

한국 도시가구의 주택점유형태별 주거면적수요의 차이에 관한 연구¹⁾

김재홍
행정학과

<요 약>

본 연구에서는 우리나라의 2,615개 도시표본가구를 대상으로 주택점유형태와 주거면적 수요의 결정요인을 다항로짓표본선택모형으로 추정하여 분석하였다. 우리나라 도시가구의 주택점유형태는 가구소득과 제도권 주택융자금의 크기와 접근성과 같은 경제적 요인에 의하여 결정되며 비경제적 요인의 영향은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 주거면적수요의 소득탄력성과 가격탄력성은 모두 비탄력적으로 나타나고 있다. 그러나 모든 주택점유형태에서 소득탄력성보다 가격탄력성의 절대치가 크게 나타나고 있고 차가의 경우에 그 차이가 더 크다. 이것은 소득요인보다는 가격요인이 주거면적수요에 보다 큰 영향을 주고 있으며 실질가격상승률이 실질소득상승률보다 더 크다면 주거과밀은 보다 더 악화될 수 있음을 시사한다. 제도권 주택융자금의 크기는 주택면적수요의 중요한 결정요인중의 하나이며 특히 월세가구의 경우 제도권 주택금융시장에의 접근성 향상은 월세가구의 주거과밀 해소에 결정적인 효과를 줄 수 있는 것으로 나타났다.

Differences of Housing Size Demand by Tenure Type of Urban Households in Korea

Kim, Jae-Hong
Department of Public Administration

<Abstract>

1. 본 연구는 1996년도 울산대학교 학술진흥기금 연구비에 의하여 수행되었습니다. 적절한 논평을 해 주신 익명의 심사자들에게 감사드리며, 본 논문의 내용상의 오류는 전적으로 저자의 책임임을 밝힙니다.

This study estimates the determinants of the tenure choice and the housing size demand from the sample of the 2,615 urban households in Korea, with utilizing a multinomial logit sample selection model. The multinomial logit model estimation results show that the economic factors such as family income and accessibility to the formal mortgage market affect the tenure choice more importantly than the non-economic factors do. The two-stage OLS estimation results of the housing size demand equations show that the elasticities of both income and price are inelastic. However, the absolute magnitude of the price elasticity is greater than that of the income elasticity. This implies that the residential crowding will be severe if the increase rate of the real housing price is greater than that of the real income. The accessibility to the formal mortgage market is another important determinant of the housing size demand. Especially, the residential crowding of the monthly rent households could be effectively eliminated by the improvement of the accessibility to the formal mortgage market.

I. 서 론

우리나라의 주택보급률은 1980년대 후반까지 지속적으로 하락하여 왔다. 이러한 주택보급률의 하락은 급속한 경제성장과 도시화 및 핵가족화의 진전으로 인한 주택수요의 증가를 공급이 따르지 못했기 때문이다. 주택 200만호 건설계획이 추진되면서 1990년 이래 주택보급률이 다소 상승하고 있는 추세이지만 아직도 가구수에 비하여 주택호수가 부족한 실정이다. 그러나 주택재고의 부족에도 불구하고 서울과 수도권 일부지역을 제외한 전국에서 국민주택이하 규모 아파트의 미분양사태가 발생하고 있고 미분양 아파트의 분양을 장려하는 정책적인 배려들이 시도되고 있다. 이러한 주택공급과 수요의 부적합(mismatch) 현상은 소비자들의 선호와 지역민의 주택수요에 대한 면밀한 검토가 없었을 뿐만 아니라 실수요자인 무주택자들의 구매능력을 향상시킬 수 있는 제도적 장치의 보완없이 부분별하게 물량채우기식으로 주택공급을 확대했기 때문에 야기되었다.

주거수준은 국가의 경제발전 단계와 상당한 정도 밀접한 관련성을 가지고 있다(Lim, Follain and Renaud, 1984). 외국의 주거수준에 대한 관심의 변화를 살펴보면, 대체로 일인당 국민소득 3천불 이하에서는 주택이 숙소(shelter)로서의 기능을 제대로 하고 있는가에 국한되며, 6천불대에 이르게 되면 주거공간규모에 관심을 가지게 되고, 만불이 넘어서면 주거환경개선에 대한 욕구가 증가하는 것으로 나타나고 있다(서울시 정책발연연구원, 1994: 14). 한국의 경우 도시지역 주택의 평균 건평이 1970년 50.4m²에서 1990년에는 88.6m²로, 일인당 주거면적은 1980년의 9.3m²에서 1990년에는 13.8m²로 증가하였고, 입식부엌, 수세식 화장실, 온수목욕시설 등의 부대시설을 갖춘 주택이 도시지역의 경우 각각 1980년에 14.5%, 19.6%, 6.9%에서 1990년 61.3%, 64.3%, 40.9%로 증가하였다(김경환·서승환, 1994: 251). 그러나 전반적인 주거공간규모나 주거의 질적 향상에도 불구하고 1980년대까지 경제성장정책을 추진하는 과정에서 주택부문에 대한 투자가 다른 부문에 비하여 너무나 낮았기 때문에 평균적인 주거수준은 여전히 선진

국에 비하여 매우 열악한 실정이다. 가장 기본적인 주거의 질적·양적 수준의 지표가 되는 일인당 주거면적이 1995년 기준으로 우리나라는 미국의 1/4, 일본의 1/2에 불과하다는 사실은 이러한 실정을 대변하고 있다(중앙일보, 1997).²⁾

<표 1>와 <표 2>에서 나타나고 있는 것처럼 한국 도시가구의 31.7%정도가 현재의 주택에 불만인 것으로 나타나고 있으며, 현재의 주택에 불만인 가구의 46.9%가 주거면적의 협소를 가장 중요한 불만의 요인으로 지적하고 있는 것으로 나타나고 있다. 자가가구에 비하여 차가가구의 주택불만이 훨씬 높고 차가가구의 주거면적 협소에 대한 불만이 큰 것으로 나타나고 있지만, 자가가구중에서도 현재의 주택에 불만을 느끼는 가구의 46.9%가 주거면적의 협소를 주택불만의 가장 중요한 요인으로 지적하고 있다. 이러한 점으로 미루어 볼 때 일인당 국민소득이 반불에 진입했음에도 불구하고 주거공간규모의 향상은 여전히 우리나라 주거문제의 우선적인 과제이다.

<표 1> 한국 도시가구의 주택집유형태별 주택만족도

	전 체	자 가	전 세	월 세
매우 불만	280 (8.01%)	110 (6.35%)	111 (8.09%)	59 (14.97%)
불 만	830 (23.73%)	336 (19.41%)	364 (26.53%)	130 (32.99%)
보 통	1,566 (44.78%)	796 (45.98%)	618 (45.04%)	152 (38.58%)
만 족	626 (17.90%)	354 (20.45%)	228 (16.62%)	44 (11.17%)
매우 만족	195 (5.58%)	135 (7.80%)	51 (3.72%)	9 (2.28%)
표본가구수	3,497 (100.00%)	1,731 (100.00%)	1,372 (100.00%)	394 (100.00%)

자료: 대우경제연구소(1994), 『1993년 한국가구패널조사』

<표 2> 한국 도시가구의 주택집유형태별 주택 불만족 이유

	전 체	자 가	전 세	월 세
주택 부대시설 미흡	201 (18.11%)	64 (14.35%)	98 (20.63%)	39 (20.63%)
주택 규모 협소	521 (46.94%)	215 (48.21%)	208 (43.79%)	98 (51.58%)
주택 노후화	227 (20.45%)	129 (28.92%)	74 (15.58%)	24 (12.70%)
기타	161 (14.50%)	38 (8.52%)	95 (20.00%)	28 (14.81%)
불만가구 표본수	794 (100.00%)	446 (100.00%)	475 (100.00%)	114 (100.00%)

자료: 대우경제연구소(1994), 『1993년 한국가구패널조사』

특히 우리나라 가구의 주택집유형태는 대체로 소득계층별로 자가, 전세, 월세의 위계를 이루고 있고 <표 3>에서 나타나고 있는 것처럼 전세와 월세가구의 일인당 주거면적이 자가가구에 비하여 상대적으로 낮은 실정이다. 자가가구 중에서도 12.4%가 주거면적에 불만을 가지고 있으며 이러한 가구들의 대부분이 자가마련을 위하여 주택의 일부를 임대하고 있는 가구이거나 저소득층가구로 구성되어 있다. 이러한 현상은 주거의 질적인 측면은 차치하고라도 가장 기본적인 주거수준의 소득계층간 비형평성을 의미하는 것이다.

2. 각국의 일인당 주거면적 비교 (1995년 기준)

	한 국	일 본	미 국	영 국	싱가포르	독 일	프랑스
평방m	14.2	29.4	55.8	30.4	20.0	47.5	40.6
평	4.3	8.9	16.9	9.2	6.1	14.4	12.3

자료: 중앙일보(1997년 2월 17일 35면)

<표 3> 한국 도시가구의 주택점유형태별 전용주거면적 및 일인당 주거면적의 평균비교

	전 체	자 가	전 세	월 세
전용주거면적 (평)	21.30 (16.08)	24.81 (16.71)	17.57 (14.62)	12.97 (9.64)
일인당 주거면적 (평)	6.12 (6.46)	6.97 (7.48)	5.13 (4.21)	4.45 (5.87)
표본수 (가구)	3,497	1,731	1,372	394

주: 괄호 속의 수치는 표준편차임.

자료: 대우경제연구소(1994), 『1993년 한국가구패널조사』

주택시장에의 정부개입은 국민 모두에게 적절한 수준의 주거생활을 보장하고 자력으로 주택문제를 해결하기 힘든 저소득층에게 기본적인 주거수준을 유지하게 함으로써 사회적 형평을 도모한다는 점에서 그 정당성을 가진다(Blair, 1991: 431). 그러나 지금까지 시행되어 온 우리나라의 주택정책의 수혜효과가 사회적으로 보호해야 할 저소득층이 아니라 상대적으로 구매능력이 있는 중산층 이상에게 집중됨으로써 정부의 주택정책은 오히려 주거수준의 비형평성을 증가시켰다는 것이 일반적인 지적이다(이종열, 1996; 하성규·김연명, 1991; 김경환·서승환, 1994: 262). 그러나 한국의 주거수준의 형평성 제고를 위한 연구는 저소득층 공공임대주택의 공급을 중심으로한 제도적·규범적 정책연구가 대부분이었으며 소득계층별 혹은 주택점유형태에 따른 주택수요에 대한 미시적 비교연구는 매우 부족한 실정이다.³⁾ 특히 주거수준의 기본적인 지표인 주거공간수요에 대한 미시적 연구는 그 필요성에도 불구하고 Lim, et al.(1984)과 Follain, et al.(1982)외에는 거의 찾아 볼 수 없다.

이에 따라 본 연구에서는 주택점유형태와 주택점유형태별 주거공간수요의 결정요인을 분석하여 주거공간수요의 계층간 형평성을 증진시키기 위한 정책적 대안을 제시하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서는 대우경제연구소(1994)에서 우리나라의 4,547가구를 대상으로 조사한 『1993년 한국가구패널조사(KHPS)』 중 도시가구표본 3,497가구를 기본적인 분석자료로 사용하였으며 주택점유형태의 선택함수와 주거공간수요함수 추정을 위해서는 누락변수(missing variable)가 없는 2,615가구가 분석의 최종자료로 사용되었다.

본 연구의 내용상의 구성은 다음과 같다. 제 2절에서는 주택점유형태의 선택함수와 주택점유형태별 주거공간수요함수의 추정을 위한 모형설정과 추정방법을 논의한다. 제 3절에서는 경험적 모형설정을 위한 변수의 선택과 이론적 배경을 설명하고 제 4절에서는 모형의 추정결과를 해석한다. 제 5절에서는 모형의 추정결과를 바탕으로 주거수준의 형평성 증진을 위한 정책적 함의를 제시한다.

II. 다항로짓 표본선택모형과 추정방법

주택점유형태별 주거공간수요의 차이를 분석하기 위하여 수요함수를 주택점유형태별로 나누어서 최소사승법으로 추정할 경우 각 수요함수의 추정회귀계수는 주택점유형태의 선택과 관련된 외생적으로 관찰될 수 없는 변수의 생략(omitted variable) 때문에 불편추정치(Heckman, 1979; Lee and Trost, 1978)가 될 수 없다(Heckman, 1979; Lee and Trost, 1978). 그러므로 추정회귀계수의 편의를

3 공공임대주택에 관한 연구는 고철(1993), 염본민(1993), 임장호·유재현(1989)을 참고하고, 주택점유형태별 주거서비스 수요의 미시적 연구는 김경환(Kim, 1990)와 김성호(1988)을 참고할 것.

제거하기 위해서는 주택점유형태의 선택함수와 주택점유형태별 주거공간수요함수를 결합적으로 추정하여야 하며 이를 위하여 본 연구에서는 Lee(1983)가 개발한 다항로짓표본선택모형(sample selection model with multiple choice)을 활용한다. 이 모형추정을 위한 절차는 다음과 같다. 첫번째 단계에서는 최우추정법(maximum likelihood method)을 사용하여 자가, 전세, 월세의 세가지 주택점유형태중 하나를 선택하는 확률함수식 (1)을 다항로짓모형(multinomial logit model)으로 추정하고, 선택확률변수(selectivity variable) λ_j 를 계산한다.

$$P_j = \exp(\xi_j Z) / \sum_{j=0}^L \exp(\xi_j Z) \quad (1)$$

P_j : 주택점유형태(자가, 전세, 월세)중 한가지를 선택할 확률

Z : 주택점유형태선택에 관계되는 개별가구의 특성벡터

ξ_j : 주택점유형태의 선택함수의 회귀계수벡터

두번째 단계에서 λ_j 를 포함하는 주택점유형태별 주거공간수요함수식 (2)를 OLS 회귀분석으로 추정한다.

$$\begin{aligned} (S_j | P_j) &= \alpha_j X_j + \theta_j \phi(U_j(P_j)) / \Phi(U_j(P_j)) + \varepsilon_j \\ &= \alpha_j X_j + \theta_j \lambda_j + \varepsilon_j \end{aligned} \quad (2)$$

S_j : 자연로그치환 개별가구의 일인당 주거면적

X_j : 자연로그치환 개별가구의 특성벡터(가변수는 로그치환되지 않음)

α_j : 개별가구특성변수(연속변수)의 주거공간수요 탄력성

θ_j : 주거점유형태의 선택확률변수의 추정회귀계수

식 (2)에서 U_j 는 정규분포 누적확률밀도함수의 역함수 $\Phi^{-1}(\cdot)$ 이다(Lee, 1983; Creene, 1989). 그러므로 $\Phi(U_j(P_j))$ 는 P_j 와 같다. 함수 ϕ 와 Φ 는 각각 정규분포 확률밀도함수(probability density function)와 누적확률밀도함수를 의미한다. ε_j 는 무작위 오차항으로서 주거공간수요함수식에 포함되는 독립변수들과는 독립이라고 가정한다.

$E(\varepsilon_j | P_j, X_j) = 0$ 이기 때문에 OLS 회귀분석에 의하여 추정되는 식 (2)의 회귀계수들은 일치성(consistency)을 가진다. 선택확률변수 λ_j 의 존재여부가 주거공간수요함수의 추정에 가지게 되는 영향을 평가하기 위해서는 귀무가설 $\theta_j = 0$ 에 대하여 t-검증을 한다. θ_j 의 부호가 양(+이라는 것은 주택점유형태가 j 인 가구의 추정주거공간수요가 무작위

로 선발된 동일한 가구특성을 가진 가구들의 주거공간수요보다 크다는 것을 의미하며, 음(-)의 경우에는 그 반대로 해석한다.

Ⅲ. 경험적 모형설정과 변수의 선택

우리나라의 경우 임차가구의 주거안정성과 주거서비스의 수준이 자가거주에 비하여 상대적으로 낮고 자가와 차가간의 대체성이 구미선진국에 비하여 상대적으로 낮기 때문에 주택점유형태는 대체로 소득위계를 형성하게 된다. 그러므로 가구소득은 주택점유형태를 결정하는 가장 중요한 변수일 것으로 예상된다. 우리나라에서는 주택금융시장이 불완전하고 신규아파트의 구입시를 제외하고는 주택금융을 차입하기가 매우 힘들기 때문에 세대권 내에서의 주택금융차입금액의 정도가 주택점유형태의 선택에 매우 중요한 역할을 할 것이다. 또한 제도권 주택용자가 어렵기 때문에 결혼 등을 통한 분가의 경우 초기 주거비용의 일부 혹은 전부가 세대간에 이전되는 경우가 많으며, 이러한 이전 주택자금의 크기는 주택점유형태의 선택에 중요한 역할을 할 것으로 예상된다. 이러한 경제적 요인외에도 가구주의 연령 및 성별, 동거가족수, 결혼여부 등 생애주기 및 인구학적 가구의 특성도 주택점유형태의 결정에 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 지역 특성상 서울 등 대도시의 경우에는 높은 주택가격과 과밀한 인구밀도 때문에 다른 지역에 비하여 차가거주의 확률이 높을 것이다. 이에 따라 주택점유형태의 선택확률함수식 식 (1)의 추정을 위해서 식 (3)과 같은 경험적 모형이 설정되었으며 변수설명은 <표 4>에 요약되어 있다.

$$P_j = f(SEX, AGE, AGESQ, MAR, FINCOME, FSIZE, SEED, BANK, NBANK, TFIN, SEOUL, METRO) \quad (3)$$

식 (3)의 독립변수중 SEX, MAR, SEOUL, METRO는 가변수(dummy variable)이고 모든 연속변수들은 자연로그로 치환된 값을 사용하였다.

주거공간수요도 주택점유형태의 선택과 마찬가지로 가구소득, 주택자금 차입금액, 주거단위면적당 거주비용 등의 경제적 요인은 물론 생애주기와 인구학적 가구특성 등의 비경제적 요인도 중요한 결정요인으로 작용할 것으로 예상된다. 또한 주택유형(단독주택, 아파트, 연립주택)과 도시규모(서울, 광역시, 일반시)의 영향을 파악하기 위하여 주택유형 및 도시규모변수가 가변수(dummy variable)의 형태로 독립변수에 포함되었다. 식 (4)에 나타나는 선택확률변수 λ_j 는 주택점유형태의 선택과 관계되는 관찰할 수 없는 개별가구의 특성이 주거공간수요에 영향을 주는가를 파악하기 위하여 독립변수에 포함되었다. 이에 따라 주거공간수요함수의 추정을 위한 경험적 모형은 식 (4)와 같이 설정되었다.

$$(S_j | P_j) = g_j(FINCOME, PRICE, FSIZE, SEED, BANK, NBANK, TFIN, DETACH, ROW, SEOUL, METRO, SEX, AGE, AGESQ, MAR, \lambda) \quad (4)$$

식 (4)에 포함된 독립변수중 λ 를 제외한 모든 연속변수(continuous variable)는 자연로그로 치환된 값을 사용하였으며 식 (4)의 종속변수도 일인당 주거면적의 자연로그 치환값을 사용하였다.4) 그러므로 식 (4)의 추정모형은 양대수(double-log)모형이며 이 경우 추정된 연속변수의 회귀계수는 각 변수의 탄력성을 의미한다. 식 (4)에 포함된 변수들은 <표 4>에 실명되어 있으나 가격변수(PRICE)와 주택자금변수들(SEED, BANK, NBANK, TFIN)의 측정방법에 대하여는 부연 설명이 필요하다. 가격변수는 각각의 주택점유형태별로 주택사용에 대한 월 귀속임대료(imputed rent)를 계산한 다음 총주거면적으로 나눈 값을 사용하였다. 본 연구에서는 감가상각비, 자산가격상승률, 재산세율, 수선유지비 등을 동일하다고 가정하고 자가의 월 귀속임대료를 측정하였으며 자가와 차가 모두 이자율은 연 15%로 하였다.5) 주택자금변수들은 연 15%의 이자율에서 현재의 금액으로 환산하였다.

<표 4> 변수설명 및 주택점유형태별 변수의 기술통계적 요약

변수	변수 설명	신체	자가	진세	월세
SEX	가구주 성별 (남=1; 여=0)	MEAN 0.8941 STD (0.3078)	0.8935 (0.3086)	0.9129 (0.2822)	0.8170 (0.3876)
MAR	결혼여부 (기혼=1; 기다=0)	0.8799 (0.3251)	0.8809 (0.3241)	0.9056 (0.2925)	0.7634 (0.4260)
SEOUL	주대소재지 (서울=1; 아니면=0)	0.3273 (0.4693)	0.2796 (0.4490)	0.3724 (0.4837)	0.4375 (0.4972)
METRO	주택소재지 (광역시=1; 아니면=0)	0.3526 (0.4779)	0.3637 (0.4812)	0.3527 (0.4781)	0.2812 (0.4506)
DETACH	주택유형 (단독주택=1; 아니면=0)	0.5809 (0.4935)	0.4863 (0.5000)	0.6598 (0.4740)	0.8437 (0.3639)
ROW	주대유형 (연립주택=1; 아니면=0)	0.1380 (0.3450)	0.1605 (0.3672)	0.1245 (0.3303)	0.0536 (0.2257)
AGE	가구주 연령	43.8428 (13.0613)	47.8157 (12.8105)	38.5145 (11.4017)	41.4643 (12.6303)
AGESQ	가구주 연령의 제곱	2092.7313 (1298.9126)	2450.3357 (1320.0782)	1613.2324 (1110.0281)	1878.0982 (1205.9366)
FINCOME	월평균 가구소득 (단위: 10만원)	23.9665 (185.5767)	29.4800 (250.7205)	18.5004 (16.3279)	12.3661 (10.4277)
PRICE	주택 1평당 월서주비용 (단위: 만원)	4.0407 (3.3777)	5.6416 (3.6742)	2.0349 (1.1596)	2.4749 (2.3118)
SEED	본인부담 주택자금 (단위: 백만원)	19.2836 (24.3596)	25.2132 (29.8831)	14.0490 (12.2036)	4.0371 (5.0245)
BANK	금융기관 주택용자금 (단위: 백만원)	2.2861 (6.4710)	3.8629 (8.2423)	0.4725 (2.2045)	0.0460 (0.5083)
NBANK	비금융기관 주택용자금 (단위: 백만원)	1.0583 (4.2275)	1.3952 (4.8548)	0.6998 (3.2406)	0.4554 (3.4326)
TFIN	移轉 주택자금 (단위: 백만원)	4.0731 (15.3956)	5.4767 (19.7783)	2.8090 (7.4112)	0.5708 (2.8124)
F SIZE	가구원 수	3.8562 (1.1755)	4.0554 (1.2154)	3.6535 (1.0110)	3.4598 (1.3218)
LAMBDA	선택확률변수		0.5283 (0.3969)	0.8084 (0.3747)	1.5788 (0.3803)

- <표 4>에 나타난 변수의 평균과 표준편차는 각 변수들의 분포를 파악할 수 있도록 하기 위하여 자연로그로 치환하지 않은 값을 기준으로 하였다.
- 15%의 이자율은 제도권 주택금융의 금리와 비제도권 금융시장에서의 금리를 고려하여 저자가 임의로 설정하였음.

식 (4)의 추정결과에서는 주택점유형태별 주거공간수요의 소득탄력성, 가격탄력성, 그리고 금융기관의 융자금탄력성, 세대간 移轉주택자금탄력성, 동거가족수탄력성 등 수요의 탄력성과 방법론적인 측면에서 선택확률변수의 주거공간수요에 대한 영향의 차이가 분석의 초점이 된다. 주택은 일단 구입하고 나면 거래비용(transaction cost)이 크기 때문에 소득이나 가족구성의 변화등으로 수요가 변하더라도 단기간에 수요를 조정하기가 힘들다. 반면에 차가가구는 자가가구에 비하여 상대적으로 수요변화에 빠르게 대응할 수 있다. 그러므로 소득탄력성, 가격탄력성, 동거가족수탄력성은 이론상 자가가구보다 차가가구에서 더 크게 나타날 것으로 예상된다. 우리나라의 제도권 주택관련 융자금의 크기는 자가마련비용이나 전세금에 비하여 매우 작은 액수이기 때문에 주거공간수요에 대한 제도권 주택융자금 탄력성은 매우 작을 것으로 예상된다. 월세의 경우 제도권 주택금융에의 접근은 다른 주택점유형태에 비하여 더 어려운 것이 사실이지만 금융기관 융자금의 주거공간수요에 대한 탄력성은 자가나 전세에 비하여 클 것으로 예상된다. 또한 주택금융시장의 불완전성 때문에 세대간 移轉 주택자금의 크기는 주거공간수요에 중요한 역할을 담당할 것으로 예상된다.

IV. 주택점유형태의 선택함수와 주거공간수요함수의 추정결과

주거과밀현상(residential crowding)은 가장 중요한 주택문제 중의 하나이며, 특히 저소득계층에 현저한 주거문제이다. 주거과밀의 해소는 주거생활의 질적 수준의 향상이라는 매우 중요한 선언적 의미를 지니고 있음에도 불구하고 우리나라에서는 여전히 주택정책의 고려대상이 되지 않고 있다. 우리나라의 주택공급정책의 근간은 저소득계층의 주거수준 개선이라는 측면보다는 “1가구 1주택의 실현”이라는 미명하에 주택구매효능력이 있는 중산층이상에게만 주택정책의 혜택이 돌아가는 신규주택 건설확대에만 주력하였다. 주택시장의 순환과정(filtering process)이 원활하게 작동한다면 신규건설의 촉진을 통해 모든 소득계층의 주거수준을 향상시킬 수 있다(김정환·서승환, 1994: 230-231). 그러나 김정호 외(1988, 64-70)의 연구에 의하면 주택시장의 순환과정은 저소득층 자가주택에서만 일부 나타나고 있고 다른 주택의 경우에는 주택의 입주자가 바뀌면서 오히려 전보다 소득이 높은 가구가 입주하는 것으로 나타나고 있다. 또한 신규주택의 공급확대에도 불구하고 자가보유율은 하락하고 있는 실정이다. 이러한 현상은 필터링을 전제로 한 신규주택공급정책이 저소득층의 주거수준(특히 주거과밀)의 개선이나 자가마련에 정책효과가 없음을 보여주고 있는 것이다(조덕호, 1995). 그러므로 주택점유형태의 계층간 형평성의 증진과 저소득층의 주거과밀을 해소하기 위한 정책대안을 마련하기 위해서는 주택점유형태와 주택점유형태별 주거공간수요의 결정요인을 면밀하게 분석하는 것이 우선적인 과제이다.

<표 5>는 우리나라 도시가구의 주택점유형태의 선택의 결정요인을 나향로지모형으로 추정한 결과와 각 변수들의 한계효과를 보여주고 있다.⁶⁾ <표 5>에서 나타나고 있는 것처럼

6. 한계효과는 연속변수의 경우에만 추정하였으며 Gyourko와 Han(1989)이 제시한 것처럼 $\partial P_i / \partial X_i = P_i(B_{ij} - \sum_j P_j B_{ij})$ 를 사용하여 추정하였다. 이 식에서 P_j 는 주택점유형태

중 하나를 선택할 확률이며 B_{ij} 는 사상 j에 있어서 독립변수 i의 나향로지 추정회귀계수를 의미한다. 본 연구에서 독립변수들은 자연로그로 치환된 값을 사용하였으므로 $X_i = \log x$ 라면 x의 한계효

럼 가구소득과 주택자금마련과 같은 경제적 요인이 주택점유형태의 중요한 결정요인으로 나타나고 있으며 경제외적인 요인은 개별가구의 생애주기를 대변하는 가구주의 연령변수를 제외하고는 주택점유형태에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 도시규모별로는 서울의 경우 자가의 확률이 낮게 나타나고 5%의 유의수준에서 통계적인 유의성을 가지고 있으며 광역시의 경우 전세의 확률이 상대적으로 높게 나타나고 있다(10% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있다). 예상한 바와 같이 가구소득은 주택점유형태를 선택하는 중요한 결정요인으로 나타났다. 도시가구의 월가구소득이 100만원 증가할 경우 월세의 확률은 3.4% 감소하고 전세와 자가의 확률은 각각 2.5%와 17.7% 증가하는 것으로 나타남으로써 우리나라의 주택점유형태는 소득에 의한 위계별 이주고 있음을 입증하고 있다. 본인부담 주택자금, 제도권 주택융자금, 비제도권 주택융자금, 세대간 移轉 주택자금등 모든 주택자금변수들의 경우 금액이 많을수록 월세보다는 전세와 자가의 확률이 높아지는 것으로 나타나고 있다. 본인부담 주택자금의 한계효과는 천만원 증가시에 월세의 확률은 0.6% 감소하며 전세와 자가의 확률을 각각 0.5%와 0.3% 증가시키는 정도로 나타나고 있으나 그 한계효과는 매우 작다. 그러나 제도권 주택융자금 백만원 증가는 월세와 전세의 확률을 각각 14.1%와 1.7% 감소시키고 자가의 확률을 1.4% 증가시키는 것으로 나타남으로써 제도권 주택금융에의 접근성 정도가 주택점유형태를 결정하는 중요한 요인임을 보여주고 있다. 비제도권 주택융자금이나 세대간 移轉 주택자금은 월세와 전세의 확률 감소에는 그 영향이 미미하다. 이러한 결과는 제도권 주택금융의 활성화가 저소득증가구의 주거개선에 유의한 효과를 미칠 수 있음을 시사하는 것이다.

<표 5> 주택점유형태의 선택에 대한 다항로짓모형 최우추정결과

변수	월 세		전 세		사 가	
	회귀계수	한계효과	회귀계수 (T값)	한계효과	회귀계수 (T값)	한계효과
INTERCEPT	0	0.0000	5.1536 (4.422)**	0.0000	-1.0341 (-0.854)	0.0000
SEX	0		-0.2156 (-0.636)		0.7262 (2.007)	
AGE	0		0.1454 (-3.193)**		0.1710 (3.626)**	
AGESQ	0		0.0015 (3.165)**		-0.0009 (-1.850)*	
MAR	0		0.8525 (2.578)**		0.1255 (0.358)	
FINCOME	0	0.0034	0.4538 (4.676)**	0.0025	0.5974 (6.025)**	0.0177
F SIZE	0	0.0124	0.2824 (1.185)	-0.0114	0.7246 (2.963)**	0.0835
SEED	0	-0.0006	0.0347 (4.888)**	0.0005	0.0281 (3.944)**	0.0003
BANK	0	-0.1413	0.0398 (2.108)**	-0.0169	0.1130 (6.075)**	0.0139
NBANK	0	0.0053	0.0177 (1.747)*	-0.0021	0.0399 (3.943)**	0.0130
TFIN	0	-0.0065	0.0319 (4.063)**	0.0000	0.0581 (7.291)**	0.0046
SEOUL	0		-0.2434 (-1.282)		-1.0150 (-5.179)**	
METRO	0		0.3502 (1.715)*		-0.0986 (-0.476)	
Sample Size			2615			
Log-Likelihood			-1841.5			
Restricted (Slopes=0) Log·L			-2376.8			
Chi-Squared (22)			1070.5			
Significance Level			0.32173E-13			

주: *와 **는 각각 10%와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

과 $\partial P_j / \partial x_i = P_j (B_{ij} - \sum_j P_j B_{ij}) / x_i$ 로 정의된다. 연령변수의 경우 AGE와 AGESQ의 두 변수가 이차항의 형태로 들어있기 때문에 연령의 평균값에서의 한계효과는 그 의미가 없으므로 추정하지 않았다.

<표 6>은 주택점유형태별 일인당 주거공간수요의 결정요인을 Heckman(1979)의 2단계 최소제곱 회귀분석으로 추정한 결과를 요약하고 있다. 추정결과는 먼저 독립변수 선반에 대한 개략적인 해석을 한 다음 주요변수에 대하여는 보다 정책적 함의를 포함하여 구체적으로 서술하고자 한다.

가구소득(FINCOME), 주택 1평당 사용료(PRICE), 가구원수(FSIZE)는 세가지 주택점유형태 모두에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 주거공간수요의 결정요인으로 나타났다. 주택자금변수의 경우 본인부담주택자금(SEED)과 세대간 移轉 주택자금(TFIN)은 모든 주택점유형태에서 일인당 주거면적과 양(+)의 관계를 가지며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 제도권 주택융자금(BANK)은 전세의 경우에 통계적인 유의성이 없었으며, 비제도권 주택융자금(NBANK)은 월세의 경우에만 5% 유의수준에서 통계적인 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 주택유형변수는 자가인 경우 단독주택 기주거구는 아파트 거주거구에 비하여 일인당 주거면적이 넓지만 전세의 경우에는 그 반대로 나타났으며 그 결과는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 그러나 월세의 경우에는 주택유형이 일인당 주거면적에 통계적인 영향을 주지 않는다. 그리고 모든 주택점유형태에서 연립주택 거주자와 아파트 거주자의 일인당 주거면적은 통계적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 도시규모별로는 5% 유의수준에서 광역시는 일반시에 비하여 자가거구의 일인당 주거면적이 다소 낮은 것으로 나타났으며, 전세의 경우에는 서울이 일반시에 비하여 약간 높은 것으로 나타났다. 그러나 월세의 경우에는 도시규모에 의한 일인당 주거면적의 통계적인 차이는 없는 것으로 나타났다. 가구주의 특성변수중에서는 가구의 생애주기를 대변하는 가구주 연령변수(AGE와 AGESQ)가 자가와 전세의 경우 그리고 성별변수가 자가의 경우에만 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특히 월세의 경우 가구주의 특성변수는 일인당 주거면적과 통계적으로 유의한 상관관계는 없는 것으로 나타났다.

가구소득(FINCOME)은 모든 주택점유형태에서 주거공간수요에 통계적으로 유의한(5% 유의수준) 양(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 주거공간수요에 대한 가구소득의 탄력성은 자가와 전세의 경우 각각 0.09와 0.08이고 월세의 경우에는 0.27로 나타나 매우 비탄력적임을 알 수 있다. 소득탄력성이 이처럼 낮은 이유는 소득증가율보다 주거시비스의 가격상승률이 높기 때문에 소득이 다소 증가하더라도 주거면적을 조정하기에는 부족하기 때문인 것으로 파악된다. 특히 전세거구의 소득탄력성이 자가거구보다 낮게 나타나는 것은 전세가격의 상승률이 자가주택의 가격상승률보다 높았기 때문인 것으로 파악된다. 그러나 월세거구의 소득탄력성이 자가나 전세에 비하여 다소 높게 나타나고 있는 것은 월세거구가 전세나 자가거구에 비하여 소득상승에 따른 주거면적의 조정이 상대적으로 보다 용이함을 의미하는 것이다. 추정된 소득탄력성과 <표 3>과 <표 4>의 자료를 이용할 때 각각의 주택점유형태별 가구소득의 평균값에서 소득이 10% 상승할 때 일인당 주거면적은 자가, 전세, 월세 각각 0.06평, 0.04평, 0.12평 증가시키는 데 그치고 있음을 보여준다. 그러므로 월세거구가 전세거구의 평균 일인당주거면적수준에 도달하기 위해서는 월세거구의 월가구소득이 70만원 정도 증가해야 가능하다. 그러나 우리나라의 주택점유형태는 소득위계를 이루기 때문에 월가구소득이 70만원 증가될 경우 월세거구가 주거면적을 증가시키기 보다는 전세나 자가로 전환될 가능성이 높기 때문에 월세거구로 남아있는 월세거구의 일인당 주거면적은 여실히 전세나 자가거구에 비하여 낮을 것으로 예상된다. 그리고 전세나 자가거구의 경우에도 소득탄력성이 매우 낮기 때문에 특히 저소득층의 경우 자력으로 주거과밀을 해소하기는 어려울 것으로 판단된다.

〈표 6〉 주택점유형태별 일인당 주거공간수요의 2단계 최소제곱 회귀분석 추정결과

변 수	자 가	전 세	월 세
	회귀계수 (T 값)	회귀계수 (T 값)	회귀계수 (T 값)
ONE	-6.5754 (-2.853)**	-2.8911 (-1.257)	2.4894 (0.348)
FINCOME	0.0923 (6.113)**	0.0773 (4.199)**	0.2652 (2.718)**
PRICE	-0.1020 (-4.887)**	-0.4666 (-18.418)**	-0.4005 (-8.604)**
SEED	0.0021 (1.948)**	0.0064 (3.984)**	0.0218 (3.124)**
BANK	0.0046 (3.131)**	0.0015 (0.539)	0.0409 (2.037)**
NBANK	-0.0001 (-0.090)	0.0005 (0.310)	0.0292 (4.398)**
TFIN	0.0030 (3.145)**	0.0053 (4.079)**	0.0230 (2.698)**
FSIZE	-0.9414 (-24.478)**	-0.8291 (-16.276)**	-0.6342 (-5.089)**
DETACH	0.3418 (12.410)**	-0.3084 (-8.824)**	0.0727 (0.646)
ROW	-0.0191 (-0.553)	-0.0338 (-0.703)	0.0157 (0.087)
SEOUL	0.0033 (0.096)	0.0875 (2.178)**	-0.2166 (-1.646)
METRO	-0.0776 (-2.797)**	-0.0040 (-0.109)	-0.1639 (-1.699)*
SEX	0.1141 (1.911)*	0.0064 (0.083)	0.1174 (0.765)
AGE	4.6100 (3.871)**	2.7233 (2.184)**	1.0186 (0.283)
AGESQ	-0.5668 (-3.699)*	-0.3160 (-1.910)*	-0.0692 (-0.138)
MAR	0.0006 (0.011)	0.1207 (1.529)	0.0260 (0.144)
LAMBDA	0.1508 (2.101)**	-0.0038 (-0.042)	-0.6494 (-1.604)
R-SQ	0.3961	0.4323	0.4800
F-VALUE	57.8134	45.0641	11.9439
DEP MEAN	1.7088	1.4625	1.2157
SAMPLE SIZE	1,427	964	224

주 1. *와 **는 각각 10%와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

주택 1평당의 사용료로 측정된 가격변수(PRICE)는 모든 주택점유형태에서 일인당 주거면적과 음(-)의 관계를 가지며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 주택점유형태별 가격탄력성은 자가의 경우 -0.10, 전세가 -0.47, 월세가 -0.40으로 나타나 비탄력적이기는 하지만 그 절대값이 소득탄력성보다 크게 나타나고 있다. 이것은 소득요인보다는 가격요인이 주거공간수요에 보다 큰 영향을 주고 있으며 실질가격상승률이 실질소득상승률보다 더 크다면 주거과밀은 보다 더 악화될 수 있음을 의미한다. 이러한 측면에서 저소득층 자가가구나 임차가구의 과밀해소를 위하여 정부차원에서 수요측 보조금제도를 도입한다면 소득보조(income subsidy)보다는 임대보조(rent subsidy)가 저소득층 과밀해소의 목표를 달성하는데 더 유용한 수단이 될 것이다(김경환·서승환, 1994: 233-236). 그러나 우리나라 도시가구의 낮은 주택보급률과 높은 주택가격 및 전월세상승률을 고려한다면 주거과밀해소를 위한 주택정책의 기본방향은 수요측 보조금제도보다는 주택가격상승률을 낮출 수 있는 공급차원의 정책이 더 효과적일 것으로 판단된다.

가구원수(FSIZE)의 일인당 주거면적에 대한 탄력성은 자가가가 -0.94, 전세가가 -0.83, 월세가가 -0.63으로 나타나고 있으며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 가구원수의 일인당 주거면적에 대한 탄력성을 ϵ_1 라면 가구원수의 가구당 주거면적에 대한 탄력성은 $(1+\epsilon_1)$ 이고 이 값은 자가의 경우 0.06, 전세의 경우 0.17, 월세의 경우는 0.37로 추정된다. 이러한 결과는 가구원수의 증가가 가구당 주거면적을 증가시키기는 하지만 일

인당 주거면적은 가구원수의 증가에 의하여 감소함을 보여주는 것이다. 그러나 $(1+\varepsilon_f)$ 의 크기가 월세-전세-자가의 순으로 나타나고 있는 것은 가구원수의 증가에 따른 가구당 주거면적의 조정이 자가보다는 전세가 전세보다는 월세의 경우에 보다 용이함을 보여주는 것이다. 자가가구의 $(1+\varepsilon_f)$ 가 차가가구보다 낮은 것은 소득탄력성이나 가격탄력성이 자가의 경우에 차가보다 낮게 나타나는 것과 마찬가지로 자가의 경우 주거면적의 조정을 위한 이사의 거래비용이 차가에 비하여 훨씬 크기 때문이다.

주택자금변수들의 12개 회귀계수들중 9개가 적어도 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있으며 일인당주거면적과 양(+)의 상관관계를 가진다. 그러나 주택자금변수들의 탄력성은 소득이나 가격탄력성에 비하여 그 크기가 현저하게 작은 것으로 나타나고 있으며 이것은 우리나라 주택금융시장의 비활성화와 비효율성의 정도를 입증하는 것이다 (Kim, 1990). 특히 전세의 경우에는 제도권 주택용자금(BANK) 및 비제도권 주택용자금(NBANK) 모두가 일인당 주거면적과는 통계적인 상관관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 이것은 주택용자금의 크기가 전세액의 크기에 비하여 매우 작을 뿐만 아니라 대부분의 전세가구는 주택금융시장에의 접근이 용이하지 않기 때문이다. 자가나 전세의 경우 현재와 같이 비효율적인 제도권 주택금융시장체제에서는 주택용자금 액수의 절대적 증가가 있더라도 주거과밀의 개선에는 그 효과가 미미할 것으로 판단된다. 그러나 대부분 저소득층으로 구성된 월세가구의 경우 일인당 주거면적을 1평 증가시키기 위해서는 비제도권 주택용자금(대체로 사채) 350만원의 증액이 필요하지만 제도권 주택용자금은 25만원 정도의 증액으로 같은 효과를 얻을 수 있는 것으로 나타나고 있기 때문에 월세가구에 대한 제도권 주택금융시장에의 접근성의 향상은 월세가구의 주거과밀완화에 크게 기여할 수 있을 것으로 판단된다.⁷⁾ 세대간 移轉 주택자금(TFIN)의 탄력성 자체는 작지만 모든 주택집유형태에서 일인당 주거면적과 양(+)의 상관관계를 가지며 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 그리고 <표 4>에서 보는 것처럼 모든 주택집유형태에서 移轉 주택자금의 평균금액이 제도권 및 비제도권 주택용자금의 평균보다 크다. 이러한 결과는 주택금융시장이 불완전한 우리나라의 경우 移轉 주택자금이 주택집유형태 뿐만 아니라 주거수준의 결정에 중요한 역할을 하고 있으며 주거생활에서의 소득계층간 비형평성을 역동적으로 증진시키는 요인으로 작용하고 있음을 암시한다.

마지막으로 선택확률변수(LAMBDA)는 자가의 경우에만 5% 유의수준에서 양(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 우리나라 도시가구의 경우 표본을 무작위로 추출하여 비교하면 동일한 가구특성을 가질 때 자가가구는 전세나 자가가구보다 일인당 주거면적이 더 크다는 것을 의미한다. 또한 이러한 결과는 주택집유형태별로 표본을 분리하여 주거공간함수를 추정할 경우에도 주택집유형태의 결정과 관련된 관찰할 수 없는 특성(unobservable characteristics)이 주거공간수요에 통계적으로 유의한 영향을 미치기 때문에 선택확률변수(LAMBDA)를 독립변수에서 제외시키면 변수생략편의(omission variable bias)가 발생함으로써 주택집유형태별 주거공간수요함수식들의 추정회귀계수가 일치성을 상실할 수 있음을 암시한다.

7. <표 6>에서 BANK의 회귀계수는 일인당 주거면적에 대한 제도권 주택용자금의 탄력성(ε_b)을 나타내고 있으므로 일인당 주거면적(y)에 대한 제도권 주택용자금(x)의 한계효과(marginal effect)는 $\varepsilon_b \frac{y}{x}$ 로 계산하였다.

V. 결론 및 정책적 함의

본 연구에서는 주거과밀과 주거서비스의 비형평성을 완화하기 위한 정책적 시사점을 제시하기 위하여 주택점유형태와 주거공간수요의 결정요인을 분석하였다. 주택점유형태의 선택에 대한 다항로짓모형 및 주택점유형태별 주거공간수요함수의 추정결과와 이러한 추정결과로부터 추론할 수 있는 주요 정책 시사점을 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 우리나라 도시가구의 주택점유형태는 자가-전세-월세의 순으로 소득위계를 이루고 있으며 가구소득 백만원의 증가는 월세의 확률을 3.4% 감소시키고 전세와 자가의 확률을 각각 2.5%와 17.7% 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 단순히 가구의 소득증가에 의해서는 저소득층 월세가구가 주택점유형태의 상향유동성(upward mobility)을 가지기는 어렵다는 것을 의미한다. 그러므로 저소득층 월세가구의 주거서비스의 개선을 위해서는 소득보조정책의 효과는 매우 낮을 것이며 저소득층을 위한 공공임대주택공급의 활성화와 민간임대주택부문을 활성화하기 위하여 시장임대료와 가구부담능력의 차이를 정부가 보조하는 집세보조금제도의 도입이 필요하다고 판단된다.

둘째, 제도권 주택융자금 100만원 증가는 월세와 전세의 확률을 각각 14.1%와 1.7% 감소시키며 자가의 확률을 1.4% 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리나라에서 차가가구가 제도권 주택금융시장에 접근하기 어려운 점을 감안한다면 차가가구의 제도권 주택금융에의 접근성을 증진시킴으로써 차가가구 특히 월세가구의 주거생활의 질적 수준을 향상시킬 수 있다는 것을 시사한다. 또한 일시불로 지급되는 전세금의 크기를 감안할 때 전세가구에게 제도권 주택금융이 확대된다면 우리나라의 주택금융시장의 비효율성이 상당한 정도 완화될 수 있고 전세에서 자가로의 전환이 보다 용이해 질 것이다 (Kim, 1990). 제도권 주택융자금은 일반적으로 자가구입(혹은 분양)시에 대출된다는 점에서 비제도권 금융시장(일반적으로 사채시장)과 제도권 주택금융시장의 이자율의 차이만큼의 혜택이 구매력이 있는 중산층에게 귀속된다. 그러므로 차가가구의 제도권 주택금융에의 접근성을 증진시키는 것은 주택시장에서 주택점유형태간 비형평성을 완화시킬 수 있는 중요한 대안이 될 것이다.

셋째, 일인당 주거면적에 대한 가구소득의 탄력성은 월세가구의 경우가 전세나 자가에 비하여 높기는 하지만 매우 비탄력적이기 때문에 저소득층은 가구소득의 점진적 증가에 의해서는 자력으로 주거과밀을 해소하기는 어려울 것이다. 가격탄력성은 비탄력적이기는 하지만 소득탄력성보다는 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 우리나라의 경우 실질가격 상승률이 실질소득상승률보다 더 높다는 것을 감안한다면 차가가구의 주거과밀은 보다 더 악화될 수 있음을 시사한다. 그러므로 저소득 차가가구의 주거과밀의 완화를 위해서는 주택임대시장의 안정화와 주택가격 및 전월세상승률을 낮출 수 있는 공급차원의 가격정책이 수요측 소득보조정책보다는 효과적일 것이다. 또한 저소득층 집세보조정책의 효과도 주택시장의 가격안정을 통해서만 그 효과가 배가될 수 있다.

넷째, 일인당 주거면적에 대한 주택자금변수들의 탄력성은 모든 주택점유형태에서 소득 및 가격탄력성에 비하여 그 크기가 현저하게 작은 것으로 나타나고 있다. 이것은 우리나라 주택금융시장의 비환성화와 비효율성 때문에 주택금융시장의 역할이 우리나라 도시가구의 전반적 주거의 질적향상에 그다지 이바지 못하고 있음을 의미한다. 제도권 주택금융에의 접근성이 차가가구의 확률을 상승시키는 것은 사실이지만 제도권 주택금융은 대체로

국민주택이하규모의 신규 소형주택의 구입에만 국한되는 경향이 있고 주택은행 용자주택 임주가구의 주택규모가 1988년 이래 계속 축소되고 있다 (한국주택은행, 1993: 156-157). 이것은 자가가구의 경우에도 제도권 주택금융에의 접근자체가 주거과밀의 완화에는 큰 역할을 하지 못하고 있다는 것을 시사한다. 전세의 경우 주택용자금의 크기가 전세액의 크기에 비하여 매우 작을 뿐만 아니라 대부분의 전세가구는 주택금융시장에의 접근이 용이하지 않기 때문이다. 그러므로 자가나 전세의 경우 현재와 같이 비효율적인 제도권 주택금융시장체제에서는 주택용자금 액수의 절대적 증가가 있더라도 주거과밀의 개선에는 그 효과가 미미할 것으로 판단된다. 그러나 대부분 저소득층으로 구성된 월세가구의 경우 일인당 주거면적을 1평 증가시키기 위해서는 비제도권 주택용자금(대체로 사채) 350만원의 증액이 필요하지만 제도권 주택용자금은 25만원 정도의 증액으로 같은 효과를 얻을 수 있는 것으로 나타나고 있기 때문에 월세가구에 대한 제도권 주택금융시장에의 접근성의 향상은 월세가구의 주택점유형태의 상향적 유동성 뿐만 아니라 주거과밀의 완화에 크게 기여할 것이다.

참 고 문 헌

- 고철, 1993, 「민간임대주택업 육성방안」, 국토개발연구원.
- 김관영, 1988, “한국의 주택수급 및 주택금융부문의 결정요인,” 「주택금융」, 1988.4.
- 김경환, 1993, 「주거상태의 재평가를 위한 관련지표 용역결과 보고서」, 1993.10.
- _____, 1991, “주택투자변동과 적정주택투자규모: 이론과 우리나라의 실증분석,” 「정경세계」, 138-159.
- 김경환·서승환, 1994, 「도시경제론」, 서울: 홍문사.
- 金政鎬·조영하, 1990, “최근의 주택 및 전세가격 동향과 안정대책,” 「주택금융」, 116호, 1-15.
- 金政鎬 외, 1988, 「주택시장수급체계 분석연구: 필터링을 중심으로」, 국토개발연구원.
- 金政鎬 외, 1989, 「주택생산에 관한 연구: 생산함수추진을 중심으로」, 국토개발연구원.
- _____, 1991, 「수도권 및 부산지역의 주택시장 분석」, 국토개발연구원.
- 金正浩, 1991, 「우리나라 주택시장의 구조와 주택정책의 방향」, 한국경제연구원, 연구조사자료 59-91-14.
- 대우경제연구소, 1994, 「1993년 한국가구패널조사」, 대우경제연구소 경영전략연구본부 패널팀.
- 서울시정개발연구원, 1994, 「양질의 거주환경」, 서울21세기구상 제 10차 워크샵 자료집.
- 염돈민, 1993, “임대주택 공급정책의 평가에 관한 연구,” 경희대 박사학위 논문.
- 유완·김인하·김영국, 1992, “가구특성에 의한 주택선택방법,” 「국토계획」, 27권 4호, 27-36.
- 유재현, 1988, “임대주택시장의 논리,” 「주택」, 49호, 대한주택공사.
- 이종열, 1996, “한국과 싱가포르의 공공주택정책 비교분석 - 국가의 역할과 전략을 중심으로-,” 「한국행정논집」, 8권 4호, 877-899.
- 임덕호, 1993, “분양가 규제의 경제적 비효율성에 관한 연구,” 「주택연구」, 1권 1호,

23-40.

- 임창호·유재현 외, 1989, 『도시빈곤층 대책에 관한 연구』, 국토개발연구원.
- 조덕호, 1995, "Filtering Theory and Housing Policy Alternatives," 「국토계획」, 30권 4호, 295-308.
- 주종원, 1994, "주택 200만호 건설계획(1988-1992)의 평가," 「국토계획」, 29권 2호, 287-302.
- 중앙일보, 1997. 2.17. 35면.
- 허재완·하성규, 1990, "분양주택시장과 중고주택시장의 상호 연관성에 관한 소고," 「주택금융」, 125호, 1-12.
- 하성규, 1991, 「주택정책론」, 서울: 박영사.
- 하성규·김연명, 1991, "한국의 주택정책과 이데올로기," 「국토계획」, 26권 1호.
- 한국주택은행, 1992, 「주택경제에 관한 주요 연구동향」, 조사자료 147.
- 한국주택은행, 1993, 「주택금융」, 1993.10.
- Blair, J.P., 1991, *Urban and Regional Economics*, Boston: Irwin.
- Follain, J., Lim, G. and B. Renaud, 1980, "The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea," *Journal of Urban Economics* 7, 315-336.
- Follain, J., Lim, G. and B. Renaud, 1982, "Housing Crowding in developing countries and willingness to pay for additional space: The case of Korea," *Journal of Urban Economics* 11, 249-272.
- Follain, J. and E. Jimenez, 1985, "Estimating the Demand for Housing Characteristics: A Survey and Critique," *Regional Science and Urban Economics* 15, 77-107.
- Follain, J., D.R. Leavens, and O.T. Velz, 1993, "Identifying the Effects of Tax Reform on Multifamily Rental Housing," *Journal of Urban Economics* 34, 275-298.
- Greene, W.H., 1989, *Limdep Version 5.1*, NY: Econometric Software, Inc.
- Goodman, A.C., 1988, "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand," *Journal of Urban Economics* 23, 327-353.
- Goodman, A.C. and M. Kawai, 1984, "Estimation and Policy Implications of Rental Housing Demand," *Journal of Urban Economics* 16, 76-90.
- Gyourko, J. and J.K. Han, 1989, "Housing Wealth, Housing Finance, and Tenure in Korea," *Regional Science and Urban Economics* 19, 211-234.
- Henderson, J.V. and Y.M. Ioannides, 1989, "Dynamic Aspects of Consumer Decisions in Housing Markets," *Journal of Urban Economics* 26, 212-230.
- Heckman, J.J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47, 153-161.
- Ihlanfeldt, K. and T.P. Boehm, 1987, "Government Intervention in the Housing Market: An Empirical Test of the Externalities Rationale," *Journal of Urban Economics* 22, 276-290.
- Kim, Jeong-Ho, 1987, "Residential Mobility and Housing Consumption Adjustment: Case in Seoul, Korea," Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Michigan.
- Kim, Kyung-Hwan, 1990, "An Analysis of Inefficiency due to Inadequate Mortgage

- Financing: The Case of Seoul, Korea," *Journal of Urban Economics* 28, 371-390.
- Korea Research Institute for Human Settlements(KRIHS), 1982, *Housing Policy Development Research: Interim Report*, Seoul: KRIHS.
- Lee, L.-F. and R.P. Trost, 1978, "Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Application to Housing Demand," *Journal of Econometrics* 8, 357-382.
- Lee, L.-F., 1983, "Generalized Econometric Model with Selectivity," *Econometrica* 51, 507-512.
- Lim, G.-C., Follain, J. and B. Renaud, 1984, "Economics of Residential Crowding in Developing Countries," *Journal of Urban Economics* 16, 173-186.
- Linneman, P., 1985, "An Economic Analysis of the Homeownership Decision," *Journal of Urban Economics* 17, 230-246.
- Nakagami, Y. and A.M. Pereira, 1993, "Housing Costs and Bequest Motives," *Journal of Urban Economics* 33, 68-75.
- Ohsfeldt, R.L., 1988, "Implicit Markets and the Demand for Housing Characteristics," *Regional Science and Urban Economics* 18, 321-343.
- Pollinsky, A.M., 1977, "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping," *Econometrica* 45, 447-461.
- Smith, L.B., Rosen, K.T. and G. Fallis, 1988, "Recent Developments in Economic Models of Housing Markets," *Journal of Economic Literature* XXVI, 29-64.
- Weich, J.C. and T.G. Thibodeau, 1988, "Filtering and Housing Markets: An Empirical Analysis," *Journal of Urban Economics* 23, 21-40.
- Zorn, P.M., 1988, "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics* 24, 113-128.