

농촌 주거의 사회적 배제 모형에 관한 연구

정금호[†]

전남대학교 건축디자인학과

(2015년 11월 16일 접수, 2015년 12월 2일 수정, 2015년 12월 10일 채택)

A Study on Social Exclusion Equation of the Rural Residence

Kum-Ho Chung

Department of Architecture Chonnam National University

(Received 16, November 2015, Revised 2, December 2015, Accepted 10, December 2015)

Abstract

It is changing that rural society is now only low-incoming elderly peoples by aging and moving. So it is needed improving social and built environment in the rural. Also it should supply the decent and Affordable housing to tackle social exclusion in the rural. For this reason, it is necessary to understand the social exclusion of rural housing. So this paper contents a test research and a model of social exclusion in rural housing.

The data was obtained a survey of 509 rural residents from September 2 to October 25, 2013, Gurye County, Suncheon and Yeosu City in Jeollanamdo. A complex relationships model of social exclusion in rural housing was from the data analysis using SPSS AMOS21. The results as follows;

First, residential satisfaction is the most affect factor in social exclusion of rural housing. But Residential environment and housing situation weak the influence to social exclusion of rural housing and that are not a statistically significant. Second, Satisfaction factors of housing are kitchen, bathroom, insulation and lighting. Specially facilities, insulation and windows influence the social exclusion. Third, order of affection factors to housing situation is age, average of all residence age and residential time.

Keywords : Rural Housing, Social Exclusion, Structural Equation Modeling

1. 서론

고령화와 이촌으로 마을의 해체가 가속화되고 있는 농촌은 저소득 독거노인들만이 사는 마을로 재편되고 있다. 경제적으로 풍요롭지 못하며 고령화된 농촌 거주자는 사회적 약자가 되어 걱정하지 못한 노후화된 주택에 거주하고 있다. 젊은이의 이촌과 고령 거주민의 사망 등으로 늘어나는 빈집이 농촌 정주

환경을 붕괴시키고 있다. 또한 문화, 편의, 복지시설의 부족은 농촌 주민과 농촌에 살고 싶은 잠재적 이주민에게 주거지로서 선택을 받지 못하고 있다. 그러나 주택정책은 주택보급률 상대적으로 낮은 대도시에서 사회주택 위주의 공급우선 정책을 펼쳐 고령의 빈곤 노인들로 이루어진 농어촌 주민들에게는 주거복지의 혜택이 미치지 못하고 오히려 사회적 배제를 받고 있다.

[†]Corresponding author E-mail: kumho@jnu.ac.kr

농촌의 정주환경 개선을 위해서는 저소득, 독거, 노인 가구를 위한 주거환경과 함께 빈집 등의 활용을 통한 농촌 환경개선과 더불어 문화, 편의 및 복지시설이 반드시 필요하다. 따라서 본 연구에서는 농촌 주택의 안전, 에너지 효율, 친환경주택 등을 고려한 질적으로 적정(Decent Home)하며, 경제적으로 적정(Affordable housing)한 주거지를 공급해야 한다는 규범적인 접근에서 출발하여, 문헌고찰을 통하여 농촌주택에서의 사회적 배제에 관련된 문헌을 고찰하고 설문조사와 구조방정식모형 분석을 통하여 농촌주거의 사회적 배제를 분석하는데 그 목적이 있다.

2. 연구방법 및 범위

본 연구는 농촌주거에서의 사회적 배제 모형을 제시하는 시험적인 연구이다. 이를 위해 전남 구례군, 순천시, 여수시에 소재한 농촌주거를 대상으로 설문조사 분석 방법으로 연구를 진행하였다. 문헌 고찰을 통해 사회적 배제와 농촌주거와의 관계를 파악하고 이를 바탕으로 주거만족, 주거현황, 개인특성 및 주거의지의 변수군으로 구성된 설문을 구성하였다. 주거만족변수는 주거 전반에 대한 만족도로 구조, 설비, 에너지, 채광, 환기, 소음, 위생, 외풍 및 전체주거만족도 변수로 구성하였다. 이들 변수는 응답자 나이 등을 고려하여 5점 리커드 척도로 구성하였다. 개인현황은 응답자의 특성을 파악하기 위함으로 연령, 성별, 거주지 변수로 구성하였다. 주거현황은 거주기간, 거주자 수, 주거규모, 방의 수로 구

성하였으며, 주거에 대한 애착을 파악하기 위해 거주지와 거주희망기간의 변수를 설문 구성에 이용하였다. 이상을 정리하면 Table 1과 같다. 설문조사는 2013년 9월 2일부터 10월 25일까지 지역보건소를 방문하는 거주자를 대상으로 구성된 설문을 바탕으로 조사하였다. 지역보건소를 방문하는 이들 대부분이 경제적으로 풍요롭지 못하며, 시간적으로 여유롭지 못한 사회적 배제자로 가정하고 설문조사를 수행하였다. 조사된 설문응답자의 자료 중 불성실한 응답자의 설문을 제외한 응답자의 자료를 바탕으로 일반적인 빈도 및 교차분석은 통계 프로그램인 SPSS 20.0을 이용하였다. 요소들 간에 복잡한 관계를 갖는 농촌주택에서의 사회적 배제 모델은 구조방정식모델(structural equation modeling)프로그램인 SPSS AMOS 21을 이용하여 분석하였다.

3. 농촌주거에서 사회적 배제

3.1. 주거에서의 사회적 배제

정확한 정의는 없으나 사회적 배제는 ‘구성원이 그들이 속한 사회에 충분히 소속되지 못한 상태나, 그 사회에 속하지 못하는 것’을 말한다. 즉 대부분에게 개방된 기회가 특정 개인이나 그룹에게 박탈된 불평등을 말한다. 이는 실업, 차별, 비숙련, 저소득, 열악한 주거환경, 높은 범죄율, 가족 붕괴와 같은 문제들이 복합적으로 특정 장소나 특정인에게 일어날 수 있음을 의미한다. 이들 문제는 서로 연결되어 있어 연쇄적으로 일어난다. 따라

Table 1. Variables for survey

구분	변수
주거만족	구조, 설비, 에너지, 채광, 환기, 소음, 위생, 외풍, 전체주거 만족도
주거현황	거주기간, 거주자 수, 주거규모, 방의 수,
개인특성	연령, 성별, 거주지
주거의지	의사의향, 거주지, 거주희망기간,
설문 응답자	지역, 연령, 성별, 직업

서 사회적 배제는 일차원적 현상이라 보지 않고, 서로 상이한 차원에서 동시 다발적으로, 또는 연쇄적으로 발생하는 다차원적인 사회현상으로 파악한다¹⁾. 빈곤의 대표적인 원인은 실업이고, 빈곤의 결과로 열악한 주거와 높은 범죄율이 나타난다. 따라서 생애전반에 걸쳐 불평등한 처우를 받는 사회적 배제는 극단적으로 앞선 세대가 갖고 태어난 불이익은 다음 세대에까지 전달될 수 있기 때문에 큰 사회적 문제가 될 수 있다²⁾.

주택에서의 사회적 배제는 집중(concentrated), 지속(persistent), 복합(compound), 저항(resistant)의 특성을 지니고 있다. 시장경제 내 주택선택권이 적은 가구는 사회주택에 잔류하여 가난한 가구의 지리학적 집중으로 나타난다. 과밀한 열악한 주거 조건은 주택의 내구성과 유지관리의 부실에 의해 더욱 나빠지는 지속성을 가진다. 빈곤과 열악한 주거 조건은 사회적 배제를 복잡하게 한다. 주택보조금의 운영은 또 다른 복잡한 금전문제를 야기하여 사회적 배제방지 정책에 저항한다³⁾.

사회적 배제를 경제, 근로, 실업, 주거, 교육, 건강, 관계망 및 사회참여로 구분한 사회적 배제의 영역간 관계는 사회적 배제의 차원이 나열적, 병렬적 구조라기보다는 경제적 배제, 빈곤을 중심으로 하여 다양한 배제의 차원이 중첩되어 나타나고 있음을 보여준다. 여기에서 주거로부터의 배제는 건강과 사회적 관계망으로부터의 배제와 연관성을 보여주고 있다⁴⁾.

물리적인 측면에서 사회적 배제는 주택의 구매 및 임대와 관련하여 적절한 주택 시장의 참여 기회와 주택 내외부의 시설에 대한 접근성에 관한 사회적 약자에 대한 문제로 나뉜다. 경제적으로 빈곤한 저소득층이 적절한 주거에 거주할 수 있는 임대주택, 사회주택 등을 통한 사회적 배제 방지 정책이 전자에 속한다. 고령자, 장애인, 다문화 가정, 조손가정, 독거인 등과 같은 사회적 약자나 소수그룹에 대한 주택 내 시설에 대한 문제가

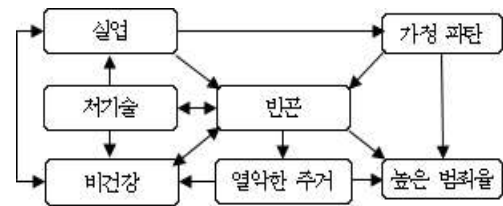


Fig. 1. A multidimensional concepts of social exclusion(Robinson & Oppenheim, 1998).

후자에 속한다. 대부분의 사회적 배제는 주택의 소유와는 상관없이 불평등이 집중된 지역에서 거주하는 것으로부터 출발한다. 주택 이주과정(Housing process)이 문제화 되고, 이웃효과(neighborhood effects)는 사회적 배제 지속성의 주요한 인자가 되었다²⁾. 소득이 낮거나 가용자원이 부족한 사람은 적절한 주거를 얻기 어렵고, 열악한 주거는 고용, 건강, 교육 등에 대한 접근성과 연결되어 있어 주거에서의 사회적 배제를 받는다(Spicer, 1998).

따라서 주거 빈곤가구가 경험하는 현재의 주거문제는 주거 이외의 다양한 영역에서 나타난 사회적 배제의 결과라 할 수 있다. 즉 일부집단인 주택 시장 내 특정 부문에 집중되는 것은 다른 요소로부터 배제과정에 의한 것으로 주거이동을 할 수 없는 사람들이 부적절한 주거지에 집중됨으로써 만들어진 것이다. 따라서 현재의 주거문제는 적절한 주거에 접근 불가능한 가구에 대한 배제의 결과이다. 더더욱 현재의 주거문제는 주거 이외의 영역에서 또 다른 사회적 배제를 야기하는 원인이 된다. 부적절한 주거가 사회적 배제의 원인으로 작용하여 건강, 교육, 고용, 사회서비스의 접근성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Arthurson & Jacobs, 2003).

사회적 배제에 관한 관심과 연구들은 2000년 3월 리스본(The Lisbon European Summit)에서 개최된 유럽 정상회담에서 유럽지역 내 빈곤과 사회적 배제를 극복하기 위한 공감대 형성하였다. 이에 따라 유럽집행위원회(European Commission)는 유럽회원국이 공통적으로 적용될 수 있는 사회적 배제 지표를 개발

하게 되었다. 유럽 사회 보호위원회(Social Protection Committee)의 주관 하에 사회적 지표 개발을 본격적으로 추진하게 되었고, 회원국에 공통적으로 적용되는 빈곤 및 사회적 배제지표(Common Indicators of Social Exclusion and Poverty) 18개를 구성하였다⁴⁾. 빈곤, 실업, 교육, 건강 등이 핵심이 되어 있으며 여기에서 단순히 주거형태별 빈곤율을 사회적 배제 1차적 지표를 사용하고 있다¹⁾. 주거에 대한 평가를 빈곤의 연장선상에서 보고 있어 주거에 대한 별도의 지표를 만들지 않았다. 취약한 물리적 환경, 과밀, 주거비, 설비 등에 대한 주거에 대한 평가 항목이 빠져 있다. 이에 국내에서는 주거에 대한 사회적 배제 지표를 최저주거기준, 상하수도, 1실 거주자 수, 1인당 주거면적 등의 물리적 지표를 사용하여 EU 지표에서의 주거부분의 부족한 부분을 보완하려고 하고 있다⁵⁾.

3.2. 농촌주거의 사회적 배제

현대 농촌은 도시와는 다른 인구학적, 지리학적, 경제적으로 문제점을 가지고 있다. 지리학적으로 과소화, 저밀화, 분산화의 특징을 지니고 있다. 커뮤니티 단위가 인구감소로 인하여 과소화 되고, 1차 산업 위주의 농경지 면적에 따라 분산되고 밀도가 낮은 마을 구성을 이루고 있다. 따라서 소규모의 작은 많은 마을의 물리적 기반시설에 및 서비스 기반 확충에 많은 비용이 드는 것에 비에 효율성이 낮은 어려움을 겪고 있다.

현재의 인구밀도에 따른 복지 편의시설의 배치는 농촌에서의 편의시설의 수혜 가능성을 배제시켰다. 농촌지역에서 도시와 동일한 서비스를 제공하기 위해서는 그만큼 추가 비용을 부담해야 함에도, 선택과 집종의 경제적인 논리에 의해 농촌의 주거, 복지, 의료, 교육, 편의시설의 관심이 소홀하여 농촌의 상대적 불평등이 생겨났다⁶⁾. 따라서 도시기준이 아닌 농촌의 가치, 문화, 지리, 기반시설 등의

농촌성(Rurality)을 고려한 농촌에 대한 정책이 필요한 시점이다.

인구학적으로 농촌 거주 인구의 고령화와 젊은 세대의 부제로 노인들만 사는 공간으로 바뀌고 있다. 이런 편향적인 인구분포는 고령의 거주자뿐만 아니라 농촌에 거주하는 전체 세대에 영향을 미친다. 즉 대다수가 장애를 가지고 있는 고령층은 고립과 양질의 서비스 접근에 공간적인 제약을 받는다. 아이들과 젊은 층에게는 고립, 사회적 활동 접근제한, 돌봄 시설 부족, 부모들을 위한 교육과 고용부족을 낳는다.

특히 시골 대부분은 사회적 배제자는 홀로 장애를 가진 나이 많이 먹은 여성이다. 장애를 가진 사람은 사회적 배제를 받을 위험성이 다른 어떤 이들보다 높다. 즉 시골 장애자는 주거 및 양질의 서비스 정보에 접근하기가 매우 어렵다.

시골에서 농업은 주요한 경제활동이다. 그러나 저부가가치의 농업은 농가의 빈곤의 악순환을 빠져나올 수 없게 하고 있다. 시골에서 물류비의 증가로 인한 고물가, 문화적 빈곤, 높은 교통비 등은 농촌에서의 의료인이 거주에 커다란 걸림돌로 작용한다⁷⁾.

따라서 농촌에서는 대중교통, 장기치료 의료서비스, 교육 및 훈련, 적절한 아동교육, 젊은이들을 위한 시설, 재정서비스, 정정 사회주택, 적절한 쓰레기 수거와 양질의 물 제공에 제한적인 서비스를 받고 있다⁸⁾.

도시는 도시민을 대상으로 저소득층이 안전하고 안정적인 주거생활 위해 임대주택이 공급되고 있다. 그러나 농촌은 설비가 노후되고 단열 등의 문제를 가진 오래된 주택이^{a)} 대부분을 이루고 있다. 특히 경제적, 육체적으로 약자인 1인 가구, 고령자, 장애인 거주율이 높은 농촌거주자는 주거측면에서 사회적 배제를 받고 있다.

a) 농촌주택의 31.5%는 1985년 이전에 건립됨-농촌연구원, 2004

Table 2. The general characteristics of the survey respondents

변수	구분	빈도	%	변수	구분	빈도	%
지역	보성	172	33.79	성별	여	270	53.05
	여수	158	31.04		남	239	46.95
	구례	179	35.17		합계	509	100.00
	합계	509	100.00	직업	농업	360	70.73
연령대	30대 미만	4	0.79		어업	36	7.07
	30대	4	0.79		농어업	13	2.55
	40대	14	2.75		상업	5	0.98
	50대	196	38.51		기타	92	18.07
	60대	187	36.74		합계	506	99.41
	70대 이상	104	20.43		결측값	3	0.59
	합계	509	100.00		합계	509	100.00

4. 자료분석

4.1. 일반적 특성

분석대상 설문은 보성 172(33.79%), 여수 158(31.04%), 구례 179(35.17%)부를 분석하였다. 설문대상자의 53.05%는 여성이며 남성은 46.95%이다. 설문대상 연령대는 30대 미만이 4명(0.79%), 30대 4명(0.79%), 40대 14명(2.75%), 50대 196명(38.51%), 60대 187명(36.74%), 70대 104명(20.43%)이다. 농촌 거주자를 상대로 설문조사를 시행하였기 때문에 전체 설문자의 57.17%가 60대 이상이다. 40대 이하의 22명에 불과하다. 설문대상자의 직업은 농업이 360명(70.73%), 어업 36명(7.07%), 농어업 13명(2.55%), 상업 5명(0.98%), 기타 92명(18.07%)로 대부분의 설문 응답자들이 1차 산업에 종사하고 있다. 이상을 정리하면 Table 2와 같다.

4.2. 주거현황

설문 대상자 509명의 거주기간, 거주자 수, 주택의 규모, 거주 가능한 실에 대한 주거 현황에 대한 설문조사 내용은 다음과 같다. 먼저 10년 이상 거주한 이는 44가구(8.64%), 20년 이하 거주 54가구(10.61%), 30년 이하 거주 96가구(18.86%), 40년 이하 거주 90가구(17.68%) 50년 이하 거주 81가구(15.91%), 60

년 이하 거주 68가구(13.36%), 61년 이상 거주 70가구(13.75%)이다. 30년 이하 거주한 거주가구 수가 195가구(37.50%)에 불과 하다. 평균 거주기간은 39.94년이다. 최대 한집에서 88년을 거주한 이도 있다. 이는 서울 시민의 평균 거주기간인 4년⁹⁾, 임대주택 거주기간 10년을 훨씬 넘고 있다. 농촌에서는 주택시장이 작아 주거 선택의 기회가 낮고, 주택의 임대보다는 소유자가 많고, 주택보급을 100%를 넘는 주택시장의 특성을 반영하고 있다. 또 농사활동에 근접한 위치의 특성을 반영하여 이농이 아니면 이주하지 않기 때문으로 보인다.

설문응답자의 주택에 거주하는 거주자 수는 1인 161가구(31.63%), 2인 256가구(50.29%), 3인 48가구(9.43%), 4인 24가구(4.72%), 5인 11가구(2.16%) 6명이상 9가구(1.77%)이다. 417가구 81.92%가 1-2인 가구이다. 농촌 인구의 노화와 그에 따른 독신 및 노부부가 대부분인 점을 나타내고 있다.

설문 응답자의 주택 규모에 대한 설문에서 30㎡미만 6가구(1.18%), 39㎡미만 22가구(4.32%), 49㎡미만 47가구(9.23%), 59㎡미만 113가구(22.2%), 79㎡미만 185가구(36.35%), 99㎡미만 71가구(13.95%), 119㎡미만 20가구(3.93%), 102㎡이상 19가구(3.73%)이다. 평균 주택규모는 73.52㎡ 이다. 주택의 평균과 분포 특성에서 보는 바와 같은 70㎡ 내외의 규모의 주택이 대분을 차지하고 있다. 즉 주택

Table 3. Housing situations

		빈도	퍼센트	유효 퍼센트	평균	표준 편차	분산			빈도	퍼센트	유효 퍼센트	평균	표준 편차	분산
거주기간	10년이하	44	8.64	8.75	39.94	19.55	382.19	주택 규모 ㎡	30미만	6	1.18	1.24	73.52	39.204	1536.96
	20년이하	54	10.61	10.74					39미만	22	4.32	4.55			
	30년이하	96	18.86	19.09					49미만	47	9.23	9.73			
	40년이하	90	17.68	17.89					59미만	113	22.2	23.4			
	50년이하	81	15.91	16.1					79미만	185	36.35	38.3			
	60년이하	68	13.36	13.52					99미만	71	13.95	14.7			
	61년이상	70	13.75	13.92					119미만	20	3.93	4.14			
	합계	503	98.82	100					102이상	19	3.73	3.93			
	결측	6	1.18						합계	483	94.89	100			
	합계	509	100						결측	26	5.11				
거주자수	1	161	31.63	31.63	2.01	1.04	1.08	거주 가능한 실		509	100		2.88	0.76	0.57
	2	256	50.29	50.29					1	12	2.36	2.38			
	3	48	9.43	9.43					2	125	24.56	24.8			
	4	24	4.72	4.72					3	294	57.76	58.33			
	5	11	2.16	2.16					4	58	11.39	11.51			
	6	9	1.77	1.77					5	14	2.75	2.78			
	합계	509	100	100					6	1	0.2	0.2			
									합계	504	99.02	100			
									결측	5	0.98				
									합계	509	100				

규모가 50㎡에서 99㎡까지 298가구 58.55%을 보이고 있다. 현대 주택과는 달리 대부분 30년 이상된 주택이 대부분인 농촌에서의 주택 크기는 30여년 전의 생활상과 구조, 건축재료의 특성을 반영한 소규모 주택이 대부분을 차지하고 있음을 보여준다.

설문응답자의 주택에서 거주가능한 방은 1실 12가구(2.38%), 2실 125가구(24.8%), 3실 294가구(58.33%), 4실 58가구(11.51%), 5실 14가구(2.78%), 6실 1가구(0.2%)이다. 2실과 3실을 가진 가구가 419가구 83.13%을 보이고 있다. 이상을 종합하면 농촌주거는 74㎡의 내외의 규모로 방 3개의 공간을 가진 주택으로 39년 이상 2인이 거주하는 공간으로 간략하게 볼 수 있다. 이상을 정리하면 Table 3과 같다.

4.3. 주거 만족도

주택에 대한 만족도는 단열, 경관, 환기, 규모, 욕실, 부엌, 실배치, 실내 공기에 대한 만족도를 5점 리커드 척도로 질의 하였다. 이들 에 대한 평균 만족도는 단열 3.34, 부엌 3.13, 욕실 3.09, 실배치 2.92, 실내공기 2.86, 경관 2.74, 환기 2.67, 주택규모 2.72의 순으로 만족하는 것으로 나타났다. 즉 단열과 부엌과 욕

실에 대한 불만이 높게 나타나고, 주택의 규모와 환기나 경관과 같은 자연적인 요소들에는 만족도가 높은 값을 보였다. 즉 오래된 주택이 가지는 문제인 단열과 설비에 대한 개선욕구를 표명하였다고 볼 수 있다. 이상의 값들에 대한 통계 결과는 Table 4와 같다.

주택 전체에 대한 만족도에서도 불만족도가 3.18로 불만족이 높게 나타나고 있다. 우수한 자연환경과 경관을 가진 주택이지만 주택의 노후화에 따른 이용의 불편과 단열 부족으로 인한 겨울철 실내의 쾌적성에 대한 불만으로 보인다(Table 5).

현재 주택에 ‘얼마나 더 살고 싶습니까’라는 질문과 거주기간에 대한 교차분석에 대한 분석은 Table 6에 정리하였다. 표에서 보는 바와 같이 현 주택에 거주는 ‘가능한 짧게’와 ‘가능한 길게 살고 싶다’로 극명하게 구분되고 있다. 그렇지만 현 주택에 거주한 기간이 길수록 가능한 오랫동안 현 주택에 거주하고 싶어함을 보여준다. 이는 주택 만족도와는 별도로 주거에 대한 애착과 생애 대부분을 보낸 주택에 대한 애착이 강하게 나타나기 때문으로 보인다.

Table 4. The satisfaction of housing factors

		빈도	퍼센트	유효 퍼센트	평균	표준 편차	분산			빈도	퍼센트	유효 퍼센트	평균	표준 편차	분산
단 열	매우만족	3	0.59	0.60	3.34	0.86	0.75	육 실	매우만족	5	0.98	0.98	3.09	0.83	0.69
	만족	83	16.31	16.47					만족	131	25.74	25.79			
	보통	195	38.31	38.69					보통	197	38.70	38.78			
	불만족	192	37.72	38.10					불만족	165	32.42	32.48			
	매우불만족	31	6.09	6.15					매우불만족	10	1.96	1.97			
	합계	504	99.02	100.00					합계	508	99.80	100.00			
	결측값	5	1.00						결측값	1	0.20				
	합계	509	100.00						합계	509	100.00				
경 관	매우만족	21	4.13	4.14	2.74	0.89	0.79	부 업	매우만족	5	0.98	0.98	3.13	0.85	0.73
	만족	215	42.24	42.41					만족	127	24.95	25.00			
	보통	154	30.26	30.37					보통	189	37.13	37.20			
	불만족	110	21.61	21.70					불만족	173	33.99	34.06			
	매우불만족	7	1.38	1.38					매우불만족	14	2.75	2.76			
	합계	507	99.61	100.00					합계	508	99.80	100.00			
	결측값	2	0.39						결측값	1	0.20				
	합계	509	100.00						합계	509	100.00				
환 기	0	1	0.20	0.20	2.67	0.82	0.68	실 내 배 치	매우만족	3	0.59	0.59	2.92	0.77	0.59
	매우만족	17	3.34	3.35					만족	159	31.24	31.36			
	만족	222	43.61	43.70					보통	227	44.60	44.77			
	보통	183	35.95	36.02					불만족	113	22.20	22.29			
	불만족	80	15.72	15.75					매우불만족	5	0.98	0.99			
	매우불만족	5	0.98	0.98					합계	507	99.61	100.00			
	합계	508	99.80	100.00					결측값	2	0.39				
	합계	509	100.00						합계	509	100.00				
규 모	매우만족	13	2.55	2.55	2.72	0.83	0.69		매우만족	13	2.55	2.55			
	만족	222	43.61	43.61					만족	222	43.61	43.61			
	보통	173	33.99	33.99					보통	173	33.99	33.99			
	불만족	96	18.86	18.86					불만족	96	18.86	18.86			
	매우불만족	5	0.98	0.98					매우불만족	5	0.98	0.98			
	합계	509	100.00	100.00					합계	509	100.00	100.00			

Table 5. Satisfaction with housing

		빈도	퍼센트	유효 퍼센트	평균	표준 편차	분산
주 거 만 족 도	매우만족	3	0.59	0.59	3.18	.811	.658
	만족	108	21.22	21.26			
	보통	207	40.67	40.75			
	불만족	177	34.77	34.84			
	매우불만족	13	2.55	2.56			
	합계	508	99.80	100.00			
	결측	1	0.20				
	합계	509	100.00				

5. 사회적 배제 농촌 주거모델

5.1. 분석의 틀

구조방정식모형은 다수의 회귀모형을 동시

에 검정할 수 있다. 뿐만 아니라 회귀분석이 가지는 측정오차를 모델에 포함하여 보다 정확한 분석을 할 수 있다. 또한 관찰변수간의 인과관계를 다루는 경로분석과는 달리 관찰되지 않는 잠재적 요인들의 인과적 관계까지도 검정할 수 있는 장점을 가지고 있다. 즉 구조방정식모형은 측정모형과 잠재변수모형(구조모형)을 통해 변수간의 인과관계를 파악할 수 있으며, 둘째 경로분석과 비교해 측정오차를 통제할 수 있으며, 셋째 이론 모형에 통계적 평가가 가능하다는 장점이 있다(정금호 2012).

구조방정식모형은 잠재변수모형과 측정모형의 두 부분으로 구성된다. 잠재변수모형(구

Table 6. The Cross table residence times and residence wills

거주의사 거주기간		가능한 짧게	1-3년	3-5년	10년 이하	가능한 길게	전체
10년이하	빈도	9	7	2	3	23	44
	%	20.50	15.90	4.50	6.80	52.30	100.00
20년이하	빈도	10	4	5	5	29	53
	%	18.90	7.50	9.40	9.40	54.70	100.00
30년이하	빈도	18	1	7	7	63	96
	%	18.80	1.00	7.30	7.30	65.60	100.00
40년이하	빈도	18	2	0	9	61	90
	%	20.00	2.20	0.00	10.00	67.80	100.00
50년이하	빈도	14	3	6	3	55	81
	%	17.30	3.70	7.40	3.70	67.90	100.00
60년이하	빈도	11	4	1	1	51	68
	%	16.20	5.90	1.50	1.50	75.00	100.00
61년이상	빈도	11	1	1	0	57	70
	%	15.70	1.40	1.40	0.00	81.40	100.00
전체	빈도	91	22	22	28	339	502
	%	18.10	4.40	4.40	5.60	67.50	100.00

조모형)은 잠재변수간의 인과관계 및 상관관계를 나타내며 경로분석과 회귀분석의 형태를 나타낸다. 측정모형은 잠재변수와 관찰변수간의 인과관계를 보여주는 나타내는 부분으로 잠재변수와 관찰변수 및 오차변수로 구성된다.^{b)} 이를 통해 잠재변수가 어떤 관찰변수를 통해 가시적으로 드러나는가를 보여준다.

이론 모형과 실제 자료가 잘 맞는지에 대한 평가는 모형의 적합도를 통해 판별한다. 이론 모형이 독립모형에 비해 상대적으로 얼마나 자료를 설명하는 잘 설명하는가를 판별한다. 이를 상대적 적합도지수(relative fit index, incremental fit index)라 한다. 절대적합도 지수는 연구모형이 얼마나 표본 데이터에 적합한가를 평가한다^{10).c)}

b) 잠재변수(Latent Variable)는 직접 관찰되지 않고, 관측변수에 의해 간접적으로 측정되는 변수로 모형에서 타원으로 표현한다. 관측변수(Observed Variable)는 조사, 실험, 관찰 등에 의해 직접 얻어지는 변수로 모형에서 사각형으로 표현한다. 외생변수(Exogenous Variable)는 일반 통계에서 독립변수와 유사하며 다른 변수에 영향을 주는 요소이다. 내생변수(Endogenous Variable)는 종속변수와 유사하며 최소 한번 이상은 다른 변수로부터 직접 또는 간접적으로 영향을 받는 변수이다.

c) 본 연구에서는 절대적합도지수로 RMSEA을 이용하여 상대적합도지수로 TLI를 이용하였다.

연구 목표에서 제안된 주거배제에 대한 주택과 개인의 특성과 상호 작용을 파악하기 위하여 이론 고찰을 통하여 다음과 같은 가설을 설정하였다. 첫째 주거배제는 개인의 특성, 주거현황, 주거만족의 영향을 받는다. 둘째, 주거만족은 주거현황과 개인의 특성에 영향을 받는다. 셋째 개인의 특성은 주거만족과 주거배제에 영향을 미치며 주거현황에 영향을 받는다. 넷째 주거현황은 주거만족, 개인 특성, 주거배제에 영향을 미친다. 이 가설을 바탕으로 주거만족은 단열, 전망, 실내공기, 실배치, 소음, 부엌, 욕실, 채광의 변수들로 구성하였다. 주거현황은 온수공급, 주택규모, 거주 가능한 실, 비난방실과 같은 주택의 현재 상황을 위주로 변수를 구성하였다. 거주기간, 응답자연령, 거주자 수, 가족 수, 성별 등은 개인의 특성군 변수로 구성하였으며, 주거의사와 배제의식을 주거배제군으로 구성하였다. 이상의 농촌주거의 사회적 배제 가설을 정리하면 Figure 2와 같다. 가설을 기반으로 구조방정식모형을 구축하여 AMOS 12.0로 구조방정식모형분석을 하였다.

반복분석을 통해 산출한 수정지수(Modification Indices)를 참조하여 상관관계(잠재변수와 관측변수의 관계, 내·외생변수관계) 등의 모형수정과 변수제거를 통해 모형의 적합도를 높였다. 수정된 모형을 바탕으로 적합도

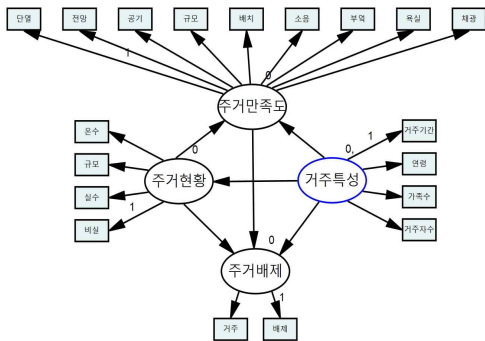


Fig. 2. A hypothesis for social exclusion of the rural residence.

와 유의도를 평가한 후 수정모델에 대한 회귀식을 설명하고 그 값에 대한 분석을 통하여 결론을 도출하였다.

5.2. 구조모형 구축 및 검증

먼저 각 변수의 일관성을 파악하기 위해 신뢰성 검토를 하였다. 각 변수의 크론바알파(Cronbach's Alpha) 계수를 산출한 결과 21개 변수에서 0.367 값이 나온다. 따라서 모델 적합화와 신뢰도를 위해 모델변수의 조절이 필요하였다. 이상을 정리하면 Table 7와 같다.

변수의 조정 없이 가설을 기반으로 구조방정식 모델 분석한 결과는 Figure 3과 같다.

RMSEA 값이 0.08이하의 값이 나오면 모형으로서 적합하나 모형검증결과 0.97값이 나와 모형으로서 통계적으로 부적합하였다. TLI 값이 0.9초과 값이 일 때 모형으로서 적합하나, TLI값이 0.715에 불과하여 모형으로서 적합도가 떨어진다. 검증통계량에 적합한 모형을 못 보여 주어 권장수용 수준에 부적합하는 것으로 나타났다(Table 8).

가설 모형에 투입된 대한 신뢰도 증가과

Table 7. Reliability of a hypothesis

Cronbach의 알파	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	항목 수
0.295	0.367	21

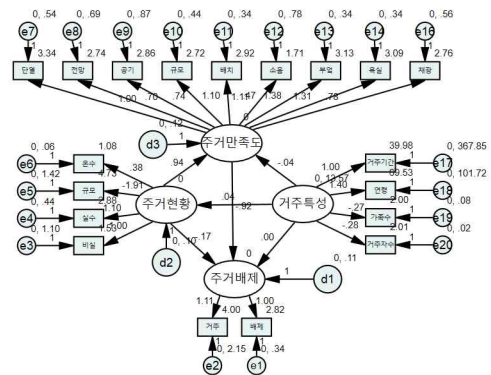


Fig. 3. A result of analysis of a hypothesis for social exclusion of the rural residence.

구조방정식 모형검증의 적합성을 높이기 변수를 조정하여 최적의 모형을 작성한 결과는 Figure 4과 같다.

모형의 수정과정에서 많은 변수들이 제외되었으나 주거만족, 거주특성, 주거현황, 주거배제와의 관계는 변함이 없었다.

Table 8. Incremental fit index of a hypothesis

적합지수	권장수용 수준	가설 값
RMSEA	<0.08	0.97
CFI(Comparative Fit Index)	≥0.09	0.781
TLI	>0.9	0.715

농촌주거의 사회적 배제에 관한 주거만족, 거주특성, 주거현황 요소들과의 관계를 구조방정식모형 분석한 결과는 Figure 5와 같다. 모형검증결과는 Table 9와 같다. 표에서 보는 바와 같이 RMSEA, CFI, TLI 모두에서 모형적합치를 넘어서고 있어 검증통계량에 적합한 모형임을 보여주고 있다.

모형분석결과 농촌주거의 사회적 배제에 가장 영향을 미치는 요소는 주거만족(0.713)이었다. 주거현황(0.054), 거주특성(0.074)은 주거배제에 미치는 영향이 미미하며 통계적으로도 유의한 값을 보이지 않고 있다. 따라서 현재 거주자의 특성과 주거현황보다는 주거만족이 사회적 배제에 많은 영향을 미치고 있다고 볼 수 있다. 주거만족요소에는 부엌

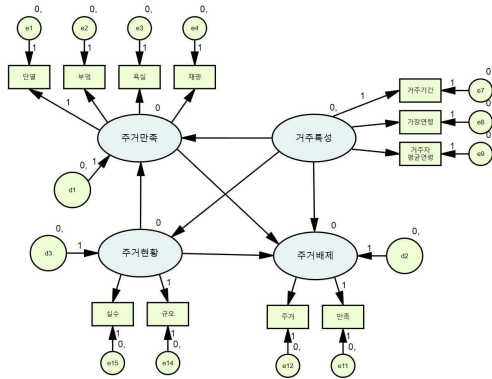


Fig. 4. A model for social exclusion of the rural residence.

(0.861), 욕실(0.855), 단열(0.439), 채광(0.310)의 순으로 영향을 미친다. 많은 주거만족 요소 중 특히 주거배제와 연관되어 설비적 요소와 단열 및 창호적 요소가 영향을 많이 미치는 것은 농촌 주거가 대부분 30년 이상된 오래된 주거임을 감안하여 시설적 요소에 불

Table 9. Incremental fit index of a hypothesis

적합지수	권장수용 수준	가설 값
RMSEA	<0.08	0.063
CFI(Comparative Fit Index)	≥ 0.09	0.947
TLI	>0.9	0.907

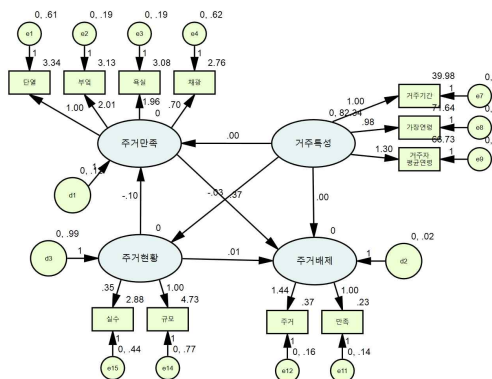


Fig. 5. A result of analysis of social exclusion of the rural residence.

만족을 표명하고 있음을 보여준다. 주거 만족과 주거현황, 주거배제에 영향을 미칠 것이라 예상한 거주특성은 주거현황 즉 실수나 규모에 영향을 미쳤다. 거주기간과 가장의 연령, 거주자의 평균연령 등이 공간적인 주거현황과 관련 있게 나타나고 있다. 주거특성에는 가장의 연령(0.910), 거주자 평균연령(0.871), 거주기간(0.464)의 순으로 영향을 미쳤다.

주거 규모(0.763), 실수(0.479)의 변수가 영향을 미친 주거현황은 거주특성에 영향(0.245)을 미치며 사회적 배제에 영향을 미미하게나마 영향을 미쳤다(0.054). 주거배제 요소에 대한 배제의식(0.566)과 주거배제에 대한 만족(0.452)이 영향을 미쳤다. 이상을 정리하면 Table 10과 같다.

사회적 배제를 느끼는 각 개인의 특성이 다르고 개인마다 배제라고 느끼는 임계치가 달라 배제를 정의하기 어려움이 모델구성에도 나타나고 있다. 특히 주거배제에 대한 개념이 정립되지 않고, 특히 농촌주거에서 사회적 배제에 대한 거주민들의 의식을 정확하게 파악할 수 없어 모델의 구성에 한계를 보였다. 또한 문헌고찰에서 논의한 내용과 같이 경제적 빈곤과 건강, 범죄율을 제외한 주거에 관련된 변수들만으로 농촌주택에 대한 사회적 배제를 설명하는 데는 한계가 있었다. 그러나 시험적인 농촌주택의 사회적 배제 모델을 제시하는 그 의의가 있으며, 특히 주거만족도와 사회적배제와의 관련성을 파악하여 이후 보다 명확하고 설명력 높은 모델구성에 기초적 자료로 활용할 수 있을 것이다.

6. 결론

본 연구에서는 농촌 주택의 안전, 에너지 효율, 친환경주택 등을 고려한 질적으로 적정하며, 경제적으로 적정한 주거지를 공급해야 한다는 규범적인 접근에서 출발하여, 농촌에서의 사회적 배제에 관련된 문헌고찰을 하고, 설문조사와 구조방정식 분석을 통하여 농촌

Table 10. A result of structural equation modeling analysis for social exclusion of the rural residence

		비표준 화계수	표준화 계수	S.E.	C.R.	P		비표준 화계수	표준화 계수	S.E.	C.R.	P	
주거만족	주거현황	-0.102	-0.285	0.034	-3.010	0.003	주거배제	주거만족	0.366	0.713	0.065	5.622	***
	거주특성	-0.001	-0.035	0.002	-0.646	0.518		주거현황	0.010	0.054	0.017	0.596	0.551
	단열	1.000	0.439					거주특성	-0.002	-0.074	0.001	-1.044	0.297
	부엌	1.983	0.861	0.210	9.441	***		만족	1.000	0.452			
	욕실	1.930	0.855	0.204	9.445	***		배제	1.447	0.566	0.243	5.949	***
	채광	0.694	0.310	0.123	5.644	***		거주특성	-0.028	-0.245	0.007	-3.809	***
거주특성	거주기간	1.000	0.464				주거현황	주거규모	1.000	0.763			
	가장연령	0.981	0.910	0.098	10.049	***		실수	0.352	0.479	0.094	3.749	***
	거주자 평균연령	1.302	0.871	0.126	10.291	***							

주거의 사회적 배제 모형을 만들고자 하였다. 이를 위해 전라남도 여수시, 순천시, 구례군 거주자 509명을 대상으로 설문조사를 하였다. 요소들 간에 복잡한 관계를 갖는 농촌주택에서의 사회적 배제 모델은 SPSS AMOS 21을 이용하여 구조방정식모형 분석하였다. 그 결과는 다음과 같다.

첫째 모형분석결과 농촌주거의 사회적 배제에 가장 영향을 미치는 요소는 주거만족(0.713)이었다. 주거현황(0.054), 거주특성(0.074)은 주거배제에 미치는 영향이 미미하며 통계적으로도 유의한 값을 보이지 않고 있다.

둘째 주거만족요소에는 부엌(0.861), 욕실(0.855), 단열(0.439), 채광(0.310)의 순으로 영향을 미친다. 많은 주거만족 요소중 특히 주거배제와 연관되어 설비적 요소와 단열 및 창호적 요소가 영향을 많이 미친다.

셋째, 거주특성에는 가장의 연령(0.910), 거주자 평균연령(0.871), 거주기간(0.464)의 순으로 영향을 미쳤다. 주거 규모(0.763), 실수(0.479)의 변수가 영향을 미친 주거현황은 거주특성에 영향(0.245)을 미치며 사회적 배제에 영향을 미미하게나마 영향을 미쳤다(0.054).

이상의 결과는 농촌주거에서의 사회적 배제에 대한 시험적 모형으로 주거관련 변수만으로 한정하고 지역적으로 전남 동부권으로

한정된 모형이다. 또한 단일 주택에 한정하여 이웃 간의 교류와 같은 커뮤니티 의식이 배제되어 모형설명력에 한계성을 가지고 있다. 그러나 농촌주거의 사회적 배제 모형을 제시하려는 시험적 노력으로 향후 이와 관련된 연구에 기초적 자료로 활용될 수 있으리라 여겨진다.

사 사

본 연구는 국토교통부 국토교통기술지역특성화사업 연구개발사업의 연구비지원(15RDRP-B076564-02)에 의해 수행되었습니다.

References

1. 김안나, 노대명, 김미숙, 신호성, 홍인옥, 김태완, 강민희, 이소정,(2008). 사회통합을 위한 사회적 배제계층 지원방안연구, 한국보건사회연구원.
2. 정금호(2010). “영국 사회주택의 사회적 배제 연구.” 대한건축학회연합회논문집 12(1).
3. David Mullins & Alan Murie(2006), Housing Policy in the UK, Palgrave Macmillan, 255 p.
4. Committee, S. P. (2001). Social Protection Committee-Report on Indicators in the

- field of poverty and social exclusion.
5. 강신욱, 김안나, 박능후, 김은희, 유진영 (2005). 사회적 배제의 지표개발 및 적용 방안 연구, 한국보건사회연구원.
 6. 정금호(2013). “농촌 주거취약계층 주택 개보수 특성에 관한 연구”, 한국농촌건축학회논문집 15(4)
 7. RCN(2008) Poverty and Place Report
 8. Haase, T & Walsh, K(2007) A Study of the Measurement of Rural Disadvantage. Pobal Rural Development Committee
 9. 서울연구원(2014), '서울시민은 현 주택에 얼마나 오래 거주하나?', 인포그래픽스 (97)
 10. 심준섭(2013), 구조방정식모형, 법문사
 11. Robinson, P. and Oppenheim, C.(1998), Social Exclusion Indicators: A submission to the Social Exclusion Unit, London: IPPR