러한 상황에서 노인부양문제가 시급하게 해결해야 할 사회문제 중 하나로 대두되고 있다.

특히 선행연구에 따르면 전통적인 효 사상에 기초한 교육을 받은 중년세대에게는 노부모의 건강과 이에 따른 부양 문제가 그들의 삶에서 가장 큰 고민거리로 나타나기도 하였다. 또한 설문조사에 따르면, 부양자의 8.2%가 부양으로 인하여 취업을 중단한 경험이 있으며, 4.0%는 근로시간을 단축한 경험이 있는 것으로 나타나 부양자의 약 10% 정도가 부양으로 인하여 근로기회를 제한받고 있었다(정경희, 2002).

2008년 7월 실시된 노인장기요양보험제도는 이러한 노인문제를 사회보험 방식으로 해결하기 위하여 도입된 복지정책 중 하나이다. 즉, 노인장기요양보험제도는 고령이나 노인성 질병 등으로 혼자서 일상생활을 수행하기 어려운 사람들에게 신체활동과 일상생활 지원 등의 서비스를 제공하여 노후 생활의 안정을 보장하고 그 가족들의 부양 부담을 덜어주기 위한 사회보험제도[16]이다.

이러한 노인장기요양보험제도의 정책 효과에 대한 연구는 제도가 본격적으로 확대되면서 축적되어 왔다. 본 연구에서는 특히, 사회 문제로 꾸준히 인식되고 있었던 가구원의 노인부양 문제에 초점을 맞추어 정책 효과를 평가하였다. 분석 자료는 한국복지패널조사 3차(2007년)~14차(2018

---

16) 보건복지부[웹페이지] (2020.11.22.). URL: https://www.mohw.go.kr/react/policy/index.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=06390301&PAGE=1&topTitle=

년) 자료를 사용하였으며 성향점수매칭과 패널토빗모형을 이용하여 분석하였다. 성향점수매칭을 통하여 2008년부터 2018년까지 한 번이라도 장기요양보험을 수급한 가구를 실험집단, 한 번도 수급한 적 없는 가구를 비교집단으로 놓고 프로빗 모형을 바탕으로 성향점수를 추정하였다. 1:5 NN매칭과 0.05 캘리퍼를 사용하여 총 1010개 가구의 표본을 선정하였다. 또한 매칭 전과 후의 Pseudo-R^2, standardized %Bias, t-검정 등을 통해 밸런스 테스트를 실시하여 실험집단과 비교집단 간의 동등성을 검정하였다.

일반적으로 노동시장에서 능력이 뛰어난 사람들은 시간에 대한 기회비용이 크기 때문에 근로를 중단하고 직접 가족 부양을 하는 대신에 근로를 지속하기 위하여 공적 부양 제도를 활용할 확률이 높다(Coward, 1991; Heitmueller, 2007; 최경덕, 안태현, 2019). 성향점수매칭을 통해 이와 같이 장기요양보험 수급 여부에서 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)를 감소시킬 수 있었다.

선정된 1010개 가구를 가구원 기준의 패널 데이터로 구성한 뒤 45세 이상 65세 미만의 중년 가구원 대상으로 데이터 범위를 한정하였다. 총 7,680명의 가구원을 대상으로 장기요양보험 수급의 정책 효과를 알아보기 위한 패널토빗분석을 진행한 결과, 장기요양보험의 수급은 중년 이용자 가구원의 월 근로일수를 약 40% 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 노인장기요양보험이라는 공적 부양제도가 개인 및 가족 단위에서 이루어지고 있는 사적 부양을 대체하고 있음을 보여주는 결과이다. 즉, 노인장기요양보험제도는 장기요양보험을 수급한 중년 가구원들의 노부모 부양 부담을 감소시키고 이들이 생산적인 근로활동으로 나아가게끔 촉매체 역할을 하는 것으로 나타났다.

노동은 삶을 영위하기 위하여 필요한 재화를 얻는 기본 행위이기도 하지만 자신의 본질을 변화시키는 인간 삶의 중요한 부분이다.[17] 노동을 통해 타인과 관계를 맺는 사회적 존재가 될 수 있으며, 보람과 기쁨이라

---

17) 한겨레 온[웹사이트]. (2020.11.23.). URL: http://www.hanion.co.kr/news/articleView.html?idxno=4544

는 내적인 성취와 돈과 안정성이라는 외적인 성취를 모두 달성할 수 있다. 노인장기요양보험제도의 정책효과 중 하나로서 근로일수의 증가는 중년 가구원들의 노동 가능성을 확대하여 개인의 자아실현과 경제적 안정을 이룰 수 있는 발판이 된다는 점에서 사회적으로 긍정적인 외부효과를 발생시킬 것이다.

제 2 절 연구의 의의와 한계점

1. 연구의 의의

본 논문의 연구 의의는 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 노인장기요양보험 도입이 사회적으로 미친 영향을 평가한 기존 선행연구는 주로 노인장기요양보험제도가 수급자의 만족도에 미치는 영향, 급여 서비스 종류에 따른 이용률 차이 등에 초점을 맞추어왔다. 그러나 우리나라 노인장기요양보험법 제1장 제1조에서는 장기요양서비스 제공으로 인한 노인의 삶의 질 향상만큼이나 그 부양가족의 후생 증가 또한 제도의 중요한 시행 목적으로 두고 있다. 본 연구에서는 노인장기요양보험제도의 목적 상 중요함에도 불구하고 국내에서 많은 연구가 이루어지지 않았던 가족 부양자의 근로 참여에 초점을 맞추어 분석을 진행하였다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 본 연구는 정책효과를 평가하기 위한 방법론 측면에서 의의가 있다. 성향점수매칭과 패널토빗모형을 이용하여 분석과정에서 발생할 수 있는 선택 편의를 감소시켰다. 따라서 본 연구의 결과는 중년 이용자 가구원의 노인장기요양보험 수급과 노동공급 간의 관계를 보다 타당성 있는 결과로 도출했다는 데에 의의가 있다. 무엇보다 성향점수매칭을 통해 이러한 인과관계를 분석한 선행연구에서는 주로 성향점수매칭과 이중차이분석을 사용한 반면, 본 연구에서는 패널 자료를 구축하여 패널토빗분

석을 진행하였다. 장기요양보험의 수급은 등급 판정 이후 일정 기간이 지나면 재판정을 받아야 다시 수급이 가능하므로 수급의 연속성이 높지 않은 사회보험이다. 따라서 이중차이분석보다 패널분석이 더욱 적합한 연구방법이라는 점에서 기존 선행연구가 가진 방법론적 측면의 한계를 보완하였다.

셋째, 중년 가구원에 한정하여 분석한 연구라는 점에서 의의가 있다. 본 연구에서는 노부모 부양부담과 가구원의 생계에 대한 책임감이 높은 집단인 중년 가구원에 한정하여 이들의 근로일수 변화를 살펴보았다. 대다수의 선행연구에서는 정책 대상자인 노인, 또는 가구원 전체를 분석 대상으로 선정하였다. 그 결과, 대다수의 선행연구에서 노인장기요양보험 제도의 정책효과가 통계적으로 유의미하지 않다는 분석 결과가 나타났다. 반면, 본 연구에서는 선행연구와 다르게 중년 가구원으로 대상 집단을 좁힘으로써 노인장기요양보험이 중년 이용자 가구원에게 유의미한 노동공급 효과가 있음을 밝혔다.

2. 연구의 한계

본 연구는 분석 자료, 분석 방법, 제도 변화 측면에서 다음과 같은 한계점을 가진다.

첫째, 본 연구에서 사용한 분석 자료인 한국복지패널의 데이터 한계로 인하여 노인장기요양보험의 대상 노인과 그 가족을 분리하는 변수를 찾지 못하였다. 그 결과 성향점수매칭의 변수 선정 과정에서 Andersen 의료행동 모델의 욕구요인 변수를 선정하는 데에 한계가 나타났다. 이러한 한계를 보완하고자 본 연구에서는 가구 내 만성질환자 유무, 가구 내 장애인 유무 등 활용할 수 있는 자료의 범위 안에서 대상 노인의 특성을 나타낼 수 있는 욕구요인 변수를 선정하였다.

둘째, 장기요양급여의 종류에 따른 정책효과 차이를 반영하지 않았다. 본 연구에서 독립변수는 장기요양급여의 수급 여부이며, 이는 시설급여,

재가급여, 특별현금급여 등 장기요양급여 서비스의 종류를 구체화하지 않은 변수이다. 연구의 분석 자료인 한국복지패널 상 표본 수의 한계로 인하여 해당 변수를 사용하였으나, 각 급여의 종류에 따라 노동공급효과의 차이가 존재할 가능성이 있다. 후속 연구에서 이러한 효과 차이를 구체적으로 분석할 필요가 있다.

셋째, 2008년 노인장기요양보험제도가 처음 시행된 이후 현재까지 수급 대상자 및 서비스 이용 범위는 지속적으로 확대되어왔다. 특히 등급체계 개편이 이루어짐에 따라 정책 대상자 모집단이 계속해서 변화해 왔으나 본 연구에서는 이러한 정책적 상황을 수급, 비수급 가구를 분류하는 데에 고려하지 않았다는 한계가 존재한다.

일례로 2014년 7월부터는 치매특별등급(5등급)을 신설하여 기존의 3등급 체계에서 5등급 체계로 개편하는 등 치매보유자를 장기요양급여 대상자로 포함하였다. 이로 인해 신체기능이 상대적으로 양호하여 장기요양서비스를 받을 수 없었던 경증 치매노인들이 해당 제도의 혜택을 받을 수 있게 되면서 노인장기요양보험 대상자는 더욱 확대되었다(한수정, 2016). 연구의 분석 과정에서 이러한 제도의 변천 과정을 고려하지 않아 제도의 효과가 과소, 또는 과대 추정되는 결과가 발생할 수 있다는 한계가 존재한다.

넷째, 본 연구의 분석방법으로 선택한 성향점수매칭(PSM) 방법 자체에 내재된 한계가 존재한다. 선행연구에 근거하여 매칭을 위한 변수들을 선정하였으나, 이는 모두 관측 가능한 변수들이며 관측되지 않은 변수들이 여전히 실험집단과 비교집단 간에 선택편의 및 체계적인 차이를 발생시킬 가능성이 있다. 따라서 후속 연구에서는 본 연구에서 고려하지 않은 매칭변수를 추가로 투입하여 더욱 엄격히 혼란효과를 통제할 필요가 있다.

참 고 문 헌

1. 국내 학술논문 및 단행본

강민희. (2008). OECD 국가들의 장기요양보장제도. 국제사회보장동향, 2008(겨울), 32-41.

강성호, 김혜란. (2019). 노인장기요양서비스 현황과 보험회사의 역할 제고 방향(연구보고서 2019-12). 보험연구원.

강철희, 최정은, 장재혁. (2016). 가구단위 기부행동에 관한 연구: 자산, 소득, 자산 대비 소득의 효과. 한국사회복지학, 68(4), 53-74.

공병혜. (2010). 한국사회에서 노인돌봄. 한국여성철학, 13, 1-22.

권순만. (2004). 독일의장기요양보험. FES-Information-Series, 2, 2-8.

권혁창, 박주완. (2017). 국민연금 수급과 고령자 노동 간의 관계 연구. 사회과학연구, 33(4), 1-21.

권현정, 고지영. (2015). 노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석: 부양가구원과 여성가구원을 중심으로. 한국사회복지학, 67(4), 279-299.

권현정. (2018). 장기요양재가서비스가 노동공급과 여가선호에 미치는 효과: 회귀불연속설계를 이용한 일반등급과 치매등급 분석. 한국사회복지학, 70(1), 63-87.

김교성, 최영. (2006). 근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석. 한국사회복지학, 58(2), 119-141.

김명용. (2014). 독일의 노인장기요양보험제도의 법적 문제. 공법학연구, 15(1), 445-470.

김문정, 오종현. (2018). 연구보고서 18-12 조세· 재정 정책의 노동공급 효과.

김미혜, 김소희. (2002). 만성질환 노인의 의료비부담 관련요인에 관한 연구. 한국사회복지학, 48, 150-178.

김민주, 황준용. (2019). 초고령화 사회를 대비한 노인장기요양보험제도에

관한 연구. 한국산학기술학회 논문지, 20(10), 395-405.
김양이. (2004). 노인 부양자의 부양부담감에 관한 연구. 임상사회사업연구, 1, 21-36.
김유경, 이여봉, 최새은, 김가희, 임성은. (2015). 가족형태 다변화에 따른 부양체계 변화전망과 공사 간 부양 분담방안. 한국보건사회연구원.
김유경. (2016). 부양환경 변화에 따른 가족부양특성과 정책과제. 보건복지포럼, 2016(5), 62-79.
김유경. (2019). 중· 장년층의 이중부양 부담과 정책 과제. 보건복지포럼, 2019(5), 74-92.
김찬우. (2013). 노인장기요양보험제도의 사회적 성과에 대한 고찰. 한국사회복지조사연구], 통권, (34), 273-296.
김태완, 오미애, 박형존, 이주미, 신재동, 정희선, 이병재, 박나영, 이봉주, 김태성, 강상경, 박정민, 정원오, 백승호, 함선유, 김화선, 신유미. (2017). 2017년 한국복지패널 기초분석 보고서. 한국보건사회연구원 연구보고서 2017-33.
김혜경, 박천만. (2010). 노인부양의 사회화 인식에 관한 연구. 보건사회연구, 30(1), 170-194.
김혜경. (2008). 노인의 유산상속과 사회적 지원. 한국노년학, 28(2), 309-323.
김혜진. (2018). 고령층의 국민연금 수급과 경제활동참여 간의 관계. 노인복지연구, 73(3), 193-213.
노진덕. (2008). 일본의 개호보험제도의 운용 현황과 시사점. 한국정책연구, 8(1), 83-98.
문용필, 이호용. (2018). 노인장기요양보험 등급판정위원회 운영실태 및 활동만족도 영향요인 분석. 사회복지정책, 45(1), 28-56.
민인식, 최필선. (2012). STATA 패널데이터 분석, 지필미디어.
변금선. (2005). 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과. 노동정책연구, 5(2), 31-64.
석재은. (2005). 장기요양보호 정책의 한국적 모형에 관한 탐색적 논의:

국가, 시장, 가족의 역할분담과 정책설계. 한국사회복지학회: 학술대회논문집, 217-246.
선우덕, 강은나, 이윤경, 김지미, 최인덕, 양찬미. (2015). 노인돌봄 (케어) 서비스의 제공주체간 역할정립과 연계체계 구축. 한국보건사회연구원.
선우덕. (2013). 일본 장기요양보험재정의 동향과 시사점. 보건· 복지 Issue & Focus, 213, 1-8.
성혜영. (2014). 일본 기혼여성의 취업 및 취업형태 결정요인. 보건사회연구, 34(2), 393-423.
송유진. (2011). 한국인의 일상생활 시간변화: 부모의 교육수준에 따른 자녀양육 시간. 한국인구학, 34(2), 45-64.
엄진영. (2014). 외국의 노인 장기요양 보험제도 변화와 정책적 시사점. 한국농촌경제연구원.
오승연, 김미화. (2015). 독일의 공, 사 장기요양보험제도 현황과 시사점. 보험동향, 20-38.
오현주. (2015). 노인 감정부양이 부양부담에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과를 중심으로. 한국정책연구, 15(3), 39-57.
윤성주. (2013). 노인장기요양보험제도의 중· 장기적 개선방안에 대한 연구: 지출 효율화 방안을 중심으로. KIPF.
윤진아. (2016). 독일 장기요양보험법 개정 동향과 시사점. 한양법학, 27(1), 265-290.
이석원. (2003). Propensity Score Matching 방법에 의한 실업자 직업훈련 사업의 효과성 평가. 한국행정학보, 37(3), 181-199.
이승호, 신유미. (2018). 공적돌봄과 가족돌봄의 종단적 관계: 재가 노인 돌봄을 중심으로. 한국노년학, 38(4), 1035-1055.
이원주. (2015). 노인장기요양서비스 질 관리 개혁동향 및 정책 비교연구: 일본, 독일, 영국을 중심으로. 한국사회과학연구, 34(1), 107-156.
이은희. (2003). 가족기능이 재가치매노인 주부양자의 부양부담에 미치는

영향연구. 노인복지연구, 19, 173-197.
이종구, 김태진, 권기헌. (2009). 사교육비 지출 패턴과 경감정책의 효과분석. 한국교육, 36(2), 189-221.
이진숙, 조은영. (2012). 노인장기요양보험법의 정책결정과정 분석. 충남대학교 사회과학연구, 23(1), 3-22.
이진아. (2015). 노인장기요양보험 재가서비스가 수급자 가족에 미치는 영향에 관한 연구: 근로와 여가활동 경험의 변화를 중심으로. 노인복지연구, 70, 81-112.
이현주. (2015). 노인장기요양보험제도가 제도이용자 가구의 노동공급에 미치는 효과. 사회보장연구, 31(2), 185-208.
임성근, 김욱. (2012). 노인장기요양보험제도 전달체계 개선방안: 지자체와 건보공단을 중심으로. 한국행정학회 학술발표논문집, 157-192.
장세철, 김경민. (2009). 일본의 개호보험과 한국의 노인장기요양보험제도에 관한 비교 고찰. 일어일문학, 42, 325-345.
장혜경, 홍승아, 이상원, 김영란, 강은화. (2006). 가족 내 돌봄노동 실태조사. 한국여성개발원.
정경희. (2002). 가족변화에 따른 노인부양실태와 정책적 함의. 보건복지포럼, 2002(6), 29-40.
정여진, 고승한. (2019). 제주지역 치매노인 부양가족의 서비스 욕구실태와 정책과제. 제주여성가족연구원.
최경덕, 안태현. (2019). 비공식 돌봄과 노동시장 참여 및 성과에 관한 분석. 보건사회연구, 39(1), 39-71.
최민혁, 최진혁. (2016). 장애인 인구집단과 일반인구집단간의 흡연율 비교: 성향점수매칭법을 활용하여. 보건교육건강증진학회지, 33(1), 61-70.
최은영, 권순만, 김찬우, 강주희. (2005). OECD 국가의 노인장기요양서비스 체계비교와 정책적 함의. 한국보건사회연구원.
통계개발원. (2009). 한국의 사회동향.

통계개발원. (2018). 한국의 사회동향.
한경혜, 이정화. (2012). 지금, 중년을 말할 때 : 대한민국 중년을 치밀하게 분석한. 교문사.
한미라. (2019). 경기도 시·군 중장년 일자리사업 연구. 경기도일자리재단.
한수정, 문상호. (2014). 노인장기요양보험제도가 대상자의 삶의 질과 복지인식에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 이중차이모델 분석. 한국정책학회 추계학술발표논문집, 2014, 221-251.
한수정. (2016). 노인장기요양보험제도가 대상자의 삶의 질에 미치는 영향. 한국복지패널 학술대회 논문집, 9, 135-159.
한숙정, 이세윤, 김지연, & 김홍수. (2014). 치매노인 가족부양자의 부양부담감 관련요인에 관한선행연구 고찰. 노인간호학회지 제, 16(3).
함선유. (2016). 고령자의 건강문제가 본인과 배우자의 노동 공급에 미치는 영향. 보건사회연구, 36(4), 157-186.

2. 국외 학술논문 및 단행본

Andersen, R., Newman, J. F. (1973). Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society, 95-124.
Ansah, J. P., Matchar, D. B., Malhotra, R., Love, S. R., Liu, C., Do, Y. (2016). Projecting the effects of long-term care policy on the labor market participation of primary informal family caregivers of elderly with disability: insights from a dynamic simulation model. BMC geriatrics, 16(1), 69.
Borjas, G. J. (2005). The labor-market impact of high-skill

immigration. American Economic Review, 95(2), 56-60.
Carmichael, F., Charles, S. (1998). The labour market costs of community care. Journal of Health Economics, 17(6), 747-765.
Ciccarelli, N., Van Soest, A. (2018). Informal caregiving, employment status and work hours of the 50+ population in Europe. De Economist, 166(3), 363-396.
Do, Y. K. (2008). The effect of informal caregiving on labor market outcomes in South Korea. Asia Health Policy Program Working Paper, (1).
Ehrenberg, R. G., & Smith, R. S. (2012). Modern labor economics: theory and public policy. (11 ed.). Boston: Pearson Education, Inc.
Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., Tamiya, N. (2017). Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. Journal of health economics, 56, 103-112.
George, L. K., & Gwyther, L. P. (1986). Caregiver weil-being: a multidimensional examination of family caregivers of demented adults. The gerontologist, 26(3), 253-259.
Geyer, J., Korfhage, T. (2015). Long term Care Insurance and Carers' Labor Supply - A Structural Model. Health economics, 24(9), 1178-1191.
Green W.(2003). Econometrics(5th edition), Prentice hall, Upper Saddle river. New Jersey.
Heitmueller, A. (2007). The chicken or the egg?: Endogeneity in labour market participation of informal carers in England. Journal of health economics, 26(3), 536-559.
Montgomery, R. J., Gonyea, J. G., & Hooyman, N. R. (1985). Caregiving and the experience of subjective and objective

burden. Family relations, 19-26.
Morgan, P. L., Frisco, M. L., Farkas, G., & Hibel, J. (2010). A propensity score matching analysis of the effects of special education services. The Journal of special education, 43(4), 236-254.
Normand, S. T., Landrum, M. B., Guadagnoli, E., Ayanian, J. Z., Ryan, T. J., Cleary, P. D., & McNeil, B. J. (2001). Validating recommendations for coronary angiography following acute myocardial infarction in the elderly: A matched analysis using propensity scores. Journal of Clinical Epidemiology, 54(4), 387 - 398.
Oshio, T., & Kan, M. (2018). Impact of parents' need for care on middle-aged women's lifestyle and psychological distress: evidence from a nationwide longitudinal survey in Japan. Health and Quality of Life Outcomes, 16(1), 63.
Pearlin, L. I., Mullan, J. T., Semple, S. J., & Skaff, M. M. (1990). Caregiving and the stress process: An overview of concepts and their measures. The gerontologist, 30(5), 583-594.
Poulshock, S. W., & Deimling, G. T. (1984). Families caring for elders in residence: Issues in the measurement of burden. Journal of gerontology, 39(2), 230-239.
Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. Biometrika, 70(1), 41-55.
Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. (1985). Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. The American Statistician, 39(1), 33-38.
Thompson Jr, E. H., & Doll, W. (1982). The burden of families coping with the mentally Ⅲ: an invisible crisis. Family

relations, 379-388.

3. 인터넷 자료

KBS뉴스[웹페이지]. (2020.08.24.). URL: http://world.kbs.co.kr/service/news_view.htm?lang=k&Seq_Code=332124

강동어르신돌봄지원센터[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: https://www.silvernuri.co.kr/gangdong-silvercare/longtermcare-introduce/

보건복지부[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: https://www.mohw.go.kr/react/policy/index.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=06390301&PAGE=1&topTitle=

연합뉴스[웹사이트]. (2020. 09. 13). URL: https://www.yna.co.kr/view/AKR20170524152100017

연합뉴스[웹페이지]. (2020.08.24.). URL: https://www.yna.co.kr/view/AKR20180823061800017

정부24[웹사이트]. (2020.09.13.). URL: https://www.gov.kr/portal/ntnadmNews/2189700

정신의학신문[웹사이트]. (2020.08.24.). URL: http://www.psychiatricnews.net/news/articleView.html?idxno=10444

한겨레[웹사이트]. (2020.08.27.). URL: http://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/746142.html

한겨레 온[웹사이트]. (2020.11.23.). URL: http://www.hanion.co.kr/news/articleView.html?idxno=4544

Abstract

The Effects of Long-term Care Insurance on Labor Market Participation by Middle-aged Household Members : An Approach Using Propensity Score Matching and Panel Tobit Modeling

YOON NAYOUNG
Department of Public Administration
Master of Public Policy
The Graduate School of Public Administration
Seoul National University

The long-term care insurance system, which was implemented in July 2008, is a social insurance system designed to stabilize old-age living and ease the care-giving burden for family members. Through the system, those who are unable to perform daily activities due to old age or senility are provided services such as physical activities and daily life support. In this study, the policy's effectiveness is evaluated, with particular focus given to the consistently recognized social issue of informal care-giving of middle-aged household

members.

The Korea Welfare Panel Study, using 3rd wave (2007) to 14th wave (2018) data, was analyzed through propensity score matching and panel Tobit models. Through propensity score matching, propensity scores were estimated based on the probit model by placing households that have received long-term care insurance support more than once from 2008 to 2018 in an 'experimental group', and placing households that have never received such support in a 'comparative group'. A total of 1,010 households were selected using 1:5 NN matching and 0.05 calipers. In addition, the equivalence between experimental and comparative groups was tested between before and after matched groups by conducting balance tests with pseudo R-squareds, standardized bias, and t-test methods.

In general, employable people in the labor market are likely to rely on such formal long-term care systems in order to be able to continue working while providing informal care for their family members. Propensity score matching reduces the selection bias that may arise from different accessibility to long-term care coverage.

The selected 1,010 households were organized through propensity score matching into panel data based on household members, with the scope of data limited to 7,680 middle-aged members between the ages of 45 and 65. In the panel tobit model analysis, the coverage of long-term care insurance increased the number of days worked per month by about 40 percent for middle-aged members. This shows that the formal long-term care insurance system functions as a suitable substitute for informal care provided by middle-aged household members. In other words, the long-term care insurance system reduces the care-giving burden of middle-aged family members and allows them to engage in productive labor activities.

keywords : Long-term Care Insurance, Middle-age, Labor Market Participation, Propensity Score Matching, Panel Tobit Model
Student Number : 2019-27616