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

보건학 석사 학위논문

# 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생과 이후 가구 빈곤에 미치는 영향

The Effect of Employment Type on Catastrophic Health Expenditures Occurrence and Subsequent Household Poverty

2022 년 02 월

서울대학교 대학원

보건학과 보건정책관리학전공

서은솔

# 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생과 이후 가구 빈곤에 미치는 영향

지도교수 이 태 진

이 논문을 보건학 석사 학위논문으로 제출함

2022년 02월


서울대학교 대학원

보건학과 보건정책관리학전공

서 은 솔


서은솔의 보건학 석사 학위논문을 인준함

2022년 02월

위 원 장 _____ 김 창 엽 _____ (인)

부위원장 _____ 김 홍 수 _____ (인)

위 원 _____ 이 태 진 _____ (인)

# 초 록

한국의 노동시장 이중구조 문제에서 주요 쟁점으로 고용형태, 즉 정규직과 비정규직 사이에 발생한 격차 문제를 들 수 있다.(전병유 외, 2018) 고용노동부는 고용의 지속여부, 노동시간, 노동제공 방식에 따라 비정규직과 정규직으로 분류하며 한시적근로자, 시간제근로자, 비전형근로자가 비정규직에 포함된다. 노동시장의 이중구조로 인한 고용형태에 따라 발생한 격차로 경제 성장에 따른 이익은 정규직에게 치우쳐 있고, 임금격차는 OECD 국가 평균보다 크며, 소득 재분배는 제한적이다. 또한 비정규직 노동자는 주로 계약기간이 짧은 파트타임으로 노동하여 정규직 노동자에 비해 고용이 불안정하다. 비정규직의 건강수준과 임금 수준은 낮고, 고용 재계약의 문제로 재난적 의료비와 빈곤이 발생할 여지가 높다. 특히 가구주의 일자리, 건강보장상태는 재난적 의료비의 발생과 재발에 영향을 주며, 가구의 재난적 의료비 발생 시 빈곤, 빈곤 지속율이 더 높다. 즉 고용형태를 비롯한 가구 환경에 따라 가구에서 발생하는 의료 비용과 위기 대처가 다르다.

본 연구는 2014년~2018년 한국의료패널 데이터를 이용하여 가구주 고용형태에 따라 달라지는 가구의 재난적 의료비 발생 양상을 패널로짓모형(임의효과)으로 분석하였다. 가구의 재난적 의료비 발생 이후, 발생한 가구 빈곤을 분석하기위해 시간 간격을 두었다. 65세 미만 피고용자들을 대상으로 분석한 결과, 재난적 의료비 역치 10%, 5% 발생에서 가구주의 성별, 나이. 가구원 수, 결혼 여부는 유의미한 영향을 미쳤다. 결과적으로 소득이 재난적 의료비에 영향을 미치지만

고용형태를 포함한 분석에서는 일부결과만 유의미했다. 특히 역치 10%에서 비정규직 가구주에 비해 정규직 가구주가 가구 재난적 의료비 발생이 0.92배로 유의하지 않았고, 역치 5%에서는 0.79배로 유의하였다. 같은 조건에서 가구 소득을 통제 변인으로 포함하지 않았을 때, 10%와 5% 역치에서 고용형태인 정규직이 비정규직에 비해 재난적 의료비 발생 확률이 유의하게 낮았다. 이는 소득을 통제해도 고용형태가 재난적 의료비에 미치는 영향이 있음을 시사한다. 또한, 가구주의 성별을 교차항으로 포함하여 분석을 진행한 결과 여성 비정규직은 남성 비정규직에 비해 재난적 의료비 발생 역치 10%, 5%에서 각각 1.66배, 1.40배 유의하게 나타났다. 더불어 가구 빈곤 발생을 재난적 의료비 발생과 시차를 두고 분석한 결과, 재난적 의료비 발생 역치 10%에서 고용형태는 정규직보다 비정규직에서 빈곤 발생 가능성은 적지만 유의하지는 않았다. 역치 5%에서 비정규직에 비해 정규직의 빈곤 발생이 재난적 의료비 발생 2년 후는 0.19배로 유의했고, 3년 후는 0.06배로 유의하지 않았다.

한국은 건강보험 보장성을 강화하기 위한 지원과 정책을 확대하고 있으나 재난적 의료비와 빈곤 발생의 추이에 큰 변화가 없는 점에서 여전히 더 많은 지원이 필요한 상황이다. 본 연구는 재난적 의료비 발생에 고용형태가 미치는 영향과, 재난적 의료비 발생 당시의 고용형태에 따라 이후 발생한 빈곤의 양상에서 차이가 있는지를 시간차를 두고 확인한 점에서 선행연구와 차별점이 있다. 연구 결과로 재난적 의료비 발생에 소득을 통제하여도 고용형태가 영향이 있음을 확인하였는데, 이는 소득을 통제하지 않았을 때 영향력이 더 커지는 점에서 고용형태에 따른 임금격차가 문제가 될 수 있음을 시사한다. 본 연구의 결과 중 하나로 빈곤 발생에 고용형태가 영향을 미침을 확인하였는데, 재난적 의료비 발생 당시의 가구주 고용형태가 이후

문제가 될 수 있음을 의미한다. 따라서, 건강 보장성 강화를 위해 소득수준과 고용형태를 고려한 차등적 지원이 필요하다. 나아가 의료부담이 완화되고 있지만 불충분한 부분을 해결하기 위해서는 의료비 지원을 넘어 고용과 소득 안정성을 마련해야한다. 직접적인 의료비 지원 정책과 함께 상병수당을 비롯한 사회적 안전망을 강화하는 정책적 개입이 필요하다.

**주요어 : 고용형태 / 재난적 의료비 / 패널로짓분석 / 비정규직**
**학 번 :** 2020-22990

# 목 차

초 록 ..... i
목 차 ..... iv

I. 서 론 ..... 1
1. 연구의 배경 및 필요성 ..... 1
2. 연구목적과 가설 ..... 4

II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰 ..... 5
1. 이론적 배경 ..... 5
2. 선행연구 고찰 ..... 11

III. 연구방법 ..... 22
1. 자료원 ..... 22
2. 변수 ..... 22
3. 분석대상 ..... 27
4. 연구방법 ..... 28

IV. 연구결과 ..... 33
1. 기술통계 ..... 33
2. 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생 ..... 40
3. 재난적 의료비 발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생 ..... 46

V. 고찰 및 결론 ..... 52

참고 문헌 ..... 59

부록 ..... 66

Abstract ..... 70

# 표 목차

[표 II-1] 재난적 의료비의 지불능력과 역치 정의 ..... 9
[표 II-2] 재난적 의료비 정의 관련 국내 선행논문..... 15
[표 II-3] 빈곤 관련 정의 및 고용 불안정성 관련 국내 선행논문..... 21
[표 III-4] 변수 목록 ..... 23
[표 III-5] 한국의료패널에서 의료비에 포함된 비용 ..... 25
[표 III-6] 통계청 연도별 가처분 균등화 가구소득..... 26
[표 III-7] 전체 가구주 대상 나이대 별 고용형태..... 27
[표 IV-8] 연도별 가구주, 가구특성(1)..... 34
[표 IV-9] 연도별 가구주, 가구 특성(2) ..... 35
[표 IV-10] 고용형태에 따른 가구주, 가구 특성..... 36
[표 IV-11] 가구주의 연도 별 고용형태와 1년전 대비 고용형태 변화 ..... 37
[표 IV-12] 전체가구 대상 재난적 의료비 발생 추이 ..... 38
[표 IV-13] 65세 미만 피고용자 대상 재난적 의료비 발생 추이..... 39
[표 IV-14] 고용형태에 따른 재난적 의료비(10%, 5%)에 대한 패널로짓분석 ..... 41
[표 IV-15] 성별, 연도에 따른 고용형태..... 43
[표 IV-16] 성별, 고용형태 교차항을 포함한 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생 패널로짓분석 ..... 44
[표 IV-17] 재난적 의료비(역치 10%)발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생 ..... 48
[표 IV-18] 재난적 의료비(역치 5%)발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생 ..... 50
[표 부록-1] 고용형태와 가구 의료비지출에 관한 패널 회귀분석..... 66
[표 부록-2] 통제변수에서 소득을 제외한 고용형태에 따른 재난적 의료비 (10%, 5%)에 대한 패널로짓분석..... 67
[표 부록-3] 고용형태와 가구 소득에 관한 패널 회귀분석..... 68
[표 부록-4] 가구 소득과 재난적 의료비 발생에 관한 패널로짓분석. 69

# I.서 론

## 1. 연구의 배경 및 필요성

한국 노동시장의 이중구조는 중요한 문제점으로 지적되어왔다. 특히 한국은 OECD 다른 어느 국가보다도 비정규직 비율이 높은데, 전체 노동자 중 비정규직은 2008년 33.8%, 2018년 33.0%이다. 비정규직의 임금은 정규직의 2009년 54.72%, 2018년 54.64%로 고용형태에 따른 임금격차가 있다.(고용노동부, 2020) 한국 노동시장에서 정규직과 비정규직 사이 임금격차는 크며, 소득분배는 제한적이다.(전병유 외, 2018)

소득이 높은 가구에 비해 가난한 가구에서 가구 수입 대비 의료비 지출이 특정 기준보다 높은 경우가 많고, 가난한 가구에서 빈곤할 확률이 높다.(Xu et al. 2003) 보험비용 외 지출하는 의료비용인 본인부담금은 가구 지출에서 필수적인 요소인데, 의료비가 가구에서 지불 수준의 어느 이상을 넘어서는 것을 재난적 의료비(catastrophic health expenditure)라고 한다. 한국은 의료비 자기 부담률이 OECD 평균 대비 높은 편으로, 낮은 건강보험 보장성에 대한 문제 제기가 이어져 왔다. 따라서 한국은 의료 보장성을 강화하기 위해 재난적 의료비 지원, 중증질환 산정특례, 본인부담 상한제 등의 정책을 마련했다. 이 정책들은 어느 수준 이상의 의료비 지출이 발생했을 때 국가 차원에서 가구에 비용을 지원하여 의료비로 인한 가구의 파탄을 방지하는 것이 정책의 골자다.(김수진, 2020) 가구의 재난적 의료비[1] 경험률은 2017년에 비해 2019년 기준 증가했다. 재난적 의료비는 소득

[1] 해당 문헌 속 재난적 의료비 정의는 소비 지출 중 의료비로 역치가 10%를 넘기는 경우 2017년 대비 2019년 재난적 의료비 증가. 같은 연구에서 재난적 의료비의 정의로 소비 지출에서 생활비를 제외한 비용 중 의료비가 역치 40%를 넘기는 경우 2017년보다 2019년 재난적 의료비 감소

수준에 따라 발생 경험률이 다른데, 고소득층보다 저소득층의 경험률이 높으며, 2019년 재난적 의료비 경험률 추이에서 소득 1분위에서 급격한 상승 추세를 보였다. (김수진, 2020)

비록 건강보험의 보장성 강화를 목표로 하는 정책들을 도입했음에도, 본 연구에 해당하는 기간인 2014년부터 2018년까지 가구 재난적 의료비[2] 경험률은 2.3% 전후로 큰 변화가 없음을 선행연구로 확인했다. 강수현,정원정,박은철, 2021) 지금까지의 건강보장성을 강화하는 정책은 주로 의료비 지원을 방법으로 삼는다. 의료비 지원만으로 가구 의료비 부담을 완화하는 데 부족함이 있다면, 사회적 안전망을 강화하는 정책도 뒷받침되어야 함을 의미한다. 사회적 안전망이 부족한 일례로 한국은 아프더라도 쉬지 못하는 '프레젠티즘 (presenteeism)'이 일터에 만연하다. 프레젠티즘은 건강과 질병문제로 휴식이 필요함에도 일을 쉬는 것으로 이어지지 못하는 것을 의미한다.(Aronsson et al., 2000) 한국은 OECD 36개국 중 상병수당이 도입되지 않은 4개의 국가 중 하나로, 2020년에 들어서 상병수당 도입을 논의하고 있다. OECD 유럽 국가보다 한국의 임금노동자는 아플 때 쉬는 비율이 낮고, 아파도 출근하는 비율이 높다. 전반적인 분위기가 아파도 쉬지 못하는 가운데, 같은 일터에서조차 아파도 더욱 쉬지 못하는 환경에 처한 집단이 있다. 직장에서 제공하는 병가는 정규직 (63.8%)에 비해 비정규직(20.4%)이 낮다.(김수진,김기태, 2020) 정규직보다 비정규직은 아파서 쉬더라도 치료 기간동안 발생할 수 있는 소득 공백과 해고에 대한 압박이 더 크지만, 사회보험을 비롯한 사회적 안전망에서는 더 배제되어 있다.

[2] 해당 문헌은 재난적 의료비 정의로 소비지출에서 기대식료품비를 제외한 지불능력 대비 의료비 지출을 의미하는 Xu 정의를 이용했으며 역치는 40%다. 재난적 의료비는 재정패널조사기준 2014~2018년 감소하는 추이지만 2016년 크게 감소한 후 변동이 적고, 가계동향조사 기준 2014년 대비 2016년에 증가, 한국의료패널 기준 2014년 2.19%, 2016년, 2.48%, 2017년 2.20%

한국에서 실업 이후의 소득을 보장하는 실업보험, 실업부조 및 공공부조, 실업자를 노동시장으로의 재진입을 유도하는 적극적 노동시장은 다른 OECD 소속 국가에 비해 부실하다.(이승윤, 2018) 실업에 대한 안전망은 대부분의 노동자에게 취약하지만 비정규직에게는 제도적 뒷받침이 더 부족하다. 고용형태로 발생하는 노동 문제들을 해결하기 위해 「기간제 및 단시간 근로자 등에 관한 법률」, 「파견근로자보호 등에 관한 법률」과 같은 법이 시행되었으나 사회보장과 임금 격차를 줄이는 것에는 충분하지 못했다. (고혜진, 2018)

본 연구는 가구주의 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생을 추정하고, 재난적 의료비 발생 가구의 이후 빈곤 발생을 보고자 한다. 재난적 의료비와 관련하여 성별, 중증 질병과 만성 질병 경험, 소득수준 등에 따른 연구들은 있으나 고용형태에 따른 재난적 의료비 비교 연구는 부족하다. (강수현, 정원정, 박은철, 2021 ; Su, Kouyaté,& Flessa, 2006; 송은철, 신영전, 2010; 이현옥, 2018; Jeong-Hee Kang& Chul-Woung Kim, 2018 ; 김수진, 2019) 고용형태에 따라 발생하는 건강 비용에 대한 가구 부담과 성별·고용형태를 동시에 고려하였을 때 달라지는 영향을 평가하여 대안 마련의 필요성이라는 정책적 함의를 탐색하려고 한다. 나아가 재난적 의료비 발생 당시 고용형태가 미래의 가구 빈곤에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

## 2. 연구목적과 가설

다른 국가와 비교하여 한국 노동자들은 노동 시장 이탈 이후의 사회적 안전망이 부족하다. 고용형태 중 비정규직은 특히 더 사회적 안전망의 사각지대에 놓여있으며, 고용형태에 따라 소득 차이도 상당하다. 본 연구는 한국의료패널 5개년(2014년~ 2018년) 자료를 이용해 고용형태에 따라 재난적 의료비 발생의 경향을 파악하고, 재난적 의료비가 발생한 시점의 고용형태로 미래 빈곤 발생 차이를 확인하고자 하였다.

다음은 구체적인 연구목적 및 연구가설이다.

<가설 1> 가구주의 고용형태에 따라 발생하는 가구 재난적 의료비 차이를 확인한다. 가구주가 비정규직 노동자인 가구에서 재난적 의료비 발생 확률이 더 높고, 특히 가구주가 남성보다 여성 비정규직인 가구의 재난적 의료비 발생이 더 많을 것이다.

<가설 2> 재난적 의료비가 발생 이후 발생한 빈곤의 양상 차이를 재난적 의료비가 발생한 시점의 가구주 고용형태 중심으로 확인한다. 재난적 의료비를 경험한 가구 중 재난적 의료비 발생 시점 가구주가 비정규직 노동자인 가구에서 빈곤 발생이 더 많을 것이다.

# II.이론적 배경 및 선행연구 고찰

## 1.이론적 배경

### 1) 고용형태와 노동시장

비정규직의 정의는 국가마다 상이한 편이다. 한국은 2002년 노사정위원회 협의에서 임금근로자의 고용형태에 따른 분류에 따라 한시적근로자, 시간제근로자, 비전형근로자를 비정규직으로 하고, 정규직은 비정규직이 아닌 자로 정의한다. (고용노동부, 2002) OECD는 계약기간이 1년 이상이거나 계약기간이 한정되지 않는 경우를 상용직 노동자로, 주로 계약기간이 1년 이내인 경우(fixed-term contracts)나 해고 가능 요인인 계절적 요인, 프로젝트 한정 고용, 일시적 기존 근로자 대체 등의 경우 임시직 노동자로 분류한다. OECD의 임시직 노동자 의미는 한국의 비정규직 노동자와 맥이 같다. (최광성,이지은 et al. 2019)

ILO(2012)는 불안정 노동(precarious work)을 계약기간의 제한, 고용관계적 성격을 포함하는 고용계약조건에 따른 특징인 불안정한 노동환경(precarious working condition)으로 정리한다. 즉, 임금이 낮거나, 고용의 기간이 한정되어 있거나, 사회보장이 충분치 않거나, 노동 권리를 주장함에 제한이 있을 때를 불안정한 노동환경 조건이라고 한다. 고용 불안정은 불안정 노동으로 이어지며, 소득 불안정을 야기한다. 한국의 경우도 비정규직 노동자는 고용 불안정과 사회보장 불안정에 노출되어 있다.(서정희, 2015) 비정규직 노동자는 고용 불안정한 환경에 있으며, 사회경제적지위는 낮아 건강에 불리한 조건이다.

노동자 간의 임금 격차를 설명하는 이론 중 하나는 노동시장 이중구조(Dual labor market theory)다. 노동시장의 이중화(dualization)는 시장에서 노동 환경과 조건의 차이의 발생으로 분화하여, 서로 다른 원리로 작동하는 것을 의미한다. 단지 임금격차의 원인이 역량을 비롯한 개인에게서 원인 찾는 것을 넘어 노동시장의 양극화가 원인이 될 수 있음을 시사한다. 노동시장의 이중화는 더 나은 조건의 1차 시장(primary)과 적은 급여, 열악한 노동조건인 2차 시장(secondary)으로 나뉘는데, 시장의 분화 요소에는 기업의 크기, 고용형태 등이 작용한다. (Doeringer and Piore 1970, Dickens and Lang 1985, Emmenegger, Häusermann et al. 2012)

한국 고용환경은 비정규직 비율이 높다는 특이점이 있다. 높은 비정규직 비율은 노동시장 유연화 흐름 속에서 고용형태가 다양하고 많아지면서 증가했다. 노동시장 유연성의 결정요인인 고용 유연성은 노동의 수요와 공급을 기반으로 한 고용의 양과 질의 유연성을 말한다.(황종률, 2010) 한국 노동시장은 이중구조로 경제 성장에 대한 이익은 정규직에게 치우치는 문제가 발생한다. 특히 한국은 OECD 국가 평균보다도 고용형태에 따른 임금격차가 크고, 소득 재분배는 제한적이며, 고용형태에 따른 노동자 보호의 정도 역시 다르다.(OECD, 2020) 또한 한국은 유급병가, 상병수당과 같은 제도가 아직 마련되어 있지 않다. 모든 고용형태에서 노동과 병가에 대한 제도가 미비하지만, 특히 비정규직은 정규직에 비해 직장에서 제공받는 병가가 더 적다.(김수진 and 김기태, 2020) 즉 비정규직은 고용이 불안정한데, 사회보험 가입률과 같은 사회적 안전망도 충분치 않다.

고용형태의 차이에서 발생하는 또 다른 문제점은 건강불형평이다. 거시적 수준에서 국가의 비정규직 비율과 장애보정생존년수

(Disability-Adjusted Life Years, DALY)가 양(+)의 연관 관계인 점, 비정규직에게서 폭력 노출이 높은 점, 더 높은 스트레스로 정신적 장애에 취약하다는 점 등을 통해 고용형태로 인한 건강불평등을 확인가능하다.(Muntaner, et al., 2010) 박주영 외(2016)는 체계적 문헌고찰에서 한국의 정규직과 비정규직의 건강 비교 문헌들을 고찰했는데, 신체 건강(비만 유병율, 만성질환), 사망률, 정신 건강(우울감, 자살 생각 등), 건강행태(음주, 흡연), 자가평가 건강수준에서 정규직보다 비정규직에서 건강이 더 나쁘다. 또한 의료비 지출에 있어서 비정규직은 정규직보다 소득 대비 개인 의료비 지출비중이 높다.(정우영, et al. 2019)

## 2) 재난적 의료비의 정의

재난적 의료비(Catastrophic health expenditure)는 의료비 지출이 과다하게 발생하여, 가구 내 지불능력(capacity to pay)에서 의료비 지출 부담 정도가 기준치를 넘어갈 때 재난적 의료비 발생으로 정의한다. WHO(2003)는 의료재정 건강형평성의 지표로 재난적 의료비를 사용하며, 소득 대비 의료비 부담의 정도를 측정하는 지표로 사용한다. 한국에서 재난적 의료비와 동일한 의미로 과부담 의료비를 많이 사용하는데, 2018년 <재난적 의료비 지원에 관한 법률>을 시행규칙으로 2021년 보건복지부에서 입법함에 따라 이번 연구에서는 catastrophic health expenditure를 재난적 의료비를 지칭하는 용어로 사용하려고 한다.

재난적 의료비의 법률적 용어는 학계에서 사용하는 정의와는 의미가 조금 다르다. 한국은 2018년 7월 시행된 <재난적 의료비 지원에 관한 법률>을 통해 재난적 의료비를 법에서 명시하고 의료비에서 비롯되는

가계 파탄 방지를 보장한다. 재난적 의료비 지원사업은 지원 대상자 중 의료비 부담이 기준보다 과다한 경우 대상자에게 의료비를 지원한다. 이와 관련하여 한국 법령에서 질환, 소득, 재산, 건강보험료를 기준으로 재난적 의료비 지원 대상자를 판정하고, 의료비 발생 기준으로 지원 여부를 판단한다. 소득, 재산, 의료비 발생에 따른 구체적인 지원 기준은 소득수준이 기준 중위소득의 100%, 재산수준이 과세표준액 5억 4천만 원보다 적은 경우에만 대상자에 해당되며, 의료비 발생기준은 소득수준에 따라 기준이 다르다. 기초생활수급자, 차상위계층은 본인부담금 총액이 100만 원 초과할 때 기준 중위소득이 각각 50% 이하는 본인부담의료비용이 200만 원 초과할 때, 100%이하일 때는 본인부담금이 연소득보다 15% 높을 때 과도한 의료비가 발생한 것으로 간주한다. 이 과정에서 재난적 의료비 지원사업 실무위원회가 운영을 지원하고 업무를 담당하며, 지원기준을 충족하지 못하더라도 개별심사제도를 거쳐 지원 여부를 판정할 수 있다.

$$\text{재난적 의료비} : \frac{\text{의료비 지출}}{\text{가구 내 지불능력}} \begin{cases} > \text{역치} : \text{재난적 의료비 발생} \\ \leq \text{역치} : \text{재난적 의료비 미발생} \end{cases}$$

재난적 의료비는 기준치에 대해 가구 내 지불능력 대비 의료비 지출 수준을 비교한 것을 의미하지만, 정의의 각 구성인 의료비 지출, 지불능력, 역치(기준치)와 같은 구체적인 정의는 다양하다. 의료비 지출은 주로 본인부담금 지출을, 가구 내 지불능력은 총소득, 총지출, 혹은 식료품비를 제외한 총소득, 총지출로 분류할 수 있으며 기준치는 5%~40%로 선행연구에서 다양하게 적용한다. Xu et al.(2003)은 재난적 의료비의 지불능력 정의로 가구소비지출액에서 기대식료품비인 45~55 백분위 가구의 평균 식비 혹은 50 백분위 가구의 평균 식비 지출을 뺀 것으로 정의하고 기준치는 40%로 설정했다. 그러나 기준치와 관련하여 Xu et al.(2003)는 역치 40%는 재난적 의료비 발생을 과소 추정할 수

있어서 국가나 상황에 따라 역치를 조정할 수 있음을 밝혔다. Devadasan, Criel et al.(2007)은 전체 소득 중 10% 이상을 의료비로 사용하는 경우로 재난적 의료비를 정의했으며, 기준치를 10%, 15%, 25%로 한다. 따라서 나라마다 생활 여건과 보건의료정책이 달라서 재난적 의료비 연구를 수행할 때 대상 국가의 환경을 고려한 지불능력과 역치를 선택한다. Wagstaff & van Doorslaer(2003)은 지불능력으로 가구소비지출에서 식료품비를 제외한 값을 사용하며, 재난적 의료비의 역치는 10%, 20%, 30%, 40%로 한다.

[표 II-1] 재난적 의료비의 지불능력과 역치 정의

| 저자 | 지불능력 | 역치 |
|---|---|---|
| Wagstaff & van Doorslaer (2003) | 가구소비지출 | 5,10,15% |
| | 유효소득(가구소비지출) - 식료품 지출비 | 10,20,30,40% |
| Xu, Evans et al. (2003) | 가구소비지출-기대식료품비<br>기대식료품비: 45~55백분위 가구의 평균 식비 혹은 50백분위 가구의 평균식비지출<br>$CTP_i = EXP_i - SE_{45-55i}$ | 40% |
| Devadasan, Crie et al. (2007) | 전체소득 | 10% |

## 3) 빈곤(Poverty)의 정의

빈곤은 안녕(well-being)의 박탈로 정의되며 세부적인 기준에 따라 빈곤의 정의는 다양하다. 예를 들면 빈곤의 정의 중 사회문화적 개념을 포괄하여 생활 차원의 상대적 결핍을 내포하는 '빈곤', 소득을 기준으로 하는 '소득빈곤'이 있다.(Haughton, Khandher, 2009)

빈곤의 정의는 다양한데, 많은 빈곤 정의들에서도 생활 속 필수적인 요소를 물질적 욕구로 충족시킬 수 있다는 전제로 소득, 지출을 기준으로 평가하는 '소득 빈곤'을 전통적으로 가장 많이 사용한다.(김경혜, 2011) 가구의 빈곤(poverty) 상태 여부에 대한 측정을 위해서는 빈곤 지위(poverty status)를 정해야 하며, 빈곤 지위는 빈곤선(poverty threshold)과 가구의 소득 수준을 비교하여 결정한다. 빈곤선은 크게 절대적 빈곤선과 상대적 빈곤선으로 나눈다. 절대적 빈곤선은 특정 시간과 금액을 기준으로 하며, 상대적 빈곤선은 사회 가처분소득 중간값의 기준값(보통 40%, 50%, 60%)을 기준으로 하여 소득과 비교한다. 가처분 소득을 사용하는 이유는 가구원 수에 따라 가구 소득이 달라질 수 있기 때문인데, 가구원 수 통제는 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누는 방법을 주로 사용한다(Citro and Micahel, 1995).

$$균등화가구소득 = \frac{가구소득}{\sqrt{가구원\ 수}}$$

또한 빈곤선으로 국민기초생활법 혹은 국가가 발표한 최저생계비(김교성&반정호, 2004; 백학영,구인회, 2010; 김환준, 2013), 노인 빈곤에 대하여 상대적 빈곤을 의미하는 균등화 중위소득의 40%(최옥금, 2007), 60%(최요한, 2020) 기준을 사용한 연구들이 있다. 국내 통계청과 OECD에서 빈곤에 주로 사용하는 정의는 소득의 상대적 빈곤으로, 빈곤선은 OECD를 비롯하여 보편적으로 50%, EU는 60% 수치를 사용한다. (Forster& Pearson, 2002)

## 2. 선행연구 고찰

### 1) 국내외 선행연구

#### (1) 재난적 의료비

국제적으로 재난적 의료비 관련 연구는 각 나라의 재난적 의료비 상황을 분석하거나, 정책과 지불가능성 같은 재난적 의료비 발생 요인에 대한 나라 간의 비교에 주요 초점을 둔다. 재난적 의료비 발생의 주요 요소들은 건강보장체계와 같은 선지급(prepayment) 체계의 미비, 지불능력의 부족, 건강 서비스 접근에 필요한 비용부담들이며, 이를 방지하기 위해 의료비의 본인부담금을 줄이고, 국가 정책을 가구의 재정적 위기로부터 보호하게끔 설계하는 것을 제안한다.(Xu et al, 2003) 한국에서는 보장성 강화정책인 포괄적 의료비 상한제와 4대 중증질환 보장성 강화정책 적용 이후의 재난적 의료비 변화를 연구한 사례가 있는데, 포괄적 의료비 상한제를 적용한 이후 재난적 의료비 발생이 감소했다.(송은철&신영전, 2015) 그러나 4대 중증질환 보장성 강화정책 시행 이후 재난적 의료비 발생 감소는 유의미하지는 않았다. 이는 재난적 의료비 발생에 복합적인 요소가 작용하며 4대 중증질환 보장성 강화정책만으로 가구의 재정적 어려움 해소에 부족함을 의미한다.(이현옥, 2018) 재난적 의료비와 관련된 국내 선행연구는 장애인, 노인 등 가구 특성에 따라 연구 대상을 선정한 경우가 많은데, 전체 가구를 대상으로 하기보다는 재난적 의료비 발생 확률이 높은 가구들을 대상으로 진행한 연구가 많다.

재난적 의료비 발생은 저소득 가구에서 더 많이 나타난다.(강수현, 정원정, 박은철, 2021 ; Su, T. T., Kouyaté, B., & Flessa, S., 2006 ) 빈곤층 중에서도 의료수급 가구에서 재난적 의료비 발생 위험이 더

크지만, 사각지대에 놓여인 의료급여 관련 제도의 대상이 되지않는 저소득 가구는 의료비 발생을 완충할 방법이 없어서 재난적 의료비 발생 위험이 더 크다는 연구도 있다(김학주, 2008; 김수진, 2019; 정채림,이태진, 2012). 또한 재난적 의료비 정의에 따라 재난적 의료비 발생 여부가 달라지는데, 지불능력에서 식료품비를 포함하지 않았을 때 재난적 의료비 발생은 더 높고, 특히 저소득층에서 그 비중이 더 높다.(이태진 외 2003)

성별, 나이, 학력과 같은 가구주 특성은 복합적으로 가구 재난적 의료비 발생에 영향을 많이 미친다. 그러나 가구주 특성을 보정한 연구 결과 빈곤(중위소득의 50% 이하) 가정은 재난적 의료비 발생이 비빈곤 가구에 비해 높은 점에서 소득 수준이 재난적 의료비 발생의 중요 요인이다.(김수진, 2019)

가구주의 성별은 재난적 의료비 발생에서 차이를 가져오는데, 연령과 소득 수준 관계없이 여성에게서 재난적 의료비 발생이 더 높다. (김연수, 김혜윤, 2018) 체계적 문헌고찰에서 가구주의 성별이 재난적 의료비 발생에 유의미하지 않은 경우가 27개 중 16개였고, 유의미한 경우 여성 가구주에서 재난적 의료비 발생의 위험이 더 높았다. 가구주가 여성일수록 재난적 의료비 발생이 높지만, 여성 가구주의 교육 수준에 따라 결과가 달라지는 국가도 있다. (Meram et al., 2019) 한국의 노동시장에는 이중시장과 성별 분절이 함께 존재하는데, 성별임금격차 발생에 다른 요인과 함께 복합적으로 발생한다. (이은정, 2019)

연령 수준과 관련하여, 노인은 의료비용이 높고, 소득은 적은데, 한국은 특히 노인 빈곤이 다른 국가에 비해 높은 편이다. 재난적 의료비 발생은 가구주 나이에 영향을 받으며, 중고령가구 대상의 조건부

전이확률분석에서 재난적 의료비 발생은 미발생 가구에 비해 다음 해의 재난적 의료비 발생이 더 높음을 확인한 연구가 있다. (박진영,정기택,김용민, 2014) 중고령 장애인 가구의 재난적 의료비 발생은 장애의 종류, 학력, 나이, 배우자 유무, 가구원 수 등이 영향을 미치는 것을 패널로짓모형으로 확인했다. (노승현, 2019)

가구원과 가구주의 질병으로 가구의 의료비가 증가할 수 있다. 가구주의 질병이 중증질환인 경우, 노동 공백이 생겨 가구의 수입 감소로 인한 재난적 의료비가 발생할 수 있다. 미국 조지아 지역 대상 연구에서 가구의 만성질환 치료비를 지출한 경우 재난적 의료비 발생이 4.4배, 입원한 경우 재난적 의료비 발생이 27배 높음을 로지스틱 회귀분석으로 확인했다. (George Gotsadze. et al, 2009)

고용형태에 따라 가구 의료비 차이가 있을 수도 있다. 고용형태에 따른 의료이용, 의료비 지출 차이가 있으며, 연령과 소득 수준 역시 교차하여 영향을 미친다. 비정규직 집단이 정규직 집단보다 개인 의료비 지출 비중이 높았고(정우영 외), 상용직, 임시직, 일용직 순으로 소득수준이 낮고 상용직과 임시직은 소득분위와 관계없이 환자비율, 평균의료비는 비슷했으나, 일용직의 저소득계층은 환자비율은 높으나 평균의료비는 가장 낮았다. (서남규, 2011)

국내 선행연구에서 지불능력은 크게 가구전체소득(소비지출)(김연수, 김혜윤, 2018; 이태진,이혜재,김윤희, 2012; 이원영. 신영전, 2005; 이태진, 2021; 이혜재, 2015), 가구소비(소득)지출에서 기대 식료품비를 뺀 값(강수현,정원정,박은철, 2019;김윤희.양봉민, 2011), 가구소득(소비 지출)에서 식료품비를 제한 값(노승현, 2019; 손수인 외, 2010; 송은철.신영전, 2014 ; 송은철.신영전, 2015; 이원영. 신영전, 2005;

이태진 외, 2003; 이현옥, 2018 ; 박진영.정기택.김용민, 2014 ; 노승현, 2019)으로 분류할 수 있다. 한국의료패널을 사용한 연구에서 지불능력은 가구전체소득 혹은 가구소득에서 식료품비를 제한 값(김수진, 2020; 서남규 외, 2015)을 사용했던 연구들이 있다.

[표 II-2] 재난적 의료비 정의 관련 국내 선행논문

| 저자(연도) | 자료원<br>(연도) | 정의 | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 의료비 | 지불능력 | 역치 |
| 강수현, 정원정, 박은철 (2019) | 재정패널조사<br>(2011-2019)<br>한국의료패널<br>(2014-2017)<br>가계동향조사<br>(2006-2016) | 의료비 | 가구소비지출-식비<br>빈곤선: 식료품비의 가중평균<br>대상: 식료품+비주류 음료비/소비 지출이 45-55분위 | 40% |
| 김연수, 김혜윤 (2018) | 한국의료패널<br>(2008-2013) | 의료비(직접의료비) | 연간총소득 | 10% |
| 김윤희.&양봉민. (2011) | 가계동향조사<br>(2006) | 의료비* | 가구총소비지출-기대식료품비<br>기대식료품비 : 44~55분위 평균 식료품비 일괄 | 40% |
| 김학주(2008) | 경남지역빈곤패널<br>(2006) | 의료비 | 가처분소득-최저생계비 | 10, 20% |
| 노승현 (2019) | 한국복지패널<br>(2008,2011,2014,2 | 보건의료비 | 총가계지출-식료품비 | 10%, 20%, 30%, 40% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 017) | | | |
| 박진영, 정기택, 김용민 (2014) | 한국복지패널 (2010-2012) | 보건의료비 =법정 및 비급여 본인부담금 | 가계지출-식료품바 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 손수인 외(2010) | 한국복지패널 (2006) | 의료비 | 총가계지출- 식료품비 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 송은철.&신영전. (2014). | 복지패널 (2007-2012) | 의료비 | 가처분소득-식료품비 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 송은철.신영전. (2015). | 한국의료패널 (2011) | 의료비 (응급,입원,외래-비용, 처방의약품 구매액) | 경상소득-식료품비 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 우경숙, 신영전 (2015) | 한국복지패널 (2008-2013) | 의료비+비공식의료비 | 가처분소득** - 식료품비 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 이원영.신영전 (2005) | 도시가계조사 (1998-2002) | 의료비 | 총소비지출 | 10%,15%, 20% |
| | | | 총가계지출-식료품비 | 20%,25%, 30% |
| 이태진 외 (2003) | 도시가계지출조사 (2000) | 보건의료(의약품 구입 보건의료용품 및 기구 구입 보건의료서비스 이용) | 총 가계지출- 식료품비 | 10, 15% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 김혜림, 이태진 (2021) | 가계동향조사 (1990~2016) | 의료비** | 전체 가계 소비지출 | 10% |
| | | | 가계 소비지출-식료품비 | 40% |
| 이태진, 이혜재, 김윤희 (2012) | 한국의료패널 (2008) | 의료비(직접의료비) | 연간가구생활비, 연간가구소득 | 5%,10%, 15%, 25% |
| 이현옥 (2018) | 한국의료패널 (2012,2014) | 의료비 | 총소비지출-식료품비 | 10%,20%, 30%, 40% |
| 이혜재 (2015) | 한국의료패널 (2008-2012) 한국노동패널 (2003-2011) | 의료비 (응급,입원,외래-비용, 처방의약품 구매액 약국-일반의약품,의약외품, 한약 구매액) | 가구총소득, 가구소비지출 | 5%,10%,15% ,20%,25% |
| 최동우, 김우림, 박은철(2018) | 가계동향조사 | 의료비** | 가구소비지출-식료품비 | 40% |
| 우경숙, 박찬미 신영전 (2018) | 한국복지패널 2012-2013 | 의료비+비공식의료비 | 가처분소득*-식료품비 | 10% |

*가처분소득 : 근로소득, 사업및부업소득, 재산소득-세금

** 가계동향조사 의료비 : 의료용 소모품, 보건의료용품 및 기구, 외래의료서비스, 치과서비스, 기타의료서비스, 입원서비스, 조제양약, 판매양약, 한약 및 한약재

### (2) 빈곤

빈곤의 취약성(vulnerability to poverty)은 어느 시점에서 가구가 빈곤할 확률 즉 과거에는 비빈곤했으나 이후 빈곤해지거나, 과거에도 빈곤했으나 여전히 빈곤함을 의미한다. 빈곤 이행은 비빈곤과 빈곤의 동태적 상태를 의미한다. 빈곤 이행은 구체적으로 비빈곤에서 빈곤 상태로(빈곤 진입), 빈곤에서 비빈곤 상태(빈곤 탈출), 빈곤에서 여전히 빈곤 상태로 남아있는(빈곤 고착) 동태적 상황들로 나뉜다. 특히 빈곤 취약성은 빈곤 고착과 빈곤 진입을 유도한다.(강우진, 2014) 사회의 빈곤 상황과 빈곤 동태 변화를 분석함으로 적당한 사회적 안전망을 마련하여 충격을 완화할 수 있다.

가구가 빈곤에 이르기까지 여러 가지 요소의 영향을 받는다. 노인 빈곤에는 나이, 학력, 혼인 여부, 자산, 거주지역, 과거 직업력 등이 영향을 미친다. 따라서 과거의 고용 상태와 일자리는 미래 빈곤과 관련한 영향 요소임을 시사한다.(최옥금, 2007) 극빈과 빈곤의 영향요인을 연구한 연구에서는 가구주의 연령대, 혼인 상태, 가구 규모, 가구원의 장애, 만성질환 여부가 영향을 미쳤다.(손병도, 2010) 거시경제학적으로 경제성장, 취업 상태도 빈곤에 영향을 미친다. 근로와 고용은 빈곤을 줄이며, 고용형태는 가구의 소득, 고용 안정성과 관련이 있어 한국에서 고용형태와 가구 빈곤 이행 관련한 연구들이 있다. 미취업, 정규직, 비정규직의 빈곤 위험 비교할 때 미취업상태가 가장 빈곤 위험이 크며, 비정규직이 정규직에 비해 빈곤의 위험이 크다. 고용형태 역시 빈곤에 큰 영향을 미치지만 취업여부가 고용형태보다 더 빈곤의 위험도가 크다.(최요한, 2020) 즉 고용 안정도에 따라 빈곤 탈피와 빈곤 진입이 달라지므로 고용안정성은 빈곤의 예방 유도 효과도 있다.(김교성&반정호, 2004; 강우진, 2014)

빈곤에 처한 사람은 비빈곤한 사람보다 교육, 기회의 결핍될 가능성이 높고, 불건강한 경우가 많다. 소득과 건강에 있어서 저소득 가구가 고소득 가구에 비해 건강하지 못할 요소들은 의료이용과 함께 흡연, 비만 등의 건강행태와 사는 지역 환경의 영향을 받는다. (Khullar et al., 2018) 빈곤 진입 시 사회적 스트레스로 정신건강문제 발생이 더 높은 것, 의료비 부담이 어려워지며, 사망과 질병의 원인이자 기대 여명에 영향을 미친다. (이종하,김윤화, 2019; Khullar et al., 2018) 빈곤의 문제는 빈곤으로 인한 불건강으로 다시 빈곤 고착 상태를 유지하게 한다.(Thoits, 1995; Wagstaff, 2002) 재난적 의료비가 발생했을 때 빈곤화율, 빈곤 지속율이 더 높다.(송은철&신영전, 2014) 빈곤이 건강에 미치는 흐름과는 반대로, 불건강할수록 의료비 부담은 커지고, 가구빈곤으로 이어질 가능성이 크다. (김학주, 2008) 즉 건강에 있어서 빈곤은 원인이 되기도 하며, 결과가 되기도 한다.

빈곤 정책은 빈곤 취약층의 빈곤 이행, 고착 혹은 빈곤 탈출을 목표로 한다. 한 가구가 빈곤을 경험할 때 다시 빈곤으로 이행할 가능성이 크다. 따라서 가구들이 빈곤층으로 빠지지 않게 하고, 빈곤가구는 빈곤 탈출을 가능케 해야 하는데, 이때 개입할 수 있는 것이 빈곤정책이다. (김교성&반정호, 2004) 빈곤 취약성이 빈곤 이행, 빈곤 고착으로 이어지는 정도가 많음은 사회적 안전망이 충분치 못하다는 것을 의미하며, 정책적 지원으로 문제를 해결해야한다.(강우진, 2014) 노인이 될수록 소득은 줄어들고, 일자리는 안정적이지 못하여 사회에서 노인은 빈곤 취약계층으로 여겨지고 있는데, 한국 사회 구성원들의 고령화는 아주 빠르게 진행중이다. 하지만 고령화 속도에 비해 한국의 조세, 복지 등의 사회적 안전망은 불평등 감소에 충분치 못한 것으로 평가받는다. (Hellmann et al, 2019)

1997년 외환위기 이후 노동시장 유연화에 속도가 붙었다. 당시 청년기의 경제활동이 불안정한 집단에서 장년기에 빈곤 상태일 확률이 높은 것이 의미하는 바는 청년기의 고용형태가 미래에 영향을 미치는 것을 의미한다. (김문길 외, 2017) 또한 불안정한 고용상태로 비정규직이 정규직에 비해 빈곤에 취약하다. (백학영,구인회, 2010; 백학영, 2013) 따라서 빈곤으로 발생하는 문제들을 대비하기 위한 정책적 개입이 필요하다.

### (3) 빈곤과 재난적 의료비 발생

재난적 의료비를 경험한 가구가 재난적 의료비가 발생하지 않은 가구보다 빈곤 상태에 있을 확률이 더 높다. (우경숙,박찬미,신영전, 2018) 재난적 의료비가 발생 했을 때 빈곤 가구는 빈곤 지속에 영향을, 비빈곤가구는 빈곤 진입에 영향을 받는다. (송은철,신영전, 2010; 송은철,신영전, 2014) 나아가 재난적 의료비 발생이 반복될 경우 빈곤으로 이행 가능성이 높아진다. (김수진, 2020) 재난적 의료비가 다음 해 반복 발생할 확률은 37~42%이며 특히 의료수급 가구에서 재난적 의료비가 발생했을 때 빈곤 이행 가능성이 높았다. (김은경,권순만, 2016; 정채림,이태진, 2012) 이는 재난적 의료비 발생한 가구에서 재정적 대응으로 저축, 의료 서비스 이외의 지출을 줄여 재난적 의료비 발생을 대처하는데 이로써 빈곤 발생의 위험이 높아진다.(우경숙. 신영전, 2015)

[표 II-3] 빈곤 관련 정의 및 고용 불안정성 관련 국내 선행논문

| 저자 | 자료 | 대상 | 빈곤선 정의 | 결과 |
|---|---|---|---|---|
| 구인회 (2010) | 한국노동패널 (1998-2000) | 근로능력이 있는 빈곤층 | 정부 발표 최저생계비 | 빈곤 진입과 탈출요인으로 저임금과 고용불안정 |
| 김교성,반정호(2004) | 한국노동패널 (1999-2001) | 고용형태 : 정규직, 비정규직, 취업 | 국민기초생활보장법 4인 최저생계비 기준 | 여성, 노령, 저학력 가구주에서 빈곤진입가능성이 높으며 빈곤가구주의 대부분은 실업 혹은 비정규직의 상태 |
| 김환준 (2013) | 한국노동패널 (1998-2007) | 모든 가구 | 최저생계비 | 단기 빈곤층이 대부분이고 고용형태에 따라 빈곤지속시간 차이가 있음 |
| 송은철,신영전(2010) | 한국복지패널 (2006,2008) | 저소득가구 (중위소득의 60%미만) | 균등화 중위소득의 50% | 지불능력의 28%이상 재난적 의료비로 지출할 경우 빈곤화 원인으로 작용, |
| 이주미,김태완(2020) | 복지패널 (2007-2018) | 2007년당시 만 54-64세 | 균등화 중위소득의 50% | 50대 때의 비경제활동 상태가 장기화된 경우 정규직 경험자에 비해 빈곤율이 높음. |
| 최옥금 (2007) | 한국노동패널 (1998-2004) | 노인가구 | 균등화 중위소득의 40% | 연령, 학력, 혼인상태, 자산, 거주지역, 과거 직업력이 노인빈곤에 영향 미침 |
| 최요한 (2020) | 한국노동패널 (2002-2018) | 20-64세 | 균등화 중위소득의 60% | 비정규직이 정규직보다 빈곤위험 증가 |

# III. 연구방법

## 1. 자료원

한국의료패널은 한국의 의료이용과 의료비 지출을 조사하여 관련 영향요인을 분석 가능하며, 정책개발과 보건의료 현황에 파악에 활용한다. 한국의료패널은 보건사회연구원과 건강보험공단에서 구성한 컨소시움에서 인구주택총조사를 기반으로 매년 조사하고 있는 점에서 전국 규모의 대표적인 표본이라고 할 수 있다. 2008년 1차 조사에서 7,866가구(24,616가구원)으로 패널구축을 시작했으며, 2013년도 8차에는 2,222가구(6,454가구원)를 추가하여 총 7396가구가, 2018년 13차에는 5838가구로 매년 패널조사가 진행되었다. 본 패널은 가구와 개인단위로 나뉘어 가구의 사회경제적 특성, 자산상태, 가구의료비 지출과 개인의 인구사회경제적 특성, 경제활동상태, 만성질환 및 의료서비스이용 현황을 조사한다. 이번 연구는 2014년 9차 조사부터 2018년 13차 총 5개년도에 조사된 가구를 대상으로 분석하며, 단위는 가구로 한다. 한국의료패널은 통계청 자료와 비교하여 소비지출, 지불능력, 식료품비가 비슷하게 나타났으며 의료비 추정은 더 적합하다. (서남규 외, 2015) 따라서 한국의료패널을 이용한 재난적 의료비와 빈곤 추정을 한다.

## 2. 변수

본 연구는 선행논문을 참고하여 변수를 고려했다. 재난적 의료비 발생에는 가구주의 일반적 특성(나이, 학력, 민간보험, 장애여부, 결혼여부)과 가구요인(가구소득, 가구원 수, 만성질환, 거주지역)이 영향을 주며, 고용형태에는 피고용자의 일반적 특성, 일터의 환경(사업장 규모)이, 빈곤은 가구주(나이, 학력, 민간보험, 장애여부,

결혼여부)와 가구 요인(가구소득, 가구원 수, 만성질환, 거주지역)이 영향을 미친다. 전체 변수에 대하여 분산팽창계수(Variance inflation factor)가 가장 큰 값이 5.2 이며 10이 넘지 않으므로 다중공선성 영향이 크지 않을 것으로 판단했다.

[표 III-4] 변수 목록

| 변수 | | 설명 |
|---|---|---|
| 가구주 일반적 특성 | 고용형태 | 비정규직 0 |
| | | 정규직1 |
| | 성별 | 남성 0 |
| | | 여성 1 |
| | 연령 | 연속변수 |
| | 교육수준 | 초졸 이하 0 |
| | | 중졸 1 |
| | | 고졸 2 |
| | | 대졸 이상 3 |
| | 결혼 | 미혼 0 |
| | | 기혼 1 |
| | 장애 | 없음 0 |
| | | 있음 1 |
| | 민간보험 | 없음 0 |
| | | 가입 1 |
| 가구 요인 | 거주지역 | 비수도권 0 |
| | | 수도권 1 |
| | 가구원 수 | 연속변수 |
| | 가구원 중 만성 질환자 | 없음 0 |
| | | 있음 1 |
| | 가구소득 | 연속변수 로그화 |

### 1) <가설1: 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생>의 변수

#### (1) 독립 변수 : 고용형태

고용형태에 따른 재난적 의료비 발생 차이 확인이 가설1의 목적임에 따라 독립변수는 이항변수인 고용형태이다. 고용형태는 2002년 노사정 협의안을 통해 도출해낸 '임금근로자의 고용형태에 따른 분류에 의거해 한시적 근로자, 시간제 근로자, 비전형 근로자를 비정규직으로, 정규직은 비정규직이 아닌 자를 정의로 이용한다. 한국의료패널에서 고용 관련한 문항인 '종사상 지위' 설문 중 정규직은 '정규직'에, 비정규직에는 '상용직', '임시직', '일용직'이 포함된다.

#### (2) 종속 변수 : 재난적 의료비

재난적 의료비 정의는 지불능력 중 의료비 비중으로, 본 연구에서 지불능력은 Devadasan, Crie et al. (2007)이 사용한 연간 총가구소득을 사용한다. 또한 지불능력의 정의는 여러 가지가 있는 점을 고려하여, 재난적 의료비 발생 현황 비교에 추가적으로 연간 총가구소득에서 식료품비를 뺀 값을 사용한다. 한국의료패널을 사용한 선행연구에서 지불능력으로 연간 총가구소득에서 식료품비를 제한 값을 사용할 때, 외식비를 따로 조사하지 않은 한국의료패널의 한계로 가구동향조사의 식료품비 중 외식비 비중을 계산하여 식료품비를 추정했다. (서남규 외, 2015; 김수진, 2019) 분자인 의료비는 가구지출의료비를 사용했는데 의료비, 약값만 포함하고 교통비, 식비 등은 포함하지 않았다. 역치는 10%와 5%를 사용한다.

[표 III-5] 한국의료패널에서 의료비에 포함된 비용

| | 종류 | 포함여부 |
|---|---|---|
| 보건의료 서비스 | 응급의료비 | O |
| | 입원의료비 | O |
| | 외래의료비 | O |
| | 응급교통비(앰뷸란스) | |
| | 입원교통비 | |
| | 외래교통비 | |
| | 입원간병비 | |
| | 산후조리원 | |
| | 산후도우미 | |
| | 장기요양비 | |
| | 장기요양간병비 | |
| | 장기요양시설 요양비 | |
| | 장기요양시설 식비 | |
| | 장기요양시설 간병비 | |
| 의약품 | 응급처방약값 | O |
| | 입원처방약값 | O |
| | 외래처방약값 | O |
| | 약국 일반의약품 구매 | |
| | 약국 한약구매액 | |
| | 한약방에서 한약구매 | |
| | 시장에서 건재, 첩약 | |
| | 건강기능식품 | |
| | 외래보약금액 | |
| | 3개월이상 의약품 | |
| 보건의료 용품, 기구 | 약국에서 일반의약외품 구매 | |
| | 안경 및 콘텍트렌즈 | |
| | 의료기기 구매/임대/수리 | |

### 2) <가설 2: 재난적 의료비 발생 이후 고용형태 별 빈곤 발생>의 변수

재난적 의료비가 발생한 가구에서 빈곤 발생이 가구주의 고용형태에 따라 어떻게 달라지는지를 <가설 2>에서 분석한다. 따라서 재난적 의료비를 경험한 가구에서 고용형태에 따른 이후 빈곤 발생에 대해 시차를 반영하여 로지스틱 분석으로 진행한다.

#### (1) 종속 변수 : 빈곤

가설 2의 종속변수인 빈곤 상태는 OECD(2012) 상대적 빈곤 정의를 이용하여 균등화 가구소득 중위값 대비 50% 미만에 해당하는 것으로 정의한다. 균등화 가구소득은 가구 소득을 비교할 때 가구원 수로 인한 차이를 보정하기 위한 정의이며, 가구 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눠 산출한다.

[표 III-6] 통계청 연도별 가처분 균등화 가구소득

단위 (만 원)

| 연도 | 시장소득 | 가처분소득 | 가처분 균등화 가구소득 |
|---|---|---|---|
| 2018 | 2,873 | 2,756 | 1,378 |
| 2017 | 2,762 | 2,649 | 1,324.5 |
| 2016 | 2,652 | 2,549 | 1,274.5 |
| 2015 | 2,561 | 2,448 | 1,224 |
| 2014 | 2,485 | 2,370 | 1,185 |

## 3. 분석대상

본 연구는 2014~2018년 한국의료패널 조사에 참여한 가구들을 대상으로 한다. 연구에서 가구주의 고용형태를 중심으로 재난적 의료비 발생 비교하기 위해, 자료 대상에서 전체 가구 중 고용형태가 정규직, 비정규직이 아닌 가구주들은 제외했다. 특히 <연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률>로 정년 퇴직이 만 60세 이상인 점, 대법원 판결에 따라 육체노동자의 근로가능 정년기준이 65세인 점, 표 III-7과 같이 패널 전체 데이터에 포함된 65세 이상 가구주에서 정규직 비율이 다른 나이대와 비교해 10배 이상 차이가 나는 점에서 65세 미만 가구주들을 연구대상으로 한다.

[표 III-7] 전체 가구주 대상 나이대 별 고용형태

단위 : 명(%)

| 나이대 | 비정규직 | 정규직 | 총합 |
|---|---|---|---|
| 35세 미만 | 786 | 420 | 1,206 |
| | (65.17) | (34.83) | (100.00) |
| 35세이상 45세 미만 | 2,239 | 1,192 | 3,431 |
| | (65.26) | (34.74) | (100.00) |
| 45세이상 55세 미만 | 3,144 | 1,492 | 4,636 |
| | (67.82) | (32.18) | (100.00) |
| 55세이상 65세 미만 | 2,699 | 554 | 3,253 |
| | (82.97) | (17.03) | (100.00) |
| 65세 이상 | 2,205 | 27 | 2,232 |
| | (98.79) | (1.21) | (100.00) |
| 총합 | 11,073 | 3,685 | 14,758 |

* 본 연구는 65세 미만 가구주를 대상자로 함

## 4. 연구방법

### 1) 패널로짓모형(Panel logit model)

본 연구에서 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생을 차이를 보기 위해 이항변수인 재난적 의료비 발생을 종속변수로 하여 패널로짓분석을 시행한다. 또한 재난적 의료비 발생 이후 가구의 빈곤 양상을 비교하기 위해 빈곤을 종속변수로 한 패널로짓분석을 시행한다.

패널 자료는 시간에 따른 시계열 차원( $t$ )과 집단에 따른 횡단면 차원($i$)의 자료가 결합한 자료로, 회귀계수 $\beta$, 개인효과를 의미하는$\alpha_i$, 시간효과를 의미하는 $\gamma_t$, 오차항을 의미하는 $\epsilon_{it}$로 구성된다.

$$\mathrm{y_{it}} = \beta_0 + \beta X_{it}^{'} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

특히 오차항의 분류를 개인과 시간 중 분류하는 방법에 따라 해석이 달라진다. $u$($u = \alpha_i + \gamma_t$)에 대해 고정효과모형(fixed effects model)은 관측 되지 않은 개별효과(unobservable individual effects)를 추정해야 하는 모수로 여기며, 임의효과모형(random effects model)은 오차항을 확률변수로 생각한다. 즉 개별사례 내 독립적(미관측 이분산성과 시간더미가 독립: $cov(x_{it}, u) = 0$ )이라는 가정을 만족해야 한다. 고정효과는 절편( $\beta_0 + \mathrm{u}$)이 시간의 영향은 받지 않고, 횡단면 단위에만 영향을 받으며, 기울기$\beta$는 시간, 횡단면에도 영향받지 않는다는 가정을 갖는다.

고정효과모형은 개체 안에서의 변동을 관측하는 within 추정 (개체내 추정)으로 불리는데, 관측되지 않은 개체의 특성을 통제할 때 유리하다.

고정효과는 관측되지 않은 개별 효과들을 고정된 것으로 간주하여 개체와 개체 사이(개체간 추정)변동은 소거된다. 고정효과는 개체의 특성들을 구분하여 계수를 추정하지만, 변화가 있는 경우들을 추정하기 때문에 변화가 없는 데이터와 변수들에 대한 추정에 손실이 크다. 즉 고정효과는 시간불변변수를 포함하지 않아, 개별 사례 내 시간 변화에 따른 독립변수 영향을 파악하는 데 주로 사용한다. (Bartels, 2008 ; Johnston, 1997) 그러나, 임의효과는 개체간 변동도 분석에 포함하기 때문에 개별사례 간 차이가 종속변수에 영향을 주며, 시간불변변수의 추정이 가능하다. (Woodridge, 2002) Bartels(2008)은 임의효과모형을 '부분적인 합동모형' 으로 표현하는데, 개체내 그리고 개체간 오차가 임의적이며, 이 효과의 크기가 같다고 가정하는 것이 약점이라고 말한다.

합동모형 $\mathrm{y_{it}} = \beta_0 + \beta X_{it}^{'} + \epsilon_{it}$

고정효과 $\mathrm{y_{it}} = (\beta_0 + u) + \beta X_{it}^{'} + \epsilon_{it}$

임의효과 $\mathrm{y_{it}} = \beta_0 + \beta X_{it}^{'} + (u + \epsilon_{it})$

패널로짓모형(Panel logit model)은 패널 데이터에 종속변수가 이항변수여서 이를 확률변수 로짓(logit)으로 변환한다. 종속변수가 이항변수일 때, $t$ 시점에서 $i$ 의 $y$ 가 1일 확률은 $P(y_{it} = 1) = F\left(\beta x_{it}^{'}\right)$ 으로 독립변수와 선형관계가 아니다. 종속변수가 이항변수로 인한 비선형 문제를 해결하기 위해 이항변수를 확률로 산출하여 로지스틱 함수를 적용한 모형인 로짓모형을 사용한다.

$$F(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}$$

관측되는 변수(Observed variable, $y_{it}$) 는 실제의 관측되지 않은 잠재변수(latent variable, $y_{it}^{*}$)의 값에 따라 1과 0의 값을 가지며 이를 선형회귀모형으로 가정한다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 \ \ if \ y_{it}^{*} > 0 \\ 0 \ \ if \ y_{it}^{*} \leq 0 \end{cases}$$

$$y_{it}^{*} = \beta x_{it}^{'} + \varepsilon_{it}$$

패널로짓모형은 고정효과모형(fixed effects model), 임의효과모형(random effects model), 합동로짓모형(pooled logit model)을 사용한다. 회귀 계수 추정을 위해 로짓모형은 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation, MLE)을 사용한다. 패널로짓 임의효과는 오차항 $\varepsilon_{it}$이 로지스틱 분포를 따른다고 가정한다.

패널 모형 선택에는 통계적으로 패널로서의 성격, 시간에 따른 개별 특성, 독립변수의 독립성을 확인하기 위한 검정법들을 사용한다. 우도비 검정 (Likelihood-ratio (LR) test)은 패널 개체의 이질성을 확인하는데, 귀무가설은 $H_0 : var(u_i) = 0$ 로, 귀무가설 채택 시 합동모형, 귀무가설 기각 시 임의효과 선택을 고려할 수 있다. 고정효과와 임의효과 모형을 검정할 때는 하우스만 검정(Hausman test)을 시행한다. 하우스만 검정의 귀무가설은 $H_0 : \mathrm{Cov}(\mathrm{x}, \mu_i) = 0$ 로, 오차항과 독립변수 사이의 상관성을 귀무가설로 하며, 귀무가설 기각 시 고정효과가 더 적합하다. 그러나 방법론적인 이유로 모형을 선택하기도 하는데, 예를 들어 성별은 시간에 따라 변하는 요소가 아니다. 따라서 성별 차이에 따른 모형을 선택해야 하는 경우 고정효과보다 임의효과가 더 적합하다.

## 2) 분석 방법

### (1) <가설1: 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생>

고용형태에 따라 재난적 의료비 발생 양상이 다르다는 가정을 세우고, 이항변수인 재난적 의료비 발생과 고용형태를 포함한 패널로짓분석을 시행한다.

$$CHE_{\mathrm{it}} = \beta_0 + \beta_1 \text{고용형태}_{\mathrm{it}} + \beta X_{it}^{'} + \epsilon_{it}$$

$CHE_{\mathrm{it}}$ :재난적 의료비 발생 여부, $X_{it}^{'}$ : 통제변수

가구주의 고용형태와 성별을 동시에 고려했을 때 가구 수입에 변화가 생길 수 있는 점을 고려하여, 교차항을 포함한 패널로짓분석을 시행한다.

$$CHE_{\mathrm{it}} = \beta_0 + \beta_1 \text{고용형태}_{\mathrm{it}} + \beta_2 \text{고용형태}_{\mathrm{it}} * \text{성별} + \beta X_{it}^{'} + \epsilon_{it}$$

$X_{it}^{'}$ : 통제변수

### (2) <가설2: 재난적 의료비 발생 이후 고용형태 별 빈곤 발생>

재난적 의료비 발생 당시의 고용형태로 이후 빈곤 양상을 보고자 했으며, 재난적 의료비 발생과 빈곤의 시차를 두고 패널로짓분석을 시행한다. 재난적 의료비와 빈곤의 발생을 같은 년도로 분석할 경우 동시성으로 내생성 문제가 발생할 수 있는데, 시차를 사용함으로 해소 가능하다. 송은철, 신영전(2014)는 2007~2012년 자료를 이용하여 재난적 의료비 발생 1년, 2년 이후의 가구 빈곤상태를 확인했고, 재난적

의료비 지출은 가구 빈곤화와 빈곤 지속 모두에 영향을 미침을 확인했다. 이에 재난적 의료비가 발생한 가구들로 연구 대상을 설정했고, 충분히 연구 대상을 포괄하기 위해 특정 연도로 설정하지 않고 재난적 의료비가 발생한 때를 기준 년도t로 넣었다.

$$POV_{\mathrm{it+n}} = \beta_0 + \beta_1 \text{고용형태}_{\mathrm{it}} + \beta X_{it}^{'} + \epsilon_{it}$$

$X_{it}^{'}$ : 통제변수

# IV.연구결과

## 1.기술통계

### 1)대상가구 특성

본 연구는 가구주를 분석 대상자로 삼는다. 가구 당 가구주는 1명인 점에서 가구주 수는 곧 가구수를 의미한다. 연구 대상자들은 패널 조사 당시 고용상태가 비정규직 혹은 정규직 노동자이며, 정년을 고려하여 65세 미만 가구주를 연구에 포함한다. 따라서 2014년 2,685가구, 2015년 2,575가구, 2016년 2,442가구, 2017년 2,418가구, 2018년 2,406가구가 연구대상으로 포함된다.

연도별 가구 특성을 분석한 결과, 가구주는 남성, 비정규직, 최종학력이 대학 졸업 이상, 비장애인, 기혼이 많았으며, 가구원 중 만성질환자가 있는 가구가 더 많았다. 연구 대상의 연간 가구 총의료비는 153만 원, 소득은 5,792만 원, 가구원 수는 평균 3.3명인데, 연구대상을 포함한 의료패널전체가구의 연간 가구 총 의료비는 169만 원, 소득은 2,488만 원이다. 연구 대상과 패널전체가구 사이 의료비와 소득 차이가 있는 이유는 연구 대상의 특징에 기인한다. 본 연구에 포함된 가구주들은 정규직 혹은 비정규직으로 피고용자들이며, 정년 퇴직 나이를 넘기지 않는다. 따라서 연구대상의 평균 소득이 전체패널가구 대상보다 높고, 노인 인구(65세 이상)가 포함되지 않아 전체패널가구보다 평균 의료비가 낮았다.

[표 Ⅳ-8] 연도별 가구주, 가구특성(1)

단위 :명(%)

| 특성 | 연도 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 총합 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **성별** | | | | | | |
| 남자 | 2,393 | 2,264 | 2,134 | 2,108 | 2,089 | 10,988 |
| | (89.12) | (87.92) | (87.39) | (87.18) | (86.82) | (87.72) |
| 여자 | 292 | 311 | 308 | 310 | 317 | 1,538 |
| | (10.88) | (12.08) | (12.61) | (12.82) | (13.18) | (12.28) |
| **고용형태** | | | | | | |
| 비정규직 | 1,979 | 1,893 | 1,673 | 1,655 | 1,668 | 8,868 |
| | (73.71) | (73.51) | (68.51) | (68.44) | (69.33) | (70.80) |
| 정규직 | 706 | 682 | 769 | 763 | 738 | 3,658 |
| | (26.29) | (26.49) | (31.49) | (31.56) | (30.67) | (29.20) |
| **가구주 교육수준** | | | | | | |
| 초졸 이하 | 213 | 199 | 169 | 158 | 157 | 896 |
| | (7.93) | (7.73) | (6.92) | (6.53) | (6.53) | (7.15) |
| 중졸 이하 | 178 | 169 | 149 | 128 | 120 | 744 |
| | (6.63) | (6.56) | (6.10) | (5.29) | (4.99) | (5.94) |
| 고졸 이하 | 982 | 936 | 882 | 854 | 856 | 4,510 |
| | (36.57) | (36.35) | (36.12) | (35.32) | (35.58) | (36.01) |
| 대졸 이상 | 1,312 | 1,271 | 1,242 | 1,278 | 1,273 | 6,376 |
| | (48.86) | (49.36) | (50.86) | (52.85) | (52.91) | (50.90) |
| **가구주 장애여부** | | | | | | |
| 비장애 | 2,594 | 2,487 | 2,364 | 2,341 | 2,324 | 12,110 |
| | (96.61) | (96.58) | (96.81) | (96.82) | (96.59) | (96.68) |
| 장애 | 91 | 88 | 78 | 77 | 82 | 416 |
| | (3.39) | (3.42) | (3.19) | (3.18) | (3.41) | (3.32) |
| **거주지역** | | | | | | |
| 비수도권 | 1,550 | 1,497 | 1,412 | 1,394 | 1,392 | 7,245 |
| | (57.73) | (58.14) | (57.82) | (57.65) | (57.86) | (57.84) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 수도권 | 1,135 | 1,078 | 1,030 | 1,024 | 1,014 | 5,281 |
| | (42.27) | (41.86) | (42.18) | (42.35) | (42.14) | (42.16) |
| **만성질환 여부** | | | | | | |
| 없음 | 1,285 | 1,247 | 1,167 | 1,153 | 1,121 | 5,973 |
| | (47.86) | (48.43) | (47.79) | (47.68) | (46.59) | (47.68) |
| 있음 | 1,400 | 1,328 | 1,275 | 1,265 | 1,285 | 6,553 |
| | (52.14) | (51.57) | (52.21) | (52.32) | (53.41) | (52.32) |
| **혼인여부** | | | | | | |
| 비혼 | 493 | 504 | 502 | 506 | 512 | 2,517 |
| | (18.36) | (19.57) | (20.56) | (20.93) | (21.28) | (20.09) |
| 혼인 | 2,192 | 2,071 | 1,940 | 1,912 | 1,894 | 10,009 |
| | (81.64) | (80.43) | (79.44) | (79.07) | (78.72) | (79.91) |
| **전체** | 2,685 | 2,575 | 2,442 | 2,418 | 2,406 | 12,526 |

1) 괄호는 전체 대비 %

[표 Ⅳ-9] 연도별 가구주, 가구 특성(2)

| 특성 | 연도 | | | | | 총계 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | |
| **나이** | | | | | | |
| 평균 | 46.83 | 47.23 | 47.54 | 47.72 | 48.15 | 47.48 |
| 표준편차 | 9.23 | 9.33 | 9.47 | 9.43 | 9.51 | 9.40 |
| **가구소득(만 원)** | | | | | | |
| 평균 | 5,260.66 | 5,543.49 | 5,877.61 | 6,033.98 | 6,325.15 | 5,792.83 |
| 표준편차 | 3,162.45 | 3,388.37 | 8,097.29 | 3,493.24 | 3,610.09 | 4,720.03 |
| **가구총의료비 (원)** | | | | | | |
| 평균 | 1360973.7 | 1416128.7 | 1569184.0 | 1565846.5 | 1741727.3 | 1525600.4 |
| 표준편차 | 1762721.0 | 1988745.6 | 2244548.6 | 2071104.9 | 2304461.6 | 2079904.2 |
| **가구원 수** | | | | | | |
| 평균 | 3.37 | 3.34 | 3.31 | 3.31 | 3.29 | 3.33 |
| 표준편차 | 1.21 | 1.22 | 1.24 | 1.24 | 1.25 | 1.23 |

고용 형태에 따른 가구주, 가구의 특성을 기술통계로 비교했을 때 정규직보다 비정규직에서 가구주의 연령대가 높았고, 여성, 장애가 있는 경우가 많았다. 가구주의 최종학력은 정규직에서는 대졸 이상이, 비정규직에서는 고졸 이하가 가장 많았다. 총 가구소득과 가구 의료비 지출은 정규직에서 더 많았으며, 기혼자와 가구원 수도 정규직 가구주에게서 더 많았다.

[표 IV-10] 고용 형태에 따른 가구주, 가구 특성

| | 전체 | | 정규직 | | 비정규직 | | t-test |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Mean | SE | Mean | SE | Mean | SE | B |
| 고용형태 (정규직1) | 0.29 | 0.45 | | | | | |
| 빈곤 | 0.01 | 0.08 | 0.00 | 0.05 | 0.01 | 0.09 | 2.83** |
| 나이 | 47.48 | 9.40 | 45.33 | 8.33 | 48.36 | 9.67 | 16.63*** |
| 성별 (여성 1) | 0.12 | 0.33 | 0.04 | 0.19 | 0.16 | 0.36 | 18.58*** |
| 장애유무 (장애 1) | 0.03 | 0.18 | 0.02 | 0.14 | 0.04 | 0.19 | 5.76*** |
| **교육수준** | | | | | | | |
| 초졸이하 | 0.72 | 0.28 | 0.14 | 0.11 | 0.10 | 0.29 | - |
| 중졸이하 | 0.59 | 0.23 | 0.01 | 0.10 | 0.08 | 0.27 | - |
| 고졸이하 | 0.36 | 0.48 | 0.22 | 0.22 | 0.42 | 0.49 | - |
| 대졸이상 | 0.51 | 0.50 | 0.76 | 0.76 | 0.41 | 0.49 | - |
| 지역 (수도권1) | 0.42 | 0.49 | 0.43 | 0.50 | 0.42 | 0.49 | -1.90* |
| 혼인여부 (혼인 1) | 0.80 | 0.40 | 0.91 | 0.28 | 0.75 | 0.43 | -0.16*** |
| 총가구소득 (만 원) | 3215.40 | 2212.13 | 4160.20 | 1844.81 | 2825.67 | 2233.49 | -31.45*** |
| 가구의료비 지출(원) | 1525600.39 | 2079904.22 | 1601445.42 | 2052538.01 | 1494323.30 | 2090398.78 | -2.62** |
| 만성질환 | 0.52 | 0.50 | 0.47 | 0.50 | 0.54 | 0.50 | 7.36*** |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| (있음1) | | | | | | | |
| 가구원 수 | 3.33 | 1.23 | 3.64 | 1.05 | 3.20 | 1.28 | −18.39 *** |
| N | 12526 | | 3658 | | 8868 | | |

1) t점수는 비정규직(고용형태: 0)평균에서 정규직(고용형태: 1)평균의 차이를 비교한 값
2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

가구주의 고용형태는 연도에 따라 바뀔 수 있다. 표 IV-11는 본 연구 데이터에서 시간의 흐름에 따른 가구주의 고용형태 변화를 나타낸다. 전체에서 고용형태 변화는 총 591건으로 전체 12,526건에서 4.72%에 해당한다. 한해 전과 비교하여 가구주의 고용형태가 유지된 경우가 가장 많으며, 정규직에서 비정규직과 비정규직에서 정규직으로의 변화 건수는 연도마다 비슷하다.

[표 IV-11] 가구주의 연도 별 고용형태와 1년전 대비 고용형태 변화

| 시간 | 고용형태 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 총계 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1년전 대비 변화 | 정규직→ 비정규직 | − | 109 | 43 | 47 | 40 | 239 |
| | 비정규직→ 정규직 | − | 133 | 142 | 44 | 33 | 352 |
| | 고용형태 유지 | − | 1,966 | 1,961 | 1,996 | 2,059 | 7,982 |
| | 비교불가 (전년 또는 당해 자료 부재) | 2,685 | 367 | 296 | 331 | 274 | 3,953 |
| 당해 | 비정규직 | 1,979 | 1,893 | 1,673 | 1,655 | 1,668 | 8,868 |
| | 정규직 | 706 | 682 | 769 | 763 | 738 | 3,658 |
| 총계 | | 2,685 | 2,575 | 2,442 | 2,418 | 2,406 | 12,526 |

## 2)재난적 의료비 발생 추이

본 연구의 연구기간인 2014년부터 2018년 사이의 패널 전체 가구에 대한 재난적 의료비 발생 추이는 표 Ⅳ-12와 같다. 지불능력은 전체소득에서 식료품비를 제외하되, 외식비를 포함한 값, 불포함한 값 두 가지와, 전체소득 총 세 가지를 살펴보았다. 전체 가구 대상으로 모든 지불능력 정의에서 재난적 의료비 발생 비율 추이는 2017년 약간의 변동을 제외하면 전반적으로 증가했다.

[표 Ⅳ-12] 전체가구 대상 재난적 의료비 발생 추이

단위 (%)

| 지불능력 : 전체소득 - 식료품비(외식비 포함) (10%, 20%, 30%, 40%) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 역치 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
| 10% | 23.38% | 24.65% | 25.52% | 25.46% | 25.32% |
| 20% | 11.63% | 12.60% | 12.86% | 12.53% | 12.40% |
| 30% | 7.20% | 7.57% | 7.62% | 7.71% | 7.85% |
| 40% | 4.76% | 5.22% | 5.29% | 4.96% | 5.02% |
| 지불능력 : 전체소득 - 식료품비(외식비 제외) (10%, 20%, 30%, 40%) | | | | | |
| 10% | 20.33% | 21.21% | 21.72% | 21.80% | 21.79% |
| 20% | 9.25% | 10.15% | 10.25% | 9.66% | 10.19% |
| 30% | 5.52% | 5.94% | 6.14% | 5.65% | 5.71% |
| 40% | 3.33% | 3.90% | 4.04% | 3.36% | 3.44% |
| 지불능력 : 전체소득 (5%, 10%, 15%, 25%) | | | | | |
| 5% | 33.17% | 33.96% | 34.64% | 35.75% | 35.87% |
| 10% | 17.43% | 18.32% | 19.08% | 18.76% | 18.67% |
| 15% | 10.76% | 11.81% | 12.14% | 11.56% | 11.59% |
| 25% | 5.61% | 6.21% | 6.31% | 5.75% | 5.90% |

본 연구의 대상자인 65세 미만 피고용자 가구주들의 가구에서 재난적 의료비 발생 추이 역시 지불능력 정의 세 가지에서 전반적으로 연도별 변화가 소폭 존재한다. 2016년 대부분의 지불능력에서 발생률이 크게 올랐다가 2017년 감소한다.

[표 IV-13] 65세 미만 피고용자 가구주의 재난적 의료비 발생 추이

단위 (%)

| 지불능력 :전체소득 - 식료품비(외식비 포함) (10%, 20%, 30%, 40%) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 역치 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
| 10% | 9.94% | 9.79% | 10.16% | 8.48% | 9.14% |
| 20% | 3.09% | 3.11% | 3.81% | 2.48% | 2.83% |
| 30% | 1.60% | 1.40% | 1.52% | 1.20% | 1.00% |
| 40% | 0.97% | 0.62% | 0.86% | 0.70% | 0.50% |
| 지불능력 :전체소득 - 식료품비(외식비 제외) (10%, 20%, 30%, 40%) | | | | | |
| 10% | 7.93% | 7.92% | 7.90% | 6.45% | 7.56% |
| 20% | 2.35% | 2.14% | 2.74% | 1.82% | 1.91% |
| 30% | 1.12% | 0.82% | 1.15% | 0.91% | 0.79% |
| 40% | 0.63% | 0.47% | 0.61% | 0.41% | 0.37% |
| 지불능력 : 전체소득 (5%, 10%, 15%, 25%) | | | | | |
| 5% | 18.55% | 17.32% | 18.55% | 16.54% | 19.08% |
| 10% | 6.26% | 6.21% | 6.80% | 4.96% | 5.90% |
| 15% | 2.79% | 2.76% | 4.10% | 2.36% | 2.91% |
| 25% | 1.01% | 1.05% | 1.35% | 0.91% | 1.00% |

## 2.고용형태에 따른 재난적 의료비 발생

### 1)패널로짓분석

표 IV-14는 고용형태 별 재난적 의료비 발생을 확인하기 위해 패널로짓분석을 시행한 결과다. 종속변수는 재난적 의료비로 하여 가구 발생 의료비가 소비지출의 10%와 5%를 넘어가는 요인들을 확인했다. 먼저 합동로짓 모형의 타당성을 검토한 결과 역치가 10%, 5%일 때 각각 Wald chi2(13) =431.71(0.000), Wald chi2(13)=608.38(0,000)이며, 패널개체 적합성 확인을 위한 LR test는 111.98(0.000), 374.74(0.000)으로 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 패널모형선택이 더 유의하다. 또한 정규직은 한번 고용되는 경우 정년까지 고용 안정성이 보장된다는 점에서 고용형태는 시간불변적 요소가 있다. 따라서 본 모형은 시간불변 효과를 측정하기 어려운 고정효과보다 임의효과가 분석에 더 적합하다고 판단했다.

임의효과를 통해 재난적 의료비 역치 10%에는 가구주의 성별, 나이, 가구원 수, 학력, 결혼 여부, 가구 소득, 가구 만성질환자 여부가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 재난적 의료비 역치 5%에는 가구주의 고용형태, 성별, 나이, 가구원 수, 결혼 여부, 가구소득, 사보험 가입 여부와 가구원의 만성질환 여부가 유의한 영향을 미침을 임의효과로 확인했다. 재난적 의료비 발생 오즈비가 역치 10%에서 정규직이 비정규직의 0.92배로 유의하지 않았고, 역치 5%에서는 정규직이 비정규직의 0.79배로 1% 유의수준에서 유의했다. 통제 변수와 관련하여 재난적 의료비 발생 오즈비는 남성보다 여성에게서 1.66배(역치 10%), 1.30배이며(역치 5%), 최종학력은 높을수록 재난적 의료비 발생 오즈비 값이 작아지고, 가구원 중 만성질환자가 없는 경우보다 있을 때 재난적 의료비 발생 오즈비가 1.74배(역치 10%), 1.59배(역치 5%)였다.

사보험을 보유하는 경우 비보유보다 재난적 의료비 발생 오즈비가 역치 5%일 때 2.27배였으며, 역치가 10%일 때는 1.20배였으나 유의하지 않았다. 가구주가 장애인이면 비장애인일 때와 비교해 모든 역치에서 재난적 의료비 발생 오즈비가 1.00배에서 1.09배로 거의 변화가 없는 것으로 나타났으며 유의미한 결과는 아니다. 나이와 소득은 역치 10%와 5% 모두에서 유의했다. 연령이 1년 증가할 때 재난적 의료비 발생 오즈비는 1.03배(역치 10%), 1.02배였다(역치 5%). 소득에 대한 재난적 의료비 발생 오즈비는 1보다 작고, 추정 계수는 음의 값이어서, 소득이 증가할수록 재난적 의료비 발생은 적어진다.

[표 Ⅳ-14] 고용형태에 따른 재난적 의료비(10%, 5%)에 대한 패널로짓분석

| | | 10% | | 5% | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 |
| 고용형태 (정규직 1) | OR | 0.89 | 0.92 | 0.81*** | 0.79*** |
| | SE | (0.109) | (0.132) | (0.055) | (0.070) |
| 성별 (여성 1) | OR | 1.52** | 1.66** | 1.26** | 1.30* |
| | SE | (0.258) | (0.360) | (0.137) | (0.201) |
| 나이 | OR | 1.03*** | 1.03*** | 1.02*** | 1.02*** |
| | SE | (0.005) | (0.007) | (0.003) | (0.004) |
| 가구원 수 | OR | 1.12*** | 1.16*** | 1.12*** | 1.16*** |
| | SE | (0.048) | (0.063) | (0.030) | (0.043) |
| 중졸 이하 | OR | 1.32* | 1.47* | 0.86 | 0.88 |
| | SE | (0.212) | (0.325) | (0.101) | (0.153) |
| 고졸 이하 | OR | 1.10 | 1.19 | 0.85* | 0.85 |
| | SE | (0.153) | (0.220) | (0.079) | (0.116) |
| 대졸 이상 | OR | 1.03 | 1.09 | 0.81** | 0.79 |
| | SE | (0.157) | (0.218) | (0.080) | (0.114) |
| 만성질환 (있음 1) | OR | 1.65*** | 1.74*** | 1.51*** | 1.59*** |
| | SE | (0.149) | (0.194) | (0.081) | (0.118) |
| 거주지역 | OR | 0.97 | 0.96 | 1.04 | 1.06 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| (수도권1) | SE | (0.079) | (0.101) | (0.052) | (0.078) |
| 결혼여부 (결혼 1) | OR | 2.63*** | 2.99*** | 2.11*** | 2.46*** |
| | SE | (0.460) | (0.662) | (0.227) | (0.370) |
| 장애여부 (있음 1) | OR | 0.99 | 1.00 | 1.13 | 1.09 |
| | SE | (0.177) | (0.242) | (0.138) | (0.200) |
| 민간보험 (있음 1) | OR | 1.27 | 1.20 | 1.98*** | 2.27*** |
| | SE | (0.327) | (0.399) | (0.413) | (0.651) |
| 가구소득(로그화) | OR | 0.20*** | 0.15*** | 0.30*** | 0.22*** |
| | SE | (0.017) | (0.017) | (0.017) | (0.017) |
| 상수 | | 1,781.50*** | 6,949.10*** | 448.44*** | 2,032.60*** |
| | | (1,149.315) | (5,757.044) | (199.715) | (1,245.961) |
| 관측수 | N | 12,474 | 12,474 | 12,474 | 12,474 |
| 가구수 | N | | 3,577 | | 3,577 |
| 적합도(LR test) | $\chi^2(p)$ | 111.98 (0.000) | | 374.74 (0.000) | |

주1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) OR : Odds Ratio, SE : Standard Error

3) 괄호는 표준오차(standard error)

## 2)하위 분석

### (1)고용형태와 성별이 재난적 의료비 발생에 미치는 영향

고용형태와 가구주 특성에서 비롯한 차이를 확인하기 위해 추가적인 분석을 시행했다. 가구주의 성별에 따른 비정규직/정규직의 비는 2015년 남자 2.40, 여자 17.29로 차이가 가장 컸고, 2018년 남자 1.99, 여자 7.13였다. 가구주의 성별에 따라 비정규직/정규직의 비가 다르다.

가구주 전체에서 정규직 여성 가구주가 1.14%, 정규직 남성 가구주는 28.06%로 가구주의 성별에 따라 고용형태 비중의 차이가 있다. 따라서 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생 요인을 추가적으로 알아보기 위해 고용형태와 성별의 교차항(interaction term)을 넣어 패널로짓분석을 시행했다.

[표 Ⅳ-15] 성별, 연도별 고용형태

단위 (명)

| 성별 | 고용형태 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 합 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 남자 | 비정규직 | 1,706 | 1,599 | 1,395 | 1,383 | 1,390 | 7,473 |
| | 정규직 | 687 | 665 | 739 | 725 | 699 | 3,515 |
| | 비정규직/정규직 | 2.48 | 2.40 | 1.89 | 1.91 | 1.99 | 2.13 |
| 여자 | 비정규직 | 273 | 294 | 278 | 272 | 278 | 1,395 |
| | 정규직 | 29 | 17 | 30 | 38 | 39 | 143 |
| | 비정규직/정규직 | 14.37 | 17.29 | 9.27 | 7.16 | 7.13 | 9.76 |

재난적 의료비에 영향을 미치는 요인들과 고용형태와 성별 교차항(고용형태*성별)을 넣어 패널로짓분석을 실시한다. 모델선택을 위한 LR test 결과 패널 모형이 더 적합하여 재난적 의료비 10%, 5% 역치에서 임의효과를 선택한다. 본 연구에서 성별은 시간불변적 요소로서, 고정효과는 고려하지 않고 임의효과를 선택한다. 역치 10%에서 성별, 나이, 가구원 수, 학력(중졸 이하), 만성질환, 결혼여부, 소득에서 유의했으며, 역치 5%에서 고용형태, 성별, 여성*정규직 교차항, 나이, 가구원 수, 만성질환, 결혼여부, 민간보험유무, 소득이 유의했다. 표 IV-16에 따르면 재난적 의료비 발생이 정규직이 비정규직보다 모든 역치에서 오즈비가 1보다 작으며, 역치 5%에서 유의미했다. 교차항을 포함하여 고용형태와 성별을 동시에 고려할 때, 여성 가구주가 남성 가구주에 비해 재난적 의료비 발생 오즈비가 5% 역치에서는 1.40배, 10% 역치에서는 1.66배 유의미하게 컸다. 도출된 결과를 토대로 5% 역치에서 여성 정규직은 남성 비정규직 가구주보다 재난적 의료비 발생이 0.27배(0.84*1.32*0.28)로 유의했다. 교차항은 10%와 5% 역치 모두에서 오즈비가 1보다 작아 비정규직보다 정규직에서 재난적 의료비 발생이 적음을 의미한다.

**[표 IV-16] 성별, 고용형태 교차항을 포함한 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생 패널로짓분석**

| | | 10% | | 5% | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동로짓 | 임의효과 | 합동로짓 | 임의효과 |
| 고용형태 (정규직 1) | OR | 0.90 | 0.93 | 0.84*** | 0.83** |
| | SE | (0.112) | (0.136) | (0.057) | (0.074) |
| 성별 (여성 1) | OR | 1.53** | 1.66** | 1.32** | 1.40** |
| | SE | (0.261) | (0.364) | (0.145) | (0.219) |
| 여성*정규직 | OR | 0.83 | 0.90 | 0.28*** | 0.23*** |
| | SE | (0.454) | (0.552) | (0.131) | (0.126) |
| 나이 | OR | 1.03*** | 1.03*** | 1.02*** | 1.02*** |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | SE | (0.005) | (0.007) | (0.003) | (0.004) |
| 가구원 수 | OR | 1.12*** | 1.16*** | 1.12*** | 1.16*** |
| | SE | (0.048) | (0.063) | (0.029) | (0.043) |
| 중졸 이하 | OR | 1.32* | 1.47* | 0.86 | 0.88 |
| | SE | (0.212) | (0.325) | (0.101) | (0.154) |
| 고졸 이하 | OR | 1.10 | 1.19 | 0.86* | 0.85 |
| | SE | (0.153) | (0.220) | (0.079) | (0.117) |
| 대졸 이상 | OR | 1.03 | 1.09 | 0.82** | 0.80 |
| | SE | (0.157) | (0.218) | (0.080) | (0.116) |
| 만성질환 (있음 1) | OR | 1.65*** | 1.74*** | 1.51*** | 1.59*** |
| | SE | (0.149) | (0.194) | (0.081) | (0.118) |
| 거주지역 (수도권 1) | OR | 0.97 | 0.96 | 1.04 | 1.07 |
| | SE | (0.079) | (0.101) | (0.052) | (0.078) |
| 결혼여부 (결혼 1) | OR | 2.63*** | 2.99*** | 2.11*** | 2.46*** |
| | SE | (0.460) | (0.662) | (0.228) | (0.370) |
| 장애여부 (있음 1) | OR | 0.99 | 1.00 | 1.14 | 1.11 |
| | SE | (0.178) | (0.243) | (0.139) | (0.203) |
| 민간보험 (있음 1) | OR | 1.27 | 1.20 | 2.00*** | 2.31*** |
| | SE | (0.328) | (0.400) | (0.418) | (0.663) |
| 소득(로그) | OR | 0.20*** | 0.15*** | 0.30*** | 0.22*** |
| | SE | (0.017) | (0.017) | (0.017) | (0.017) |
| 상수 | OR | 1,784.34*** | 6,946.88*** | 448.35*** | 2,046.84*** |
| | SE | (1,151.217) | (5,754.938) | (199.763) | (1,255.449) |
| 관측수 | N | 12,474 | 12,474 | 12,474 | 12,474 |
| 가구수 | N | | 3,577 | | 3,577 |
| 적합도(LR test) | $\chi^2(p)$ | 111.88(0.000) | | 373.51(0.000) | |

## 3.재난적 의료비 발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생

### 1)패널로짓분석

가구에서 재난적 의료비를 $t$시점에 경험한 $n$년 이후 빈곤 발생에 고용형태가 미치는 영향을 패널로짓모형으로 분석했으며 표 IV-17는 재난적 의료비 발생 10% 역치 기준의 결과를 나타낸다. 모형검증 결과 합동모형 1년, 2년, 3년 각각에서 LR chi2(10)=65.09, LR chi2(13)=51.10, LR chi2(12)=48.24이었다. 패널 모형 선택을 위해 LR test로 검증한 결과 재난적 의료비 10% 역치 발생 이후 2 년 후는 5% 유의수준에서 임의효과가 유의미했다. 또한 LR test에서 귀무가설 기각이 유의하지는 않았으나 나머지 시차에 대해서도 임의효과로 분석했다. 재난적 의료비 발생 2, 3년 후는 비정규직에 비해 정규직에서 빈곤 발생 확률은 적지만 유의미하지 않았다. 즉 재난적 의료비 발생 당시 비정규직이었던 가구주에 비해 정규직이었던 가구주에서 2년 후 빈곤 발생은 0.22배였으나 유의하지 않았고, 재난적 의료비 발생 당시 나이와 가구원 수만 2년 후 빈곤 발생에 유의미한 영향을 미쳤다. 재난적 의료비 발생 1년 후 발생한 빈곤에 대해서는 나이, 가구원 수, 가구소득이, 3년 후 발생한 빈곤에 대해서는 나이, 고졸 이하, 거주지역이 유의미한 영향을 끼쳤다.

역치 5%일 때 재난적 의료비 발생 이후 발생한 빈곤에 대해 패널로짓 분석한 결과를 표 IV-18에 나타냈다. 패널로짓에 대해 모형검증 결과 합동모형에서 재난적 의료비 발생과 빈곤 발생의 시차가 1년, 2년, 3년일 때 각각에서 LR chi2(11) = 98.31(0.000), LR chi2(13)= 55.03(0.000), LR chi2(12) = 46.54 (0.000) 이다. 패널 개체특성을 확인하는 LR test 결과 재난적 의료비 발생 2년 후, 3년 후의 빈곤 발생은 1% 유의수준에서 유의미했지만 시차가 1년일 때 유의하지

않았다. 그러나 본 연구는 모든 시차에 대해 임의효과를 적용한다. 고용형태는 모든 연도에서 빈곤 발생 오즈비가 1보다 작아, 정규직이 비정규직보다 빈곤 발생이 낮았다. 특히 재난적 의료비와 빈곤의 시차가 2년일 때 고용형태의 빈곤 발생 오즈비는 0.19로 유의했고, 시차가 3년일 때 고용형태의 빈곤 발생 오즈비 0.06이지만 유의미하진 않았다. 다른 통제요인인 나이와 고졸 이하는 재난적 의료비 발생과 빈곤 발생 시차에 대해 1년, 2년, 3년 모두에서 빈곤 발생이 유의미했다. 추가적으로 재난적 의료비 발생 1년 후 발생한 빈곤에서, 재난적 의료비 발생 당시의 성별, 가구원 수, 가구총소득이 빈곤 발생에 유의했다.

[표 IV-17] 재난적 의료비(역치 10%)발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생

| | | 1년 후 | | 2년 후 | | 3년 후 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 |
| 고용형태 (정규직1) | OR | 1.11 | 1.11 | 0.41 | 0.22 | 0.24 | 0.10 |
| | SE | (0.673) | (0.673) | (0.286) | (0.290) | (0.285) | (0.213) |
| 성별 (여성1) | OR | 0.40 | 0.40 | 0.95 | 1.10 | 5.92 | 17.01 |
| | SE | (0.305) | (0.305) | (0.752) | (1.411) | (8.280) | (44.833) |
| 나이 | OR | 0.92*** | 0.92*** | 0.93*** | 0.88* | 0.89*** | 0.83* |
| | SE | (0.021) | (0.021) | (0.022) | (0.059) | (0.033) | (0.084) |
| 가구원 수 | OR | 0.48** | 0.48** | 0.53** | 0.34* | 0.65 | 0.42 |
| | SE | (0.147) | (0.147) | (0.143) | (0.219) | (0.239) | (0.317) |
| 중졸이하 | OR | | | 0.25 | 0.17 | | |
| | SE | | | (0.280) | (0.286) | | |
| 고졸이하 | OR | 0.36 | 0.36 | 0.21** | 0.08 | 0.05*** | 0.02* |
| | SE | (0.239) | (0.239) | (0.147) | (0.127) | (0.059) | (0.038) |
| 대졸이상 | OR | 0.61 | 0.61 | 0.34 | 0.12 | 0.19* | 0.10 |
| | SE | (0.372) | (0.372) | (0.229) | (0.187) | (0.186) | (0.184) |
| 만성질환 (있음1) | OR | 0.56 | 0.56 | 0.40* | 0.26 | 0.25* | 0.12 |
| | SE | (0.294) | (0.294) | (0.201) | (0.254) | (0.188) | (0.184) |
| 거주지역 (수도권1) | OR | 1.65 | 1.65 | 2.38** | 3.37 | 6.09*** | 13.29* |
| | SE | (0.740) | (0.740) | (1.039) | (2.800) | (4.056) | (20.013) |
| 결혼여부 (결혼1) | OR | 3.46 | 3.46 | 3.49 | 5.17 | 10.59 | 52.72 |
| | SE | (2.888) | (2.889) | (2.989) | (7.656) | (16.106) | (166.560) |
| 장애여부 (있음1) | OR | | | 1.43 | 4.16 | 1.63 | 2.03 |
| | SE | | | (1.311) | (6.845) | (2.123) | (4.223) |
| 민간보험 (있음1) | OR | | | 0.09** | 0.03 | 0.11 | 0.05 |
| | SE | | | (0.092) | (0.057) | (0.151) | (0.123) |
| 가구소득 (로그화) | | 0.10*** | 0.10*** | 0.48 | 0.74 | 0.30 | 0.12 |
| | | (0.051) | (0.051) | (0.265) | (0.653) | (0.243) | (0.208) |
| 상수 | OR | 694203960.97*** | 695226910.61*** | 37,304.66** | 39,122.29* | 2,213,770.12** | 2.62e+10 |
| | SE | (2.931e+09) | (2.937e+09) | (166,919.878) | (233,734.779) | (14888240.392) | (4.158e+11) |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 관측수 | | 1,060 | 1,060 | 945 | 945 | 592 | 592 |
| 가구수 | | | 436 | | 462 | | 370 |
| 적합도 (LR test) | $\chi^2(p)$ | 3.5e−05 (0.498) | | 3.67(0.028) | | 2.19(0.069) | |

주1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) OR : Odds Ratio, SE : Standard Error

3) 관측값 부족 등의 이유로 충분한 해석이 불가한 경우는 공란

[표 IV-18] 재난적 의료비(역치 5%)발생 이후 고용형태에 따른 빈곤 발생

| | | 1년 후 | | 2년 후 | | 3년 후 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 |
| 고용형태 (정규직1) | OR | 0.98 | 0.99 | 0.32* | 0.19* | 0.18 | 0.06 |
| | SE | (0.497) | (0.512) | (0.204) | (0.182) | (0.198) | (0.116) |
| 성별 (여성1) | OR | 0.33* | 0.33 | 1.18 | 1.62 | 1.53 | 2.69 |
| | SE | (0.215) | (0.223) | (0.839) | (1.655) | (1.439) | (4.379) |
| 나이 | OR | 0.92*** | 0.91*** | 0.93*** | 0.89*** | 0.93** | 0.89* |
| | SE | (0.018) | (0.021) | (0.020) | (0.036) | (0.030) | (0.061) |
| 가구원 수 | OR | 0.57** | 0.56** | 0.65* | 0.53* | 0.85 | 0.70 |
| | SE | (0.144) | (0.148) | (0.150) | (0.186) | (0.257) | (0.372) |
| 중졸이하 | OR | | | 0.37 | 0.24 | | |
| | SE | | | (0.407) | (0.348) | | |
| 고졸이하 | OR | 0.27** | 0.26** | 0.22** | 0.12** | 0.05*** | 0.01** |
| | SE | (0.167) | (0.169) | (0.134) | (0.113) | (0.046) | (0.021) |
| 대졸이상 | OR | 0.80 | 0.78 | 0.57 | 0.31 | 0.26* | 0.11 |
| | SE | (0.426) | (0.434) | (0.323) | (0.283) | (0.194) | (0.172) |
| 만성질환 (있음1) | OR | 0.79 | 0.81 | 0.67 | 0.66 | 0.26** | 0.12 |
| | SE | (0.341) | (0.369) | (0.293) | (0.390) | (0.177) | (0.153) |
| 거주지역 (수도권1) | OR | 1.45 | 1.46 | 1.96* | 2.25 | 3.81** | 7.04* |
| | SE | (0.551) | (0.573) | (0.764) | (1.261) | (2.152) | (7.748) |
| 결혼여부 (결혼1) | OR | 2.67 | 2.73 | 2.19 | 2.48 | 1.42 | 1.66 |
| | SE | (1.893) | (2.000) | (1.679) | (2.663) | (1.403) | (2.729) |
| 장애여부 (있음1) | OR | 0.61 | 0.62 | 3.55* | 9.26* | 1.90 | 2.60 |
| | SE | (0.664) | (0.690) | (2.593) | (11.015) | (2.241) | (5.298) |
| 민간보험 (있음1) | OR | | | 0.28 | 0.12 | 1.18 | 0.57 |
| | SE | | | (0.241) | (0.164) | (1.596) | (1.291) |
| 가구소득 (로그화) | | 0.07*** | 0.07*** | 0.42* | 0.56 | 0.35* | 0.19 |
| | | (0.030) | (0.030) | (0.198) | (0.346) | (0.212) | (0.222) |
| 상수 | | 5.02e+09*** | 5.65e+09*** | 7,147.83** | 2,645.57* | 9,793.84* | 3,584,220.25 |
| | | (1.727e+10) | (2.031e+10) | (25,770.073) | (12,380.256) | (47,681.037) | (36123935.675) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 관측수 | 3,155 | 3,155 | 2,587 | 2,587 | 1,652 | 1,652 |
| 가구수 | | 1,285 | | 1,235 | | 1,020 |
| 적합도(LR test) | 0.07(0.395) | | 5.98(0.007) | | 6.06(0.007) | |

주 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) OR : Odds Ratio, SE : Standard Error

3) 관측값 부족 등의 이유로 충분한 해석이 불가한 경우는 공란

# V. 고찰 및 결론

본 연구는 65세 미만 피고용자들을 대상으로 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생과 이후 빈곤 발생의 양상을 재난적 의료비 발생 당시의 고용형태에 따라 평가했다. 연구에 사용한 자료는 2014년~2018년 한국의료패널로 피고용자들의 인구사회학적요인, 연도와 고용형태 별 가구주, 가구 특성을 파악했고, 재난적 의료비 발생 추이를 지불능력 정의 별로 분석했다. 본 연구의 첫 번째 가설은 고용형태에 따른 재난적 의료비 발생으로, 가구주가 정규직과 비정규직인 가구의 재난적 의료비 발생을 분석했다. 나아가 가구주의 고용형태와 성별 교차항을 포함한 분석을 진행함으로 고용형태와 관련한 다른 가구주 요인이 재난적 의료비 발생에 영향 미치는지 확인했다. 두번째 가설은 재난적 의료비가 발생한 가구의 이후 빈곤 발생을 고용형태 중심으로 모형에 시차를 포함하여 분석했다. 이에 재난적 의료비 발생 당시 가구주 고용형태에 따라 가구에 미치는 영향을 확인하고자 했다.

첫 번째 가설에 대한 분석 결과, 재난적 의료비 발생 요인으로서 고용형태는 역치에 따라 유의함이 다르다. 정규직보다 비정규직에서 재난적 의료비 발생 확률이 높았지만, 재난적 의료비 역치 10%에서는 유의하지 않았고, 역치 5%에서는 유의했다. 즉, 본 연구의 일부 결과에서 고용형태가 재난적 의료비 발생의 직접적 영향 요인으로 작용함을 확인했다.

결과가 유의하지 않은 것과 관련하여 재난적 의료비의 구성요소인 가구 의료비 지출과 소득으로 나눠 고찰한 점은 다음과 같다.

첫 번째, 본 연구 데이터에서 고용형태는 가구 의료비 지출에 영향을 미치지 않았다. (표 부록-1) 단일 년도 대상 선행연구에서 비정규직의

가구 및 개인 의료비 지출이 정규직보다 더 많았으며, 고용형태를 비롯한 소득 수준과 나이가 함께 영향을 미쳤는데(정우영 외, 2019; 서남규, 2011), 이는 표 부록-1의 경향성과 같다. 비정규직 가구주의 가구에서 재난적 의료비 발생은 정규직보다 많았지만, 가구 의료비 발생은 적었던 것과 관련하여 소득을 비롯한 영향 요인들을 추후 연구로 확인해 볼 필요가 있다. 또한 소득 수준, 나이, 세부적인 고용 지위에 따른 의료비 발생이 달라서 관련 요인들을 포함한 연구를 제안한다.

두 번째, 본 연구에서 소득은 고용형태에 따라 차이가 있었으며(표 부록-3), 소득 수준은 재난적 의료비 발생에 영향을 미칠 수 있다. 다만 본 연구의 같은 모델에서 소득만 통제변수에서 제외했을 때 고용형태는 재난적 의료비 모든 역치에서 유의했다.(표 부록-2) 소득 수준은 재난적 의료비의 직접적 영향 요인인데, 본 연구의 자료에서도 가구 소득이 증가할수록 재난적 의료비 발생 확률이 줄었다.(표 부록-4). 즉, 소득을 통제하고도 고용형태는 재난적 의료비에 미치는 영향이 있음을 일부 연구 결과를 통해 확인 가능하다. 소득이 낮을수록 재난적 의료비 발생은 증가한다.(강수현,정원정,박은철, 2021 ; Su,Kouyaté. &Flessa, 2006; 송은철,신영전, 2010) 특히 Jeong-Hee Kang& Chul-Woung Kim(2018)은 고용형태가 소득분위 감소의 영향 요인임을 밝힌 바 있다. 고용형태와 소득을 변수로 포함하여 분석한 본 연구는, 소득을 통제했음에도 일부 결과에서 고용형태가 재난적 의료비에 미치는 영향이 있음을 알 수 있다. 따라서 고용형태와 재난적 의료비에 매개 관계와 매개하는 변수들을 확인하는 추후 연구를 제안한다. 또한 정규직에 비해 비정규직은 소득이 낮고, 가구의료비 지출이 더 높은 경향이 있다. 이에 소득 분위와 고용형태를 세분화한 추후 연구가 필요하다.

하위 분석으로 성별과 고용형태 두 가지 요소를 교차항으로 분석에

포함했을 때 가구주가 여성 비정규직에서 남성 비정규직보다 가구 재난적 의료비 발생이 많았으며, 성별에 따른 재난적 의료비 발생 차이를 보이는 김연수&김혜윤(2018)의 연구와 맥이 같다. 그러나 가구주 중 여성 정규직은 남성 정규직보다 가구의 재난적 의료비 발생 오즈비가 낮다. 관련하여 연구 대상을 분석할 때, 여성 정규직일 때 가구총소득 평균이 4135.94만 원, 남성 정규직일 때 7929.46만 원, 남성 비정규직일 때 5353.42만 원으로 여성 정규직이 남성 비정규직 가구보다도 평균 소득이 낮다. 여성이 가구주인 가구는 소득이 낮으나, 절반 가량이 1인 가구인 점을 고려한 추후 연구가 필요하다.

두 번째 가설에 따라 재난적 의료비 발생했을 시점의 환경이 미래의 빈곤 발생에 고용형태가 미친 영향을 비교했다. 그 결과 고용형태에 따른 빈곤을 경험할 확률 차이는 유의하지 않았다. 그러나 본 연구의 일부 결과에서 재난적 의료비가 발생한 비정규직 가구주의 가구에서 정규직 가구주 가구보다 빈곤 가능성이 더 높은 것이 유의함을 보였는데, 관련하여 비정규직의 빈곤 위험이 더 크다는 선행연구가 있다. (백학영, 구인해, 2010)

본 연구의 한계점은 다음과 같다.

첫째, 정의를 도출하는 과정 속 한계점

재난적 의료비를 도출하기 위해 선행논문을 참고했으며, 지불능력 정의를 가구소득으로, 가구부담의료비로 가구 의료비지출로 정의하였다. 한국의료패널에서 사용한 의료비와 실제 가구에서 부담하는 의료비와 차이가 있을 수 있는데, 예를 들면 실비보험비용이 제대로 고려되지 않는다. 또한 직접의료비 지출 외 간접의료비 지출에 대한 조사가 되어있지 않은 점 역시 한계점으로 들 수있다.

고용 불안정한 집단은 가구소득 대비 의료비 비중이 높고, 건강불평등으로 이어지기도 한다. 그러나 본 연구 데이터만으로는 가구의 재정적 어려움으로 발생한 미충족 의료와 미충족 의료로 발생하지 않은 의료비를 포착하기 어렵다. 특히 저소득 가구에게 지나친 의료비 부담으로 미충족 의료가 발생하기도 하는데, 미충족 의료로 인한 의료비 미발생은 재난적 의료비라는 개념의 한계이기도 하다.(Xu. et al, 2003) 한편 재난적 의료비 발생이 고용형태로 인한 건강 문제로 발생한 것인지 또는 본래 건강 상태가 고용형태로 이어져 재난적 의료비까지 이어진 것인지 선후관계를 알기는 어렵다.

상대적 빈곤을 계산할 때, 통계청에서 발표한 가구중위소득과 본 패널의 중위 가처분 소득의 값 차이가 있었으나 대표성을 유지하기 위해 국가에서 발표한 자료를 사용했다. 균등화 가구소득은 통계청에서 해마다 발표하고 있으나 본 연구는 전국민대상이 아닌 의료패널로 가구를 추린 점, 패널 설문 당시 가구소득을 과소 보고의 가능성이 있는 점에서 집단의 균등화 가구소득이 통계청의 값과 다를 가능성이 있다.

비정규직의 정의에 포함되는 고용 계약형태가 다양하여 내부에서도 이질성을 나타낼 수 있다. 비정규직의 성격을 고용안정성, 소득안정성 등으로 세분화한다면 향후 관련 연구에서 이질성을 통제 가능할 것으로 예상한다. 비정규직의 세부적인 형태에 따른 빈곤율 차이를 선행논문에서 다뤘는데, 비정규직 비전형근로자, 시간제, 기간제 순으로 빈곤율이 높다.(백학영, 구인회, 2010) 또한 고용형태의 다양화에 따라 고용노동부에서는 기간제, 단시간, 일일, 파견, 용역 근로자로 분류하여 실태조사를 하고 있으며, 특히 특수형태근로종사자(특수고용노동자), 파견직 등이 늘어나는 추세이다.(고용노동부, 2020) 하지만 본 연구의

주어진 자료 범위 내에서는 분류되지 않은 종사상 지위인 점에서 비정규직에 포함하여 분석하지 못했다. 추후 연구에서는 비정규직을 더 세분화하여 연구를 진행할 것을 제안한다.

두번째, 연구방법론의 한계점

본 연구의 연구방법론으로 패널로짓분석을 시행했는데, 임의효과는 설명변수와 관측되지 않은 개인의 특성사이 상관관계가 없다는 강력한 가정을 한다. 미관찰 개인의 이질성으로 내생성 문제의 완전한 해결이 어렵다. 또한 LR test 귀무가설 기각하지 못했어도, 연구 해석의 통일성을 위해 임의효과로 전부 해석한 분석들도 있다. 임의효과의 전제인 $cov(x_{it}, u) = 0$ 를 만족하지 못했다.

연구 의의는 다음과 같다.

선행연구는 재난적 의료비 발생의 영향 요인으로 가구소득, 성별, 장애 여부, 만성 질환 등을 연구했다. 이를 바탕으로 본 연구는 고용형태를 재난적 의료비 발생의 영향 요인으로서 확인하려고 했다. 또한 재난적 의료비 발생 이후 3년 이내 발생한 빈곤에 대해 시차 별로 나눠서 재난적 의료비 발생 당시의 고용형태로 인한 빈곤 발생의 차이를 보고자 했다. 본 연구는 시계열과 횡단면 분석이 가능한 패널 자료를 활용하여 개별 특성과 시간적 특성을 통제하려 했으며 총 5개년 자료를 이용하여 분석함에 의의가 있다.

본 연구에서 정규직보다 비정규직의 재난적 의료비 발생이 많았으나 일부 분석 결과에서만 유의했다. 나아가 가구의 재난적 의료비 발생이 가구 전체 소득과 관련이 있는 점에서, 더 소득이 낮은 집단에 정책적 초점을 맞춰야 한다. 고용형태에서 비정규직은 정규직에 비해 평균

소득이 적고, 고용의 안정성이 낮아 소득 보전이 불안정하고, 건강하지 못하다. (서정희, 2015; 박주영 외 2016; 정우영, et al. 2019)

재난적 의료비의 경험과 반복은 빈곤 발생 위험을 높인다 (김수진, 2019) 50대 시기의 고용형태가 노인 빈곤 직접적 영향요인 중 하나인데(이주미,김태완, 2020), 본 연구는 재난적 의료비 발생 이후 3년 이내 발생한 빈곤에 대해 재난적 의료비 발생 당시의 고용형태로 인한 차이를 보고자 했다. 재난적 의료비 발생 당시의 고용형태가 이후 빈곤 경험에 미치는 영향은 일부 결과에서 유의했는데 가구주가 정규직보다 비정규직일 때 발생한 재난적 의료비 이후에도 빈곤할 확률이 높았다.

한국은 건강 보장성 강화를 기조로 비급여의 급여화, 중증질환 재난적 의료비 지원사업 확대, 일부 계층의 본인부담률 인하와 같은 의료비 감소 정책을 도입하고 있다. 관련 정책들이 노동자들의 재난적 의료비 발생 감소에 영향을 주는 지를 고려한 연구도 추후에 필요하다. 하지만 재난적 의료비 발생 추이 자체는 도입 전과 비교해 큰 차이가 없다. 의료비를 지원하는 정책 외에도 추가적인 정책이 필요한지를 검증할 연구를 제안한다.

나아가 단지 비정규직에서 정규직이라는 고용형태의 변화만으로 곧 건강에 도달할 수 있음을 의미하는 것은 아니다. 비경제활동인구보다 정규직이, 남성 정규직보다 남성 비정규직에게서 미충족 의료가 더 높은데, 노동환경의 문제로 의료 이용에 어려움을 겪음을 의미한다(우세린 외, 2020; 김진현, 2017). 정규직, 비정규직 모든 고용형태에서 노동환경이 개선되어야 하며, 특히 취약한 집단을 대상으로 한 안전망 설계가 필요하다.

본 연구에서 재난적 의료비 발생 이후 발생한 빈곤 역시 고용형태는 일부 결과에서만 직접적 영향 요인이었다. 비정규직의 임금차별이 감소해야 고용형태 사이 임금 불평등이 완화되고, 비정규직 빈곤 위험이 감소한다는 선행논문이 있다.(백학영, 2013) 전병유 외(2010)는 임금격차가 고용형태에서 비롯한다면, 임금 격차를 줄이는 정책적 개입인 동일노동 동일임금을 제안한다.

# 참고 문헌

Aronsson, Gunnar, Gustafsson, Klas, & Dallner, Margareta. (2000). Sick but yet at work. An empirical study of sickness presenteeism. *Journal of Epidemiology & Community Health, 54*(7), 502-509.

Bartels, Brandon. (2008). Beyond" fixed versus random effects": a framework for improving substantive and statistical analysis of panel, time-series cross-sectional, and multilevel data. *The Society for Political Methodology, 9*, 1-43.

Cheong, Che-Lim, & Lee, Tae-Jin. (2012). The factors influencing the occurrence and recurrence of catastrophic health expenditure among households in Seoul. *Health Policy and Management, 22*(2), 275-296.

Citro, Constance Forbes. (1995). Measuring Poverty, A New Approach.

Devadasan, Narayanan, Criel, Bart, Van Damme, Wim, Ranson, Kent, & Van der Stuyft, Patrick. (2007). Indian community health insurance schemes provide partial protection against catastrophic health expenditure. *BMC health services research, 7*(1), 1-11.

Dickens, William T., & Lang, Kevin. (1985). A Test of Dual Labor Market Theory. *The American economic review, 75*(4), 792-805.

Doeringer, Peter B, & Piore, Michael J. (1970). Internal Labor Markets and Manpower Analysis.

Emmenegger, Partick, Häusermann, Silja, Palier, Bruno, & Seeleib-Kaiser, Martin. (2012). *The age of dualization : the changing face of inequality in deindustrializing societies*: Oxford University Press.

Förster, Michael, & Pearson, Mark. (2002). Income distribution and

poverty in the OECD area: trends and driving forces. *OECD Economic Studies, 2002*(1), 7-38.

Gotsadze, George, Zoidze, Akaki, & Rukhadze, Natia. (2009). Household catastrophic health expenditure: evidence from Georgia and its policy implications. *BMC health services research, 9*(1), 1-9.

Haughton, Jonathan, & Khandker, Shahidur R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*: Washington, DC: World Bank.

Johnston, Robert. (1997). Identifying the critical determinants of service quality in retail banking: importance and effect. *International Journal of bank marketing*.

Kang, Jeong-Hee, & Kim, Chul-Woung. (2018). Relationship Between Catastrophic Health Expenditures and Income Quintile Decline. *Osong Public Health Res Perspect, 9*(2), 73-80. doi:10.24171/j.phrp.2018.9.2.06

Khullar, Dhruv, & Chokshi, Dave A. (2018). Health, income, & poverty: Where we are & what could help. *Health Affairs, 10*.

KOSIS. (2021). 임금 근로자의 고용관계, 근로시간 및 근로계약의 형태. *한국보건사회연구원,「한국복지패널조사」*.

Muntaner, Carles, Solar, Orielle, Vanroelen, Christophe, Martínez, José Miguel, Vergara, Montserrat, Santana, Vilma, . . . Benach, Joan. (2010). UNEMPLOYMENT, INFORMAL WORK, PRECARIOUS EMPLOYMENT, CHILD LABOR, SLAVERY, AND HEALTH INEQUALITIES: PATHWAYS AND MECHANISMS. *Int J Health Serv, 40*(2), 281-295. doi:10.2190/HS.40.2.h

Murray, Christopher JL, Xu, Ke, Klavus, Jan, Kawabata, Kei, Hanvoravongchai, Piya, Zeramdini, Riadh, . . . Evans, David B. (2003). Assessing the distribution of household financial contributions to the

health system: concepts and empirical application. *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism. Geneva: World Health Organization, 12*.

OECD. (2020). *OECD Economic Surveys: Korea 2020*. Paris: Paris: OECD Publishing.

Su, Tin Tin, Kouyaté, Bocar, & Flessa, Steffen. (2006). Catastrophic household expenditure for health care in a low-income society: a study from Nouna District, Burkina Faso. *Bulletin of the World Health Organization, 84*, 21-27.

Thoits, Peggy A. (1995). Stress, coping, and social support processes: Where are we? What next? *Journal of health and social behavior*, 53-79.

Thorsten Hellmann, Thorsten Hellmann, Pia Schmidt, Pia Schmidt, & Heller, Sascha Matthias. (2019). Social Justice in the EU and OECD. Bertelsmann Stiftung Index Report 2019.

Wagstaff, Adam. (2002). Poverty and health sector inequalities. *Bulletin of the World Health Organization, 80*, 97-105.

Wagstaff, Adam, & Doorslaer, Eddy van. (2003). Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998. *Health economics, 12*(11), 921-933.

Xu, Ke, Evans, David B, Kawabata, Kei, Zeramdini, Riadh, Klavus, Jan, & Murray, Christopher JL. (2003). Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *The lancet, 362*(9378), 111-117.

강수현, 정원정, & 박은철. (2021). 2019년 재난적 의료비 경험률 현황 및 추이. *보건행정학회지, 31*(1), 140-144.

강우진. (2014). 한국 빈곤문제의 동태적 분석과 정책적 시사점 /

강우진 저자. 세종: 세종 : 한국개발연구원.
고용노동부. (2002). 노사정위원회 비정규직 대책 합의문(2002년 7월).
고혜진. (2018). 비정규직 보호법의 차별 시정 효과. *한국사회정책, 25*(4), 125-161.
김교성, & 반정호. (2004). 고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구. *사회복지정책, 18*, 31-54.
김문길, 김태완, 임완섭, 정은희, 김재호, 안주영, . . . 최준영. (2017). 청년빈곤의 다차원적 특성 분석과 정책대응 방안. In: 한국보건사회연구원.
김수진. (2019). 재난적 의료비 발생의 추이와 함의. *보건복지포럼, 2019*(2), 74-85.
김수진. (2020). 건강보험 보장성 강화에 따른 가구 의료비 부담 변화와 시사점. *보건복지포럼, 2020*(11), 38-52.
김수진, & 김기태. (2020). 누가 아파도 쉬지 못할까: 우리나라의 병가제도 및 프리젠티즘 현황과 상병수당 도입 논의에 주는 시사점. *보건·복지 Issue&Focus, 391*, 1.
김연수, & 김혜윤. (2018). 개인의 성별이 재난적 의료비 지출 여부에 미치는 영향: 세부집단분석을 통한 젠더적 접근. *보건행정학회지, 28*(4), 43-51.
김윤희, & 양봉민. (2009). 경제수준에 따른 우리나라 과부담 의료비 지출 추이 분석. *보건경제와 정책연구, 15*(1), 59-77.
김은경, & 권순만. (2016). 재난적 의료비 발생과 재발생이 빈곤화와 빈곤지속에 미치는 영향. *한국보건행정학회지, 26*(3), 172.
김진현. (2017). 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석. *보건사회연구, 37*(3), 398-432.

김학주. (2008). 빈곤층의 의료비지출 과부담에 관한 연구: 의료급여 수급여부를 중심으로. *한국사회, 9*(1), 229-253.
김혜림, & 이태진. (2021). 우리나라 가구의 과부담의료비 발생의 장기적 추이: 1990- 2016. *보건경제와 정책연구, 27*(1), 1-32.
김환준. (2013). 우리나라 빈곤가구의 빈곤지속기간에 대한 동태적 분석. *한국사회복지학, 65*(3), 183-206.
노승현. (2019). 중고령 장애인 가구와 비장애인 가구의 재난적 의료비 결정요인에 대한 종단연구. *사회과학연구, 35*(3), 107-130.
박주영, 이나경, 윤서현, 최보경, & 김승섭. (2016). 한국의 비정규직 고용과 건강 연구에 대한 체계적 문헌고찰. *보건사회연구, 36*(3)
박진영, 정기택, & 김용민. (2014). 중· 고령 가구의 과부담 의료비 발생의 결정요인에 관한 패널연구. *보건행정학회지, 24*(1), 56-70.
백학영. (2013). 정규직과 비정규직의 임금 격차와 불평등 그리고 빈곤: 연령집단별 차이를 중심으로. *사회복지정책, 40*(3), 75-105.
백학영, & 구인회. (2010). 비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로. *노동정책연구, 10*(3), 87-117.
서남규. (2011). 한국의료패널로 본 경제활동 상태 및 소득계층에 따른 의료이용. 보건복지포럼, 2011(12), 15-23.
서남규, 안수지, 강태욱, & 황연희. (2015). 한국의료패널 자료를 활용한 재난적 의료비 발생 가구 분석 연구. *보건경제와 정책연구, 21*(1), 79-102.
서정희. (2015). 비정규직의 불안정 노동. *노동정책연구, 15*(1), 1-41.
손병돈. (2010). 빈곤심도별 빈곤 결정요인 비교. *보건사회연구, 30*(1), 3-28.
손수인, 신영전, & 김창엽. (2010). 저소득층의 과부담의료비 발생에 영향을 미치는 요인. *보건사회연구, 30*(1), 92-110.
송은철, & 신영전. (2010). 과부담 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤

지속에 미치는 영향. *예방의학회지, 43*(5), 423-435.
송은철, & 신영전. (2014). 재난적 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤 지속에 미치는 영향: 복지패널 2007-2012년 자료 분석. *보건행정학회지, 24*(3), 242.
송은철, & 신영전. (2015). 재난적 의료비 예방을 위한 포괄적 의료비 상한제: 비용 추계를 통한 적용 가능성을 중심으로. *보건사회연구, 35*(2), 429-456.
우경숙, & 신영전. (2015). 재난적 의료비 지출이 가구 경제에 미치는 영향: 재정적 대응과 빈곤을 중심으로. *보건사회연구, 35*(3)
우경숙, 박찬미, & 신영전. (2018). 재난적 의료비 지출이 가구의 빈곤화에 미치는 영향: 재정적 대응의 매개효과를 중심으로. *보건경제와 정책연구, 24*(2).
우세린, 김귀현, 손민성, . . . 최만규. (2020). 고용형태별 및 성별에 따른 미충족 의료경험의 차이. *보건사회연구, 40*(1), 592-616.
이승윤. (2018). 실업안전망 국제비교연구: 실업보험, 사회부조, 적극적노동시장정책의 제도조합과 유형화. *한국사회정책, 25*(1), 345-375.
이원영, & 신영전. (2005). 도시가계의 소득계층별 과부담의료비 실태. *사회보장연구, 21*(2), 105-133.
이은정. (2019). 노동시장 이중구조에 따른 임금 격차: 성별 분석을 중심으로. *젠더와 문화, 12*(1), 81-110.
이종하, & 김윤화. (2019). 신규 빈곤진입과정에서의 정신건강 변화. *보건사회연구, 39*(4), 41-70.
이주미, & 김태완. (2020). 노인빈곤 원인에 대한 고찰: 노동시장 경험과 가족구조 변화를 중심으로. *보건사회연구, 40*(2), 193-221.
이태진, 양봉민, 권순만, 오주환, & 이수형. (2003). 보건의료 비용 지출의 형평성. *보건경제와 정책연구, 9*(2), 25-33.

이태진, 이혜재, & 김윤희. (2012). 한국의료패널 1 차년도 자료를 이용한 과부담의료비 분석. *보건경제와 정책연구, 18*(1), 91-107.
이현옥. (2018). 4 대 중증질환 보장성 정책이 환자의 의료이용과 재난적 의료비에 미친 영향: 성향점수매칭과 이중차이분석을 활용하여. *한국사회복지학, 70*(1), 89-116.
이혜재. (2015). 가구 과부담의료비의 결정요인과 빈곤에 미치는 영향. 서울대학교 대학원,
이혜재, & 이태진. (2015). 미충족의료와 비급여진료비가 과부담의료비 발생에 미치는 영향. *보건경제와 정책연구, 21*(3), 55-79.
전병유, 황인도, & 박광용. (2018). 노동시장의 이중구조와 정책대응: 해외사례 및 시사점.
정우영, 한윤수, 김찬호, 황윤태, 이예진, 노영민, & 노진원. (2019). 고용불안정과 가구소득 대비 개인 의료비 지출 비중의 연관성. *한국병원경영학회지, 24*(2), 1.
정채림, & 이태진. (2012). 서울시 가구의 과부담의료비 지출 발생 및 반복적 발생의 영향요인. *보건행정학회지, 22*(2), 275-296.
최광성, 이지은, & 최충. (2019). 노동시장 이중구조가 노동생산성에 미치는 영향: OECD 국가를 중심으로. *경제분석, 25*(3), 1-29.
최옥금. (2007). 노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석. *한국사회복지학, 59*(1), 5-25.
최요한. (2020). 정규근로자와 비정규근로자 간의 빈곤격차에 대한 연구. 서울대학교 대학원,
황종률. (2010). 노동시장의 유연화와 양극화. *일자리 정책 연구, 제5호.*

# 부록

[표 부록-1] 고용형태와 가구 의료비지출(로그)에 관한 패널 회귀분석

| 변수 | 합동효과 | 임의효과 | 고정효과 |
|---|---|---|---|
| 고용형태 | -0.02 | -0.01 | -0.03 |
| | (0.027) | (0.032) | (0.045) |
| 성별 | 0.26*** | 0.27*** | 0.20 |
| | (0.052) | (0.069) | (0.192) |
| 나이 | 0.01*** | 0.02*** | 0.09*** |
| | (0.001) | (0.002) | (0.007) |
| 자녀수 | 0.15*** | 0.15*** | 0.07* |
| | (0.012) | (0.016) | (0.036) |
| 중졸이하 | -0.13** | -0.05 | -0.02 |
| | (0.062) | (0.083) | (0.251) |
| 고졸이하 | -0.19*** | -0.10 | -0.04 |
| | (0.048) | (0.064) | (0.190) |
| 대졸이상 | -0.19*** | -0.11* | -0.25 |
| | (0.050) | (0.066) | (0.181) |
| 만성질환여부 | 0.40*** | 0.32*** | 0.10* |
| | (0.024) | (0.030) | (0.049) |
| 거주지역 | -0.02 | 0.01 | 0.29* |
| | (0.023) | (0.033) | (0.163) |
| 혼인여부 | 0.69*** | 0.73*** | 0.73*** |
| | (0.049) | (0.064) | (0.143) |
| 장애여부 | -0.03 | -0.07 | -0.16 |
| | (0.064) | (0.086) | (0.211) |
| 민간보험여부 | 0.81*** | 0.66*** | 0.59*** |
| | (0.107) | (0.125) | (0.199) |
| 가구총소득(로그) | 0.20*** | 0.17*** | 0.01 |
| | (0.025) | (0.028) | (0.041) |
| 상수 | 9.37*** | 9.42*** | 7.89*** |
| | (0.208) | (0.247) | (0.492) |
| 관측수 | 12,165 | 12,165 | 12,165 |
| R-squared | 0.140 | | 0.027 |
| 가구수 | | 3,539 | 3,539 |
| LR test | Wald chi2(13) = 1123.61 (0.000) | | |
| 하우즈만 test | chi2(3) =07.55 (0.000) | | |

주 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호는 표준오차(standard error)

[표 부록-2] 통제변수에서 소득을 제외한 고용형태에 따른 재난적 의료비 (10%, 5%)에 대한 패널로짓분석

| | | 10% | | 5% | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동 | 임의효과 | 합동 | 임의효과 |
| 고용형태 (정규직 1) | OR | 0.50*** | 0.48*** | 0.53*** | 0.50*** |
| | SE | (0.057) | (0.066) | (0.034) | (0.043) |
| 성별 (여성 1) | OR | 1.90*** | 2.18*** | 1.55*** | 1.71*** |
| | SE | (0.296) | (0.447) | (0.160) | (0.259) |
| 나이 | OR | 1.01 | 1.01 | 1.00 | 1.00 |
| | SE | (0.005) | (0.006) | (0.003) | (0.004) |
| 가구원 수 | OR | 0.88*** | 0.86*** | 0.96 | 0.96 |
| | SE | (0.035) | (0.044) | (0.024) | (0.034) |
| 중졸이하 | OR | 1.06 | 1.18 | 0.76** | 0.76 |
| | SE | (0.163) | (0.254) | (0.086) | (0.131) |
| 고졸이하 | OR | 0.71*** | 0.71* | 0.64*** | 0.57*** |
| | SE | (0.092) | (0.125) | (0.056) | (0.076) |
| 대졸이상 | OR | 0.55*** | 0.51*** | 0.52*** | 0.42*** |
| | SE | (0.077) | (0.096) | (0.047) | (0.059) |
| 만성질환 | OR | 1.60*** | 1.70*** | 1.47*** | 1.55*** |
| | SE | (0.140) | (0.184) | (0.076) | (0.114) |
| 거주지역 (수도권1) | OR | 0.90 | 0.88 | 0.98 | 0.98 |
| | SE | (0.071) | (0.090) | (0.047) | (0.071) |
| 결혼여부 | OR | 1.64*** | 1.79*** | 1.50*** | 1.64*** |
| | SE | (0.262) | (0.370) | (0.152) | (0.239) |
| 장애여부 | OR | 1.28 | 1.35 | 1.37*** | 1.39* |
| | SE | (0.221) | (0.318) | (0.160) | (0.251) |
| 민간보험 | OR | 0.57** | 0.48** | 1.03 | 1.07 |
| | SE | (0.141) | (0.156) | (0.208) | (0.302) |
| 상수 | | 0.10*** | 0.06*** | 0.21*** | 0.14*** |
| | | (0.036) | (0.028) | (0.056) | (0.052) |
| 관측수 | N | 12,476 | 12,476 | 12,476 | 12,476 |
| 가구수 | N | | 3,577 | | 3,577 |
| 적합도(LR test) | $\chi^2(p)$ | 131.77(0.00) | | 430.03(0.000) | |

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 부록-3] 고용형태와 가구 소득에 관한 패널 회귀분석

| | 합동효과 | 임의효과 | 고정효과 |
|---|---|---|---|
| 고용형태 | 0.19*** | 0.17*** | 0.04*** |
| | (0.011) | (0.010) | (0.012) |
| 성별 | −0.20*** | −0.19*** | 0.12** |
| | (0.025) | (0.026) | (0.049) |
| 나이 | 0.02*** | 0.02*** | 0.06*** |
| | (0.001) | (0.001) | (0.002) |
| 가구원 수 | 0.12*** | 0.12*** | 0.09*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.010) |
| 중졸이하 | 0.04 | 0.03 | 0.01 |
| | (0.031) | (0.033) | (0.066) |
| 고졸이하 | 0.25*** | 0.24*** | 0.05 |
| | (0.024) | (0.025) | (0.049) |
| 대졸이상 | 0.45*** | 0.45*** | 0.07 |
| | (0.024) | (0.025) | (0.046) |
| 만성질환 | 0.00 | −0.00 | −0.02 |
| | (0.010) | (0.010) | (0.013) |
| 거주지역 | 0.07*** | 0.07*** | 0.13*** |
| | (0.013) | (0.014) | (0.043) |
| 결혼여부 | 0.26*** | 0.25*** | 0.23*** |
| | (0.023) | (0.023) | (0.036) |
| 장애여부 | −0.15*** | −0.15*** | −0.03 |
| | (0.032) | (0.033) | (0.056) |
| 민간보험유무 | 0.39*** | 0.36*** | 0.19*** |
| | (0.042) | (0.041) | (0.050) |
| 상수 | 6.39*** | 6.37*** | 4.97*** |
| | (0.060) | (0.062) | (0.116) |
| 관측수 | 12,474 | 12,474 | 12,474 |
| 가구수 | 3,577 | 3,577 | 3,577 |
| BP test | 6557.02(0.000) | | |
| hausman | 639.09(0.000) | | |

주 1 ) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2 ) 괄호는 표준오차(standard error)

[표 부록-4] 가구 소득과 재난적 의료비 발생에 관한 패널로짓분석

| | | 10% | | | 5% | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 합동 | 임의효과 | 고정효과 | 합동 | 임의효과 | 고정효과 |
| 가구소득 (로그) | OR | 0.20*** | 0.15*** | 0.13*** | 0.28*** | 0.21*** | 0.17*** |
| | SE | (0.017) | (0.016) | (0.028) | (0.016) | (0.016) | (0.023) |
| 성별 | OR | 1.55** | 1.66** | 2.06 | 1.25* | 1.30* | 0.91 |
| | SE | (0.287) | (0.361) | (2.062) | (0.159) | (0.202) | (0.574) |
| 나이 | OR | 1.03*** | 1.03*** | 1.09** | 1.02*** | 1.02*** | 1.14*** |
| | SE | (0.006) | (0.007) | (0.042) | (0.004) | (0.004) | (0.027) |
| 가구원 수 | OR | 1.13*** | 1.16*** | 1.07 | 1.13*** | 1.17*** | 0.98 |
| | SE | (0.053) | (0.063) | (0.193) | (0.035) | (0.044) | (0.112) |
| 중졸이하 | OR | 1.39* | 1.47* | 15.12** | 0.90 | 0.89 | 1.27 |
| | SE | (0.243) | (0.326) | (18.642) | (0.121) | (0.155) | (0.948) |
| 고졸이하 | OR | 1.15 | 1.19 | 5.46 | 0.87 | 0.85 | 0.40 |
| | SE | (0.174) | (0.221) | (7.159) | (0.093) | (0.117) | (0.271) |
| 대졸이상 | OR | 1.06 | 1.08 | 2,623,121.96 | 0.80* | 0.76* | 0.31* |
| | SE | (0.177) | (0.216) | (1.932e+09) | (0.092) | (0.111) | (0.202) |
| 만성질환 | OR | 1.63*** | 1.74*** | 1.43 | 1.47*** | 1.59*** | 0.97 |
| | SE | (0.158) | (0.194) | (0.319) | (0.089) | (0.118) | (0.148) |
| 거주지역 | OR | 0.98 | 0.96 | 1.22 | 1.05 | 1.07 | 1.29 |
| | SE | (0.088) | (0.101) | (0.897) | (0.063) | (0.078) | (0.622) |
| 결혼여부 | OR | 2.69*** | 3.00*** | 6.13* | 2.15*** | 2.46*** | 4.11*** |
| | SE | (0.516) | (0.663) | (5.766) | (0.270) | (0.371) | (2.142) |
| 장애여부 | OR | 1.02 | 1.00 | 2.01 | 1.09 | 1.09 | 0.34* |
| | SE | (0.196) | (0.242) | (1.612) | (0.155) | (0.200) | (0.206) |
| 민간보험유무 | OR | 1.22 | 1.21 | 0.86 | 1.94*** | 2.29*** | 4.02** |
| | SE | (0.328) | (0.400) | (0.600) | (0.442) | (0.658) | (2.524) |
| 상수 | OR | 2,070.06*** | 7,543.81*** | | 660.41*** | 2,770.60*** | |
| | SE | (1,383.576) | (6,150.609) | | (319.097) | (1,673.625) | |
| 관측수 | | 12,474 | 12,474 | 2,131 | 12,474 | 12,474 | 5,049 |
| 가구수 | | 3,577 | 3,577 | 517 | 3,577 | 3,577 | 1,195 |
| 적합도 (LR test) | $\chi^2(p)$ | 112.52(0.000) | | | 377.77(0.000) | | |
| 하우즈만 | | 2.41(0.491) | | | 23.32(0.000) | | |

주 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호는 표준오차(standard error)

Abstract

# The Effect of Employment Type on Catastrophic Health Expenditures Occurrence and Subsequent Household Poverty

EUNSOL SEO
Department of Health,
Health Policy and Management,
The Graduate School of Public Health,
Seoul National University

Korea has a labor market dualization problem, and the main issue is the type of employment. The Ministry of Employment and Labor of Korea classifies employment types into non-regular workers and regular workers according to the continuation of employment, working hours, and labor provision methods. Due to the labor market dualization, the benefits for economic growth are biased toward regular workers, so the wage gap is larger than the OECD average, and income redistribution is limited. In addition, non-regular workers

work mostly in part-time jobs and within a limited contract period, so they have precarious working conditions and lower health than regular workers. Catastrophic health expenditures(CHE) and poverty are highly likely to occur due to the problem of employment contract renewal. In particular, the household head's job and health insurance status affect the occurrence and recurrence of CHE. In other words, the medical expenses differ depending on the household environment including the employment type.

This study analyzes the pattern of household CHE according to the employment type of the household head using the 2014~2018 Korea Health Panel data as a panel logit model(random effect). In addition, time lag was reflected in the analysis of household poverty that occurred after catastrophic medical expenses occurred in households. Therefore, the factors influencing the household head's employment type on poverty were identified. As a result of analyzing employees under the age of 65, the gender, age, the number of household members, and marital status of the household head had a significant effect on the occurrence of 10% and 5% of the threshold for CHE. In particular, while the occurrence of household CHE was not significant by odds-ratio(0.92) at threshold 10%, it was significant by odds-ratio(0.79) at threshold 5% of household heads with regular workers for non-regular workers.

Under the same conditions, when household income was not included as a control variable, both employment types were significant at the 10% and 5% thresholds, and regular workers were less likely to incur CHE than non-regular workers. As a result of analysis according to the gender of the household head, female non-regular workers were 1.66 times and 1.40 times more significant than male non-regular workers in 10% and 5% of CHE thresholds. For poverty occurring after CHE, the probability of poverty occurrence for non-regular workers compared to regular workers decreased at a threshold of 10%, but it was not significant. Compared to non-regular workers, the incidence of poverty was significant for regular workers after 2 years at the 5% threshold, and the results after 3 years were insignificant.

This study can be compared with previous studies by analyzing the effect of employment type on the occurrence of CHE and the poverty after CHE. It was confirmed that the difference in household income has a direct effect on the occurrence of CHE, suggesting that the wage gap depending on the type of employment may cause a problem. Some research results confirmed that the employment type had an effect on the occurrence of poverty, meaning that the employment type of the household head at the time of CHE may become a problem

later.

**Keywords** : Catastrophic health expenditures / Panel logit model/ Poverty / Employment type
**Student Number** : 2020-22990