



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](#)

보건학석사 학위논문

국내 중·고령층 가구 형태가 입원에
미치는 영향

2020 년 2 월

서울대학교 대학원

보건학과 보건정책관리학 전공

곽 우 성

국내 중·고령층 가구 형태가 입원에 미치는 영향

지도 교수 정 완 교

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함

2019 년 11 월

서울대학교 대학원

보건학과 보건정책관리학 전공

곽 우 성

곽우성의 보건학석사 학위논문을 인준함

2019 년 12 월

위원장	김 홍 수	(인)
부위원장	김 선 영	(인)
위원	정 완 교	(인)



국문 초록

본 연구의 목적은 한국의 중·고령층의 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향을 확인하는 것이다. 한국의료패널 2014년부터 2016년까지의 데이터를 사용하여 대상 선정 기준에 부합하는 가구를 최종분석대상으로 하여 통계적 분석을 한다. 먼저, 투-파트 모델을 본 연구의 모델로서 활용하고 입원 여부와 입원 일수를 종속변수로 하여 가구 형태의 영향을 파악한다. 또한, 다인 가구를 가구 구성을 기준으로 세분화하고, 1인 가구를 혼인 상태에 따라 세분화하여 그룹 간 비교를 통해 결과 값을 논한다. 분석한 결과에 따르면, 다인 가구의 구성원이 1인 가구의 개인에 비해서 약 0.570배로 덜 입원하는 것으로 보였다. 한편, 다인 가구의 구성원이 1인 가구의 개인에 비해서 한번 입원 시 약 14.4% 정도 입원을 덜 지속하는 것으로 보였다. 또한, 입원 확률과 입원 시 입원 일수에 대한 영향은 다양한 가구 구성(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 두 종속변수 모두 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편, 1인 가구는 혼인 상태(사별, 혼인 중/이혼, 미혼)에 따라서 입원 확률에 통계적으로 유의하게 차이를 보였지만, 한번 입원 시 입원 일수에는 그 영향이 적었다. 사별 가구(혼인 경험이 있는 가구)와 비교하여 미혼인 집단(혼인 경험이 없는 가구)이 통계적으로 유의하게 더 높은 입원 확률을 보였다. 이외에, 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향은 내생성이 있

을 수 있다. 따라서 이에 대한 몇몇의 강건성 검정들을 진행하였다. 다양한 검정 결과, 대체로 본 모델과 유사한 방향성과 크기를 보였다. 이러한 결과는 1인 가구가 다인 가구와 비교하여 입원을 더 하고, 한번 입원 시 입원을 더 길게 지속할 수 있다는 것을 시사한다. 또한, 1인 가구 중에서 혼인 경험이 없는 미혼 집단에 주의 깊은 보건정책적인 관심이 필요해 보인다.

주요어 : 가구 형태, 가구 구성, 혼인 상태, 입원, 투-파트 모델, 내생성

학번 : 2018 - 23956

목 차

국문 초록	(i)
목차	(ii)
표 목차	(iv)
제 1장 서론	(5)
제 1절 연구 배경 및 필요성	(5)
제 2절 선행문헌 고찰	(8)
가. 가정 내 사회적 자본과 입원 간의 관계	(8)
나. 노령층의 가구 형태와 1인 가구의 혼인 상태	(13)
다. 만성질환으로 인한 입원	(19)
제 3절 연구 목적 및 가설	(21)
제 2장 연구 설계	(22)
제 1절 자료원 및 연구 대상	(22)
가. 자료원	(22)
나. 연구 대상	(23)
제 2절 분석 모형 및 변수	(24)
가. 분석 모형	(24)
나. 종속 변수	(26)

다. 설명 변수(관심 변수 및 통제 변수)	(29)
라. 군집화(Clustering)와 내생성(Endogeneity)	(32)
제 3절 분석 과정	(38)
제 3장 연구 결과	(39)
제 1절 전체 경우와 입원한 경우의 일반적 특성	(41)
제 2절 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향	(44)
제 3절 가구 구성과 혼인 상태에 따른 영향	(47)
제 4절 만성질환 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향	(48)
제 5절 강건성 검정(Robustness Checks)	(49)
제 4장 논의 및 고찰	(52)
참고 문헌	(61)

표 목차

[표 1] 분석 모델에서 활용된 전체와 입원한 경우의 기술 통계 . . .	(40)
[표 2] 투-파트 모델에 따른 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과	(43)
[표 3] 입원 여부와 입원 일수에 대한 가구 구성과 혼인 상태의 효과	(46)
[표 4] 전체 입원과 만성질환 입원에 따른 입원 행동에 대한 가구 형태 의 효과	(49)
[부표 1] 전체 집단과 입원한 집단의 가구 형태의 분포	(67)
[부표 2] 투-파트 모델에 따른 입원 행동에 대한 통제 변수들의 효과	(68)
[부표 3] 입원 행동에 대한 가구 유형과 혼인 상태의 효과와 통제 변 수	(70)
[부표 4] 전체 입원과 만성질환 입원에 따른 변수들의 효과 . . .	(72)
[부표 5] 75세 이상 대상에 따른 모든 통제 변수들의 효과 . . .	(74)

제 1장 서 론

제 1절 연구의 배경 및 필요성

최근 30년 간 세계적으로 1인 가구가 급격히 증가했다(Weaver & Weaver, 2014). OECD의 자료(2019)에 따르면 핀란드, 독일, 에스토니아 등은 1인 가구 비중이 약 40%로 가장 많은 비중을 차지하는 대표적인 국가이고, 23개 OECD 국가들의 평균 1인 가구 비중은 28.8%이다. 우리나라는 28.5%로 OECD 평균 수치와 비슷하지만, 1990년 9.0%에서 2015년 27.2%로 25년 사이에 3배 이상 증가할 정도로 그 상승 폭이 크다. 1인 가구의 비율은 계속 증가하여 2045년에는 전체 가구 중 36.3%를 차지할 것으로 예상된다(통계청, 2017).

우리나라의 1인 가구의 연령에 따른 분포는 20대, 30대의 청년층과 60대, 70대 이상의 노년층에 일반적이지만, 40대, 50대의 중·장년층의 1인 가구의 증가율이 상대적으로 더 높다. 2005년부터 2015년까지의 통계청의 인구주택 총조사에서 10년간의 증가율을 보면 20대, 30대는 각각 130.67%, 151.45%이고, 60대, 70대는 155.38%, 143.51%이었다. 한편, 40대, 50대는 각각 179.24%, 239.74%로 상대적으로 더 높은 상승세를 보였다. 이러한 중·장년층의 1인 가구의 증가율은 장래에 한국 노년층 1인 가구의 비중을 늘릴 수 있다. 가족동거노인은 가족과 함께 생활함으로써 가족으로부터 건강에 대한 보호나 부양을 받으면서 건강관리를 할 수 있다. 즉, 가족은 위기에 적응하도록 하는 지

지체계를 갖도록 하여 환자에게 에너지를 투여하고 스트레스 완화와 질병의 위험을 감소시킬 수 있다(유광수 & 박현선, 2003). 이러한 지지를 받을 기회가 적은 1인 가구의 노인은 가족동거노인에 비해 좋지 못한 생활 환경에 놓일 수 있다. 노년층에서 1인 가구의 건강 상태와 건강 행동이 다인 가구에 비해서 좋지 못하기 때문에 보건정책적인 관심을 필요로 한다는 점은 이미 국내 많은 연구들에서 지적하고 있다(김영주, 2009; 김진구, 2011; 정경희, 오영희, 황남희, 권중돈, & 박보미, 2014; 김시월 & 조향숙, 2015; 박미현, 2016; 김은경 & 박숙경, 2016; 이지원, 2017; 고아라, 정규형, & 신보경, 2018; 나비 & 은상준, 2019; 신미아, 2019). 노년층에서의 1인 가구 증가 현상은 개인적인 삶의 질에도 영향을 미치지만, 결과적으로 사회복지체계에 의한 공식적 돌봄 서비스(formal care)의 증가로 이어지거나 입원(Hospitalisation)의 증가로 이어지는 것을 암시한다(Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015). 이러한 공식적 돌봄 서비스의 증가와 입원의 증가는 사회적으로 높은 의료 비용을 유발하기 때문에 국내 장기요양보험, 국민건강보험 등과 같은 보건정책의 재정 운영에 있어서도 큰 영향을 미칠 수 있다.

하지만 1인 가구를 바라보는 새로운 시각을 촉구하는 주장도 있다. 송유진(2007)은 과거에는 노인 1인 가구가 가정으로부터 받을 수 있는 모든 사회적 지지를 박탈당한 가구이기 때문에 절대적으로 사회복지수혜의 대상이 되어야 한다는 인식이 만연해 있었는데, 최근 많은 선행 연구들에 따르면 한국 사회를 비롯한 동아시아 지역에서는 자녀와 별거하는 경우에도 가까운 거리에 살면서 대면접촉과 연락을 통해 활

발한 지원이 이루어진다고 언급했다. 또한, 다인 가구에 대한 견해도 덧붙혔는데, 자녀가 노부모와 같이 사는 것은 노부모를 돌보기 위함이 아니라, 기혼 자녀의 경제적인 여건, 주택 부족, 자녀 양육 문제로 인한 필요에 의한 전략적 선택의 결과라는 주장의 한 논문을 인용하며 노부모와 자녀와의 동거에 대한 새로운 시각을 상기시켰다. 이처럼 중·고령층의 가구 형태(Living arrangements)가 다양해지고 있는 한국 사회의 변화에 따라 이를 정책적으로 개입하기가 쉽지 않아 보인다.

인구 구성 중에서 노년층이 차지하는 비율이 높아짐과 동시에 1인가구가 급증함에 따라 가구 형태가 다양해지는 인구·사회적 변화에 의해서 사회 전체적으로 의료 비용이 증가될 수 있다는 사실은 정책적으로 주목할 만하다. 따라서 변화하고 있는 예비 노령층인 중장년층과 노령층의 건강 증진 서비스에 대한 요구와 사회적 의료 자원 사이의 균형을 맞추고, 효율적인 서비스 제공을 위한 정책환경을 조성하기 위해서는 이 연령층들의 의료 및 돌봄 서비스 이용에 영향을 미치는 요인들을 파악하는 연구들이 선행되어야 할 것이다. 하지만, 한국의 다양한 가구 구성(Household composition)을 반영하여 중·고령층의 의료 및 돌봄 서비스 이용을 분석한 논문은 부족해보인다. 구체적으로, 입원 서비스에 대하여 입원 확률과 동시에 한 번 입원 시 입원을 얼마나 지속하는 지에 대한 가정 내 사회적 자본(Social capital in the family)의 효과를 제시하는 논문은 매우 부족하다.

따라서 본 연구는 국내 패널 데이터 중 하나인 한국의료패널 데이터를 사용하여 먼저 동거 여부와 입원 행동¹⁾ 간의 관계를 분석하고, 이어서 가구 형태(가구 구성과 혼인상태)를 세분화함으로써 중·고령층의 입원 행동에 대한 정책적 변수를 제시하고자 한다. 이는 장래의 보건정책 방향에 대한 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

제 2절 선행 문헌 고찰

가. 가정 내 사회적 자본과 입원 간의 관계

수많은 연구들에서 노령층의 의료서비스 이용에 영향을 미치는 요인을 파악하려는 다양한 노력들이 시도되었다. 이러한 선행 문헌에서는 대부분 성별, 연령, 경제 수준 등의 인구·사회학적 요인이나 주관적 건강 상태, 만성질환 등을 포함한 건강 상태 등을 주요 영향 요인으로 제시하였다(Woo, Seo, Kim, & Shin, 2012; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 김진구, 2008; 이미진, 2009; 전해숙 & 강상경, 2012; 이윤환, 2012; 이원식, 2018). 최근에는 의료 서비스 이용에 영향을 주는 요인들 중 가족 및 사회관계적 특성과 같은 사회적 자본(Social capital)을 추가하는 시도들이 진행되고 있다(Laporte, Nauenberg, & Shen, 2008; Perry, Williams, Wallerstein, & Waitzkin, 2008; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015). 사회적 자본(Social capital)은 사람과의 관계, 특히 가족, 이웃,

1) 본 논문에서는 입원 행동을 입원 여부와 한 번 입원 시 입원 일수를 통칭하는 말로 사용한다.

학교 등의 신뢰할 만한 집단의 구성원으로부터 획득하는 자원을 의미한다(Bourdieu, 1986). 이러한 사회적 자본은 다양한 경로를 통해 건강을 증진시키는 것으로 알려져 있으며, 정서적 지지 및 자기 효능감과 상호존중 제공, 지역사회 서비스와 시설에 대한 접근성 향상, 건강 관련 행위 장려 및 건강 위해 행위에 대한 사회적 관리, 건강 관련 정보 전달 등이 이러한 경로에 해당한다(Kawachi, Kennedy, & Glass, 1999). 또한, Perry 등(2008)은 사회적 자본이 건강 수준과 건강 행위에 미치는 직접적인 효과는 의료 서비스 이용 여부를 결정하는 데에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다고 언급한 바 있다.

국내에서도 장기요양보험 제도가 2008년에 시행됨에 따라 사회적 자본과 공식적 돌봄 서비스 간의 관계나 공식적 돌봄 서비스와 의료 서비스 간의 관계를 분석하고자 하는 노력들이 활발하게 진행 중이다(김명화, 권순만, & 김홍수, 2013; 이호용 & 문용필, 2015; 이승호 & 신유미, 2018). 사회적 자본이 건강 행동을 변화시키거나 건강 상태를 변화시키는 요인으로 파악되어 서로 간의 관계에 대한 연구가 다양한 방법으로 수행되고 있음에도 불구하고, 중·고령층의 사회적 자본을 주제로, 의료서비스 이용과 어떤 관계가 있는 지에 대한 국내 문헌은 부족해 보인다(Woo, Seo, Kim, & Shin, 2012).

사회적 자본은 다양한 방법으로 측정되는데, 크게 가정 내 사회적 자본과 지역사회 내 사회적 자본으로 나눌 수 있다(Laporte, Nauenberg, & Shen, 2008). 일반적으로 가정 내 사회적 자본은 가족 구성원 수와 혼인 상태, 동거 여부가 포함되고(Mu, Kecmanovic, &

Hall, 2015; 김선숙, 2010; 이운로, 2012; 이원식, 2018), 지역 사회 내 사회자본은 지역사회에서 제공하는 복지 서비스 참여 경험, 사회 친분 관계 만족도 등이 포함될 수 있다(Laporte, Nauenberg, & Shen, 2008; Lee 등, 2004; 임재영 등 2010). 한편, 가구 유형의 변화와 가구 구성이 다양화됨에 따라 개인의 입원 행동이 어떻게 변화하는 지에 관심을 두는 것이 본 연구의 배경과 연구 목적임을 감안할 때, 가정 내 사회적 자본에 초점을 맞춘 선행 문헌만을 구분할 필요가 있다. 이러한 가정 내 사회적 자본에 초점을 맞추어 노령층의 입원 행동에 대한 효과를 분석한 문헌들은 다음과 같다(Laporte, Nauenberg, & Shen, 2008; Woo, Seo, Kim, & Shin, 2012; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 김진구, 2008; 이미진, 2009; 전해숙 & 강상경, 2014; 이원식, 2018). Laporte, Nauenberg 와 Shen(2008)는 2001년 Canadian Community Health Survey와 the Canadian Census 데이터를 사용해서 개인 단위의 사회적 자본과 GP 방문과 입원 간의 관계를 분석하고자 하였다. 이 논문에서는 개인 단위의 사회적 자본 (Individual-level social capital, ISC)의 지표가 지역사회에 본인이 얼마나 연결되어 있는가에 대한 질문에 예, 아니오를 기준으로 생성되었다. 분석 결과, ISC는 GP 방문과 보완적 관계를 보였고, 입원 확률과 대체적 관계를 보였다. 하지만, 한번 입원 시 입원 일수에 대해서는 통계적으로 유의하지 않았다. Woo, Seo, Kim와 Shin(2012)은 4차년도 ‘한국복지패널’ 자료를 활용하여 가정 내 사회적 자본과 입원 서비스 사이의 관계를 경로 분석을 통해 제시하고자 하였다. 이 논문은

가정 내 사회적 자본의 지표로 가구원 수와 혼인 상태를 기준으로 분석하였다. 분석 결과, 가정 내 사회적 자본은 입원 확률에 있어서 보완적 효과를 보였으나, 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. Weaver와 Weaver(2014)는 스위스의 The Swiss Household Panel survey 자료의 4개 웨이브를 활용하여 스위스에서 18세 이상의 성인을 대상으로 동거 여부가 입원 이용에 어떤 영향을 미치는 지 분석하였다. 이 논문에서는 가정 내 사회적 자본을 동거 여부를 지표로 사용하였다. 투-파트 모델을 활용하여 지역과 시간 변수를 고정하여 입원 확률과 입원 일수를 살펴보았다. 분석 결과, 입원 확률은 통계적으로 유의하지 않았고, 입원 일수는 통계적으로 유의하게 1.9일 줄었다. 이는 동거 여부와 입원 일수 간의 대체적 관계를 보인 것이다. Mu 등(2015)은 Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) survey의 2007년 웨이브와 2009년 웨이브를 활용하여 45세 이상의 인구를 대상으로 1인 가구와 다인 가구를 비교하여 입원 이용에 어떠한 차이를 보이는 지 분석하였다. 그 결과, 1인 가구와 비교하여 다인 가구의 입원 확률은 2.9%p 더 낮고, 입원 일수는 3.8일 더 짧았다. 즉, 집에서 누군가 있는 가구 유형인 다인 가구가 입원 확률이 더 낮았고, 입원 일수가 더 짧았다는 것인데, 이는 동거 여부와 입원 확률과 입원 일수 간의 대체적 관계를 암시한다. 김진구(2008)는 2005년 국민건강영양조사 제 3기 자료를 이용하여 노인들의 의료이용과 이에 대한 영향 요인을 분석하였다. 가정 내 사회적 자본의 지표로 가구원 수와 혼인 상태를 사용하였다. 분석 결과, 혼인 상태에서 배우자가 있

는 사람은 없는 사람에 비해서 1.15배 더 입원 확률이 증가하였고, 가구원 수가 1명 증가할수록 입원 확률이 1.6%p 감소하였다. 하지만, 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이미진(2009)은 「고령화와 한국노인의 삶의 질에 관한 연구」의 3개년도의 패널자료를 이용하여 노인의 입원 확률에 대해서 분석하고자 하였다. 이 논문에서는 사회적 지지를 ‘간병제공주체’로 한정하여 입원 서비스와의 관계를 제시하였다. 또한, ‘자녀와의 동거 여부’를 통제 변수에 추가하여 입원 서비스와의 관계를 보였다. 분석 결과, ‘간병제공주체’와 ‘자녀와의 동거 여부’ 변수는 모두 입원 확률에 있어서 유의하지 못한 관계를 보였다. 전해숙과 강상경(2012)은 연소 노인(Young-old)과 고령 노인(Old-old)의 차이에 주목하며 고령화패널 1차년도 자료를 이용한 두 집단 간 의료 서비스 이용 예측 요인의 차이를 비교하고자 하였다. 가정 내 사회적 자본은 아니지만, 가족, 친구 등 일차적 관계의 수를 이용하여 비공식적 사회적 관계라는 변수를 정의하였다. 가정 내 사회적 자본보다는 조금 더 포괄적인 개념으로 이해된다. 또한, 입원 데이터를 입원 서비스 이용 횟수를 사용하여 1, 0의 값을 지닌 데이터가 아닌 가산변수를 그대로 활용하였다. 본문에 따르면, 비공식적 사회적 관계와 입원 서비스 이용 사이에는 대체적인 관계가 보였다. 이는 가족, 친구 등 일차적 관계가 많은 사람일수록 입원 서비스 이용 횟수가 작다는 것을 의미한다. 또한, 저자는 평소에 비공식적 관계가 많은 사람들은 건강 상태가 상대적으로 양호하여 입원 서비스를 이용할 확률은 낮은 것이라고 주장하였다. 이원식(2018)은 고령화연구패널

1차부터 4차까지의 패널데이터를 활용하여 노령 층의 의료 서비스 이용 요인에 대한 종단적 분석을 실시하였다. 가정 내의 사회적 자본 변수로 ‘배우자 유무’ 변수가 사용되었는데, 배우자가 있는 노인이 배우자가 없는 노인에 비해서 입원 확률이 높은 것으로 나타났다 (OR=1.192, 95% CI = 1.004-1.414). 이는 동거하는 배우자에 의해서 도움을 받을 수 있어 입원 의료 서비스 이용이 촉진된다고 할 수 있다고 해석하였다. 배우자 유무 변수와 입원 확률 변수 간에는 보완적 관계를 보인 것이다.

이처럼 나라마다 사회·경제적인 조건과 제도적, 문화적 맥락에 따라서 사회적 자본인 가구 형태와 입원 행동 간의 관계가 다양함을 알 수 있다. 또한, 가정 내 사회적 자본을 어떻게 정의하느냐와 입원 행동을 어떤 지표로 정의하느냐에 따라 그 관계가 다를 수 있음을 시사한다. 또한, 국외 논문에서는 종속 변수(입원 확률, 입원 일수)를 2개를 사용하여 좀 더 폭넓은 정보로 결과를 제시하였지만, 국내 논문에서는 김진구(2008)의 논문을 제외하고, 대부분 입원 여부만을 종속변수로 사용하여 제한적인 분석 결과를 제시하였다. 이 점은 후속연구에서 보완되어야 할 부분으로 사료된다.

나. 노령층의 가구 형태와 1인 가구의 혼인 상태

가구 내 구성원과 의료 이용자 사이의 관계(Relationships)에 따라 의료 이용자의 입원 행동이 다르게 나타날 수 있다. 실제로, 가구 형태를 암시하는 동거 여부와 혼인 상태 변수는 의료 이용을 주제로 한

많은 연구에서 통제 변수로서 사용되어 왔다(Freedman, 1996). 즉, 동거 여부, 혼인 상태 변수는 가정 내 사회적 자본을 암시하는 대리변수이자 가구 형태의 대리변수인 셈이다. 따라서, 인구·사회적 변화를 고려한 입원 행동을 분석하기 위해서 다양한 가구 형태 지표들에 따라 건강 행동과 건강 수준, 의료 서비스 이용이 어떻게 다른 지 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 노령층에서의 가구 형태는 혼인 상태, 동거 여부, 가구원 수로 측정되는 것으로 보인다(Hays, Pieper, & Purser, 2003; Kasper, Pezzin, & Rice, 2010; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 송유진, 2007; 차승은, 2007; 이윤석, 2012). Hays 등(2003)은 65세 이상 노령층을 대상으로 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소(institutionalization)하게 되는 요인들을 분석하였다. 그 중에서 배우자가 있는 사람은 배우자 없는 사람에 비해서 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소할 확률이 46% 더 적었고, 가구원 수를 늘리는 것과 비교해 요양 시설에 입소하는 오즈(odds)를 약 67% 증가시켰다. 즉, 혼인하는 상태는 가구원 수를 늘리거나 시설 입소하는 것에 대체적인 관계를 보였으며, 가구원 수를 늘리는 것보다는 시설 입소를 더 선호하는 것으로 보였다. 같이 사는 자녀의 수는 자녀의 수가 1명이 증가함에 따라 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소하는 확률은 증가하였고, 가구원 수를 늘리는 것과 비교해 시설에 입소하는 오즈를 약 16% 감소시켰다. 이는 같이 사는 자녀의 수와 시설 입소가 대체적인 관계를 보이는 것을 시사한다. 또한, 노령층에서 가구원 수가 증가하는 것은 가구원 수를 늘리는 것과 비교하여 입소하는

오즈를 줄였다. 즉, 가구원 수가 증가하는 상황이 오면 시설에 입소하는 것보다는 가구원 수를 늘리는 것을 선호하였다. Kasper 등(2010)은 70세 이상의 노인들을 대상으로 10년의 패널 데이터를 사용하여 장기 요양 시설인 너싱홈(Nursing home)의 입원 확률과 입원하기까지의 시간을 분석하였다. 가구 구성의 유형을 다양화하여 연구 모델에 포함하였다는 점에서 의의가 있지만, 혼인 상태를 밝히지 않은 것은 제한된 해석을 하게 한다. 변화 유형을 고려하여 가구 구성(Household composition)을 총 9개로 구성하여 가구 구성이 변하지 않은 집단(독거, 부부(부부와 자녀), 자녀, 기타 가구(친척과 손자녀))과 변한 집단(부부나 독거에서 자녀, 부부에서 독거, 부부나 독거, 자녀에서 기타 가구, 이외 패턴)을 나누어 결과를 분석하였다. 그 결과, 가구 구성이 변하지 않은 집단에서 독거이거나 다른 어른 가구는 너싱홈에 입원할 확률이 가장 높았고, 자녀 가구에서 가장 낮은 입원 확률을 보였다. 또한, 가구 구성이 바뀌는 것은 너싱홈에 입원을 막고, 입원까지의 시간을 늦췄지만, 바뀌는 패턴에 따라 통계적으로 유의한 영향을 차이를 보이지는 않았다. Weaver와 Weaver의 문헌(2014)에서 가구 형태를 가구 구성을 기준으로 세분화하였는데, 동거 가구를 부부 가구이거나 그 외 2인 가구, 부부와 다른 어른 가구, 그 외 가구로 나누어 입원 행동을 분석하였다. 그 결과, 1인 가구와 비교한 입원 행동의 효과는 가구 구성에 따라 유의미한 차이를 보이지 않았다. Mu 등(2015)은 동거 여부에 따라 입원 행동을 비교 분석하는 것 이외에 다인 가구의 가구 구성의 유형(부부, 부부와 자녀이거나 다른 어른, 자녀 가구)에

따라 구분하여 1인 가구와 입원 행동을 비교하고, 1인 가구를 혼인 상태(별거/이혼, 사별, 미혼)에 따라 구분하여 다인 가구와의 입원 행동을 비교하기도 하였다. 다인 가구의 다른 가구 구성 중에서 자녀 가구는 1인 가구와 비교해서 입원할 확률이 차이를 보이지 않았다. 나머지 다른 가구 구성 그룹들은 1인 가구와 비교해서 입원 확률이 더 적었다. 특히, 다인 가구의 다른 가구 구성 중에서 부부 가구는 한번 입원할 경우에 입원 일수가 가장 짧았다. 다른 그룹들은 1인 가구와 차이를 보이지 않았다. 한편, 별거/이혼 가구는 다인 가구에 비해 입원할 확률이 더 높았지만, 사별, 미혼 가구는 차이를 보이지 않았다. 특히, 미혼 가구는 다인 가구와 비교한 한번 입원할 경우에 입원 일수가 가장 길었다. 다른 그룹들은 차이를 보이지 않았다. 하지만, 다인 가구의 다른 가구 구성에 따라 입원 행동의 차이를 분석하진 않았으며, 마찬가지로, 1인 가구의 혼인 상태에 따라 입원 행동이 차이가 있는 지 나타내지 않았다.

국내의 경우 보건사회연구원에서 발간한 2017년도 노인실태조사 보고서에 따르면, 가족 및 사회적 관계가 의무적 관계에서 벗어나 좀 더 선택적인 관계로 점점 바뀌어가고 있다고 언급하면서, 노인단독가구(노인 1인 가구, 노인 부부가구)를 일반적인 현상으로 보고 정책적 대응을 할 필요가 있다고 언급하였다. 특히, 가구 유형을 세분화한 점이 주목할 부분인데, 노인독거, 노인부부, 자녀동거, 기타로 구분하였다. 본 논문에서는 의미 구분을 뚜렷하게 하기 위해서 ‘가구 유형’ 단어를 ‘가구 구성(Household composition)’이라는 단어로 대신하겠

다. 이러한 가구 구성에 따라 건강 상태와 건강 행동은 분포 상의 차이를 보이는 듯했다. 가구 구성에 따라 주관적 건강 상태 중 건강이 좋은 편이라고 언급한 비율은 노인부부(38.5%), 기타(37.7%), 자녀동거(33.9%), 노인독거(27.7%) 순이었고, 건강이 나쁜 편이라고 언급한 비율은 노인독거(40.9%), 자녀동거(35.8%), 노인부부(31.8%), 기타(31.1%) 순이었다. 만성질병(의사진단 기준) 개수는 3개 이상 있는 경우의 비율은 노인독거(61.8%), 자녀동거(46.3%), 기타(46.6%), 노인부부(46.3%) 순이었다. 또한, 우울 증상이 있다고 판단된 비율은 노인독거(30.2%), 자녀동거(21.7%), 기타(20.0%), 노인부부(16.4%) 순이었다. 횡단적 설계에 의한 분포 데이터이기 때문에 선후 상의 해석 문제가 있지만, 노인독거 가구와 자녀동거 가구가 건강 상태 측면에서 좋지 못한 결과를 보였다. 한편 입원 서비스에 있어서, 지난 1년 간 아프거나 다쳐서 병원에 입원한 경험이 비율은 노인독거(19.5%)로 가장 높고, 기타(18.2%), 자녀동거(16.4%), 노인부부(15.6%) 순이었다. 하지만, 혼인 상태를 단순히 배우자 유무로만 표현하여 정보 상의 한계를 가진다. 송유진(2007)은 국내의 노인 1인 가구에서 양적인 증가와 동시에, 질적 구성의 다양화가 진행되는 것은 사회적, 경제적, 정책적 측면에 많은 함의를 지니는 새로운 집단으로 부상할 수 있다고 주장하였다. 노인 1인 가구 중 대부분은 배우자와 사별 후 혼자 사는 경우이지만, 최근 나타나는 황혼이혼의 증가와 새롭게 노인층으로 진입하는 연령대에서는 미혼 층이 노인 1인 가구의 많은 비중을 차지하게 될 가능성도 간과할 수 없다고 뒷받침하였다. 또한, 국내 대부분의 선행 연구들은 노

인 1인 가구와 노인 부부 가구 등을 분리하지 않은 채 자녀와의 동거 여부 또는 배우자 유무 등으로만 가구 형태를 분리하고 있지만, 많은 연구에서 지적하듯이, 노인 1인 가구와 노인 부부 가구는 다른 특징을 보인다. 즉, 자녀와 동거하지 않는다는 점에서는 공통적이지만, 배우자가 있고 없음의 차이는 명백히 존재한다고 주장하였다. 결혼 지위에 따라 사별 가구와 유배우자 가구의 두 집단을 초점을 맞추어 노령 층에서의 건강 행동과 건강 상태 차이를 분석하고자 한 차승은(2007)의 논문에서는 국내외 많은 선행 문헌에서 지적한 바와 같이 사별과 같이 결혼 관계가 종결되면 건강 행위에 있어서도 건강관리에 소홀하게 되고, 건강에 부정적인 영향을 미치게 되는 음주, 흡연과 같은 건강 위험행동을 하게 될 가능성은 높아지게 된다고 주장하였다. 실제로 분석을 통해 심각한 만성질환을 걸릴 확률이 유배우자 가구에 비해 사별 가구에서 더 높은 것으로 보였음을 밝혔다. 또한, 이혼이나 미혼은 사별과는 또 다른 사회적 과정을 거치는 것으로 판단되고, 이러한 가구 형태가 많아짐을 고려할 때, 추후 연구되어야 할 집단이라고 지적하였다. 이윤석(2012)은 국내 중년층을 대상으로 혼인 상태를 기혼, 이혼, 미혼, 사별 등 네 가지로 범주화하여 건강 행동과 건강 상태를 비교하였다. 저자는 기존 선행 문헌들과 마찬가지로 비기혼자 집단(이혼, 미혼, 사별)이 기혼자 집단에 비해서 건강에 해가 되는 행위를 더한다고 주장하였고, 특히 이혼자들이 검증에 사용된 모든 건강 행위에서 좋지 못한 결과를 보였고, 미혼인 중년과 사별한 중년은 크게 다르지 않다고 주장하였다. 또한, 이혼, 미혼, 사별인 중년들은

전통적인 지지 및 규제 메커니즘인 배우자의 효과를 받을 수 없고, 스스로 만든 가족이라는 책임감으로부터 자유롭기 때문에 일상생활에서 규율이 필요할 것이라고 지적했다. 하지만, 중년층에 한정된 논문으로서 본 연구의 대상인 중고령층의 논의를 하기엔 제한적이라고 판단된다. 앞서 비기혼자라고 언급한 1인 가구 중에서도 혼인 경험이 있는 집단(이혼, 사별)과 혼인 경험이 없는 집단(미혼) 사이에는 개인의 입원 행동에 영향을 미치는 보이지 않는 요인이 존재할 것이라 생각된다. 또한, 혼인 경험 있는 집단 중에서도 본인의 선택 의지로 혼자 사는 경우(혼인, 이혼, 별거)와 본의가 아닌 경우(사별)는 보이지 않는 요인이 존재할 것이라 사료된다.

다. 만성질환으로 인한 입원

선행 문헌에 따르면, 같이 사는 가구 구성원이 있음과 없음에 따라 건강 상태와 건강 행동 간의 차이를 보인다. 즉, 가정 내에서 사회적 자본이 많은 개인은 그렇지 못한 개인보다 더 건강할 수 있는 환경에 놓인 것이다. 이러한 환경에 놓이는 것은 사고/중독이나 질환을 처리하는 단기적 치료(acute-care) 서비스인 전체 입원 중 만성질환에 의해 입원하는 경우에 개인의 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향 크기가 더 클 것으로 보인다. Weaver와 Weaver(2014)는 입원 기간에 따라 급성(acute)의 입원과 비급성(non-acute)의 입원을 나누어 가구 형태의 영향을 제시하고자 하였다. 입원 기간은 OECD의 기준과 임의적 기준에 따라 다르게 설정하였고, 그 기간에 따라 하위집단 분석을 실시하

였다. 입원 지속 기간에 따라 입원 확률에 대해서는 큰 영향을 미치지 않았지만, 입원 지속 기간이 길수록 입원 일수에 대한 가구 형태의 효과가 더 크게 나타났고, 통계적 유의성도 더 증가하였다. 즉, 비급성적인 상황의 입원의 경우 가구 형태의 효과가 비교적 더 크게 나타났다는 것을 보였다.

하지만, 한국에서는 입원을 오래 지속하는 것은 비급성적인 상황의 입원이라는 인식보다는 질병 중등도가 큰 경우의 입원으로 널리 인식되어 있기 때문에(정성필, 2002), 비급성적인 입원 상황에 대한 새로운 구분이 요구된다. 만성질환으로 인한 입원은 이러한 비급성적인 상황의 입원이라고 파악될 수 있다. 3개월 이상 질병이 지속되는 개인이 병세가 악화되는 상황을 방지하다가 가정 내에서 돌봐줄 사람이 없거나 또는 가정에서 케어할 수 있는 수준을 넘어 결국 병원에 입원하는 경우가 대부분이라면, 이는 단순히 입원 지속 기간의 장단으로 구분하는 것보다 비급성적 입원의 상황이라고 말할 수 있겠다. 2017년 12월 한국보건사회연구원에서 발간한 연구보고서인 ‘2015년 한국 의료패널 기초분석보고서’에 따르면, 주요 만성질환을 고혈압, 당뇨병, 고지혈증, 관절병증, 심장질환, 뇌혈관질환, 악성신생물, 결핵 질환(군)으로 선정하였다. 이러한 만성질환의 정의에 따라 본 논문은 전체 입원 중에서 만성질환으로 인한 입원을 구분하여 가구 형태의 전체 입원에 대한 효과와 만성질환으로 인한 입원에 대한 효과를 비교하고자 한다.

제 3절 연구 목적 및 가설

본 연구의 목적은 한국 중·고령층의 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과를 확인하는 것이다. 우선, 가구 형태에 따라 입원 행동의 차이를 확인하고, 국내의 인구·사회적 변화를 반영하여 가구 내 구성원이 존재하는 가구인 다인 가구를 가구 구성과 가구원 수를 기준으로 편부/편모와 자녀 가구, 부부 가구, 부부와 다른 어른 가구, 3인 이상의 기타 유형 가구로 나누어 이러한 가구 구성에 따라 입원 행동에 대한 효과가 차이가 있는 지 분석한다. 한편, 가구 내 구성원이 존재하지 않는 1인 가구는 혼인 상태를 기준으로 크게 혼인 경험이 있는 집단(혼인/이혼 그룹과 사별 그룹)과 혼인 경험이 없는 집단(미혼 그룹)으로 나누고, 혼인 경험이 있는 집단 중에서 본인의 의지 여부를 기준으로 혼인/이혼 그룹과 사별 그룹으로 나누어 비교하고자 한다. 요컨대, 본 논문은 상기된 연구의 목적을 위해 다음의 네 가지 가설을 검정한다.

1. 가구 형태는 입원 여부에 통계적으로 유의한 영향을 미칠 것이다.
2. 가구 형태는 한 번 입원 후, 입원 일수에 통계적으로 유의한 영향을 미칠 것이다.
3. 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향은 다양한 가구 구성(편부/편모와 자녀 가구, 부부 가구, 부부와 다른 어른 가구, 3인 이상의 기타 유형 가구)에 따라 다를 것이다.
4. 1인 가구는 혼인 상태(사별, 혼인/이혼, 미혼)에 따라 입원 행동에 대한 효과가 다를 것이다.

제 2장 연구 설계

본 연구의 방법론적 설계는 기존 선행 문헌인 Weaver와 Weaver의 논문(2014)을 참고하였다. 연구 분석 모델을 유사하게 하고, 한국적 상황에 맞게 변수들을 조정하였다.

제 1절 자료원 및 연구 대상

가. 자료원

한국의료패널(Korea Health Panel)은 인구 고령화, 질병 구조의 변화 등 보건의료를 둘러싼 외부환경의 급격한 변화를 예측하고 산출된 근거 자료를 바탕으로 정책 목표 설정 및 평가를 하기 위해 구축된 데이터 베이스다. 2005년 인구주택 총조사 전수자료를 표본 추출틀로 사용하고, 확률비례 2단계 층화집락추출 방식으로 표본을 배분하였다. 표본 규모는 전체 조사구 350개, 전국 약 8,000 가구와 그 가구에 속하는 가구원이 약 24,000명이고, 1세부터 고령층까지 다양한 연령군에 대한 정보를 제공하는 자료원이다. 2008년부터 2016년까지 총 9개 연도 자료가 구축되어 있고, 표본 이탈이 발생함에 따라 2013년에 신규 표본을 추가하였다. 2016년까지 약 6,800 가구를 유지하고 있는 표본 크기가 안정적인 자료원이다.

나. 연구 대상

본 연구에서는 2014, 2015, 2016년으로 최근 3년 간의 데이터 웨이브(Wave)를 사용하였다. 신규표본과 기존표본이 결합이 된 후, 가장 최신의 인구 동향을 보여줄 수 있는 웨이브를 선정하기 위함이다. 또한, 본 연구 설계는 종단적 설계가 아닌 횡단적 설계로, 인년(person-wave)의 개념이 적용됨을 밝힌다. 분석 대상은 조사 당시에 입원하지 않은 55세 이상의 중·고령층 가구원으로 선정하였다. 입원 중인 상태는 입원이 새로이 발생하고, 발생한 경우에 얼마나 지속하는 지에 대한 연구 질문에 답하는 것에 부적절하다고 판단하였다. 또한, 입원을 한 경우에 간병인이 있다고 응답한 경우를 제외하였다. 한편, 분석 대상의 연령을 55세 이상으로 선정한 이유는 30·40대의 연령층에서 발생할 수 있는 의료 이용 편익(Bias)을 줄이기 위해서다. 예컨대, 30·40대의 연령층의 가구는 가정 내에서 많은 도움이 필요한 아동기의 자녀가 있을 가능성이 높다. 해당 연령층의 부모들은 가정으로 복귀하는 유인 중 하나인 아동기의 자녀의 존재로 의료 이용이 제한될 수 있다(Weaver & Weaver, 2014). 따라서 전체 집단의 연령을 55세 이상으로 설정함으로써 이러한 내생성(endogeneity)의 위험을 줄였다. 따라서 선정기준을 고려하여 산출된 분석 대상 수는 15,922 인년(person-wave)이다. 입원 확률(The likelihood of hospitalisation)은 모든 분석 대상 수(obs = 15,922)로부터 산출되고, 입원 일수(Length of stay)는 입원을 한 번이라도 한 경우의 대상(obs = 1,176)으로부터 산출된다.

제 2절 분석 모형 및 변수

가. 분석 모형

의료 이용을 추정하는 경우에 개인들이 1년 단위에서 의료 이용을 하지 않는 경우가 많은 경우, 분석 모형은 투-파트 모델(Two-part model)을 적용한다(Duan, Manning, Morris, & Newhouse, 1984). 본 연구의 종속 변수는 발생하지 않은 경우가 매우 많고, 0을 초과한 값이 우편향성이 높은 입원 데이터이기 때문에 투-파트 모델을 연구 모형으로 사용한다. 이 중 첫 번째 파트(part 1)는 로지스틱 회귀분석 모델(Logit model)로서 입원할 가능성을 추정하고, 두 번째 파트(part 2)는 일반화 선형 모형(Generalised Linear Model, GLM)으로서 한 번 입원할 경우에 의료 시설에 얼마나 오래 머무는 가에 대한 입원 일수를 추정한다. 의료 이용과 같이 편향된 분포를 가진 데이터에서 가장 많이 쓰이는 분석방법 중 하나인 로그-노말 보통최소제곱(Log-normal Ordinary Least Square) 추정법은 모델을 적절하게 재변환(Retransformation)하지 않는다면, 관심변수가 이분산성(Heteroskedasticity) 문제에 직면하게 될 때 그 회귀 계수 값은 편향(bias)된 값일 수 있다(Manning & Mullahy, 2001). 또한, 로그-노말 보통최소제곱 모델에서 이분산성을 보정하기 위한 재변환을 하는 것이 쉽지 않기 때문에 많은 연구자들은 재변환의 과정을 피할 수 있는 일반화 선형모형(GLM)을 활용한다. 한편, 여러 종류의 일반화 선형모형들은 잔차의 로그 형태(log-scale residuals)의 첨도(kurtosis)가 약 3이거나 3 이하의 경우에 활용될 수 있다. 그리고, Modified Park Test을 통하여 본 연구 모델을

잘 설명하는 하나의 적절한 일반화 선형 모형이 선택되어야 한다 (Manning & Mullahy, 2001).

일반화 선형모형은 연구 데이터에 가장 잘 맞게 설계되기 위해서 다음의 단계를 거친다. 첫 번째는 종속 변수의 적합한 분포를 선택하는 단계이고, 두 번째 단계는 데이터에 가장 부합하는 연결함수(Link function)를 결정하는 것이다. 연결함수는 GLM의 구성요소 중 하나로서 종속 변수의 확률분포를 규정하는 성분과 연구 모델의 여러 설명 변수들을 연결하는 함수이다. 이 함수를 어떻게 설정하냐에 따라 모델에서 산출되는 결과 값(Coefficient)을 해석하는 것이 달라진다. 필자는 본 연구 모델에서 관심 변수의 이산성을 인지하고, 본 연구 모델에서 잔차의 로그 형태의 첨도가 3.923인 것을 확인하여 일반화 선형 모형(GLM)을 두 번째 파트의 모델로 활용한다. 단, 잔차의 로그 형태의 첨도가 3을 넘지는 않지만, 비교적 높은 것으로 판단하여 GLM의 계수 값이 다소 과소하거나 과대하게 측정될 가능성이 있음을 밝힌다. 첫 번째 단계에서 본 연구 모델은 선행 문헌에 따라 입원 데이터에서 가장 일반적으로 쓰이는 로그(Log) 함수가 연결함수로 사용된다. 두 번째 단계로 Modified Park Test의 결과, 감마(Gamma)분포를 따르는 일반화 선형 모형이 선택되었다. 따라서 최종적으로 선택된 본 연구 모델은 감마-로그 일반화 선형 모형(Gamma log-link GLM)이다.

투-파트 모델은 다음과 같다.

$$(1) \quad Pr[inpatient_{i,h,t} = 1] = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_0 + \alpha_1 Cohabitation_{h,t} + \alpha_2 X_{i,h,t} + v_{i,h,t})}}$$

$$(2) \quad Log[E(LOS_{i,h,t} | inpatient_{i,h,t} = 1)] = \beta_0 + \beta_1 Cohabitation_{h,t} + \beta_2 X_{i,h,t}$$

로지스틱 회귀분석(1)과 감마-로그 일반화 선형모형(2)의 아래 첨자와 변수들에 대한 설명은 다음과 같다. 첨자들은 각각 i 는 가구원, h 는 가구, t 는 연도 변수를 의미한다. 오차항은 $v_{i,h,t}$ 이다. 투-파트 모델의 종속 변수는 두 가지로, 첫 번째 파트는 입원 여부($inpatient_{i,h,t}$)이고 두 번째 파트는 입원 일수($LOS_{i,h,t}$)다. 주요 관심 변수인 동거 여부 즉, 다인 가구 여부는 $Cohabitation_{h,t}$ 이고, 그 밖의 통제 변수들은 $X_{i,h,t}$ 이다. 연구 모델에 사용된 변수들의 전체적인 기술 통계량은 [표 1]에 정리되었고, 변수들의 자세한 설명은 다음 절에서 이어진다.

나. 종속 변수

본 연구 모델인 투-파트 모델에서 활용되는 종속 변수는 두 가지다. 하나($Pr[inpatient_{i,h,t} = 1]$)는 지난 12개월 동안 입원 여부에 대한 이진 변수(binary variable)로서 첫 번째 파트인 로짓 모델(Logit model)에서 사용되고, 다른 하나($Log[E(LOS_{i,h,t} | inpatient_{i,h,t} = 1)]$)는 한번 입원한 경우($inpatient_{i,h,t} = 1$)에 입원을 얼마나 오래 하는 가를 나타내는 가산 변수(countable variable)로 그 기댓값이 두 번째 파트인 감마-로그

일반화 선형 모델에서 사용된다. 입원 여부 변수는 설문지 상에서 12개월 동안 1회 이상의 횟수이면 '1'이고, 아닌 경우에는 '0'이다. 입원 일수는 설문지 상에서 기록된 그대로 사용하였다. 또한, 상위 10%의 이상치를 트리밍(trimming)하여 입원 일수를 160일 이하로 제한하였다. 이는 입원 일수 데이터 분포의 우편향성(right-skewness)을 완화한다.

선행 문헌에 따르면, 입원 데이터는 어떻게 측정되느냐에 따라 가구 형태에 따라 달라질 수 있다. 따라서 분석에서 사용된 입원 데이터의 특성이 파악되어야 한다. 입원 데이터는 입원 기관의 종류와 입원 이유를 기준으로 판단하였다. 입원 데이터가 기록되는 의료 기관 종류는 다음과 같이 구성되어 있다 : (1) 종합전문병원, (2) 종합병원, (3) 병원, (4) 의원, (5) 치과병원, (6)치과의원, (7) 한방병원, (8) 한의원, (9) 보건의료원/보건소, (10) 노인(요양)병원, (11) 조산소, (12) 기타. 이들 중 본 연구에서 사용된 입원 데이터는 1,176개이며, (5) 치과병원, (6)치과의원, (7) 한방병원, (8) 한의원, (9) 보건의료원/보건소, (10) 노인(요양)병원, (11) 조산소, (12) 기타가 모델에서 제외되고, (1) 종합전문병원(11.22%), (2) 종합병원(30.19%), (3) 병원(28.74%), (4) 의원(29.85%)이 모델에 포함되었다. 입원 이유는 다음과 같다 : (1) 사고, 중독, (2) 질병, (3) 출산, (4) 퇴원 후 1개월 이내의 재입원, (5) 종합검진, (6) 미용/성형/비만, (7) 기타. 이들 중 본 연구에서 사용된 입원 이유는 (1) 사고, 중독(19.81%), (2) 질병(77.72%), (4) 퇴원 후 1개월 이내의 재입원(2.38%), (7) 기타(0.09%)이다.

만성질환으로 인한 입원을 구분하기 위해서 한가지 가정이 필요하다. 본 논문에서 사용된 한국의료패널의 데이터는 입원 건 별로 정리되어 있어, 개인 단위의 분석을 할 경우에 적절한 변환의 과정이 필요하다. 즉, 한 사람이 1년 단위에서 입원하는 행위가 여러 번일 경우에 입원하는 행위 하나의 값으로 취합하는 과정이 필요하다. 또한, 입원 데이터들은 각각 입원 이유에 대한 질병 코드가 존재한다. 따라서 본 논문은 만성질환으로 인한 입원 데이터를 구성하기 위해서 개인의 1년 단위 입원 데이터 중에서 한번이라도 만성질환 질병 코드가 존재하는 입원이 발생한 경우에 만성질환으로 인해 입원하였다고 가정하였다.

다. 설명 변수(관심 변수 및 통제 변수)

주요 관심 변수인 가구 형태는 설문지 상에 가구 구성에 대한 질문에서 ‘1인 가구’를 제외한 모든 다인 가구에 해당하는 경우는 ‘1’, 아닌 경우인 ‘1인 가구’는 ‘0’으로 정리하였다. 이는 가정 내에서 구성원이 있는 가구는 2인 이상의 가구 형태이고, ‘1인 가구’는 가정 내에서 구성원이 없는 가구 형태로 정의된다. 1인 가구를 제외한 2인 이상의 가구는 다음과 같은 4개의 범주로 나누어질 수 있다 : (1) 편모/편부와 자녀, (2) 부부, (3) 부부와 다른 어른(일반적으로 자녀), (4) 기타 가구 유형. 이러한 구분은 국외 문헌과 국내의 노인실태조사 보고서를 참고하여 구분한 것이며, 본 연구에서 중요할 수 있는 가구원 수에 따라 가능한 한 정렬한 것이다. 즉, 2인 가구는 (1) 편모/편부와 자녀, (2) 부부 가구 유형이고, 3인 이상 가구는 (3) 부부와 다른 어른(일반적으로 자녀), (4) 기타 가구 유형으로 이해될 수 있다. 한편, 1인 가구의 혼인 상태는 선행 문헌의 일반적 기준과 연구 질문에 따라 다음의 3개 범주로 나누어질 수 있다 : (1) 사별, (2) 혼인 중(사실혼 포함), 별거(이혼 전제)/이혼, (3) 미혼. 이는 분석 대상의 최소 연령인 55세를 기준으로 가장 일반적인 혼인상태부터 열거한 것이며, 혼인 경험과 가구선택 본의 유무를 기준으로 구별하기 위함이다. 다시 말해서, (1) 사별 그룹은 본의와 관계없이 배우자가 사망한 경우이지만, 나머지 (2) 혼인 중(사실혼 포함), 별거(이혼 전제), 이혼, (3) 미혼 그룹들은 본인의 의지, 가치관에 따른 것이라고 가정한다. 이 중, (3) 미혼 그룹은 혼인 경험이 없는 집단으로서 하나의 독립된 그

룹으로 구분하였다. 연구에서 사용된 전체적인 가구 구성의 수와 분포는 [부표 1]에 정리되었다.

건강상태 변수들은 주관적 건강상태, 신체 활동 여부, 흡연 여부, 음주 상태, 일상활동 제한 여부, 만성 질환 유무, 비만 여부로 구성된다. 건강 상태와 건강 행동을 암시하는 대표적인 변수인 주관적 건강상태, 만성 질환 유무, 신체 활동 여부, 흡연 여부, 음주 상태 변수 이외에 추가적으로 건강과 관련한 변수(일상활동 제한 여부, 비만 여부)들을 추가한 이유는 앞서 언급한 관심 변수의 내생성(관심 변수와 오차항 사이의 높은 상관성)을 최대한 통제하기 위함이다. 이는 관찰되지 않는 건강 변수들이 모델에서 누락됨에 따라 발생하는 편의를 최소화한다. 예컨대, 건강이 좋지 못한 사람이 일반적으로 입원 행동이 건강한 사람에 비해서 더 높다. 또한, 건강 좋지 못한 사람일수록 다른 사람의 도움을 필요로 하여 ‘혼자 사는 것’을 기피할 가능성이 높다. 따라서 혼자 사는 사람일수록 입원 행동을 더 할 가능성이 높는데, 이러한 상황을 고려하여 가능한 한 많은 건강 상태 지표들을 설명 변수에 포함하여 최대한 같은 건강 상태를 설정하기 위해서 노력하였다(Mu et al, 2015).

주관적 건강상태 변수는 5개의 범주형 변수로서, 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨으로 구성되어 있다. 이 중 매우 좋음, 좋음, 보통 변수를 하나의 그룹으로 묶고, 나쁨, 매우 나쁨 변수를 다른 하나의 그룹으로 묶어 이진 변수(Binary variable)로 구성하였다. 만성 질환 유무는 1년 단위에서 3개월 이상 질환이 지속되는 경우에 만성 질환

이 있다고 판단하고, 1개 이상의 만성 질환이 있는 경우와 아닌 경우로 나누었다. 신체 활동 변수는 중증도 신체 활동(배구, 배드민턴, 요가, 가벼운 물건 나르기 등 직업 활동, 조금 빠르게 걷기 등)을 10분 이상 한 날이 1일 이상 7일 이하 인 경우와 전혀 하지 않는 경우로 나누어 구성하였다. 흡연 여부는 현재 흡연하고 있거나 가끔 흡연하는 경우(=1)와 과거에는 흡연하였으나 현재 피우지 않거나 피운 적이 없는 경우(=0)로 나누어 구성하였다. 음주 상태는 거의 매일 마시거나 주 2~3회 마시거나, 주 1회 마시는 경우를 하나의 그룹(=1)으로 구성하고, 월 1회 마시거나, 월 2~3회 마시는 경우를 다른 하나의 그룹(=2)으로 구성하고, 평생 마시지 않거나 최근 1년 간 금주한 경우를 또 다른 그룹(=3)으로 설정하였다. 일상활동(ADL) 제한 변수는 식사 준비, 빨래 하기, 근거리 외출, 물건 사기, 침상에서 일어나기, 화장실 사용, 대소변 조절, 집안일 등에서 도움이 필요하거나 전혀 할 수 없는 경우를 응답한 경우에 일상 활동에 제한이 있다고 판단하였다. 비만의 경우 BMI가 30이상인 경우에 비만으로 판단하고, 비만인 경우와 아닌 경우로 나누었다. 정신 건강을 대리하는 대표적 변수인 우울 상태를 모델에 추가하지 못한 이유는 자료원의 한계가 있었음을 밝힌다.

사회경제학적 변수들은 연령, 성별, 가구 총소득, 교육 수준, 경제 활동 상태로 구성하였다. 연령은 설문지 상의 표기된 그대로 사용되었다. 성별은 남성을 기준 그룹(=0)으로 하여, 통제하였다. 개인 총소득은 가구 소득의 총 값을 가구 내 실제 가구원 수의 제곱근으로 나누어 최소 1분위부터 최대 5분위까지로 구성하여 총 5개 범주를 생성

하였다. 입원 행동과 관련이 있을 수 있는 건강보험가입 여부를 연구 모델에서 빼 것은 건강보험법과 기초생활보장법에 의해서 대한민국 국민이라면 누구나 소득에 따라 의무적으로 보험에 가입해야 하는 국내 상황을 반영한다. 따라서, 소득과 건강보험은 강한 상관관계를 띄므로 건강보험 지표를 연구 모델에서 제외하였다. 예상컨대, 소득에 따른 입원 행동의 효과는 이러한 사회보장제도의 영향에 의하여 소득 효과가 균일하지 않을 것으로 사료된다. 민간의료보험은 개인의 입원 행동에 영향을 미칠 수 있는 요인이다. 그럼에도 불구하고, 연구 모델에 넣지 못한 이유는 한국의료패널의 민간의료보험 데이터는 건당 데이터인데, 본 연구 설계는 개인 단위이기 때문에 개인 단위로 건 데이터를 종합하게 될 때 많은 데이터들이 소실되는 문제가 발생하였기 때문이다. 또한, 이 데이터는 가구 단위의 데이터로서 가구에서 민간보험이 있는 경우일지라도 그 구성원이 보험의 수혜를 받았는 지 알 수가 없으므로 해석의 한계가 있다. 그러므로 본 연구 모델에서 제외하였다. 교육 수준은 초등학교 졸업 이하 그룹, 중학교 졸업 이하 그룹, 고등학교 졸업 이하 그룹, 대학교 이상 그룹으로 나누어 총 4개로 구성하였다. 경제 활동 상태는 현재 경제 활동을 하는 그룹과 실업을 포함한 비경제활동 인구를 나머지 그룹으로 구성하였다.

라. 군집화(Clustering)와 내생성(Endogeneity)

시간에 따른 추세는 연도 고정 효과(wave fixed effect)를 통해 조절된다. 개인들이 시간에 따라 반복적으로 측정되기 때문에, 표준 오

차들이 각 개인 내(within-individual) 군집으로 조절된다. 개인이나 가구 단위로 고정 효과를 적용할 수 없었던 이유는 1년 단위로 한 번도 입원하지 않은 경우가 많고, 개인들이 대부분 한 번 혹은 두 번 입원하기 때문이다. 한편, 지역 간의 관찰되지 않는 의료 이용의 영향 요인들을 통제하기 위해서 지역의 가변수(dummy variable)들을 연구 모델에 포함하였다. 포함된 지역 변수는 서울특별시를 포함한 광역시 단위와 도 단위의 지역 코드 데이터다. 많은 선행 문헌에서 이러한 지역 간 의료 수요와 공급의 보이지 않는 이질성을 통제하기 위해서 지역 고정 효과(region fixed effect)를 다양하게 활용하였다(Bolin, Lindgren, & Lundborg, 2008; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 김진구, 2008; 배화숙, 2011; 김명화, 권순만, & 김홍수, 2013; 박금령 & 최병호, 2018).

가구 형태와 개인의 입원 행동 사이에 내생성이 존재할 수 있다. 선행 논문들에 따르면, 이러한 내생성은 주로 누락변수 편의(Omitted Variable Bias)와 역인과성(Reverse causality)에 의해 발생하는 것으로 보인다. 첫 번째로, 누락변수 편의는 주로 보이지 않는 건강상태 변수가 개인의 입원 행동에 영향을 미치는 경우를 의미한다. 구체적으로, 개인이 가구 유형을 선택하는 상황에서 가족 구성원 중에 누군가의 지지가 필요하거나 혹은 본인의 건강 상태가 가구 구성원의 지지가 필요할 정도로 좋지 못하다면, 혼자 사는 것을 꺼려하고, 가족 또는 다른 구성원과 같이 사는 것을 선호할 가능성이 높다. 이런 경우라면, 개인의 입원 행동에 대한 동거 여부의 효과는 ‘과대 추정’ 된 것이

다. 반면, 같이 살게 되는 조력자들(partners)에 의해서 개인의 불건강한 행동이 직·간접적으로 통제되면서 건강상태가 악화되는 상황을 예방해주는 효과가 있을 수도 있다. 이런 경우라면, 개인의 입원 행동에 대한 동거 여부의 효과는 ‘과소 추정’된 것이다. 두 번째로 언급되는 요인인 역인과성은 과거에 입원 경험이 있는 사람이 건강이 더 악화될 것으로 우려하여 혼자 사는 것보다 누군가와 같이 사는 것을 더 선호하는 상황이다. 만약 가정 내에서 누군가와 같이 사는 개인이 입원을 더 많이 한다면, 그들은 가구 구성원의 입원 행동에 대한 보완적 효과에 의해서 입원을 더하는 것이 아니라, 과거의 입원 경험이 있는 개인의 본래 불건강한 상태에 의해서 입원을 더하는 것이다. 또한, 설문지에 답변하는 것이 일시적인 상황에서 같이 사는 경우와 입원하는 행위가 가까운 시간에 동시다발적으로 일어날 가능성이 있다. 이러한 경우는 여러 이유에 의해서 입원하는 행동과 가구 형태를 선택하는 상황이 동시에 발생한 것이므로 어떤 것이 더 선행하고, 어떤 것이 더 후행하는 지 알 수 없다. 즉, 개인의 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과를 도출하기 어렵다. 본 연구 설계는 횡단적 설계이기 때문에, 이러한 동시성의 문제에 직면할 수 있으므로 이에 대한 검증이 필요해보인다.

가구 형태와 입원을 주제로 다룬 여러 논문들은 입원 행동을 설명하는 가구 형태 지표가 내생적일 것을 고려하고, 내생성을 검사하여 이것을 줄이거나 없애기 위해서 다양한 노력을 하였다(Weaver & Weaver, 2014; Mu et al, 2015). Weaver 와 Weaver(2014)는 입원 행위

와 동거 여부 사이에는 내생성이 있을지도 모른다고 언급하였다. 또한, 한 개인이 가구 형태를 선택(자가선택, self-selection)하는 것은 그들의 관찰되지 않는(Unobservable) 건강 상태나 같이 사는 가구원들 중에 도움이 필요한 경우가 부분적으로 영향을 받는다고 주장했다. 이것을 조절하기 위해 만 18세 이상의 가구원을 분석 대상으로 하여 개인의 자가선택이 최대한 무작위적으로 발생되도록 하였다. 다음으로, 혼인과 건강의 정적(Positive) 관계성에 대해서 언급하면서 동거 여부 지표의 내생성이 있을 수 있음을 지적하였고, 과거에 입원 경험이 있는 환자가 가구 유형을 선택할 가능성이 있다고 언급하였다. 그것을 인정하면서 건강 지표 유무에 따라 그 영향력을 비교하고, 동시성(Simultaneity)과 역인과성(Reverse causality)에 대해서 강건성 검정들(Robust checks)을 실시하였다. Mu 등(2015)은 45세 이상 인구를 대상으로 1인 가구와 다인 가구를 비교하여 입원 확률과 입원 일수를 비교하였는데, Weaver와 Weaver의 논리와는 다르게, 45세 이상의 인구로 선정한 이유는 해당 연령에서는 선택에 의해서 1인 가구가 되는 경우가 드물고, 오히려 만성 질환에 취약한 연령대로 설정해야 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과가 더 확실히 드러난다고 주장했다. 또한, 가구 형태의 자가선택(self-selection)과 불건강에 대한 배우자의 예방효과(protective effects)는 전부 모델에서 관찰되지 않는 건강 상태 변수들과 오차항 간의 상관성 때문에 발생한 것일 수 있다고 주장하며, 만약 이러한 건강 상태 변수들을 모델에 포함하여 통제할 수 있다면 이러한 편향을 줄이거나 없애는 데에 기여할 것이라고 주장했다.

다. 그래서 저자는 다양한 측면의 건강상태 변수들을 통제했다. 또한, 자녀 수와 맞자녀의 연령, 종교 활동, 친목 활동을 도구 변수로 활용하면서 관찰되지 않는 혼인의 예방 효과를 통제하여 입원 행동에 대한 동거 여부의 영향력을 살펴보았다.

본 연구는 과거에 진행되었던 내생성 검정들 중 데이터베이스에서 설계 가능한 것들을 진행하였고, 다음의 다섯 가지 검정을 실시하였다. 첫 번째는 건강 상태 지표들을 통제한 연구 모델과 통제하지 않은 연구 모델에서 산출된 입원 행동에 대한 동거 여부의 영향을 비교한다. 두 번째는 동거 여부의 시차변수(time-lagged variable)를 사용하여 전년도에 입원하지 않은(비교적 건강한) 개인들 중에서 동거 여부에 따라 그 다음 연도의 입원 행동과 입원 일수에 어떤 영향을 미치는지 비교하였다. 이는 가구 형태의 자가선택(Self-selection)과 입원 행위가 동시에 발생할 수 있는 가능성(Simultaneity)을 줄인다. 세 번째는 본 연구 모델에서 종속 변수인 입원 여부와 관심 변수인 가구 형태 변수의 위치를 바꾸어서 재추정(re-estimate)하는 방법이다. 다만, 동시성의 위험을 같이 통제하기 위해 입원 여부의 시차 변수를 사용한다. 이러한 역설계(Reverse model)는 역인과성(Reverse causality)의 위험에 대한 크기를 파악할 수 있는 결과를 보여준다 (Weaver & Weaver, 2014). 한편, 입원을 하는 행위는 또는 입원을 지속하는 행위는 환자 본인이나 가족에 의해서 결정된 것일 수 있지만, 이와 별개로 공급자인 의사에 의해서 결정된 것일 수 있다. 따라서 입원 결정 지표를 모델에서 통제하는 것은 가구 형태가 개인의 입원

행동에 미치는 영향을 좀 더 불편향된(Unbiased) 추정치로 해석할 수 있도록 도와준다. 네 번째로 검정하는 방법은 본 연구에서 통제 변수로서 ‘입원 결정’ 변수를 모델에 추가하여 재추정하는 것이다. ‘입원 결정’ 변수는 입원을 한 정보가 있는 개인에 의해서 수집된 통계치로서 변수의 제한으로 입원 여부에 대한 효과는 계산할 수 없었고, 한번 입원한 경우에 입원 일수가 얼마나 강건(robust)한 지 검정하였다. 본 연구 모델에서 사용된 ‘입원 결정’ 변수는 (1)의료진, (2)본인(환자 자신), (3)기타 : 가족, 지인 등으로 구성되어 있다. 이 변수가 연구 모델에 설명 변수로 포함된다면, 입원을 결정하는 주체가 동일하고, 모든 통제 변수들의 조건이 동일할 때, 가구 구성원이 있는 개인은 가구 구성원이 없는 개인에 비해서 몇 배 정도로 더 혹은 덜 입원을 지속한다고 해석할 수 있다. 마지막으로, 본 연구에서 75세 이상의 대상자에 한하여 그 효과가 어떻게 바뀌는 지 검정하는 것이다. 이미 많은 연구에서 노령층이 연령에 따라 세부적으로 분석되어야 한다고 지적하고 있다. ‘고령 노인’의 범위로 설정할 때, 대부분 선행 문헌에서 75세 이상으로 설정한다는 점을 참고하였다.

제 3절 분석 과정

본 연구의 목적은 국내 중·고령층 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향을 확인하는 것이다. 한국의료패널 2014년부터 2016년까지의 데이터를 사용하여 대상 선정 기준에 부합하는 가구원을 최종분석대상으로 하여 통계적 분석을 한다. 이전에 언급된 네 가지 가설을 검정하기 위해서 투-파트 모델을 본 연구의 모델로서 활용하고 입원 여부와 입원 일수를 종속변수로 하여 우선적으로 가구 형태의 영향을 파악한다. 첫 번째 파트는 로지스틱 회귀분석으로, 결과 값을 계수와 오즈비(Odds ratio), 95% 신뢰구간으로 나타내고, 통계적 유의성과 방향성을 논한다(가설 1). 두 번째 파트는 감마-로그 일반화 선형 모형을 이용한 분석으로 결과 값을 계수와 표준 편차로 나타내고, 그 계수를 지수 변환하여 본래 회귀 계수의 의미를 서술한다(가설 2). 세 번째와 네 번째 가설을 검정하기 위해서, 다인 가구를 가구 구성과 가구원 수를 기준으로 세분화하고, 1인 가구를 혼인 상태에 따라 세분화하여 그룹 간 비교를 통해 결과 값을 논한다. 한편, 입원 행동에 대한 동거여부의 영향은 내생성이 있을 수 있다. 따라서, 이 영향력을 검정하기 위해 이전에 언급된 다섯 가지 검정을 실시하며 그 결과 값을 나타내고, 내생성의 영향력을 평가한다. 모든 통계적 분석 방법은 통계 패키지인 Stata/SE 14.2 (StataCorp, College station, TX, USA)를 활용하였다.

제 3장 연구 결과

[표 1]은 전체 집단에서의 기술 통계와 한 번이라도 입원한 경우 집단에서의 기술 통계를 각각 평균과 표준 편차로 나타내었다. 준거 그룹(reference group)은 제외하고, 이외의 값에 대해서 기술하였다. [표 2]은 투-파트 모델에 대한 계수 값을 파트 1과 파트 2 부분으로 나누어 제시하였다. 파트 1(Part 1)은 입원 확률을 유추할 수 있는 통계로서 계수(Coefficient, Coef.) 값과 동시에 오즈비(Odds ratio, OR)와 95% 신뢰 구간(Confidence interval, C.I.)을 제시하였고, 파트 2(Part 2)은 한 번 입원한 경우에 입원 지속 기간에 대한 의미를 시사하는 통계로서 계수 값과 강건한 표준 편차(Robust standard error)를 제시하였다. 또한, 연도를 통제 변수로 하여 연령 효과를 제시하였고, 장소 더미 변수를 사용하여 지역 간 격차를 통제하였지만, [표 2]에는 기록되지 않았다. [부표 2]에 전체적인 효과를 나타내었다. [표 3]은 하위 집단에 따라 입원 행동에 어떤 영향을 미치는 지 분석한 것으로, 같은 통제 변수를 사용하여 투-파트 모델에 적용하였다. 결과 값은 파트 1(Part 1) : 입원 여부와 파트 2(Part 2) : 한번 입원 시 입원 일수 부분으로 나누어 제시하며, 관심 변수를 제외한 나머지 통제 변수들은 [표 3]에 기술하지 않았다. [부표 3]에 이에 대한 전체적인 효과를 나타내었다. [표 4]는 한국의료패널의 정의에 따른 질병코드로 구분한 만성질환으로 인한 입원을 따로 구분하여 전체 입원과 비교하여 가구 형태의 효과를 제시한다. 통제 변수를 모두 포함한 모델은 [부표 4]에 제시되어 있다.

[표 1] 분석 모델에서 활용된 전체와 입원한 경우의 기술 통계

변수	전체 (N = 15,922)		입원한 경우 (N = 1,176)	
	평균	표준 편차	평균	표준편차
중속 변수				
입원 여부 (ref. 없음)	0.074	0.262	1	0
입원 일수 (일)	0.523 [0, 131]	3.179	7.084 [1, 131]	9.508
관심 변수				
다인 가구 (ref. 1인 가구)	0.840	0.367	0.761	0.426
통제 변수				
건강 상태 지표				
주관적 건강 상태 나쁨, 매우 나쁨 (ref. 매우 좋음, 좋음, 보통)	0.236	0.425	0.357	0.479
신체 활동 (ref. 안함)	0.318	0.466	0.287	0.451
흡연 (ref. 비흡연)	0.132	0.338	0.111	0.315
음주 상태 (ref. 거의 마시지 않음)				
주 1회 이상	0.227	0.419	0.207	0.405
월 3회 이하	0.157	0.364	0.151	0.358
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	0.086	0.280	0.090	0.288
만성 질환 있음 (ref. 없음)	0.894	0.308	0.929	0.258
비만 (ref. 비만 아님)	0.020	0.141	0.030	0.172
사회 경제적 지표				
연령	67.93 [55, 102]	8.417	67.56 [55, 92]	8.078
여성 (ref. 남성)	0.574	0.495	0.636	0.481
개인 총소득 5분위 (ref. 1분위)				
2분위	0.239	0.426	0.257	0.438
3분위	0.185	0.388	0.156	0.363
4분위	0.159	0.366	0.167	0.373
5분위	0.154	0.361	0.137	0.344
교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)				
초등학교 졸업 이하	0.422	0.494	0.456	0.498
중학교 졸업 이하	0.200	0.400	0.210	0.407
고등학교 졸업 이하	0.259	0.438	0.246	0.430
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	0.493	0.499	0.472	0.499

주 : N은 2014년부터 2016년까지의 개인 단위의 관측된 데이터를 뜻하며, 인년(person-year)의 개념으로 이해됨. 전체 집단은 연구 모델에 맞는 전체 표본 집단을 의미하고, 입원한 경우의 집단은 전체 집단 중에서 12개월 이내에 한번이라도 입원한 집단을 의미함. 입원 일수와 연령은 평균 값과 범위를 표시함. ref. = Reference Group.

제 1절 전체 경우와 입원한 경우의 일반적 특성

[표 1]을 살펴보면, 표본 집단의 약 7.4%가 평균적으로 지난 1년 간 입원을 한 것으로 보인다. 또한, 한번 입원한 경우에 평균 입원 지속 기간은 7.08일이다. 다인 가구는 전체 인구 집단의 약 84%이고, 반대로 1인 가구는 전체 인구 집단의 약 16%이다. 입원한 경우는 다인 가구의 비율이 소폭 감소하였다(76.1%). 반대로, 1인 가구의 비율은 상대적으로 증가하였다(23.9%).

예상하였듯이, 입원한 경우의 대상자가 전반적으로 건강 상태가 좋지 않았다. 주관적 건강 상태가 ‘좋지 않다’와 ‘매우 좋지 않다’를 응답한 비율과 만성 질환이 있다고 응답한 비율이 명확히 차이가 났다. 좋지 못함과 매우 좋지 못함을 응답한 비율은 전체 집단에서 약 23.6%이고, 입원한 경우에는 35.7%였다. 또한, 만성 질환이 있다고 응답한 비율은 전체 집단이 89.4%이고, 입원한 경우는 92.9%였다. 높은 만성 질환 비율을 보이는 것은 중·고령층의 특성이 나타난 것으로 보인다. 그 밖의 ADL 제한 여부, 비만 여부에서는 큰 차이는 나지 않았지만, 소폭 증가한 것으로 보였다. 건강 행동 변수들인 신체 활동 변수는 소폭 감소하였고, 흡연과 음주를 하지 않음의 비율이 소폭 증가하였다.

연령은 예상과 달리, 전체 집단의 경우와 입원한 경우가 비슷한 분포를 보였다. 하지만, 입원한 경우에 연령이 소폭 감소한 것으로 나타났다. 여성의 비율은 전체 집단은 57.4%이고, 입원한 경우는 63.6%였다. 개인 총소득 5분위는 전체 집단과 입원한 경우의 집단이 비슷한

양상을 보였다. 하지만, 입원한 경우에 1분위, 2분위, 4분위가 소폭 증가하였다. 교육 수준은 두 그룹 간 전체적으로 비슷한 분포를 보였으나, 초등학교 졸업 이하 집단의 비율이 입원한 경우가 더 많았다(42.2 vs. 46.0 %). 경제 활동 상태 여부도 두 그룹 간 비슷하였고, 전체 집단의 비율이 49.3%로 입원한 경우(47.2%)보다 약간 더 높았다. 상기하였듯이 다인 가구는 84%이고, 1인 가구는 16%이다. [부표 1]에는 다인 가구가 가구 구성에 따라 세분화된 것과 1인 가구가 혼인 상태에 따라 구분된 것에 따라 가구 형태의 분포를 정리하였다. 전체 집단의 경우, 1인 가구는 사별(12.6%), 혼인/이혼(3%), 미혼(0.4%)의 분포를 보이고, 다인 가구는 부부(45%), 부부와 주로 자녀인 어른(26.0%), 3인 이상의 기타 가구(6.7%), 편부/편모와 자녀(6.3%)의 분포를 보인다.

입원한 경우, 1인 가구는 사별(17.8%), 혼인/이혼(5.1%), 미혼(0.9%)의 분포를 보이고, 다인 가구는 부부(42.0%), 부부와 주로 자녀인 어른(22.1%), 편부/편모와 자녀(6.6%), 3인 이상의 기타 가구(5.5%)의 분포를 보인다. 전체 경우에 비해서 입원한 경우는 부부 집단과 부부와 주로 자녀인 어른 비율이 감소하고, 1인 가구의 전체적인 비율이 증가하였는데, 그들 중에서 사별 그룹이 가장 많은 비율로 증가하였다.

[표 2] 투-파트 모델에 따른 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef. (Robust Std. Err.)
다인 가구 (ref. 1인 가구)	-0.562***	0.570***	0.485, 0.670	-0.156 (0.078)*
<i>건강 상태 지표</i>				
주관적 건강 상태				
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 보통, 좋음, 매우 좋음)	0.611***	1.842***	1.606, 2.112	-0.153 (0.071)*
신체 활동 (ref. 안함)	-0.048	0.953	0.829, 1.095	-0.061 (0.070)
흡연 (ref. 비흡연)	-0.141	0.868	0.704, 1.069	0.199 (0.150)
<i>음주 상태</i>				
(ref. 거의 마시지 않음)				
주 1회 이상	0.025	1.025	0.862, 1.218	-0.140 (0.094)
월 3회 이하	-0.007	0.993	0.832, 1.118	-0.175 (0.097)
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	-0.009	1.008	0.803, 1.267	0.486 (0.149)***
만성 질환 있음 (ref. 없음)	0.349**	1.418**	1.116, 1.800	-0.087 (0.129)
비만 (ref. 비만 아님)	0.381**	1.464**	1.027, 2.088	0.102 (0.176)
<i>사회 경제적 지표</i>				
연령	-0.023	0.977***	0.967, 0.986	-0.014 (0.005)**
여성 (ref. 남성)	0.033	1.033	0.878, 1.215	0.110 (0.080)
<i>개인 총소득 5분위</i>				
(ref. 1분위)				
2분위	0.144	1.155	0.974, 1.374	0.072 (0.093)
3분위	-0.041	0.960	0.782, 1.180	0.037 (0.103)
4분위	0.231**	1.260**	1.020, 1.557	0.198 (0.111)
5분위	0.096	1.102	0.919, 1.461	-0.063 (0.127)
<i>교육 수준</i>				
(ref. 대학교 졸업 이상)				
초등학교 졸업 이하	0.193	1.213	0.946, 1.557	0.064 (0.138)
중학교 졸업 이하	0.219	1.250	0.972, 1.593	0.218 (0.149)
고등학교 졸업 이하	0.165	1.180	0.934, 1.493	-0.122 (0.141)
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	-0.053	0.948	0.824, 1.089	-0.142 (0.075)
조사 년도	0.073	1.075	0.999, 1.157	-0.008 (0.038)

주 : 각각의 Coef.는 파트 1은 로지스틱 회귀분석의 계수이고, 파트 2은 일반화 선형모형의 계수임. 지역의 고정 효과들은 [표 2]에 기록하지 않았으며, 세종시의 데이터(2 obs)는 제외됨. C.I. = Confidence Interval. ref. = Reference Group. Robust Std. Err. = Robust Standard Error. *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.01, * P-value < 0.05.

제 2절 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향

한국의 중·고령층에서 동거 여부와 입원 여부는 통계적으로 유의하게 음(negative)의 관계를 보였다([표 2], Part 1). 구체적으로 다인 가구의 오즈가 1인 가구의 오즈에 비해서 약 0.57배인 것으로 보아 다인 가구가 1인 가구보다 입원을 덜 하는 것으로 보인다(Odds ratio = 0.570, $p < 0.001$). 이것은 가설 1의 귀무가설을 기각할 만한 근거를 제공한다. 한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수와 동거 여부와와의 관계는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 음의 관계를 보였다([표 2], Part 2). 즉, 다인 가구가 1인 가구에 비해서 약 14.4% 정도 더 짧게 입원을 지속하는 것으로 보였다. 이는 가설 2의 귀무가설을 기각할 만한 근거를 제공한다.

두 모형(Part 1, Part 2)에서 건강 상태 지표들은 대체로 기대되는 방향성(sign)을 보였다. 우선 Part 1에서, 건강 상태 지표에서 주관적 건강 상태, 만성 질환 유무, 비만 여부 변수가 입원 여부와 통계적으로 유의한 관계를 보였다. 주관적 건강 상태가 좋지 못함과 매우 좋지 못함이라고 응답한 집단은 아닌 집단에 비해서 모든 조건이 동일할 때, 약 1.84배로 더 입원할 확률이 높았다. 또한, 만성 질환이 있는 경우에 입원할 확률이 약 1.42배 더 높은 것으로 보였다. 비만인 경우에 그렇지 않은 경우에 비해서 입원할 확률이 약 1.46배 높았다. 하지

만, 나머지 변수인 신체 활동, 흡연, 음주 상태, ADL 제한 유무 변수는 입원 여부에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 다음으로 Part 2에서, 주관적 건강상태, ADL 제한 유무 변수를 제외한 나머지 변수들은 한번 입원한 경우의 입원 일수에 유의한 영향을 미치지 않았다. 주관적 건강 상태가 좋지 못함과 매우 좋지 못함이라고 응답한 집단은 아닌 집단에 비해서 입원 기간이 더 짧은 것으로 보였다. ADL 제한이 있는 집단은 ADL 제한이 없는 집단에 비해서 더 길게 입원을 지속하는 것으로 나타났다.

대부분의 사회 경제적 지표들은 입원 서비스에 미치는 영향이 제한적이었다. 하지만, 연령은 입원 확률과 입원 지속 기간에 음의 관계를 보였다. 우선 Part 1에서, 연령 이외에 변수로 개인 총소득 5분위 변수에서 부분적으로 입원 여부와 양의 관계를 보였다. 4분위에서만 통계적으로 유의하게 양의 관계를 보였다. 예상과 달리 입원 여부는 성별에 따라 유의한 영향을 미치지 않았고, 그 크기도 매우 작은 것으로 보였다. 교육 수준은 입원 여부에 제한적인 영향을 보였다. 경제 활동을 하는 것은 입원 여부에 영향을 미치지 않는 것으로 보였다. Part 2에서는 연령 외에 다른 사회경제적 변수들이 제한적인 영향을 보였다. 성별은 입원 여부와 같이 입원 일수에도 유의한 차이를 보이지 않았다. 소득의 입원 지속 기간에 대한 효과는 그 크기가 작고, 일관적이지 않았고, 교육 수준 역시 마찬가지로 일관적인 방향성을 보이지 않았다. 경제 활동을 하는 것은 한 번 입원한 경우의 입원 일수와 음의 관계를 보였다. 하지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

지역에 따라서 입원 여부는 통계적으로 유의하게 차이를 보였다($F(15, 15904) = 57.33, \text{Prob} > F = 0.000$). 또한, 한번 입원한 경우의 입원 일수도 통계적으로 유의한 차이를 보였다($F(15, 1163) = 68.01, \text{Prob} > F = 0.000$). 따라서, 국내의 입원 행동은 지역 간의 보이지 않는 이질성이 존재한다고 판단할 수 있다.

[표 3] 입원 여부와 입원 일수에 대한 가구 구성과 혼인 상태의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I./ F-statistics	Coef. (Robust Std. Err.)/ F-statistics
<i>1인 가구의 혼인 상태에 따른 구분 (ref. 사별)</i>				
혼인 중, 이혼	0.175	1.192	0.866, 1.638	0.088 (0.165)
미혼	0.846*	2.330*	1.177, 4.615	-0.341 (0.300)
			6.48*	1.82
<i>다인 가구의 가구 구성에 따른 구분</i>				
편부, 편모와 자녀	-0.478**	0.620**	0.466, 0.823	0.139 (0.173)
부부	-0.455***	0.634***	0.525, 0.766	-0.206 (0.090)*
부부와 다른 어른	-0.612***	0.542***	0.428, 0.684	-0.189 (0.112)
3인 이상의 기타 유형	-0.600***	0.548***	0.401, 0.749	-0.130 (0.151)
			3.76	4.53

주 : Part 1에서 F-검정의 계수와 유의 확률은 각각 $F(2, 15917) = 6.48, \text{Prob} > F = 0.039$ 이고, $F(3, 15916) = 3.76, \text{Prob} > F = 0.289$ 임. Part 2에서 F-검정의 계수와 유의 확률은 각각

$F(2, 1173) = 1.82$, $\text{Prob} > F = 0.403$ 이고, $F(3, 1172) = 4.53$, $\text{Prob} > F = 0.210$ 임. Part 1에서 세종시의 입원 데이터(2 obs)는 제외되었음.
ref. = reference group. *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.01, * P-value < 0.05.

제 3절 가구 구성과 혼인 상태에 따른 영향

[표 3, Part 1]에 따르면, 1인 가구에서 사별 가구와 비교하여 미혼 가구의 오즈가 2.33배로 더 큰 것으로 보였다. 또한, 1인 가구는 혼인 상태에 따라서 입원 여부가 차이가 있는 것으로 보였다($F(2, 15917) = 6.48$, $\text{Prob} > F = 0.039$). 한편, 다인 가구의 다양한 가구 구성들(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)은 사별 가구와 비교하여 전체적으로 입원을 덜 하는 것으로 보였다. 또한, [표 3] 하위 집단의 정렬 기준을 가구원 수로 한 것을 고려해보면, 2인 가구 구성(편부/편모와 자녀, 부부)보다 3인 이상 가구 유형(부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에서 사별한 가구와 비교한 입원 확률의 감소 효과가 더 큰 것으로 보였다. 하지만, 2인 가구 유형과 3인 가구 유형의 계수 값의 차이는 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았다($T\text{-statistics} = 1.91$, $\text{Prob} > T = 0.17$). 또한, 전체 가구 구성(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 사별 가구와 비교한 입원 확률에 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았다($F(3, 15916) = 3.76$, $\text{Prob} > F = 0.289$).

[표 3, Part 2]에서 다른 모든 가구 유형 중에서 부부 가구만이 한번 입원 시 입원 일수에 사별 가구와 유의한 차이를 보였다. 부부 가구의 가구원은 사별 가구의 가구원과 비교해서 모든 통제 변수의 조

건이 동일할 때, 입원 시 입원 지속 기간이 약 18.58% 더 적은 것으로 보인다. 한편, 1인 가구는 혼인 상태(혼인/이혼 가구, 사별 가구, 미혼 가구)에 따라 입원 시 입원 일수가 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 또한, 다인 가구의 가구 구성에 따라서도 입원 시 입원 일수가 차이를 보이지는 않았다. 이는 가설 3과 가설 4의 귀무가설을 기각할 만한 근거가 된다.

제 4절 만성질환 입원 행동에 대한 가구 형태의 영향

[표 4]에 따르면, 만성질환으로 인한 입원에서 1인 가구와 비교한 다인 가구 입원 확률의 감소 효과가 더 크게 나타난 것으로 보인다 (OR = 0.51, 95% C.I. = 0.41 - 0.63). 예상과 같이, 전체 입원의 경우보다 만성질환으로 인한 입원인 경우에 가구 형태의 영향이 더 크게 나타난 것으로 보인다. 하지만, 한번 입원 시 입원 일수에 대해서는 그 효과가 큰 차이가 없고, 통계적 유의성도 감소한 것으로 보인다. 통계적 유의성이 감소한 것은 관찰 대상이 556으로 작아진 이유라고 짐작되지만, 효과 크기가 차이가 없는 것은 기대와는 다른 부분이다. 1인 가구일지라도, 지역사회에서의 사회적 관계망이 강하거나 노인 거주 지역 가까운 곳에 자녀가 함께 거주하는 경우, 만성질환으로 인해 입원을 지속하는 기간에 영향을 줄 수 있기 때문에 이러한 결과를 보인 것으로 사료된다. 이러한 상황이 제대로 통제되지 못한 것은 연구 데이터 베이스의 한계에 기인한다.

[표 4] 전체 입원과 만성질환 입원에 따른 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과

다인 가구 (ref. 1인 가구)	Part 1 : 입원 여부			Part 2 : 입원 일수
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef. (Robust Std. Err.)
만성 질환으로 인한 입원	-0.68	0.51***	0.41, 0.63	-0.13
총 인년 수	15,920			556
전체 입원	-0.56	0.57***	0.49, 0.67	-0.16*
총 인년 수	15,920			1,176

주 : 만성질환으로 인한 입원의 모든 통제 변수들의 효과를 나타낸 것은 [부표 4]에 기술되었음. 세종시 입원 데이터(2 obs)는 제외되었음.

ref. = reference group. *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.01, * P-value < 0.05.

제 5절 강건성 검정(Robustness Checks)

건강 상태를 통제변수로 포함하지 않은 모델에서 모든 통제 변수들이 같다는 조건 하에 다인 가구가 1인 가구보다 0.582배로 더 적게 입원하였다. 이는 건강 상태를 통제한 모델(본 연구의 모델)에서 다인 가구가 1인 가구보다 0.570배 입원했던 결과와 약간의 차이를 보인다. 모델에서 사용된 건강 상태 변수들이 개인의 건강상태를 완전히 통제하였다는 가정 하에, 오히려 건강 상태를 통제한 본 모델에서 입원 확률을 줄이는 다인 가구의 효과가 약간 더 크게 나타나는 것을 알 수 있다. 따라서 입원 확률과 가구 형태 사이의 관계에 누락변수 편익은 제한적인 것으로 보인다. 한편, 건강 상태를 통제하지 않은 모델에서 다인 가구가 1인 가구에 비해서 한번 입원 시 입원 일수가 11.3% 더 짧은 것으로 나타났다. 하지만 통계적 유의하지 않게 변화

하였다. 본 연구 모델에서 다인 가구가 1인 가구에 비해서 약 14.4% 정도 더 짧게 입원을 지속하는 것과 비슷한 방향성과 크기를 보였다. 이렇듯 작게나마 입원 행동에 이러한 차이를 보이는 것은 1인 가구의 건강 수준을 향상시키거나 불건강 행동을 통제하는 여러 요인들 중 가정 내에서의 사회적 자본 이외에 다른 경로들로부터의 요소들이 존재한다는 것을 암시한다. 두 번째로, 전년도의 입원한 경력이 없는 다인 가구의 구성원은 전년도의 입원한 경력이 없는 1인 가구 개인에 비해서 약 0.601배로 통계적으로 유의하게 더 적게 입원하는 것으로 나타났다(p-value = 0.005, 95% C.I. = 0.517 - 0.837). 이는 본 연구의 모델과 같은 방향성과 유사한 영향 크기를 보인다. 한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수에서는 다인 가구가 1인 가구에 비해서 더 적은 입원 지속 기간을 보였다. 하지만 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았고, 계수의 크기도 작았다($\beta = -0.229$, p-value = 0.200). 이는 본 연구의 모델과 다소 차이를 보인다. 세 번째로, 작년도의 입원 여부는 동거 여부에 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았고, 그 크기도 작았다(Odds Ratio = 0.881, p = 0.108). 다음으로, 입원을 결정하는 주체변수를 통제하고, 입원 지속 기간에 대한 가구 형태의 효과를 측정해보았다. 검정 결과, 다인 가구의 입원 지속 기간은 1인 가구에 비해서 약 13.87% 더 짧았다. 이는 본 연구 모델에서 같은 비교로 약 14.4% 더 짧았던 경우와 비교해보면 유사한 결과 값을 보인 것으로 판단된다. 하지만, 입원 결정을 통제한 모델에서는 통계적 유의성이 소폭 감소하였다(p-value = 0.053). 마지막으로, 75세 이

상의 초고령층을 대상으로 개인의 입원 행동에 대한 가구 형태의 효과가 어떻게 바뀌는 지 검정하였다. 먼저, 입원 확률에 대해서 다인 가구의 노인은 1인 가구의 노인과 비교하여 0.527배 오즈가 낮았다. 이는 55세 이상의 인구 집단으로 하는 본 연구의 모델(OR = 0.570)보다 더 작은 효과를 보인다. 이는 나이가 증가함에 따라 입원을 예방하는 가구 내의 사회적 자본의 효과가 줄어든 것으로 보인다. 한편, 입원 지속 기간은 다인 가구의 노인이 1인 가구의 노인보다 약 23.34% 더 짧게 지속하였다. 이는 본 연구의 모델의 비교값인 14.4%보다 큰 효과를 보인다. 단기적 치료 목적의 입원임을 감안해보건대, 입원 지속 기간이 길수록 중증으로 입원했을 가능성이 높다. 따라서 나이가 들면, 1인 가구가 다인 가구와 비교하여 한번 입원하게 될 경우에 더 중증으로 입원하는 것으로 이해된다. 75세를 대상으로 한 모든 통제 변수들의 효과는 [부표 5]에 제시되었다. 다섯 가지 검정 결과, 여러 상황을 고려했음에도 모델에 따른 계수가 본 연구 모델의 계수와 대체로 유사한 방향성과 영향력을 보였다. 따라서 본 연구의 모델은 내생성의 크기가 적은 것으로 보인다.

제 4장 논의 및 고찰

본 연구의 목적은 가구 형태에 따라서 한국의 중·고령층 입원 행동이 어떻게 다른지 확인하는 데에 있다. 거주하는 공간에 가구 구성원의 존재 여부와 개인의 입원 행동 사이에 어떤 관계가 있는 지 확인하는 것은 보건정책적으로 중요한 의미일 수 있다. 만약 가정 내에 구성원이 존재하는 사람의 입원 행동이 가정 내에 구성원이 없는 사람의 입원 행동보다 적다면, 전체 가구 중 1인 가구의 비율이 점점 증가함에 따라 사회 전체적으로 의료 비용에 대하여 공적인 측면과 사적인 측면이 동시에 증가하게 된다(Weaver & Weaver, 2014). 이는 사회적 의료 비용을 적절한 수준으로 관리하는 목적의 제도들의 재정적 부담을 증가시키며, 의료 서비스를 이용하는 개인의 재정적 부담을 증가시킨다.

본 연구의 의의는 다음과 같이 열거된다. 첫째로, 국내 패널 자료원인 한국의료패널을 사용하여 한국의 중·고령층에서 가구 형태에 따른 개인의 입원 행동을 보이는 경험적 근거를 제시한다. 입원하는 행위는 모든 연령군에서 가능하지만, 특히 중·고령층에 주목하는 이유는 나이가 들에 따라 건강하지 못할 확률이 높아지고 만성질환이 존재하는 비율이 높아지게 되는데, 이러한 상황에서 입원 행동에 대하여 가구 내 구성원의 효과가 좀 더 두드러질 것이라 사료되기 때문이다. 다음으로, 패널 데이터의 장점을 활용하여 국내의 많은 선행 문

현에서 언급한 내생성과 역인과성의 문제를 패널 자료원의 특성을 통해 검사하고, 그 결과를 평가했다는 데에 의의가 있다. 본 연구 설계가 횡단면 설계임에도 불구하고, 많은 검사에서 본 연구 결과와 상당 부분 유사하였음을 확인하였다. 이는 본 연구의 결과가 내생성과 역인과성의 위험이 적다는 것을 암시한다. 마지막으로, 본 연구는 최근 한국의 혼인 상태와 가구 구성이 복잡하고 다양해지고 있는 인구·사회적 변화를 반영한다. 하위 집단으로서 가구 구성과 혼인 상태에 따라 분석 대상을 세분화한 뒤, 집단 별로 입원 행동을 비교하며 보건 정책적인 의미를 찾을 수 있는 경험적 근거를 제시한다.

연구 결과, 한국의 중·고령층에서 입원 여부에 대한 가구 형태의 영향은 통계적으로 유의하게 대체적 관계를 보였다. 이는 다인 가구의 구성원이 1인 가구의 개인에 비해서 더 적은 입원을 하는 것을 시사한다. 기존 문헌과 비교해보면, Laporte, Nauenberg 와 Shen의 문헌(2008), Mu 등의 문헌(2015), 전해숙과 강상경의 문헌(2012)과 입장을 같이 한다. 전해숙과 강상경(2012)은 이러한 결과에 대해 평소에 비공식적 관계가 많은 사람들은 건강 상태가 상대적으로 양호하여 입원 서비스를 이용할 확률이 낮은 것이라고 주장하였다. 또한, 입원 서비스 이용에 있어서는 비공식적 사회적 관계의 보호 효과가 작용하지 않는 것으로 보인다고 주장을 뒷받침하였다. 이와 같은 맥락에서 본다면 연구 결과에서 다인 가구가 1인 가구보다 입원 확률(Odds)이 작은 것은 오랜 기간 동안 가구 구성원으로부터 받은 정서적, 육체적 지지가 누적되어 비교적 건강 수준이 좋아지기 때문에 사고/중독, 질

병 등으로 인해 입원하는 것을 예방해주는 것으로 보인다. 이에 대한 또 다른 해석은 다인 가구와 1인 가구가 같은 건강상태라면, 1인 가구에서 입원을 더하는 것은 가구 내에서 누군가로부터 불건강 행동, 위험성이 높은 행동을 통제받지 못하기 때문에 사고/중독 또는 질병의 위험에 비교적 쉽게 노출되는 환경이 입원을 더 발생시키는 것으로 해석된다. 분석 모형에서 Weaver와 Weaver의 연구 모형과 유사함에도 불구하고, 이러한 차이를 보이는 것은 국내 중·고령층의 입원 행동에 대하여 가구 내 구성원의 존재에 대한 효과가 사회문화적 맥락에 따라 다르게 나타난다는 것을 알 수 있다. 국내 장기요양보험제도 등과 같은 보건정책의 운용에 있어서 가정 내 구성원의 존재가 개인의 입원 행동에 영향을 미친다는 점은 중요한 고려 요소일 수 있다.

건강 상태 변수들(주관적 건강상태, 만성질환 유무, 비만 여부)은 그 수준이 나쁠수록 입원을 더 하는 것으로 보였지만, 건강 행동 변수들(흡연, 음주, 신체활동)은 입원 여부에 미치는 효과가 제한적으로 보였다. 한편, 사회경제적 지표는 연령을 제외하고, 그 효과가 뚜렷하게 나타나진 않았다. 이는 입원 서비스의 성격이 드러난 결과라고 판단된다. 이미진(2009)은 입원과 같이 의료서비스 공급자에 의해 주로 서비스 이용이 결정되거나 서비스 이용을 회피하기 힘들수록 사회경제적 요인보다는 건강 수준 등의 욕구 요인에 의해 서비스 이용이 결정되는 것으로 나타난다고 지적한 바 있다. 연구 결과에서 [표 2]의 Part 1을 살펴보면 사회경제적 지표 중에서 연령이 입원 확률과 음의

관계를 보임으로써 일반적인 지식과 반대되는 양상을 보였다. 이는 연도 변수가 통계적으로 입원 여부와 관련이 없음을 감안할 때, 연령이 증가함에 따라 입원을 덜한다는 해석보다는 상대적으로 저연령집단이 고연령집단보다 입원 서비스를 더 이용한다는 해석이 바람직해 보인다. 연령과 의료서비스 이용이 부적 관계에 있는 것은 몇몇의 논문에서 나타나고 있다. Torbica 등(2015)은 연령이 1세 증가함에 따라 급성(acute)의 총 건강관리 비용은 1.6% 떨어진다고 분석한 바 있고, 국내에서는 이미진의 문헌(2009)이 그렇다. 이 논문에 따르면 이러한 연구 결과는 생존자 효과로 인한 것임을 배제할 수 없지만, 저연령 집단일수록 입원 서비스를 더 많이 이용하는 경향을 보이는 것은 다시 말하면, 고연령 집단일수록 동일한 건강상태에서 의료서비스에 대한 이용 접근성이 떨어짐을 보여주는 결과라고 지적한 바 있다. 또한, 고연령 집단일수록 건강의 악화로 의료서비스를 이용할 필요성을 느끼지 못하거나 의료서비스 이용에 대한 정보 부족으로 인한 접근 상의 불평등에 기인한 것일 수 있다며 주장을 뒷받침하였다. 연령 외에 소득 변수는 건강보험 여부와 높은 상관성을 가진다고 앞서 언급하였다. 이러한 입원 여부에 대한 소득의 효과가 4분위 집단에 한해서만 통계적으로 유의한 차이를 보인 이유는 입원 서비스에 미치는 국민건강보험의 효과가 작용했기 때문에 제한된 영향을 보였다고 판단된다.

한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수에 대한 가구 형태의 영향은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 대체적 관계를 보였다. 즉, 다인 가구의 개인이 1인 가구의 개인에 비해서 약 14.4% 더 적게 입원

을 지속하는 것으로 보였다. 구체적으로, 중·고령층의 혼자 사는 개인의 한번 입원 시 평균 입원 지속 기간이 약 7.9일이라고 한다면, 같은 연령층의 같이 사는 개인은 약 6.76일 정도 입원을 지속하는 것으로 보인다. 이는 선행 문헌과 유사한 결과 값을 보였다(Weaver & Weaver, 2014; Mu et al, 2015). 한국에서 입원을 오래 지속하는 것은 질병 중등도가 큰 경우의 입원으로 널리 인식되어 있기 때문에(정성필, 2002) 반드시 예방되어야 하는 유형의 입원이다. 이러한 측면에서 1인 가구의 입원 지속 기간이 상대적으로 긴 것은 보건정책적인 차원에서 주의 깊은 관심을 두어야 하는 사실이다.

대부분의 건강 상태 변수들이나 사회경제적 지표들은 입원 일수 변수에 큰 영향을 미치지 않았다. 하지만, [표 2, Part 2]에서 건강 상태 지표들 중 주관적 건강 상태와 일상생활 제한 여부 변수가 특징적인 모습을 보였다. 먼저, 주관적 건강 상태가 나쁨, 매우 나쁨을 평가한 집단은 보통 이상을 평가한 집단보다 입원 지속 기간이 오히려 짧았다. 입원 지속 기간이 질병의 중증을 의미하고, 본인의 건강상태를 질병의 중증과 관련지어 판단한다고 가정한다면 보통 이상을 평가한 집단의 입원 지속 기간이 더 짧아야 할 것이다. 하지만, Part 2의 종속 변수가 한번 입원 시 입원 지속 기간을 나타내는 변수로 설정된 점과 Part 1에서 나쁨, 매우 나쁨을 평가한 집단이 보통 이상을 평가한 집단보다 약 1.842배 더 높은 입원 확률을 보이는 점을 고려한다면, 나쁨, 매우 나쁨을 평가한 집단의 입원 행동은 보통 이상을 평가한 집단과 비교하여 더 자주 입원하지만, 한번 입원할 시 입원 지속

기간은 더 짧은 것으로 파악된다. 일상생활에 제한이 있는 경우, 입원 여부에 있어서는 영향을 미치지 않았지만, 한번 입원 시 입원 일수에는 정적 영향을 나타내었다. 일상 생활에 제한이 있는 환자의 경우 의료 시설에 상대적으로 오래 투숙하는 것으로 해석된다.

사회경제적 지표들은 연령을 제외하고, 모두 통계적으로 유의한 연관성을 보이지 않았다. 입원 여부와 마찬가지로, 입원 일수도 연령과 부적 관계를 보였다. 하지만, 연도 변수가 통계적으로 유의하지 않음을 감안한다면, 저연령 집단에서 상대적으로 건강에 대한 관심과 치료에 대한 의지가 강하고, 고연령 집단에서의 불건강에 대한 용인이 크기 때문에 이러한 방향성이 나타난 것으로 사료된다.

또한, 본 연구는 국내 인구·사회적 변화를 반영하여 다양한 가구 형태에 따라 입원 행동의 효과를 분석하고자 하였다. 다인 가구의 가구 구성과 1인 가구의 혼인 상태 별로 그 효과를 비교하였다. 그 결과, 입원 여부와 한번 입원 시 입원 일수에 대한 영향은 다양한 가구 구성(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 두 종속 변수 모두 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 국내 중·고령층의 다인 가구는 가구 구성에 따라서 입원 여부에 영향을 미치지 않음을 보인 것이다. 이는 Weaver와 Weaver의 문헌(2015)과 그 결과를 같이한다. 한편, 1인 가구 중 미혼 가구가 사별 가구에 비해 통계적으로 유의하게 더 높은 입원 확률($OR = 2.33$, $95\% CI = 1.177-4.615$)을 보였고, 혼인/이혼, 사별, 미혼 가구는 입원 여부에 있어서 통계적으로 유의하게 차이를 보였다. 한 번 입원 시

입원 일수는 세 집단이 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 본 연구와 같은 데이터 원을 사용한 박영희의 문헌(2014)은 종합전문병원과 종합병원에 한정하여 혼인 상태에 따른 개인의 입원 행위를 부분적으로 분석하였다. 종합병원에 비해서 종합전문병원에 입원할 확률이 현재 혼인한 경우가 혼인 경험이 있는 1인 가구(별거, 사별, 이혼)의 경우보다 1.43배 높았고, 미혼 집단과 혼인 경험이 있는 1인 가구(별거, 사별, 이혼)는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 1인 가구가 입원 확률에 있어 유의한 차이를 보이지 않았던 점은 본 연구의 결과와 다소 차이를 보인다. 하지만, 이는 종합병원 이상의 입원 건만을 대상으로 하였고, 입원 확률이 아닌 종합병원과 비교한 종합전문병원의 입원 확률이기 때문에 개인의 전체적인 입원 행위라고 해석하기 어렵다. 분석 대상에 병원과 의원급의 병원 입원 건수를 포함하고, 종속 변수를 1년 기간 중 입원 여부로 한다면 유사한 결과를 보일 것으로 사료된다.

하지만, 본 연구는 몇 가지 고려되어야 할 점이 있다. 첫 번째, 분석 대상이 55세 이상의 인구인 것을 감안할 때, 조사 대상으로 측정된 75세 이상의 노인 인구가 같은 연령대 한국의 실제 노인 인구보다 건강한 상태일 가능성이 높다. 즉, 건강한 상태의 노인 인구만 조사 대상으로 남게 되어 선택 편의(Selection bias)를 불러일으킨다. 이는 긴 기간에 종단적 설계에 따른 분석을 요구하지만, 본 연구의 설계는 3개년 데이터를 이용한 횡단적 설계이기 때문에, 입원 서비스 이용 궤적, 이용 궤적의 예측 요인, 이용 궤적과 건강 궤적 간의 관계 등에

대한 종단적 성격의 연구 질문은 해결하지 못한다. 하지만, 이러한 내생적인 변수들은 몇가지 검정에 의해서 큰 영향을 보이지 않음이 확인되었다. 두 번째, 연구 모형에서 가구 구성원의 지지에 대한 여러 상황을 완전하게 다루지 못했다. 예컨대, 혼자 사는 노인의 경우에 가구 구성원이 없다고 파악되지만, 노인과 가까운 곳에 살면서 노인에게 사회적인 지지를 제공할 수 있다. 또한, 같이 사는 노인의 경우에도 가구 구성원이 있어 가구 내 사회적 지지가 있다고 판단하지만, 구성원(들)이 노인의 건강에 긍정적인 지지를 제공하지 않을 수 있다. 또한, 지역사회 사회 자원(사회활동의 수, 자주 접촉하고 연락하는 관계망의 크기, 관계망과의 친밀도 등)을 포괄하지 않는 점은 본 연구의 또 다른 제한점이다. 데이터베이스 설계 상, 이러한 조사항목은 포함되어 있지 않으므로, 추후에 조사 항목에 추가되지 않는 이상, 이러한 부분은 계속적으로 제한 사항이 될 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고, 강건성 검정 결과에서 알 수 있듯이 이러한 내생성의 문제는 본 연구의 결과에 적은 영향을 미치는 것으로 보인다. 세 번째, 가족 구성원과 함께 거주하게 된 기간이나 혼자 살게 된 기간이 모델에 포함되지 않아 동거 여부의 장기적인 측면이 개인의 입원 행위에 어떤 영향을 미치는 지 파악하기 어렵다. 네 번째, 하위 집단으로서 가구 구성을 세분화함에 따른 관찰치의 감소가 통계적 유의성, 영향 크기에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 문제는 패널 자료가 조사 회차를 거듭함에 따라 누적되면서 점차적으로 개선될 것으로 판단된다. 다섯 번째, 데이터 설계 상, 정신 건강을 다루지 못하여

개인의 건강 상태를 최대한 통제하지 못한 점은 이 연구의 한계다. 정신 건강 변수로 대표되는 우울감, 우울 정도 변수는 해당 년도의 패널 데이터에서는 수집이 불가능했던 항목이다.

몇 가지 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 보건정책의 수립 과정에서 중요한 고려 사항을 제시할 수 있다. 특히, 1인 가구 중 혼인 상태에 따른 입원 행동에 차이를 보이는 것은 입원 행동과 관련한 보건정책 수립과정에서 1인 가구 집단도 혼인 상태에 따라 세분화될 필요성이 있음을 시사한다. 또한, 혼자 살게 되는 이유 중에서 혼인을 하지 않은 미혼 집단이 사별한 집단과 비교해서 의료 이용 확률이 매우 높은 것으로 나타났는데, 앞으로 1인 가구 증가 현상과 미혼 현상이 지속된다면, 이에 대한 정책적 논의가 필요해 보인다.

참고 문헌

- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital.
- Duan, N., Manning, W. G., Morris, C. N., & Newhouse, J. P. (1984). Choosing between the sample-selection model and the multi-part model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(3), 283-289.
- Freedman, V. A. (1996). Family structure and the risk of nursing home admission. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences & Social Sciences*, 51(2), S61-S69.
- Hays, J. C., Pieper, C. F., & Purser, J. L. (2003). Competing Risk of Household Expansion or Institutionalization in Late Life. *The Journals of Gerontology: Series B*, 58(1), S11-S20.
doi:10.1093/geronb/58.1.S11
- Kasper, J. D., Pezzin, L. E., & Rice, J. B. (2010). Stability and changes in living arrangements: relationship to nursing home admission and timing of placement. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences & Social Sciences*, 65(6), 783-791.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., & Glass, R. (1999). Social capital and self-rated health: a contextual analysis. *American Journal of Public Health*, 89(8), 1187-1193.
- Laporte, A., Nauenberg, E., & Shen, L. (2008). Aging, social capital, and health care utilization in Canada. *Health Economics, Policy & Law*, 3(4), 393-411.
- Lee, S. Y. D., Chen, W. L., & Weiner, B. J. (2004). Communities and hospitals: social capital, community accountability, and service provision in US community hospitals. *Journal of Health*

- services research*, 39(5), 1487-1508.
- Manning, W. G., & Mullahy, J. (2001). Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of health economics*, 20(4), 461-494.
- Mu, C. Z., Kecmanovic, M., & Hall, J. (2015). Does Living Alone Confer a Higher Risk of Hospitalisation? *Economic Record*, 91, 124-138. doi:10.1111/1475-4932.12184
- OECD. (2019). Trends Shaping Education 2019.
- Perry, M., Williams, R. L., Wallerstein, N., & Waitzkin, H. (2008). Social capital and health care experiences among low-income individuals. *American Journal of Public Health*, 98(2), 330-336.
- Reinhard, S. C., Feinberg, L. F., Choula, R., & Houser, A. (2015). Valuing the invaluable: 2015 update. *Insight on the Issues*, 104, 89-98.
- Spillman, B. C., & Pezzin, L. E. (2000). Potential and active family caregivers: Changing networks and the 'sandwich generation' . *The Milbank Quarterly*, 78(3), 347-374.
- Torbica, A., Calciolari, S., & Fattore, G. (2015). Does informal care impact utilization of healthcare services? Evidence from a longitudinal study of stroke patients. *Social Science & Medicine*, 124, 29-38.
- Weaver, F. M., & Weaver, B. A. (2014). Does availability of informal care within the household impact hospitalisation? *Health Economics Policy and Law*, 9(1), 71-93.
doi:10.1017/s1744133113000169
- Wolff, J. L., & Kasper, J. D. (2006). Caregivers of frail elders: Updating a national profile. *The Gerontologist*, 46(3), 344-356.
- Woo, K.-S., Seo, J.-H., Kim, G.-S., & Shin, Y.-J. (2012). The effect

of social capital, health risk behavior and health status on medical care utilization by the elderly. *Health Policy and Management*, 22. doi:10.4332/KJHPA.2012.22.4.497

- 고아라, 정규형, & 신보경. (2018). 중장년 1인 가구의 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향에 관한 종단 연구: 다인 가구와의 비교를 중심으로. *한국가족복지학*, 59, 55-79.
- 김명화, 권순만, & 김홍수. (2013). 노인의 장기요양이용이 의료이용에 미치는 영향. [The Effect of Long-term Care Utilization on Health Care Utilization of the Elderly]. *보건경제와 정책연구(구 보건경제연구)*, 19(3), 1-22.
- 김선숙. (2010). 사회자본이 아동의 심리사회발달에 미치는 영향. *한국복지패널 학술대회 논문집*, 3, 424-435.
- 김시월, & 조향숙. (2015). 중·고령 1인가구의 소비패턴과 삶의 만족도. [Study on the Consumption Patterns and Life Satisfaction of Older Single Households]. *Financial Planning Review*, 8(3), 89-118.
- 김영주. (2009). 남녀별 독거노인과 동거노인의 건강습관, 스트레스, 우울, 자살생각 비교. *기본간호학회지*, 16(3), 333-344.
- 김은경, & 박숙경. (2016). 우리나라 여성 1인가구와 다인가구 여성의 건강행태 및 질병이환율 비교. *한국보건간호학회지*, 30(3), 483-494.
- 김진구. (2008). 노인의 의료이용과 영향요인 분석. [Factors Affecting the Choice of Medical Care Use by the Elderly Person]. *노인복지연구*, 39, 273-302.
- 김진구. (2011). 가족형태가 노인의 건강행위에 미치는 영향. [The Impact of Family Type on Health Behavior of Elderly People]. *노인복지연구*, 51(-), 35-55.
- 나비, & 은상준. (2019). 1인 가구의 의료이용 형평성: 다인 가구와의

- 비교를 통하여. [The Equity in Health Care Utilization of One-Person Households: By Comparison with Multi-Person Households]. *보건행정학회지*, 29(3), 288-302.
- 박금령, & 최병호. (2018). 노인의 미충족 돌봄과 미충족 의료에 대한 탐색적 연구. *보건사회연구*, 38(4), 40-56.
- 박미현. (2016). 장년층 1 인가구의 특성 분석: 다인가구와의 비교. *한국인간복지실천연구*, 17, 115-129.
- 박영희. (2014). 상급종합병원 입원의 특성 및 이용 요인 분석: 한국 의료패널 자료 (2008~ 2011) 를 이용하여. *The Korean Journal of Health Service Management*, 8(3), 13-25.
- 배화숙. (2011). 가구유형별 노인의 사회서비스 이용경험과 영향요인 연구. *사회과학연구*, 27(3), 1-24.
- 송유진. (2007). 사별 후 혼자사는 노인1인가구의 특성. *한국지역사회생활과학회지*, 18(1), 147-160.
- 신미아. (2019). 1 인가구와 다인가구의 건강행태 및 정신건강 비교: 국민건강영양조사 자료분석 (2013, 2015, 2017). *한국웰니스학회지*, 14(4), 11-23.
- 유광수, & 박현선. (2003). 독거노인과 가족동거노인의 건강상태에 관한 비교 연구. *한국노년학*, 23, 163-179.
- 이미진. (2009). 노인의 의료서비스 이용에 대한 종단적 연구. [A Longitudinal Study on Older Adults' Use of Medical Services]. *사회복지정책*, 38(1), 201-223.
- 이민아. (2010). 결혼상태에 따른 노인의 우울도와 성차. *한국사회학*, 44(4), 32-62.
- 이승호, & 신유미. (2018). 공적돌봄과 가족돌봄의 종단적 관계. [Longitudinal Relationship between Public Care and Family Care: Focusing on Home Care for Older People in South Korea]. *한국노년학*, 38(4), 1035-1055.

- 이원식. (2018). 의료서비스 이용에 대한 종단연구. [A Longitudinal Study on the Use of Medical Services]. *사회복지정책*, 45(2), 5-37.
- 이윤로. (2012). 사회복지실천기술론. 학지사.
- 이윤석. (2012). 혼인상태에 따른 중년남녀의 건강행위와 건강상태. *한국인구학*, 35(2), 103-131.
- 이윤환. (2012). 노인의 건강 및 의료이용실태와 정책과제. *보건복지포럼*, 2012(10).
- 이인정. (2014). 초고령 노인의 스트레스 요인과 대응방식이 우울에 미치는 영향. [The Effects of Stressors and Coping on Depression of the Oldest Old]. *보건사회연구*, 34(4), 264-294.
- 이지원. (2017). 초고령화사회에 따른 노인건강의료분야의 문제점과 개선방안. [A Study on the Problems and Improvement of the medical service for Elderly People towards Super-aged Society]. *法學研究*, 25(4), 181-203.
- 이호용, & 문용필. (2015). 노인장기요양보험의 도입전후 진료형태별 의료비 변화 분석. [The Effect of Long-term Care Utilization on Health Care Utilization of the Elderly]. *보건경제와 정책연구(구 보건경제연구)*, 21(3), 81-102.
- 임경춘, & 김선호. (2012). 노인의 연령별 우울정도와 영향요인: 전기노인과 후기노인의 비교. *정신간호학회지*, 21(1).
- 임재영, 이태진, 배상수, 이기홍, 강경화, & 황연희. (2010). 사회자본이 저소득층의 건강생활실천에 미치는 영향. *한국사회정책학회지*, 16(2), 131-180.
- 전해숙, & 강상경. (2012). 연소노인과 고령노인 간 의료서비스 이용 예측요인의 연령차: 고령화 사회의 의료서비스에 주는 함의. *보건사회연구*, 32(1), 28-57.
- 전해숙, & 강상경. (2012). 연소노인과 고령노인 간 의료서비스 이용

- 예측요인의 연령차: 고령화 사회의 의료서비스에 주는 함의.
보건사회연구, 32(1), 28-57.
- 정경희, 오영희, 황남희, 권중돈, & 박보미. (2014). 노인단독가구의
 생활 현황과 정책 과제. In: 한국보건사회연구원.
- 정경희. (2017). 2017년도 노인실태조사, 보건사회연구원, 2017.
- 정성필. (2002). 건강한 급성 설사 환자에서 장기 입원 예측인자로서의
 대변 백혈구 검사. [Stool White-cell Count as a Predictor of
 Long-term Admission in Healthy Patients with Acute
 Diarrhea.]. *Journal of the Korean Society of Emergency
 Medicine (대한응급의학회지)*, 13(4), 381~384-384.
- 차승은. (2007). 노인의 결혼지위 점유에 따른 건강차이. [Marital
 Status of Elderly: Does it Really Matter for Health?].
한국노년학, 27(2), 371-392.
- 통계청. (2017). *장래가구추계 : 2015 ~ 2045*.
- 한국보건사회연구원,. (2017). 2015년 한국의료패널 기초분석보고서.
- 황연희. (2011). 한국의료패널로 본 한국 노인들의 의료이용 및 의료비
 지출. *보건복지포럼*, 51-59.

[부표 1] 전체 집단과 입원한 집단의 가구 형태의 분포

가구 형태	전체 경우			입원한 경우		
	빈도	비율 (%)	누적 비율	빈도	비율 (%)	누적 비율
<i>1인 가구의 혼인 상태에 따른 구분</i>						
사별	2,006	12.60	12.60	209	17.77	17.77
혼인 중, 이혼	477	3.00	15.60	60	5.10	23.87
미혼	63	0.40	16.00	11	0.94	23.81
<i>다인 가구의 가구 구성에 따른 구분</i>						
편부, 편모와 자녀	1,007	6.32	22.32	77	6.55	30.36
부부	7,167	45.01	67.33	494	42.01	72.36
부부와 다른 어른	4,133	25.96	93.29	260	22.11	94.47
3인 이상의 기타 유형	1,069	6.71	100.00	65	5.53	100.00
총 계	15,922	100		1,176	100	

[부표 2] 투-파트 모델에 따른 입원 행동에 대한 통제 변수들의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef. (Robust Std. Err.)
다인 가구 (ref. 1인 가구)	-0.562***	0.570***	0.485, 0.670	-0.156 (0.078)*
<i>건강 상태 지표</i>				
주관적 건강 상태				
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 보통, 좋음, 매우 좋음)	0.611***	1.842***	1.606, 2.112	-0.153 (0.071)*
신체 활동 (ref. 안함)	-0.048	0.953	0.829, 1.095	-0.061 (0.070)
흡연 (ref. 비흡연)	-0.141	0.868	0.704, 1.069	0.199 (0.150)
음주 상태 (ref. 거의 마시지 않음)				
주 1회 이상	0.025	1.025	0.862, 1.218	-0.140 (0.094)
월 3회 이하	-0.007	0.993	0.832, 1.118	-0.175 (0.097)
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	-0.009	1.008	0.803, 1.267	0.486 (0.149)***
만성 질환 있음 (ref. 없음)	0.349**	1.418**	1.116, 1.800	-0.087 (0.129)
비만 (ref. 비만 아님)	0.381**	1.464**	1.027, 2.088	0.102 (0.176)
<i>사회 경제적 지표</i>				
연령	-0.023	0.977***	0.967, 0.986	-0.014 (0.005)**
여성 (ref. 남성)	0.033	1.033	0.878, 1.215	0.110 (0.080)
개인 총소득 5분위 (ref. 1분위)				
2분위	0.144	1.155	0.974, 1.374	0.072 (0.093)
3분위	-0.041	0.960	0.782, 1.180	0.037 (0.103)
4분위	0.231**	1.260**	1.020, 1.557	0.198 (0.111)
5분위	0.096	1.102	0.919, 1.461	-0.063 (0.127)
교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)				
초등학교 졸업 이하	0.193	1.213	0.946, 1.557	0.064 (0.138)
중학교 졸업 이하	0.219	1.250	0.972, 1.593	0.218 (0.149)
고등학교 졸업 이하	0.165	1.180	0.934, 1.493	-0.122 (0.141)
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	-0.053	0.948	0.824, 1.089	-0.142 (0.075)
조사 년도	0.073	1.075	0.999, 1.157	-0.008 (0.038)

[부표 2] 계속

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef. (Robust Std. Err.)
지역 더미(ref. 서울특별시)				
부산광역시	0.561***	1.75***	1.342, 2.281	0.046 (0.148)
대구광역시	0.016	1.01	0.740, 1.396	-0.025 (0.160)
인천광역시	0.336*	1.40*	1.012, 1.936	0.058 (0.176)
광주광역시	0.240	1.27	0.859, 1.881	0.476 (0.207)*
대전광역시	-0.111	0.89	0.607, 1.317	0.154 (0.193)
울산광역시	0.347	1.41	0.887, 2.256	-0.512 (0.226)
세종시	0	1	.	.
경기도	0.162	1.18	0.917, 1.508	-0.099 (0.143)
강원도	0.166	1.18	0.839, 1.662	0.391 (0.194)*
충청북도	-0.199	0.82	0.549, 1.223	-0.517 (0.170)*
충청남도	0.324*	1.38*	1.007, 1.899	0.270 (0.174)
전라북도	0.475*	1.61*	1.196, 2.163	0.061 (0.166)
전라남도	0.509**	1.67**	1.247, 2.222	0.391 (0.144)*
경상북도	-0.209	0.81	0.580, 1.131	-0.083 (0.176)
경상남도	0.088	1.09	0.809, 1.475	-0.065 (0.146)
제주도	0.461*	1.59*	1.083, 2.322	0.596 (0.299)

[부표 3] 입원 행동에 대한 가구 유형과 혼인 상태의 효과와 통제 변수

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
<i>1인 가구의 혼인 상태에 따른 구분 (ref. 사별)</i>					
혼인 중, 이혼	.174	1.190	.865, 1.637	.088	.164
미혼	.846*	2.330*	1.177, 4.615	-.341	.300
<i>다인 가구의 가구 구성에 따른 구분</i>					
편부, 편모와 자녀	-.478**	.619**	.466, .823	.138	.090
부부	-.455***	.634***	.525, .766	-.205*	.173
부부와 다른 어른	-.612***	.541***	.428, .684	-.188	.111
3인 이상의 기타 유형	-.600***	.548***	.401, .748	-.130	.150
<i>건강 상태 지표</i>					
주관적 건강 상태					
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 보통, 좋음, 매우 좋음)	.612***	1.844***	1.608, 2.116	-.160*	.071
신체 활동 (ref. 안함)	-.051	.949	.826, 1.091	-.051	.069
흡연 (ref. 비흡연)	-.140	.869	.704, 1.072	.152	.132
음주 상태 (ref. 거의 마시지 않음)					
주 1회 이상	.028	1.029	.866, 1.223	-.140	.094
월 3회 이하	-.002	.997	.836, 1.190	-.186*	.094
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	.019	1.019	.811, 1.281	.483**	.150
만성 질환 있음 (ref. 없음)	.347**	1.415**	1.114, 1.796	-.139	.135
비만 (ref. 비만 아님)	.381*	1.463*	1.024, 2.091	.106	.180
<i>사회 경제적 지표</i>					
연령	-.022***	.977***	.967, .987	-.015**	.004
여성 (ref. 남성)	.041	1.042	.884, 1.229	.089	.080
개인 총소득 5분위 (ref. 1분위)					
2분위	.160	1.174	.986, 1.398	.065	.091
3분위	-.008	.991	.802, 1.225	.022	.104
4분위	.285*	1.330*	1.068, 1.657	.196	.114
5분위	.175	1.191	.934, 1.520	-.086	.130

[부표 3] 계속

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)					
초등학교 졸업 이하	.209	1.232	.960, 1.581	.043	.138
중학교 졸업 이하	.222	1.249	.975, 1.600	.217	.149
고등학교 졸업 이하	.169	1.185	.936, 1.499	-.126	.141
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	-.056	.945	.822, 1.087	-.134	.074
조사 년도	.073	1.075	.999, 1.158	-.008	.038
지역 더미(ref. 서울특별시)					
부산광역시	.574***	1.776***	1.361, 2.315	.069	.152
대구광역시	.020	1.021	.743, 1.402	-.026	.161
인천광역시	.350*	1.420*	1.026, 1.965	.078	.179
광주광역시	.260	1.297	.876, 1.919	.488*	.211
대전광역시	-.105	.899	.610, 1.326	.201	.197
울산광역시	.355	1.427	.896, 2.273	-.581**	.209
세종시	.	1		.	.
경기도	.168	1.183	.922, 1.518	-.098	.145
강원도	.158	1.172	.832, 1.650	.397*	.190
충청북도	-.211	.809	.542, 1.206	-.500**	.176
충청남도	.325	1.384	1.009, 1.899	.300	.179
전라북도	.483**	1.622**	1.206, 2.181	.059	.163
전라남도	.518***	1.679***	1.258, 2.242	.415**	.149
경상북도	-.203	.816	.584, 1.139	-.031	.181
경상남도	.092	1.096	.812, 1.480	-.037	.151
제주도	.475*	1.609*	1.098, 2.358	.536	.276

[부표 4] 만성질환으로 인한 입원에 따른 변수들의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
<i>관심 변수</i>					
다인 가구 (ref. 1인 가구)	-0.683***	.507***	.408, .631	-0.13	.096
<i>건강 상태 지표</i>					
주관적 건강 상태					
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 매우 좋음, 좋음, 보통)	0.841***	2.317***	1.918, 2.798	-0.03	.089
신체 활동 (ref. 안함)	-0.102	.904	.735, 1.113	-0.16	.097
흡연 (ref. 비흡연)	-0.373**	.692**	.507, .945	0.01	.166
<i>음주 상태</i>					
(ref. 거의 마시지 않음)					
주 1회 이상	0.003	1.002	.783, 1.280	-0.24**	.117
월 3회 이하	-0.021	.981	.755, 1.273	-0.22*	.132
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	0.033	1.021	.761, 1.371	0.49***	.161
만성 질환 있음 (ref. 없음)
비만 (ref. 비만 아님)	0.911***	2.462***	.761, 1.371	0.01	.176
<i>사회 경제적 지표</i>					
연령	0.012	1.010	.997, 1.022	-0.02***	.005
여성 (ref. 남성)	-0.151	.864	.691, 1.079	-0.06	.109
<i>개인 총소득 5분위</i>					
(ref. 1분위)					
2분위	0.224*	1.243*	.984, 1.569	-0.05	.115
3분위	-0.143	.873	.644, 1.185	-0.22	.135
4분위	0.321**	1.369**	1.018, 1.841	0.14	.146
5분위	0.072	1.066	.7488, 1.517	-0.08	.165
<i>교육 수준</i>					
(ref. 대학교 졸업 이상)					
초등학교 졸업 이하	0.165	1.167	.811, 1.680	-0.30	.201
중학교 졸업 이하	0.214	1.220	.847, 1.756	-0.21	.214
고등학교 졸업 이하	0.062	1.061	.742, 1.518	-0.46**	.210
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	-0.071	.942	.768, 1.156	-0.09	.091

[부표 4] 계속

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
조사 년도	-.282***	.750***	.672, .837	.061	.051
지역 더미 (ref. 서울특별시)					
부산광역시	.599**	1.801**	1.212, 2.675	.663**	.211
대구광역시	.110	1.159	.730, 1.839	.540*	.225
인천광역시	.535*	1.686*	1.060, 2.679	.563*	.257
광주광역시	-.465	.614	.287, 1.315	1.07*	.457
대전광역시	-.400	.698	.363, 1.342	.629*	.277
울산광역시	.608	1.839	.960, 3.525	.391	.344
세종시
경기도	.434*	1.538*	1.077, 2.195	.433*	.182
강원도	.346	1.398	.866, 2.257	.940***	.238
충청북도	.129	1.184	.700, 2.001	.319	.241
충청남도	.314	1.398	.891, 2.194	.519*	.213
전라북도	.400	1.553	1.009, 2.391	.674**	.219
전라남도	.399	1.502	.979, 2.303	1.137***	.188
경상북도	.009	1.032	.649, 1.643	.439*	.208
경상남도	.041	1.083	.692, 1.695	.674***	.191
제주도	.427	1.598	.917, 2.782	.188	.218

[부표 5] 75세 이상 대상에 따른 모든 통제변수들의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 3,791)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
다인 가구 (ref. 1인 가구)	-.635***	.527***	.390, .717	-.265	.144
<i>건강 상태 지표</i>					
주관적 건강 상태 나쁨, 매우 나쁨 (ref. 보통, 좋음, 매우 좋음)	.539***	1.726***	1.303, 2.254	-.174	.141
신체 활동 (ref. 안함)	.183	1.199	.861, 1.674	-.239	.186
흡연 (ref. 비흡연)	-.213	.797	.486, 1.342	-.033	.250
<i>음주 상태</i>					
(ref. 거의 마시지 않음)					
주 1회 이상	-.243	.779	.520, 1.181	.009	.213
월 3회 이하	-.101	.905	.589, 1.383	.254	.329
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	.031	1.034	.734, 1.449	.190	.199
만성 질환 있음 (ref. 없음)	.432	1.540	.473, 5.009	.471	.306
비만 (ref. 비만 아님)	1.18**	3.258**	1.635, 6.538	.490	.362
<i>사회 경제적 지표</i>					
연령	-.056**	.945**	.911, .980	-.027	.022
여성 (ref. 남성)	-.399*	.672*	.469, .956	.067	.178
<i>개인 총소득 5분위</i>					
(ref. 1분위)					
2분위	.136	1.145	.825, 1.590	-.109	.175
3분위	-.003	.996	.630, 1.575	.291	.224
4분위	.158	1.172	.703, 1.951	-.167	.246
5분위	-.082	.9205	.434, 1.951	.262	.344
<i>교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)</i>					
초등학교 졸업 이하	-.114	.891	.487, 1.629	.106	.272
중학교 졸업 이하	.039	1.040	.552, 1.959	.579*	.285
고등학교 졸업 이하	-.344	.708	.372, 1.348	-.117	.319
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	.012	1.012	.727, 1.408	.002	.146

[부표 5] 계속

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,920)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,176)	
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef.	Robust Std. Err
조사 년도	.063	1.065	.910, 1.248	.155*	.074
지역 더미 (ref. 서울특별시)					
부산광역시	.728*	2.071*	1.077, 3.984	.066	.370
대구광역시	.481	1.618	.789, 3.321	-.128	.478
인천광역시	.382	1.466	.653, 3.286	-.182	.379
광주광역시	.373	1.452	.548, 3.845	-.529	.378
대전광역시	.430	1.538	.645, 3.666	.297	.505
울산광역시	.425	1.530	.419, 5.577	.752	.605
세종시
경기도	.524	1.690	.941, 3.035	-.625	.318
강원도	.395	1.485	.712, 3.096	.756	.398
충청북도	.391	1.479	.660, 3.312	-.348	.366
충청남도	.676	1.966	.999, 3.869	.269	.341
전라북도	.714*	2.042*	1.067, 3.908	.102	.374
전라남도	.766*	2.153*	1.150, 4.028	.178	.300
경상북도	.195	1.215	.599, 2.466	.284	.371
경상남도	.123	1.131	.543, 2.354	.324	.338
제주도	.918*	2.505*	1.191, 5.270	.633	.391