



이변량 프로빗 모형을 이용한 노인가구의 주거이동 의사 결정요인 분석 - 부산 · 울산 · 경남 노인가구를 대상으로 -

The Analysis on the Determinants of Elderly Households' Residential Mobility Plan Using Bivariate Probit Model - The Case of the Elderly Households in Busan, Ulsan, and Gyengsangnam-do -

최효비* · 최열**

Hyobi Choi · Yoel Choi

Ⅰ Abstract Ⅰ

The purpose of the study is to analyze the determinants that affect elderly households' intention to move and a potential destination (between regions or within a region), with the elderly who resides in Busan, Ulsan, and Gyengsangnam-do, by demographic characteristics, residential environmental characteristics, and economic characteristics, using Korea housing survey. The study uses a bivariate probit model for the analysis, considering the characteristics of dependent variables. The major findings are as followed. First, the variables influencing the elderly households' intention to move and a potential destination are householder age, housing occupancy type, stress related to housing expense, and value of housing assets. Second, it is found that the variables only affecting the elderly households' residential mobility plan are householder educational background, the number of household members, housing type, housing area, residential region, housing satisfaction, residential environment satisfaction, National Basic Living Security, and value of total assets. Third, the variable that has significant effects on the elderly households' potential destination only is retirement status of householder. According to the findings, it is necessary to decide policy priority and prepare housing policy for the elderly households.

Keywords: Elderly households, Residential mobility, Busan · Ulsan · Gyengsangnam-do, Bivariate probit model with sample selection, Korea housing survey

* 부산대학교 도시공학과 박사수료, 부산연구원 연구원(주저자) | Ph.D. Candidate, Department of Urban Planning & Engineering, Pusan National University. Researcher, Busan Development Institute | First Author | machoi9085@gmail.com |

** 부산대학교 도시공학과 교수(교신저자) | Professor, Department of Urban Planning & Engineering, Pusan National University | Corresponding Author | yeolchoi@pusan.ac.kr |

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

우리나라는 2016년 노령화지수가 사상 처음으로 100을 넘어섰다.¹⁾ 이러한 현상은 65세 이상 고령인구가 15세 미만 유소년인구를 추월했음을 의미한다. 당초 통계청은 2017년에 노령화지수가 100을 넘어설 것으로 예상하였다.²⁾ 그러나 저출산 현상의 심화로 인해 그 시기가 앞당겨진 것이다.

UN이 제시한 고령화사회(aging society), 고령사회(aged society), 초고령사회(super-aged society) 기준을 통해서도 우리나라의 빠른 고령화 속도는 이례적임을 확인할 수 있다. 우리나라는 2000년을 기준으로 고령화사회에, 2017년을 기준으로 고령사회에 진입하였다.³⁾ 2025년에는 초고령사회로의 진입을 예상하는 바,⁴⁾ 고령사회, 초고령사회로의 전이기간이 각각 17년, 8년밖에 되지 않는 것으로 나타났다.

반면, 세계에서 가장 먼저 고령화사회에 진입한 프랑스의 경우 그 기간이 각각 115년, 39년인 것으로 나타났다. 우리보다 한 발 앞서 고령사회로 진입한 일본의 경우만 하더라도 고령사회로의

전이에 24년, 초고령사회로의 전이에 11년 소요된 것으로 나타났다.⁵⁾ 이를 통해 우리나라의 고령화속도가 얼마나 빠른 것인지를 확인할 수 있다.

노인인구는 이동 측면에서 다른 연령 집단과 상이한 패턴을 보인다. 통계청의 국내인구이동통계⁶⁾에 따르면 2021년 전 연령층의 평균 이동률은 14.1%를 기록하였으며, 20~34세 집단의 이동률은 20% 이상으로 가장 높은 이동률을 나타냈다. 35세 이상 집단에서 이동률은 다시 감소하기 시작하여, 나이가 들수록 이동률은 더욱 감소하였다. 55세 이상 64세 이하 집단의 이동률은 10% 이하, 65세 이상 집단의 이동률은 7% 수준을 기록하였다. 노인인구의 이동률은 다른 연령 집단에 비해 현저히 낮은 수준을 보였으며, 고령 집단 내에서도 고령 정도에 따라 그 수준은 차이가 존재하였다. 따라서 노인가구의 주거이동에 영향을 미치는 요인은 다른 연령 집단의 주거이동과 다른 관점에서 접근할 필요가 있다.

앞서 언급한 사회적 변화를 잘 보여주는 지역으로 부산지역을 꼽을 수 있다. 부산의 경우 전국에 앞서 2013년 노령화지수가 100을 넘어서 타 지역에 비해 매우 빠른 속도로 고령화가 진행되고 있다. 부산은 고령화사회, 고령사회 역시 특·광역시 중 가장 빠르게 진입하였으며, 2021년 현재

1) 통계청, 2017, 2016년 인구주택총조사 전수집계결과.

2) 통계청, 2016, 장래인구추계: 2015~2065년.

3) 국가통계포털, 주민등록인구현황, Accessed May 3, 2022b, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B04006&conn_path=I2

4) 통계청, 2021c, 장래인구추계 전국편: 2020년 기준.

5) 日本國立社會保障・人口問題研究所, 2017, 人口統計資料集2017.

6) 국가통계포털, 국내인구이동통계: 시군구/성/연령(5세)별 이동률 자료, Accessed May 19, 2022a, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B26001&conn_path=I2

초고령사회에 진입한 상태로 특·광역시 중 가장 빠른 고령화 속도를 보이고 있다. 이러한 상황을 고려해 볼 때 부산을 포함한 인근 울산, 경남 지역을 대상으로 한 노인가구의 주거이동에 관한 연구는 노인주거 정책 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이라 예상한다. 따라서 본 연구는 부산·울산·경남 노인가구를 대상으로 인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성에 따른 주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 지역(지역 내 이동, 지역 간 이동) 결정요인을 분석하고자 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

연구의 공간적 범위는 <그림 1>에서 보는 바와 같이 부산을 포함한 인접 지역인 울산, 경남으로 설정하였다. 이는 노령화지수가 높은 부산의 특징을 반영하여 노인 주거이동 의사와 이동 지역 결정요인을 탐색하기 위함이다.

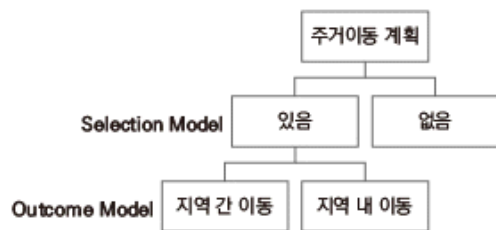
연구의 시간적 범위는 최근 5년(2016~2020년)으로 하였다. 국토교통부는 2006년 이후 일반

가구를 대상으로 주거실태조사(Korea housing survey)를 격년마다 실시하였으며, 2016년부터는 매년 실시하고 있다. 초기 주거실태조사의 설문 문항은 매 조사마다 차이가 있었으나, 2016년 이후의 주거실태조사는 비교적 동일한 설문 문항을 적용하고 있다. 따라서 본 연구는 통일성 있는 설문 문항을 적용한 최근 5년간 주거실태조사 자료를 활용하여 노인가구의 특성을 3가지 범주(인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성)로 구분하고, 그에 따른 주거이동 의사 및 주거이동 지역 결정요인을 분석하였다. 주거이동 지역은 부산에서 부산으로 이동하고자 하는 경우 '지역 내 이동'이라 정의하고, 부산 외 지역(서울, 경기, 경남 등)으로 이동하고자 하는 경우 '지역 간 이동'이라 정의하였다.

노인가구 주거이동 의사와 주거이동 지역 결정요인 분석을 위해 표본 선택 이변량 프로빗 모형(bivariate probit model with sample selection)을 활용하였다. 일반적으로 주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 계획 지역(지역 내 이동, 지역 간 이동)에 대한 선택은 일련의 과정에 의해 이루어진다. 주거이동 계획 지역은 주거이동 계획이 있을 경우에만 관찰되므로, 주거이동 의사가 있는 사람들만을 대상으로 주거이동 지역을 분석하게 되는데, 이 집단은 작위적으로 선택된 집단이다. 이러한 일련의 선택에 따른 표본의 선택성을 통제하고, 주거이동 계획 지역 변수가 주거이동 의사가 있을 경우에만 관찰되는 종속변수의 특성을 감안한다면 표본 선택 이변량 프로빗 모형의 적용이 적합하다(<그림 2> 참조).



<그림 1> 연구의 공간적 범위



〈그림 2〉 연구 모형

II. 이론적 배경

1. 노인가구의 개념

노인의 사전적 정의는 나이가 들어 늙은 사람이지만, 그것을 명확하게 정의하는 것은 쉽지 않다. 생리학적 관점에서 노인은 인간의 노화과정에서 나타나는 생리적, 심리적, 환경적 변화와 행동의 변화가 상호작용하는 복합 형태의 과정에 있는 사람이라고 정의한다(국제노년학회, 1951).

발달론적 관점에서 노인은 태아기, 유아기, 아동기, 청년기, 장년기를 지난 사람을 의미한다. 역연령을 기준으로 한 정의 중 Neugarten(1974)은 노인을 세분화하여 아직 사회적으로 일하는 사람이 많고 능력도 절정이 절정에 달하는 55~64세를 연소 노인(Young-old), 퇴직자가 대부분이며 건강상태가 양호한 65~74세를 중고령 노인(Middle-old), 건강, 빈곤 등 노인 문제를 모두 안고 있는 75세 이상을 고령 노인(Old-old)으로 정의하였다. 역연령을 기준으로 한 노인의 정의는 전기 노인(65~74세), 중기 노인(75~84세), 후기 노인(85세 이상)이 사용되기도 한다.

제도상 각종 법률 규정에서 사용되는 노인의

기준은 다음과 같다. 고용노동부의 고령자 고용현황 측정 시에는 고령층을 정의함에 있어 55세 이상을 기준으로 하며, 인구총조사는 60세 이상을 고령자로 정의한다. 노인복지법, 노인장기요양보호법, 도로교통법, 장애인·고령자 등 주거약자 지원에 관한 법률 등 법률상으로는 65세 이상을 노인으로 규정한 경우가 많다.

이와 같이 고령층을 정의함에 있어 사회적 합의가 이루어지지 않고 다양한 기준이 사용되고 있다. 노인을 정의하기 위해서는 특정 국가나 사회의 사회적·정치적·경제적·문화적 배경이 고려되어야 하며, 한 개인의 사회요인, 신체, 심리 등도 고려(고흥, 2018)되어야 하기 때문이다.

본 연구는 노인가구를 정의함에 있어 보다 포괄적인 기준을 적용하고자 하였다. 즉, 주거실태조사에 응답한 가구 중 가구주의 나이가 55세 이상인 가구를 대상으로 해당 가구의 주거이동 의사 결정요인을 분석하고자 하였다. 가구주 연령 계층을 55세 이상 64세 이하인 연소 노인가구, 65세 이상 74세 이하인 중고령 노인가구, 75세 이상인 고령 노인가구로 구분한 설명변수를 두어 노인의 연령에 따른 주거이동 의사 영향 정도를 분석하였다.

2. 선행연구 고찰

1) 주거이동 기준

한 주택에 거주하는 가구는 그들의 사회적, 문화적, 경제적, 물리적 환경 등 다양한 요인에 의해 그곳에 계속 정주할 것인지, 또는 이동할 것인지를 결정한다. 거주자가 좀 더 나은 주거환경으로

의 주거이동을 이행하는 것에 대한 기준은 연구에 따라 다양하다.

최근 1년 이내를 기준으로 하는 연구(강은택 · 정효미, 2015; 이경애 · 정의철, 2016), 최근 2년 이내를 기준으로 하는 연구(김주영, 2014; 서승희 · 이정희, 1996), 최근 5년 이내를 기준으로 하는 연구(김진영 · 권오정, 2015; 전명진 · 강도규, 2016), 최근 10년 이내를 기준으로 하는 연구(문근식 · 이현석, 2016) 등 연구마다 주거이동 발생에 대한 시점에 대한 기준은 다양하다. 본 연구의 분석자료인 주거실태조사는 주거이동 의사를 한 정함에 있어 5년이란 기준을 사용하였다.

2) 주거이동 결정요인

가구의 주거이동 결정요인은 세 가지 관점에서 살펴볼 수 있다. 먼저 생애주기에 따른 주거이동 형태이다. Rossi(1955)는 결혼, 출산, 은퇴, 배우자의 사망 등 가구의 생애 주기에 따라 주거이동이 발생한다고 주장하였다. 이경애 · 정의철(2016), 최열 외(2010) 또한 가구의 생애주기에 따라 주택 규모, 점유형태 등을 변화시켜 주택에 대한 만족도를 향상시킨다고 하였다. 특히 한국 베이비 붐 세대의 경우 은퇴를 전후하여 주거 선택기준과 선호 주택의 종류 및 규모에서 차이를 보여 주거이동의 가능성이 있는 것으로 나타났다(김진후 · 이재수, 2020; 임기홍 · 백성준, 2014).

두 번째로는 경제적 요인에 따른 주거이동 형태이다. Modigliani(1966)는 한 개인의 소득수준은 청년기에서 장년기를 거쳐 소득이 높아졌다가 퇴직 이후 노년기에 접어들면서 소득수준이 낮아지는 역U자 형태를 나타내고 소비수준은 완만

한 경사를 지닌 증가함수의 양상을 보여 소비는 미래 소득흐름의 현재가치 함수라 정의하였다. 즉, 노년기에 들어서 소득이 감소하게 되면 이전에 축적했던 자산을 소비함으로써 소비수준을 유지할 것이라 설명한다. 우리나라 가계의 자산 대부분이 부동산에 집중되어 있음을 감안할 때 소득이 감소한 노인은 본인의 주택 자산을 처분해 주거 다운사이징을 시도하고 그것을 통해 소비수준을 유지할 수 있게 될 것이다.

노년층에서 주거 다운사이징이 발생할 확률이 높은 것(이경애 · 정의철, 2014)은 비단 국내에 국한된 현상이 아니다(Painter and Lee, 2009). 안선영 · 조주현(2015)의 연구는 고령층을 장년가구, 전기 노인가구, 후기 노인가구로 구분하였으며, Venti and Wise(2004)의 연구는 노인가구를 1인 노인가구와 2인 노인가구로 구분하여 각각의 주거 다운사이징 특성을 밝혔다. 주거 다운사이징이 발생할 경우 주거이동이 필수적으로 동반된다.

한편, 이러한 예상과는 달리 중·고령층에서 주거의 다운사이징이 발견되지 않기도 하였다. Munnell et al.(2007)의 연구 결과, 노인들은 임차에 거주할 경우 발생할 수 있는 급격한 주거비 증가라는 잠재적 위험으로부터 안전하다는 인식 또는 그들의 집과 이웃에 대한 애착심 때문에 자가에 계속 거주하는 것을 선호하는 것으로 나타났다.

몇몇은 앞서 살펴본 가구의 생애주기 관점 및 경제적 관점에서의 주거이동 외 근린환경 관점에서의 주거이동에 대해 연구하였다(강태환, 2006; 김수영 외, 2017; 김영주 · 유병선, 2012). 이들 연구는 주택 혹은 주거만족도가 주거이동에 유의

미한 영향을 주는 변수가 될 수 있으며, 대중교통, 문화시설, 공원시설 등이 고령자들이 현재 살고 있는 지역에서 계속 거주하는 데 직·간접적으로 영향을 주는 요인임을 밝혔다. 한편 주거만족도 보다 주거애착이 노년층의 주거이동에 더 큰 영향을 미친다는 연구도 있었다(김진영·권오정, 2015). 이상의 연구 결과를 통해 노년층의 주거이동이 노년층의 삶의 질과 직결됨을 알 수 있다.

III. 분석의 틀

1. 자료의 구축

주거실태조사는 국민의 주거생활에 관한 전반적인 사항을 가구설문조사를 통해 파악하고, 이를 기반으로 중앙정부가 국민의 특성에 부응하는 주택 및 주거정책을 수립하기 위해 실시한다. 주거실태조사는 2006년 처음 실시한 이후 격년 단위로 짝수년에는 일반가구를 홀수년에는 특수가구를 대상으로 실시하였다. 2017년부터는 일반가구와 특수가구를 통합하여 표본규모를 확대하여 조사하고 있다. 그 결과 2020년 현재 총 10회에 걸쳐 일반가구에 대한 주거실태조사가 진행되었다. 주거실태조사는 전국의 일반가구를 대상으로 확률표본방식에 의한 대면면접 설문조사 방식을 통해 자료를 수집한다. 주거실태조사를 통해 기본적으로 주택 및 주거환경, 주거의식 및 주거계획, 정책 평가 및 정책 수요, 가구에 관한 사항 등의 대한 자료를 수집할 수 있다(강미나 외, 2021).

본 연구는 노인가구의 주거이동 의사 결정요인

분석을 위해 최근 5년간 주거실태조사를 수집하여 활용하였다. 최근 5년(2016~2020년) 간 주거실태조사는 유효 표본으로 2016년 20,133가구, 2017년 60,640가구, 2018년 61,275가구, 2019년 61,170가구, 2020년 51,421가구를 각각 확보하였다. 이 중 데이터 클리닝 과정을 거친 가구주가 55세 이상인 부산·울산·경남 거주 24,153가구를 대상으로 분석을 실시하였다.

노인가구의 주거이동 의사 결정요인 분석을 위해 <표 1>과 같이 변수를 구성하였다. 노인가구의 주거이동 의사 유무와 주거이동 계획 지역을 실증 분석하기 위해 주거실태조사 중 지불 능력을 고려한 주거이동 계획 여부 문항을 활용하였다. 해당 문항에 대해 응답자는 '계획이 있음', '계획이 없음', '잘 모르겠음'으로 답하였다. 본 연구에서는 '잘 모르겠음'으로 답한 경우 확실한 주거이동 의사가 없는 것으로 간주해 '주거이동 의사가 없는 것'으로 설정하였다. 주거이동 계획이 있는 노인가구를 대상으로 '지역 내 이동'을 계획하는지, '지역 간 이동'을 계획하는지 추가적으로 분석을 실시하였다.

독립변수는 인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성으로 구성하였다. 인구사회학적 특성 변수 중 대표적으로 가구주 연령 변수를 활용하였다. 가구의 생애주기 단계 변화에 따라 주거이동 양상은 차이가 있다는 가정 하에 노인가구를 연소 노인가구, 중고령 노인가구, 고령 노인가구 세 가지 세부집단 구성하였다. 참조집단인 연소 노인가구에 비해 중고령 노인가구, 고령 노인가구의 경우 각각 주거이동 계획에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 또한, 가구주 성별, 가구주

〈표 1〉 분석 변수

구분	변수명		변수 설명	
종속변수	주거이동 의사		1: 있음	0: 없음(ref)
	주거이동 계획 지역		1: 지역 간 이동	0: 지역 내 이동(ref)
독립변수	인구사회학적 특성	가구주 연령	1: 중고령 노인(65~74세) 0: 연소 노인(55~64세)(ref)	2: 고령 노인(75세 이상)
		가구주 성별	1: 남	0: 여(ref)
		가구주 최종학력	1: 대졸 이상	0: 고졸 이하(ref)
		가구주 은퇴여부	1: 은퇴	0: 비은퇴(ref)
		가구원 수	(명)	
	주거환경 특성	주택 유형	1: 아파트	0: 그 외(ref)
		주택 점유형태	1: 자가	0: 그 외(ref)
		주택 면적	1: 85㎡ 이상	0: 85㎡ 미만(ref)
		거주 지역	1: 부산	0: 울산·경남(ref)
		주택 만족도	1: 만족	0: 불만족(ref)
		주거환경 만족도	1: 만족	0: 불만족(ref)
	경제적 특성	국민기초생활보장급여 수급가구	1: 해당	0: 해당되지 않음(ref)
		주거비 부담정도	1: 부담됨	0: 부담되지 않음(ref)
		주택 자산	거주 주택 자산, 비거주 주택 자산 및 거주 주택 임차보증금(천만 원)	
		총 자산	부동산 자산(주택 자산), 금융자산, 기타자산 등(천만 원)	

최종학력, 가구주 은퇴여부, 가구원 수 변수를 인구사회학적 특성 변수로 사용하였다.

주거환경 특성 변수는 주택 점유형태, 주택 면적 변수를 활용하였다. 노년기에 들어 소득이 감소하게 된 노인들은 이전에 축적했던 자산을 소비함으로써 소비 수준을 유지한다. 즉, 자산 중 많은 비중을 차지하는 주택 자산을 처분해 주거 다운사이징을 시도하고 그것을 통해 소비 수준을 유지할 수 있게 되는 것이다. 노인가구는 소비 수준 유지를 위해 주택 면적 또는 주택 점유형태 변화를 계획할 것이라는 가정 하에 노인가구의 주거이동 계획 결정요인을 분석하였다. 이 밖에도 주거환경

특성 변수로 주택 유형, 거주 지역, 주택 만족도, 주거환경 만족도 변수를 활용하였다.

노인가구의 주거이동 의사에 영향을 미치는 경제적 특성 변수로는 주택 자산을 활용하였다. 2020년 기준 노인가구의 자산 구성비는 부동산 80.2%, 저축 14.2%로 다른 연령 집단에 비해 부동산 자산의 비중이 가장 높고 저축은 가장 낮은 것으로 나타났다(통계청, 2021a). 본 연구의 표본 또한 총 자산 대비 부동산 자산 비중이 80.6%, 부동산 자산 대비 주택 자산이 92.5%로 나타나, 노인가구의 경우 대부분의 자산을 주택 자산 형태로 보유하고 있는 것을 알 수 있었다. 이에 노인가

구의 주택 자산이 주거이동 의사에 미치는 영향력을 추정하였다. 주택 자산 변수 외에도 국민기초생활보장 수급가구 여부, 가구의 주거비 부담 정도, 총 자산 변수를 경제적 특성 변수로 활용하였다. 분석을 위해 일부 변수는 주거실태조사 자료를 재분류, 재코딩하여 사용하였다.

2. 분석 방법

본 연구는 노인가구를 대상으로 주거이동 의사 및 주거이동 계획 지역에 영향을 미치는 요인을 도출하는 것을 목적으로 한다. 일반적으로 가구의 주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 계획 지역은 순차적으로 이루어지는 것이 대부분으로, 이와 같이 2차 이상 일련의 선택에 따른 표본의 선택성은 대부분의 자료에서 흔히 야기되는 통계적 문제점이다(Heckman, 1979; Maddala, 1983). 2차 이상 일련의 선택에 따른 표본의 선택성을 통제하기 위해서는 이변량 프로빗 모형(bivariate probit models)을 사용하는 것이 적합하다(이성우 외, 2006; 임미화, 2019).

이변량 프로빗 모형의 일반적인 식은 다음의 (식 1)과 같다.

$$\begin{aligned} Z_{i1} &= \beta_1' X_{i1} + \epsilon_{i1} \\ Z_{i2} &= \beta_2' X_{i2} + \epsilon_{i2} \\ Y_{i1} &= 1, \text{ if } Z_{i1} > 0 \text{ and} \\ Y_{i1} &= 0, \text{ otherwise} \\ Y_{i2} &= 1, \text{ if } Z_{i2} > 0 \text{ and} \\ Y_{i2} &= 0, \text{ otherwise} \end{aligned} \quad (\text{식 1})$$

X_{i1} 과 X_{i2} 는 각각 선택한 i 번째 사람에 관련된

변인들의 함수를 나타낸다. ϵ_{i1} 과 ϵ_{i2} 는 관찰되어 지지 않는 확률교란항으로 일련의 선택을 실행한 개인의 확률교란항 ϵ_{i1} 과 ϵ_{i2} 는 상관관계가 있고, 이변량 정규분포함수(bivariate normal distribution function)를 나타낸다. 이 경우, 총 네 가지의 가능한 가지 수를 가질 수 있다. 이 가지 수를 π_n , $n = 1, \dots, 4$ 라고 하면,

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \Pr(Y_{i1} = 1 \text{ and } Y_{i2} = 1) \\ &= \Phi_2(\beta_1' X_{i1}, \beta_2' X_{i2}, \rho) \\ \pi_2 &= \Pr(Y_{i1} = 1 \text{ and } Y_{i2} = 0) \\ &= \Phi_2(\beta_1' X_{i1}, -\beta_2' X_{i2}, -\rho) \\ &= \Phi_2(\beta_1' X_{i1}) - \pi_1 \\ \pi_3 &= \Pr(Y_{i1} = 0 \text{ and } Y_{i2} = 1) \\ &= \Phi_2(-\beta_1' X_{i1}, \beta_2' X_{i2}, -\rho) \\ &= \Phi(\beta_2' X_{i2}) - \pi_1 \\ \pi_4 &= \Pr(Y_{i1} = 0 \text{ and } Y_{i2} = 0) \\ &= \Phi_2(-\beta_1' X_{i1}, -\beta_2' X_{i2}, \rho) \\ &= 1 - \pi_1 - \pi_2 - \pi_3 \end{aligned} \quad (\text{식 2})$$

과 같이 표현될 수 있다. 여기서 Φ_2 는 이변량 정규누적분포함수(bivariate normal cumulative distribution function)를, Φ 는 일변량 정규누적분포함수(univariate normal cumulative distribution function)를 나타낸다.

본 연구의 종속변수 중 주거이동 계획 지역 변수는 주거이동 의사가 있을 경우에만 관찰되는 특성이 있다. Y_{i1} 이 단지 Y_{i2} 일 경우에만 관찰되어질 때에는 표본 선택 이변량 프로빗 모형(bivariate probit models with sample selection)을 활용한다(Kaplan and Venezky, 1994; Meng and Schmidt, 1985; Poirier, 1980).

주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 계획 지

역의 이중선택을 식으로 표현하면 다음의 (식 3)과 같다.

$$\begin{aligned} Z_{i1} &= \beta_1' X_{i1} + \epsilon_{i1} \\ Z_{i2} &= \beta_2' X_{i2} + \epsilon_{i2} \\ \text{Region}(Y_{i1}) &= 1, \text{ if } Z_{i1} > 0 \text{ and} \\ \text{Region}(Y_{i1}) &= 0, \text{ otherwise} \\ \text{Mobility}(Y_{i2}) &= 1, \text{ if } Z_{i2} > 0 \text{ and} \\ \text{Mobility}(Y_{i2}) &= 0, \text{ otherwise} \end{aligned} \quad (\text{식 3})$$

X_{i1} 는 지역 간 이동을 선택한 i 번째 사람에 대한 인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성들의 함수를 나타내는 것이고, X_{i2} 는 주거이동 의사가 있는 i 번째 사람에 대한 변인들의 함수를 나타낸다. 일반적인 이변량 프로빗 모형에서와 같이 ϵ_{i1} 과 ϵ_{i2} 는 관찰되지 않은 확률교란항이다. 이럴 경우, 주거이동 의사가 있는 사람들만을 대상으로 주거이동지역을 분석하게 된다. 즉 이 집단은 작위적으로 선택된 집단이다. ϵ_{i1} 은 전체 모집단에서 정의되는 반면에, ϵ_{i2} 는 단지 $Y_{i2}=1$ 인 하위집단에서만 정의된다. 이러한 표본의 선택성 문제를 해결하기 위해서는 오차항 ϵ_{i1} 과 ϵ_{i2} 가 이변량 정규분포(bivariate normal distribution)를 따른다고 가정한다. 이때 $\rho: \epsilon_{i1}, \epsilon_{i2} \sim N(0, 0, 1, 1, \rho)$ 는 오차항 간의 상관관계수(unconditional probability)를 만들 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \Pr(Y_{i1} = 1 \text{ and } Y_{i2} = 1) \\ &= \Phi_2(\beta_1' X_{i1}, \beta_2' X_{i2}, \rho) \\ \pi_2 &= \Pr(Y_{i1} = 0 \text{ and } Y_{i2} = 1) \\ &= \Phi_2(\beta_1' X_{i1}, -\beta_2' X_{i2}, -\rho) \\ &= \Phi(\beta_2' X_{i2}) - \pi_1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_3 &= \Pr(Y_{i2} = 0) \\ &= \Phi(-\beta_2' X_{i2}) \\ &= 1 - \Phi(\beta_2' X_{i2}) \\ &= 1 - \pi_1 - \pi_2 \end{aligned} \quad (\text{식 4})$$

위의 (식 4)와 상응하는 로그우도함수(Log-likelihood Function)는 다음의 (식 5)와 같다.

$$\begin{aligned} &\sum_{\substack{y_{i1}=1, \\ y_{i2}=1}} \ln \Phi_2[\beta_1' X_{i1}, \beta_2' X_{i2}, \rho] \\ &+ \sum_{\substack{y_{i1}=0, \\ y_{i2}=1}} \ln \Phi_2[-\beta_1' X_{i1}, \beta_2' X_{i2}, -\rho] \\ &+ \sum_{y_{i2}=0} \ln \Phi[-\beta_2' X_{i2}] \end{aligned} \quad (\text{식 5})$$

로그우도함수 식을 통해 도출된 β_1, β_2, ρ 는 최적화된 계수를 의미한다. 2가지 선택모형에서의 교란항에 대한 상관관계를 나타내는 값이 통계적으로 유의미할 경우, 이러한 선택성을 무시한 일변량 프로빗 모형(univariate probit model)의 사용은 통계적 오류를 나타내게 된다고 설명한다(이성우 외, 2006; Maddala, 1983; Greene, 1996).

추정된 표본 선택 이변량 프로빗 모형의 결과는 특정 설명변수 한 단위 변화에 따른 확률의 변화를 나타내는 한계효과(marginal effect)를 활용하여 해석한다. 한계효과는 해당 설명변수에 대해 확률을 1계 편미분하여 계산한다(이성우 외, 2006; Greene, 1996). 본 연구에서는 각 독립변수의 한계효과를 계산하기 위해 해당 변수를 제외한 나머지 변수에는 평균값을 넣고 각각의 계수값을 활용하여 계산하였다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계분석

노인가구의 주거이동 의사 및 주거이동 계획 지역 결정요인 분석에 사용된 변수의 기초통계량은 <표 2> 및 <표 3>과 같다. 분석에 이용된 부산·울산·경남 거주 노인가구 24,153가구 중 97.15% (23,464가구)가 주거이동 의사가 없다고 응답하였다. 다른 연령 집단에 비해 주거이동 확률이 낮은 노인가구를 대상으로 한 분석이므로 주거이동 의사가 있는 가구의 표본의 수는 적게 나타났지만 그 수가 약 700가구에 이르렀다. 주거이동 의사가 있다고 응답한 가구 중 92.02%는 현재 살고 있는 지역과 동일한 지역으로, 7.98%는 현재 살고 있는 지역을 벗어난 지역으로 이동할 계획이 있다고 응답하였다.

분석 대상의 인구사회학적 특성은 다음과 같다. 응답한 가구주의 39.16%는 연소 노인, 34.13%는 중고령 노인, 26.71%는 고령 노인인 것으로 나타났다. 가구주의 약 70%는 남성이었으며, 가구주의 88.35%가 최종학력이 고등학교 졸업 이하라 응답하였다. 가구주 중 5,958명(24.67%)은 현재 은퇴한 상태라 답하였다. 예상과 달리 노인가구주의 은퇴 비율이 낮은 것은 은퇴를 정의함에 있어 응답자의 주관적 판단에 따른 영향일 것으로 추정된다. 설문 구조상 무직, 주부, 주직장에서 퇴직한 이후 재취업한 노인의 경우 은퇴자로 분류되지 않았다. 노인가구의 가구원 수는 최소 1명, 최대 8명, 평균 2.13명으로 나타났다.

다음으로 노인가구의 주거환경 특성을 살펴보

<표 2> 범주형 변수의 기초통계량

변수			Freq.	%	
종속 변수	주거이동 의사		있음	689	2.85
			없음	23,464	97.15
	주거이동 계획 지역		지역 간 이동	55	7.98
			지역 내 이동	634	92.02
독립 변수	인구 사회학적 특성	가구주 연령	중고령 노인	8,244	34.13
			고령 노인	6,451	26.71
			연소 노인	9,458	39.16
		가구주 성별	남	16,879	69.88
			여	7,274	30.12
		가구주 학력	대졸 이상	2,813	11.65
			고졸 이하	21,340	88.35
		가구주 은퇴여부	은퇴	5,958	24.67
			비은퇴	18,195	75.33
	주거 환경 특성	주택 유형	아파트	10,425	43.16
			그 외	13,728	56.84
		주택 점유형태	자가	17,837	73.85
			그 외	6,316	26.15
		주택 면적	85㎡ 이상	5,307	21.97
			85㎡ 미만	18,846	78.03
		거주 지역	부산	10,494	43.45
			울산·경남	13,659	56.55
		주택 만족도	만족	20,460	84.71
			불만족	3,693	15.29
		주거환경 만족도	만족	20,549	85.08
불만족	3,604		14.92		
경제적 특성	국민기초 생활 보장급여 수급가구	해당	1,218	5.04	
		해당되지 않음	22,935	94.96	
	주거비 부담정도	부담됨	17,033	70.52	
		부담되지 않음	7,120	29.48	

〈표 3〉 연속형 변수의 기초통계량

변수	N	Mean	S.D.	Min	Max
가구원 수	24,153	2.13	1.03	1	8
주택 자산	24,153	18.19	19.76	0	575
총 자산	24,153	23.47	25.21	0.01	585

면, 노인가구의 43.16%는 아파트에 거주하는 것으로 조사되었다. 2020년 기준 전국의 주택 유형 중 아파트가 차지하는 비율은 62.94%(통계청, 2021b), 전체 주택 대비 아파트 비율에 비해 노인가구의 아파트 거주 비율이 낮은 것으로 나타났다. 노인가구의 73.85%는 자가에 거주하였으며, 78.03%는 85㎡ 미만 주택에 거주하였다. 표본의 43.45%는 부산 지역에 거주하고 있으며, 대부분의 경우 주택 만족도와 주거환경 만족도에 만족한다고 응답하였다.

노인가구의 경제적 특성은 다음과 같다. 노인가구 중 약 5%(1,218가구)만이 국민기초생활보장급여를 수급하고 있으며, 70%가 넘는 노인가구는 주거비가 부담된다고 응답하였다. 노인가구가 소유한 주택 자산은 최소 0원, 최대 57억 5,000만원, 평균 1억 8,188만 원인 것으로 분석되었다. 노인가구의 총 자산은 최소 10만 원, 최대 58억 5,000만 원, 평균 2억 3,469만 원이었다. 주택 자산, 총 자산 두 변수 모두 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

2. 노인가구의 주거이동 의사 결정요인 분석

1) 일변량 프로빗 분석

표본 선택 이변량 프로빗 모형을 이용한 노인

가구의 주거이동 의사와 그에 따른 이동 지역 결정요인 분석에 앞서 일변량 프로빗 모형을 이용하여 노인가구의 주거이동 의사 결정요인 분석(〈표 4〉), 노인가구의 주거이동 계획 지역 결정요인 분석(〈표 5〉)을 각각 이행하였다.

노인가구의 주거이동 의사 결정요인으로서는 인구사회학적 특성 변수 중 가구주 연령(중고령 노인, 고령 노인), 가구주 성별, 가구주 학력, 가구원

〈표 4〉 노인가구의 주거이동 의사 결정요인에 대한 일변량 프로빗 분석 결과

변수		Coef.	Std. Err.	z	P> z
인구 사회학적 특성	가구주 연령				
	중고령 노인	-0.174***	0.042	-4.13	0.000
	고령 노인	-0.346***	0.054	-6.40	0.000
	가구주 성별	0.015***	0.045	0.33	0.738
	가구주 학력	0.098*	0.051	1.90	0.058
	가구주 은퇴여부	0.022	0.046	0.47	0.640
	가구원 수	0.046**	0.019	2.44	0.015
주거 환경 특성	주택 유형	0.102***	0.038	2.70	0.007
	주택 점유형태	-0.625***	0.041	-15.29	0.000
	주택 면적	-0.103**	0.048	-2.13	0.033
	거주 지역	0.375***	0.036	10.38	0.000
	주택 만족도	-0.208***	0.052	-4.02	0.000
	주거환경 만족도	-0.141***	0.051	-2.78	0.005
경제적 특성	국민기초생활보장 급여 수급가구	-0.273***	0.085	-3.23	0.001
	주거비 부담정도	-0.211***	0.038	-5.53	0.000
	주택 자산	0.003*	0.002	1.70	0.090
	총 자산	0.003**	0.001	2.50	0.012
상수		-1.423***	0.078	-18.32	0.000

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈표 5〉 노인가구의 주거이동 계획 지역 결정요인에 대한 일변량 프로빗 분석 결과

변수		Coef.	Std. Err.	z	P> z
인구 사회학적 특성	가구주 연령				
	중고령 노인	-0.171	0.180	-0.95	0.341
	고령 노인	-0.345	0.259	-1.33	0.182
	가구주 성별	0.137	0.195	0.70	0.482
	가구주 학력	-0.084	0.195	-0.43	0.665
	가구주 은퇴여부	0.409**	0.187	2.19	0.029
	가구원 수	-0.167**	0.084	-1.99	0.047
주거 환경 특성	주택 유형	0.231	0.161	1.44	0.151
	주택 점유형태	-0.256	0.163	-1.57	0.117
	주택 면적	-0.238	0.191	-1.25	0.213
경제적 특성	국민기초생활보장 급여 수급가구	-0.278	0.487	-0.57	0.568
	주거비 부담정도	-0.167	0.158	-1.06	0.289
	주택 자산	0.016**	0.007	2.21	0.027
	총 자산	-0.005	0.006	-0.75	0.455
상수		-1.241***	0.261	-4.75	0.000

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

수 변수가 유의한 것으로 나타났다. 주거환경 특성 변수 중에서는 주택 유형, 주택 점유형태, 주택 면적, 거주 지역, 주택 만족도, 주거환경 만족도 변수가, 경제적 특성 변수 중에서는 국민기초생활보장급여 수급가구 여부, 주거비 부담정도, 주택 자산, 총 자산 변수가 유의미한 영향을 미치는

것으로 추정되었다.

노인가구의 주거이동 계획 지역 결정요인 분석 결과, 인구사회학적 특성 중 가구주 은퇴여부와 가구원 수 변수가 유의한 것으로 나타났다. 경제적 특성 중에서는 주택 자산 변수가 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주거환경 특성 중에서는 유의미한 영향을 미치는 변수가 나타나지 않았다.

2) 이변량 프로빗 분석

표본 선택 이변량 프로빗 모형을 이용한 노인가구의 주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 계획 지역(지역 내 이동, 지역 간 이동) 결정요인 분석 결과(〈표 6〉), 표본 선택 이변량 프로빗 모형의 오차항에 대한 상관관계를 나타내는 rho의 값이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 노인가구의 주거이동 의사-주거이동 계획 지역에 이르는 일련의 선택 문제를 일변량 프로빗 모형(univariate probit model)을 적용하는 경우 선택 편의(selection bias) 문제가 발생할 수 있으므로 표본 선택 이변량 프로빗 모형의 적용이 타당함을 설명한다(박종훈, 2019).⁷⁾

노인가구의 주거이동 의사에 대한 분석 결과, 인구사회학적 특성 변수 중 가구주 연령, 가구주 학력, 가구원 수 변수가 유의한 것으로 나타났다. 가구주 연령 변수의 경우 연소 노인가구에 비해 중고령 노인가구, 고령 노인가구 모두 주거이동 의사에 부(-)의 영향이 있는 것으로 추정되었다.

7) 1. 만약 $p > 0$ 이고 5% 이내에서 통계적으로 유의하다면, $P[y_1] = P[y_2] : \text{일치} \rightarrow E[P(y_2 = 1) | (y_1 = 1)] > E[P(y_2 = 1) | (y_1 = 0)]$
 2. 만약 $p < 0$ 이고 5% 이내에서 통계적으로 유의하다면, $P[y_1] \neq P[y_2] : \text{불일치} \rightarrow E[P(y_2 = 1) | (y_1 = 1)] > E[P(y_2 = 1) | (y_1 = 0)]$
 3. 만약 p 값이 통계적으로 유의하지 않다면, 표본선택 편의(Sample Selection Bias)가 발생하지 않은 것으로 독립적인 두 개의 프로빗 모형을 구성함.

〈표 6〉 노인가구의 주거이동 계획 및 주거이동 계획 지역 결정요인에 대한 이변량 프로빗 분석 결과

변수		노인가구의 주거이동 의사(N=24,153)				노인가구의 주거이동 계획 지역(N=689)			
		Coef.	Std.Err.	z	P> z	Coef.	Std.Err.	z	P> z
인구 사회학적 특성	가구주 연령								
	중고령 노인	-0.172***	0.042	-4.07	0.000	-0.251**	0.117	-2.16	0.031
	고령 노인	-0.343***	0.054	-6.35	0.000	-0.446***	0.166	-2.68	0.007
	가구주 성별	0.012	0.045	0.27	0.787	0.105	0.127	0.82	0.409
	가구주 학력	0.101*	0.051	1.96	0.051	0.013	0.125	0.10	0.917
	가구주 은퇴여부	0.020	0.046	0.44	0.662	0.264**	0.116	2.27	0.023
	가구원 수	0.048**	0.019	2.50	0.013	-0.082	0.057	-1.45	0.148
주거 환경 특성	주택 유형	0.104***	0.038	2.77	0.006	0.166	0.101	1.64	0.101
	주택 점유형태	-0.627***	0.041	-15.34	0.000	-0.580***	0.104	-5.55	0.000
	주택 면적	-0.102**	0.048	-2.10	0.036	-0.184	0.122	-1.51	0.130
	거주 지역	0.377***	0.035	10.82	0.000	-			
	주택 만족도	-0.213***	0.051	-4.21	0.000	-			
	주거환경 만족도	-0.147***	0.049	-2.99	0.003	-			
경제적 특성	국민기초생활보장급여 수급가구	-0.275***	0.085	-3.25	0.001	-0.319	0.311	-1.02	0.306
	주거비 부담정도	-0.210***	0.038	-5.52	0.000	-0.251**	0.101	-2.49	0.013
	주택 자산	0.003*	0.002	1.70	0.089	0.012***	0.005	2.67	0.008
	총 자산	0.003**	0.001	2.53	0.011	-0.002	0.004	-0.51	0.607
상수		-1.418***	0.077	-18.44	0.000	-2.411***	0.173	-13.97	0.000
athRho		1.911**	0.875	2.18	0.029				
rho		0.957**	0.734						

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

연소 노인가구에 비해 중고령 노인가구, 고령 노인가구 모두 주거이동 의사가 없을 확률이 높으며, 고령 노인가구의 경우 중고령 노인가구에 비해 주거이동 의사가 없을 확률이 보다 크게 나타났다. 이는 가구주 연령이 증가할수록 주거이동이 감소한다는 임미화(2013)의 연구 결과와 유사하다. 가구주 학력 변수는 노인가구의 주거이동

의사에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 고등교육을 받은 가구주일수록 주거이동 의사가 있을 확률이 높다고 할 수 있다. 이는 교육수준이 높을수록 주거이동을 할 확률이 높게 나타난 정의철·이경애(2013)의 연구 결과와 일치하였다. 가구원 수 변수의 경우, 노인가구의 가구원 수가 증가할수록 주거이동 의사가 있을 확률은 증가

하는 것으로 나타났다.

주거환경 특성 변수 중 주택유형, 주택 점유형태, 주택 면적, 거주 지역, 주택 만족도, 주거환경 만족도 변수는 노인가구의 주거이동 계획에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택 유형 변수는 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타나 참조 집단에 비해 아파트에 거주하는 가구일수록 주거이동 의사가 있을 확률이 높은 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 임미화(2013)의 연구에서도 확인할 수 있었다. 주택 점유형태 변수는 노인가구의 주거이동 계획에 가장 큰 영향을 미치는 변수로 나타났다. 임차 또는 무상 주택에 거주하는 가구의 경우 자가에 거주하는 가구에 비해 주거이동 의사가 있을 확률이 높은 것으로 나타났다. 이와 같이 주택을 소유한 가구의 낮은 주거이동 확률은 Varady(1983)와 최열 외(2007)의 연구에서도 확인할 수 있다. 85㎡ 이상 주택에 거주하는 노인가구는 85㎡ 미만 주택에 거주하는 노인가구에 비해 주거이동 의사가 있을 확률이 낮은 것으로 추정되었다. 앞서 노인가구의 경우 소비 수준 유지를 위해 주택 크기 다운사이징을 할 가능성이 높고, 따라서 '대형 주택일 경우 주거이동 의사가 있을 확률이 높을 것이다'라고 예상하였다. 그러나 예상했던 것과 달리 상반된 분석 결과가 도출되어, 대형 주택에 거주하는 노인가구의 경우 주거 다운사이징을 통한 소비 수준 유지가 필요하지 않을 가능성이 있음을 시사한다. 울산·경남 거주 노인가구에 비해 부산 거주 노인가구가 주거이동 의사가 있을 확률이 높은 것으로 추정되었다. 추가적으로 노인가구의 주거이동 의사에 영향력이 큰 주거환경 특성 변수를 대상으로 t-test 분석을

이행하였다. 거주 지역별 주택 점유형태 t-test 결과 부산 거주 노인가구의 자가점유율은 울산·경남 거주 노인가구에 비해 낮은 것으로 나타나, 부산 거주 노인의 주거이동 의사에 주택 점유형태가 영향을 미친 것이라 추정할 수 있다. 주택 만족도, 주거환경 만족도 변수의 경우 모두 부(-)의 영향을 가지는 것으로 나타나, 주택 및 주거환경에 만족하는 가구보다 불만족하는 가구가 주거이동의사가 있을 확률이 높은 것으로 추정되었다.

노인가구의 경제적 특성에 따른 주거이동 의사에 영향을 미치는 요인으로는 국민기초생활보장급여 수급가구 여부, 주거비 부담정도, 주택 자산, 총 자산 변수가 있다. 국민기초생활보장급여를 수급하지 않는 가구일수록 주거이동 의사가 있을 확률이 높고, 주거비가 부담스러운 가구보다는 주거비가 부담되지 않는 가구일수록 주거이동의사가 있을 확률이 높은 것으로 나타났다. 주택 자산과 총 자산 변수는 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 주택 자산뿐 아니라 총 자산이 많은 노인가구일수록 주거이동 의사가 있을 확률이 높은 것으로 추정되었다.

주거이동 의사가 있는 노인가구를 대상으로 한 주거이동 계획 지역 결정요인 분석 결과는 다음과 같다. 인구사회학적 특성 변수 중 노인가구의 주거이동 계획 지역에 유의미한 영향을 미치는 변수는 가구주 연령, 가구주 은퇴여부 변수인 것으로 나타났다. 가구주 연령 변수는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 연소 노인가구에 비해 중고령, 고령 노인가구 모두 지역 내 이동을 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구주 은퇴여부 변수는 선택모형에서는 유의하지 않았으나 결과

모형에서는 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주가 은퇴한 경우, 은퇴하지 않은 경우에 비해 지역 간 이동을 선택할 확률이 높다고 해석할 수 있다.

주거환경 특성 변수 중에서는 주택 점유형태 변수만이 노인가구의 주거이동 계획 지역 결정요인에 유의미한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 주택 점유형태 변수는 앞선 선택모형과 같이 그 영향 정도가 가장 크게 나타났다. 자가 거주 노인가구는 임차 또는 무상주택 거주 노인가구에 비해 지역 내 이동을 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

노인가구의 주거이동 계획 지역에 유의한 영향을 미치는 경제적 특성 변수는 주거비 부담 정도와 주택 자산 변수인 것으로 나타났다. 주거비 부담

정도 변수는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 주거비 부담을 느끼는 노인가구는 주거비 부담을 느끼지 않는 경우에 비해 지역 내 이동을 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 주택 자산의 경우 노인가구의 주택 자산이 많을수록 지역 간 이동을 선택할 확률이 높게 나타났다. 한편, 총 자산의 경우 선택모형과 달리 결과모형에서는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

노인가구의 주거이동 계획 지역에 영향을 미치는 변수의 영향 정도를 해석하기 위해 한계효과를 도출하였다(〈표 7〉). 주택 점유형태 변수의 경우, 자가 거주 노인가구는 임차 또는 무상주택 거주 노인가구에 비해 지역 내 이동을 선택할 확률이 0.21% 높은 것으로 추정되었다. 가구주 연령 변수에 따른 노인가구의 주거이동 계획 지역 영향

〈표 7〉 노인가구의 주거이동 계획 지역에 대한 한계효과

변수		dy/dx	Std. Err.	z	P> z
인구사회학적 특성	가구주 연령				
	중고령 노인	-0.00118630	0.0005721	-2.07	0.038
	고령 노인	-0.00164310	0.0005754	-2.86	0.004
	가구주 성별	0.00038160	0.0004580	0.83	0.405
	가구주 학력	0.00004700	0.0004537	0.10	0.918
	가구주 은퇴여부	0.00095890	0.0004293	2.23	0.026
	가구원 수	-0.00029940	0.0002095	-1.43	0.153
주거환경 특성	주택 유형	0.00060440	0.0003637	1.66	0.097
	주택 점유형태	-0.00210930	0.0004467	-4.72	0.000
	주택 면적	-0.00066910	0.0004474	-1.50	0.135
경제적 특성	국민기초생활보장 수급가구	-0.00115910	0.0011463	-1.01	0.312
	주거비 부담정도	-0.00091370	0.0003872	-2.36	0.018
	주택 자산	0.00004530	0.0000181	2.51	0.012
	총 자산	-0.00000774	0.0000151	-0.51	0.607

정도를 살펴보면, 지역 내 이동을 선택할 확률이 연소 노인가구에 비해 중고령 노인가구일 경우 0.11%, 고령 노인가구일 경우 0.16% 높은 것으로 나타났다.

V. 결론

우리나라는 세계에 유래가 없을 정도의 빠른 속도로 고령화가 진행되고 있다. 급격한 노인 인구의 증가로 인해 해당 집단의 정책적 수요 역시 증가하고 있는 추세이다. 은퇴 이후 많은 시간을 가정에서 보내는 노인의 라이프스타일을 고려한다면 무엇보다도 노인가구를 위한 주거정책 수립이 시급하다. 이에 본 연구는 노인가구의 주거이동 의사와 주거이동 계획 지역 결정요인을 분석하였다.

연구는 최근 5년간(2016~2020년) 주거실태 조사 자료를 활용하여 부산, 울산, 경남에 거주하는 노인가구를 대상으로 주거이동 의사와 주거이동 계획 지역 결정요인을 분석하였다. 이때 노인가구의 인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성을 반영할 수 있는 변수를 선정하였다. 주거이동 의사와 그에 따른 주거이동 계획 지역(지역 내 이동, 지역 간 이동)의 선택은 일련의 과정에 따라 이루어지는데, 이 때 발생할 수 있는 표본의 선택성 문제를 해결하기 위해서 표본 선택 이변량 프로비트 모형(bivariate probit model with sample selection)을 활용하였다.

인구사회학적 특성 변수 중 가구주 연령은 노인가구의 주거이동 의사 및 주거이동 계획 지역과 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 보다 고령

노인가구일수록 주거이동 의사가 없을 확률이 높은 것으로 나타났다. 주거이동 의사가 있는 노인가구는 가구주가 보다 고령일수록 현재 살고 있는 지역 내에서 이동할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구주 학력과 가구원 수 변수는 노인가구의 주거이동 의사에만 유의미한 영향을 미치며, 주거이동 계획이 있을 경우, 이동 지역 선택에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 가구주 은퇴여부 변수는 결과 모형에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주가 은퇴한 노인가구는 지역 간 이동을 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 노인가구의 인구사회학적 특성은 대부분 자연적으로 형성된 것으로, 이를 고려한 주거정책 수립에 공공이 개입하는 것은 한계가 있을 것이다.

노인가구의 주거환경 특성 중 주택 점유형태는 주거이동 의사와 주거이동 계획 지역 모두에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자가에 거주하는 노인가구는 주거이동 의사가 없을 확률이 높으며, 주거이동 의사가 있는 자가 거주 노인가구는 현재 살고 있는 지역 내에서 이동할 확률이 높은 것으로 나타났다. 주택 유형, 주택 면적, 거주 지역, 주택 만족도, 주거환경 만족도는 노인가구의 주거이동 의사 결정에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

노인가구의 주거이동 의사와 주거이동 계획 지역에 가장 큰 영향을 미치는 변수로 주택 점유형태가 도출되었다. 영향력이 큰 변수에 대해 정책적 우선순위를 부여한다면, 주택 점유형태에 따른 노인 주거정책에 대한 고민이 가장 시급하다고 할 수 있다. 임차 또는 무상주택에 거주하는 노인

가구의 경우, 주거이동 의사가 있을 확률이 높은 것으로 나타났으며, 주거이동 의사가 있는 임차 또는 무상주택 거주 노인가구는 현재 거주하고 있는 지역 밖으로 이동할 확률이 높게 나타났다. 이러한 현상이 자발적 이동에 의한 것인지 비자발적 이동에 의한 것인지 추가적인 관찰이 필요하다. 만약 비자발적 이동에 의한 것이라면 임차 또는 무상주택에 거주하는 노인가구의 주거 연속성 확보를 위한 대안을 마련해야 할 것이다.

경제적 특성 변수 중에서는 주거비 부담정도, 주택 자산 변수가 선택 모형, 결과 모형 모두에 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 주거비에 대한 부담을 느끼는 노인가구는 주거이동 의사가 없을 확률이 높게 나타났으며, 주거이동 의사가 있을 경우에는 지역 내 이동을 선택할 확률이 높게 나타났다. 주택 자산은 선택 모형과 결과 모형에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 주택 자산이 많은 노인가구일수록 주거이동 의사가 있을 확률이 높게 나타났다. 주거이동 의사가 있는 노인가구의 경우 주택 자산이 많을수록 현재 살고 있는 지역을 벗어날 확률이 높은 것으로 추정되었다. 국민기초생활보장급여 수급가구 변수와 총 자산 변수는 노인가구의 주거이동 의사 결정에만 유의미한 영향을 미쳤으며, 각각 부(-)의 효과, 정(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이에 따라 지역과 계층(자산, 주거비 부담정도 등)의 특성을 고려한 주거비 지원정책이 요구된다.

주거이동에 대한 분석은 대상 집단의 특성에 따라 매우 세분화해 분석할 수 있다. 대상 집단을 세분화할 경우, 세분화된 집단에 보다 적합한 정책을 제시할 수 있다는 장점이 있다. 노인가구의

경우 다른 연령 집단에 비해 주거이동 의사가 없을 확률이 매우 높게 나타났으며, 보다 고령일수록 주거이동 의사는 없는 것으로 나타났다. 이러한 자료 구조상 노인가구를 고령화에 따라 세분화한 분석을 실시하는 것은 적합하지 않다고 판단하였다. 이에 본 연구는 노인가구라 하더라도 고령화 정도에 따른 정책적 요구가 다를 수 있음을 고려하지 못한 것에 대한 한계가 있다.

ORCID

최효비 <https://orcid.org/0000-0003-4919-0872>

최 열 <https://orcid.org/0000-0001-7712-4237>

참고문헌

1. 강미나 · 박미선 · 이재춘 · 이길제 · 이후빈 · 조윤지 · 우지윤 · 이진우, 2021, 「2020년도 주거실태조사 (요약보고서)」, 세종: 국토교통부.
2. 강은택 · 정효미, 2015, 「노인가구의 주거특성이 주거 만족도에 미치는 영향」, 『주거환경』, 13(1):109-121.
3. 강태환, 2006, 「기성시가지내에 아파트 거주민의 주거이동 의향에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 12(2): 63-72.
4. 고흥, 2018, 「노인가구의 주거이동 특성에 관한 연구」, 건국대학교 박사학위논문.
5. 국가통계포털, 2022a, 국내인구이동통계: 시군구/성/연령(5세)별 이동률 자료, Accessed May 19, 2022, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B26001&conn_path=I2

6. _____, 2022b, 주민등록인구현황, Accessed May 3, 2022, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B04006&conn_path=12
7. 김수영 · 오찬옥 · 문경주, 2017, 「거주지역의 물리적 환경특성에 대한 인식이 고령자의 정주의식에 미치는 영향에서의 삶의 만족도의 매개효과」, 『한국주거학회논문집』, 28(3):35-43.
8. 김영주 · 유병선, 2012, 「주거환경만족도와 커뮤니티 의식이 도시 거주자의 이주 의사에 미치는 영향: 광주광역시를 중심으로」, 『대한건축학회 논문집-계획계』, 28(6):219-226.
9. 김주영, 2014, 「거주지역별 주거이동계획에 영향을 주는 요인에 관한 연구」, 『주거환경』, 12(3):197-208.
10. 김진영 · 권오정, 2015, 「노년기 주거이동과 관련 변인들 간의 관계 분석: 수도권 신도시로 이사한 노인을 대상으로」, 『한국노년학』, 35(2):525-541.
11. 김진후 · 이재후, 2020, 「베이비부머의 은퇴 여부에 따른 주거이동의 영향 요인 비교 연구: 수도권 거주 가구의 주거이동 경험과 계획을 중심으로」, 『도시정책연구』, 11(3):161-183.
12. 문근식 · 이현석, 2016, 「표본선택이변량 프로빗 모형을 이용한 지역내의 주거이동특성분석: 고령 · 교육 · 결혼 · 직장특성을 중심으로」, 『주거환경』, 14(2):135-146.
13. 박종훈, 2019, 「주택의 사회-경제적 함의: 투기적 수요, 소유-점유 불일치, 주거격차」, 서울대학교 박사학위논문.
14. 서승희 · 이정희, 1996, 「주거이동이 노인의 생활에 미치는 영향: 일산과 분당으로 이동한 노인을 중심으로」, 『한국노년학』, 16(1):69-82.
15. 안선영 · 조주현, 2015, 「고연령 가구의 연령대별 주택수요 특성 분석」, 『부동산연구』, 25(4):33-48.
16. 이경애 · 정의철, 2014, 「고연령 자가 거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정요인: 가구주의 성별 특성을 중심으로」, 『주택연구』, 22(3):127-152.
17. _____, 2016, 「경쟁위험모형을 이용한 고연령 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 선택에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 22(4):5-17.
18. 이성우 · 윤성도 · 박지영 · 민성희, 2006, 『공간 계량모형응용』, 서울: 박영사.
19. 임기홍 · 백성준, 2014, 「한국 베이비붐세대의 은퇴 후 주거 선택과 이동 특성」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 14(11):438-449.
20. 임미화, 2013, 「패널자료를 이용한 가구주 연령별 주거이동발생 요인」, 『부동산연구』, 23(2):79-94.
21. _____, 2019, 「수도권가구의 비수도권으로 주거 이동계획에 미치는 영향요인에 관한 연구」, 『주택연구』, 27(2):117-134.
22. 전명진 · 강도규, 2016, 「수도권 주거 이동 가구의 주거입지 선택 요인 분석」, 『지역연구』, 32(1):83-103.
23. 정의철 · 이경애, 2013, 「고연령 소유가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정요인 분석」, 『주택연구』, 21(3):37-61.
24. 최열 · 김영민 · 조승호, 2010, 「생애주기에 따른 주거이동 특성 분석」, 『대한토목계획논문집』, 30(3D):313-321.
25. 최열 · 최진아 · 김지현, 2007, 「노인주거 이주 및 입지 결정요인 분석」, 『부동산학보』, 29:12-22.
26. 통계청, 2016, 장래인구추계: 2015~2065년, 보도 자료.
27. _____, 2017, 2016년 인구주택총조사 전수집계 결과, 보도자료.
28. _____, 2021a, 고령자통계, 보도자료.
29. _____, 2021b, 인구주택총조사, 보도자료.

30. _____, 2021c, 장래인구추계 전국편: 2020년 기준, 보도자료.
31. Greene, W. H., 1996, "Marginal effects in the bivariate probit model," NYU Working Paper, No. EC-96-11.
32. Heckman, J. J., 1979, "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, 47(1): 153-161.
33. Kaplan, D. and R. L. Venezky, 1994, "Literacy and voting behavior: A bivariate probit model with sample selection," *Social Science Research*, 23(4):350-367.
34. Maddala, G. S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
35. Meng, C. L. and P. Schmidt, 1985, "On the cost of partial observability in the bivariate probit model," *International Economic Review*, 26(1):71-85.
36. Modigliani, F., 1966, "The life cycle hypothesis of savings, the demand for wealth and the supply of capital," *Social Research*, 33(2): 160-217.
37. Munnell, A. H., M. Soto, and J. P. Aubry, 2007, "Do people plan to tap their home equity in retirement," Center for Retirement Research at Boston College Brief, No. 7-7.
38. Neugarten, B. L., 1974, "Age groups in American society and the rise of the young-old," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 415(1):187-198.
39. Painter, G. and K. O. Lee, 2009, "Housing tenure transitions of older households: Life cycle, demographic, and familial factors," *Regional Science and Urban Economics*, 39(6):749-760.
40. Poirier, D. J., 1980, "Partial observability in bivariate probit models," *Journal of Econometrics*, 12(2):209-217.
41. Rossi, P. H., 1955, *Why Families Move: A Study in the Social Psychology of Urban Residential Mobility*. Glencoe, IL: Free Press.
42. Varady, D. P., 1983, "Determinants of residential mobility decisions: The role of government services in relation to other factors," *Journal of the American Planning Association*, 49(2):184-199.
43. Venti, S. F. and D. A. Wise, 2004, "Aging and Housing Equity: Another Look," In D. A. Wise, editor, *Perspectives on the Economics of Aging*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
44. 日本國立社會保障・人口問題研究所, 2017, 人口統計資料集2017.

논문접수일: 2022년 5월 24일
 심사(수정)일: 2022년 7월 1일
 게재확정일: 2022년 7월 15일

국문초록

본 연구는 주거실태조사 자료를 활용하여 부산·울산·경남 거주 노인가구를 대상으로 인구사회학적 특성, 주거환경 특성, 경제적 특성에 따른 주거이동 의사 및 주거이동 계획 지역(지역 내 이동, 지역 간 이동) 결정요인을 분석하고자 하였다. 분석은 종속변수의 특성을 고려하여 표본 선택 이변량 프로빗 모형을 활용하였다. 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 노인가구의 주거이동 의사와 주거이동 계획 지역에 영향을 미치는 변수는 가구주 연령, 주택 점유형태, 주거비 부담정도, 주택 자산으로 나타났다. 둘째, 노인가구의 주거이동 의사에만 유의미한 영향을 미치는 변수는 가구주 학력, 가구원 수, 주택 유형, 주택 면적, 거주 지역, 주택 만족도, 주거환경 만족도, 국민기초생활보장급여 수급가구 여부, 총 자산으로 나타났다. 셋째, 노인가구의 주거이동 계획 지역에만 유의미한 영향을 미치는 변수는 가구주 은퇴 여부로 나타났다. 이를 바탕으로 정책적 우선순위를 도출하여, 노인가구를 대상으로 한 주거정책 수립이 필요하다.

주제어 : 노인가구, 주거이동, 부산·울산·경남, 표본 선택 이변량 프로빗 모형, 주거실태조사