

비선형 Mankiw-Weil 주택수요 모형

- 수도권 지역을 대상으로 -

Non-Linear Mankiw-Weil Model on Housing Demand

- The Case of Seoul Metropolitan Area -

최 성 호 (Choi, Seong-Ho)*

이 창 무 (Lee, Chang-Moo)**

< Abstract >

Recently, Korean housing market faces demographic changes including small or aged household increase and population growth slowdown. The demographic changes lead researchers to analyze relationships between demographic changes and housing demand. The researches chiefly estimate a modified version of the Mankiw-Weil model(1989). However, rare attention in previous researches has been directed at theoretical model form and estimation method. In this paper, we estimate a Non-Linear version of the Mankiw-Weil model corresponding to theoretical form and develop a modified Mankiw-Weil model incorporating housing demand factors such as income, housing cost, household type, household size and housing tenure. This paper suggests that Non-Linear estimator is useful to extend Mankiw-Weil model and analyzes how does housing demand vary corresponding to age structure, income, cost, household type, and housing tenure.

주 제 어 : 주택수요, 맨큐웨일, 비선형모형, 가구특성, 주택점유형태

Keywords : Housing Demand, Mankiw-Weil Model, Non-Linear Estimator, Household Types, Housing Tenure

* 주택산업연구원 책임연구원, mermer@khi.re.kr (주저자)

** 한양대학교 도시공학과 교수, changmoo@hanyang.ac.kr (교신저자)

I. 서론

주택수요 예측은 주택정책 수립 및 집행에 중요한 판단근거로 주택분야에서 오랫동안 연구되어 왔으며 대표적인 연구로는 가구의 연령구조를 감안한 Mankiw and Weil(1989, 이하 M-W)이 있다. M-W의 연구는 연령별 더미변수를 독립변수로 이용하여 주택수요를 추정함으로써 주택수요 추정에 새로운 방법론을 제시하였다. 그러나 M-W모형에서 사용한 연령변수는 주택수요에 영향을 주는 다양한 요인들과 복합적으로 상호작용한다. M-W 모형의 발표 이후 후속 연구들은 인구학적 요인에 포함된 다양한 영향요인에 주목하고 소득과 비용 요인 등의 추가를 통해 모형을 수정(Swan, 1995)하거나 순수한 연령효과를 분해(Green and Hendershott, 1996)하는 등 모형의 비판 및 확장을 시도되고 있다.

국내에서도 주택시장 수요분석을 위하여 M-W 모형이 사용되어 왔다(김경환, 1999; 정의철·심종원, 2005; 박천규, 2008). 기존의 국내 연구들은 소득 및 비용변수와 인구학적 변수간의 관계뿐 아니라 주택점유형태(tenure)에 따른 수요특성의 차이(정의철, 2004) 혹은 1인가구와 같은 가구 특성(이창무 외1, 2009) 등 다양한 영향요인에 대하여 실증분석을 진행하고 있다. 이들 연구들은 인구학적 요인들과 주택수요 영향요인들의 선형 관계를 가정하고 추정을 실시하고 있다. 그러나 다양한 영향요인들이 가구구성원 개개인의 주거수요에 영향을 준다고 할 때 가구내 개별 연령대별 주거소비량과 영향요인들은 비선형관계를 가진다.

한편 현재 수도권 지역을 중심으로 한 보금자리 주택, 도시형 생활주택 그리고 역세권 주택공

급 등 다양한 주택공급정책이 추진중에 있다. 이러한 주택공급 정책은 수요를 적절히 반영할 때 그 효과가 더욱 커질 것으로 판단된다. 이와 관련하여 급격히 진행되고 있는 인구노령화 현상을 비롯한 1, 2인 가구 등 수요측면 변화에 대한 분석이 요구되며 그동안의 M-W 모형을 중심으로 한 수요예측모형의 발전은 이에 대한 분석을 가능하게 해 줄 것으로 판단된다. 따라서 M-W 모형의 수정보완 작업은 향후 보다 정교한 주택정책을 수립 시행하는데 유용할 것으로 예상된다.

이와 같은 배경으로 본 연구는 방법론적 측면에서 복합적인 수요 영향요인을 M-W모형에 결합하여 추정하는 합리적인 방법론을 제시하고 이를 활용해 주택점유형태와 가구특성에 따른 주택수요를 분석함으로써 주택정책상의 시사점을 제시하고자 한다. 이에 따라 본 연구는 주택비용 및 소득탄력성과 더불어 가구의 특성을 고려한 M-W모형을 구성하기 위해서 비선형 모형을 검토하고, 주택점유형태에 따라 구분한 모형을 추정하고 있다.

II. 주택수요 모형의 구성

1. 선행연구 고찰

M-W은 개별 가구의 연령별 주택수요 추정치를 이용하여 인구연령구조의 변화에 따른 향후 주택수요를 예측하였다. M-W에 따르면 주택수요는 특정 가구 i 의 주택수요 H_i 는 j 연령구간의 가구원의 수 X_{ij} 에 의해 결정된다.

$$H_i = \sum_j \alpha_j X_{ij} + \epsilon_i \quad (1)$$

M-W은 주택수요의 기본단위로 주택가격을 선택하고 주택가격과 연령변수와의 관계를 회귀분석하여 특정시점의 연령별 주택수요를 산정하고 있다. M-W은 횡단면 자료를 이용하여 계산된 H_i 의 계수값 α_j 가 시간흐름에 따라 변화하지 않는다는 가정하에 인구구성의 변화를 이용하여 주택수요 예상치를 산정하고 향후 가격의 하락을 예상하였다.

M-W 모형 이후 다양한 관련 논쟁들이 진행되었으며¹⁾ 그중 하나는 주택수요변화를 결정짓는 연령변수에 다양한 영향요인들의 효과가 포함되어 있다는 주장이다. Hamilton(1991)과 Holland(1991)은 M-W의 추정식이 시간추세(Time trend)를 무시하고 있으며 수요가 직접적으로 주택가격에 영향을 주는 것이 아니라 임대료 혹은 주택투자에 영향을 준다고 주장하였다.²⁾ Poterba(1991)는 사용자비용 관점에서 대형주택과 소형주택 그리고 생애최초 주택구입자와 두 번째 주택구입자의 수요가 세제 및 시장이자율에 의해 달라진다고 주장하였다.

또한 인구학적 요인의 계수값이 고정되어 있다고 가정한 M-W 모형은 단기시점 예측에서는 문제가 크지 않을 수 있으나 장기예측에서는 예

측치의 신뢰성에 문제가 발생할 수 있다. 예컨대 M-W모형을 통한 주택수요의 예측결과에 따르면 20년후까지 주택가격의 하락이 나타나야 하나 실제로는 예측기간 동안 미국 주택가격은 오히려 상승하였다.³⁾

Hamilton과 Holland가 시간추세의 정확한 성격을 밝히지 못한 반면 Swan(1995)은 M-W모형에 의해 추정된 수요추정치와 실질소득, 상대가격, 성인인구층, 거시경제변수 등의 관계를 검토하면서 횡단면자료로 추정된 결과를 이용하여 예측을 하는 경우 나타나는 문제점을 보여주고 있다. Swan의 연구는 M-W 모형의 연령 계수값이 시간흐름에 따라 변화하는 것을 보여준다. Ohtake and Shintani(1995)는 일본의 사례를 통해 M-W 수요, 주택공급 그리고 가격의 관계를 분석하였다. 일본의 경우 M-W 수요의 연령계수값 최고점이 미국에 비해 더 높은 연령층에서 나타나고 있음을 보이고 있으며 Swan의 추정결과에서 나타난 것처럼 동일연령층의 계수값이 시간흐름에 따라 상승하는 경향 역시 나타나고 있다.

M-W 모형의 발전은 연령별 수요에 영향을 미치는 다양한 요인을 반영하는 방향으로 진행되어 왔으며 국내 주택수요 예측 연구들도 그러하다.⁴⁾ 예컨대 정의철·조성진(2005)의 연구는 횡단면 자료를 이용하여 M-W모형에 항상소득과 비용을 내재화하는 선형 추정모형을 제시하였다. 정의철·

1) 관련 논점으로는 주택공급 탄력성에 대한 논의, 합리적 시장모형에 대한 논의, 인구학적 요인이 주택수요를 반영하는 것으로 볼 수 있는지에 대한 논의, 그리고 추정모형의 단위근 문제 등이 있다.

2) 이에 대한 반론은 Mankiw and Weil (1992)을 참조할 수 있다.

3) 1987년에서 2007년까지 M-W의 예측은 연간 3% 실질주택가격 하락이었으나 실제로는 1987년에서 2004년까지 미국주택가격은 3%이상 상승하였다(Krainer, 2005)

4) 국내에서 이루어진 관련 연구 중 초기 연구로는 김경환(1999)이 있다. 김경환의 연구는 M-W 모형 추정 결과 주택수요의 정점이 국내에서는 40대 후반에 정점에 이르는 것으로 나타나 미국과 일본의 경우와 차이가 있음을 보이고 있다. 또한 주택상대가격에 대한 주택공급변수(지가, 건축비)의 추정계수값이 통계

조성진(2005)의 연구에서 제시하고 있는 주요 시사점중 하나는 향후 인구감소가 나타나더라도 소득 및 비용효과를 고려하면 장래 주택수요가 급격하게 감소하지 않을수 있다는 점이다. 한편 이창무·박지영(2009)의 연구는 향후 1, 2인 가구의 증가) 문제를 다루고 있다. 분석결과에 따르면 1, 2인가구는 기본적인 주거소비면적이 요구되므로 3인이상 가구의 개인별 주거소비보다 높은 소비량을 보인다. 또한 노령층 주거소비량이 청장년층 보다 높게 나타나고 있는 점을 보이면서 노령층과 1, 2인 가구 증가에 따른 주거소비 감소 주장에 의문을 제기하고 있다.

주택수요와 관련된 또 다른 관심사는 점유형태에 따른 변화이다. 정의철(2004)의 경우 수정 M-W 모형을 이용하여 임차와 소유를 구분하고 있으며 추정결과 연령 계수값은 주택점유형태에 따라 차별적으로 나타나고 있다. 본 연구에서는 비선형 회귀모형을 이용하여 1, 2인 가구특성과 주택점유형태에 따른 주택수요의 변화를 분석하였다.

2. 추정모형 구성

전통적인 주택수요함수는 주택수요의 단위를 가구로 설정하여 세밀한 가구구성 상의 특성을 고려하지 못하는 한계점이 있다. 이러한 전통적인 수요함수의 한 예로 t 시점의 가구원수 X_{it} 를 가구특성으로 도입하고 가구소득 Y_{it} 와 주거비용 C_{it} 을 고려한 관계식은 식 (2)와 같다.

$$H_{it} = [X_{it}]^\alpha [C_{it}]^\beta [Y_{it}]^\gamma + \epsilon_i \quad (2)$$

식 (2)는 가구단위의 주택수요를 파악할 수 있으나 가구의 주택수요가 가구를 구성하는 다양한 연령계층에 의해 형성된다는 측면을 고려하기 어렵다. 반면 M-W모형은 가구단위로 이루어지는 현실적인 주택수요를 가상적인 개별 가구원 수요의 합으로 설정했다는 점에서 출발하여 개별 가구를 구성하는 인구학적 특성을 반영하는 장점을 가진다.

두 접근방법의 한계점을 극복하기 위해 가구구성원의 연령구조와 가구단위로 결정되는 영향요인간의 복합적인 관계를 설정할 수 있는 모형의 형태가 요구된다. 주택수요의 최소 구성단위인 가구구성원 개개인의 소득과 비용에 대한 선호(Preference)를 반영하고 반영된 주택수요의 총합을 전체 주택수요로 구성한다. 이를 Cobb-Douglas 함수에 입각하여 가구내 수요특성함수로 구성하면 식 (3)과 같다. t 시점의 i 가구의 주택수요 H_{it} 는 소득 Y_{it} , 비용 C_{it} , 가구 i 의 연령구간 j 에 속해 있는 가구원수 X_{ijt} 를 고려할 때 다음과 같다.

$$H_{it} = \left(\sum_j \alpha_{ij} X_{ijt} \right) (C_{it})^\beta (Y_{it})^\gamma + \epsilon_i \quad (3)$$

그러나 식 (3)는 다음과 같은 문제를 가진다. 첫째는 모형의 추정방식에 관한 문제이다. 가구원수는 실제 추정시에는 $\alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_i X_i$ 이므로 log 변환을 하는 경우에도 소득 및

적으로 유의한 양의 부호를 보이고 있다는 점을 근거로 우리나라의 경우 수요보다 공급측 요인이 더 중요하다고 논하였다.

5) 통계청(www.kosis.kr)에서 발표한 추계가구 예측에 따르면 2030년까지 전국을 기준으로 1, 2인 가구의 비중은 전체 가구의 50% 이상을 차지할 것으로 예상된다.

비용과 연령별 주택수요는 선형관계를 가지지 않는다. 즉 연령대에 따른 가구원별 수요와 가구단위의 수요 요인을 복합적으로 고려하여 추정하려면 비선형추정방식이 요구된다. 비선형추정모형으로는 NLS(Nonlinear Least Square) 모형이 있다.

증가추세에 있는 1, 2인 가구의 경우 독립적인 가구를 유지해야 되므로 대가구 개별 구성원에 비해 증가된 주택면적을 요구한다. 1, 2인 가구의 주택수요 역시 소득과 비용에 따라 영향을 받으므로 가구특성에 따라 증가하는 주거면적은 가구 소득과 주거비용에 따라 일정한 비율로 증가하는 것으로 가정할 수 있다.⁶⁾ 가구특성에 따라 차별화된 주택수요를 반영하기 위해 t 년도 가구 i 의 가구특성 효과 D_{ikt} 를 고려하면 식 (4)와 같다. 식 (4) 역시 로그변환으로 선형화가 불가능하다.

$$H_{it} = [\sum_j \alpha_j X_{ijt}] [\sum_k \beta_k D_{ikt}] [Y_{it}]^\gamma [C_{it}]^\delta + \epsilon_i \quad (4)$$

두번째는 주택점유형태에 관한 부분이다. 주택가격의 상승이 예상되거나 개별연령층의 특성 등에 따라 점유형태의 선택은 달라질 것으로 예상된다. 따라서 Cobb- Douglas 함수형태로 표현된 주택수요는 점유형태에 따라 서로 다른 소득과 비용탄력성을 보일 것으로 예상할 수 있다. 전체 주택수요에서 자가와 임차의 소득과 비용이 각각 다르다고 본다면 추정모형은 자가와 임차를 구분한 형태로 구성할 수 있다. 전체 주택총수요 H_{it}

는 자가 주택수요 H_{it}^o 와 임차 주택수요 H_{it}^r 의 합으로 구성되며 주택점유형태별 추정모형은 다음과 같다.

$$H_{it}^o = [\sum_j \alpha_j^o X_{ijt}^o] [\sum_k \beta_k^o D_{ikt}^o] [Y_{it}^o]^\gamma [C_{it}^o]^\delta + \epsilon_i^o$$

$$H_{it}^r = [\sum_j \alpha_j^r X_{ijt}^r] [\sum_k \beta_k^r D_{ikt}^r] [Y_{it}^r]^\gamma [C_{it}^r]^\delta + \epsilon_i^r \quad (5)$$

III. 추정결과와 변수설정

1. 항상소득과 변수구성

본 연구의 공간적 범위는 수도권으로 설정하였다. 연령더미변수는 5세 단위 연령그룹별 더미변수를 사용하였으며 1인가구와 2인가구의 경우는 더미변수로 처리하였다. 소득 자료는 건설교통부(국토해양부)에서 조사한 2005년도 주거실태 및 주택수요조사 자료를 바탕으로 항상소득 추정치를 사용하였다. 항상소득은 다양한 요인에 의해 영향을 받으며 국내 주택소비의 경우에는 소득뿐 아니라 현시점의 자산 역시 중요한 영향요인으로 작용한다(이상일·이창무, 2006). 정의철·조성진(2005) 역시 자산을 포함한 항상소득 추정치를 이용하여 주택수요모형을 추정하고 있으며 본 연구에서도 동일한 측정방식을 사용하고 있다. 항상소득의 추정은 토빗모형을 이용⁸⁾하였

6) 비선형모형 추정시에는 1, 2인 가구가 더미변수 이므로 ‘1+가구더미’ 형태로 추정하였다.

7) 가구소득을 추정하기 위하여 독립변수로 가구주의 성별, 가구주 연령, 가구주 연령 제곱, 가구주 교육수준, 순자산을 사용하였다.

8) 토빗모형은 James Tobin이 개발한 중도절단회귀모형으로 종속변수가 일정 영역에서만 관찰되는 경우 사용할 수 있다. 항상소득의 추정시에도 소득이 음수인 경우에는 관측되지 않으므로 토빗 모형을 사용하였다.

〈표 1〉 토빗모형을 이용한 항상소득 추정결과

변수	자가	임차
상수항	-3009.52***	-411.67
가구주 성(남성=1)	299.99	465.44**
가구주 연령 제곱(세)	229.45***	115.10***
가구주 연령(세)	-2.51***	-1.44***
가구주교육수준(대학이상=1)	713.41***	430.25***
기혼여부(기혼=1, 그 외=0)	444.16	351.83*
순자산(100 만원)	2.92***	4.01***
σ	3077.28***	2091.04***
Log Likelihood	-21233	-16761

종속변수는 가구 연간소득(만원)을 사용함.

***, **, *: 1%, 5%, 10% 이내에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 2〉 변수설명 및 기초통계량

변수명	변수설명	단위	자가		임차		
			평균	표준편차	평균	표준편차	
종속변수	area	면적	×3.3m ²	27.98	11,264	19.49	8,543
연령 구간 변수 (X_{ij})	d0004	0-4세	더미변수	0.14	0.390	0.24	0.494
	d0509	5-9세	더미변수	0.30	0.599	0.37	0.628
	d1014	10-14세	더미변수	0.30	0.600	0.31	0.595
	d1519	15-19세	더미변수	0.23	0.508	0.21	0.489
	d2024	20-24세	더미변수	0.24	0.530	0.16	0.442
	d2529	25-29세	더미변수	0.23	0.531	0.18	0.483
	d3034	30-34세	더미변수	0.27	0.564	0.33	0.607
	d3539	35-39세	더미변수	0.33	0.604	0.43	0.666
	d4044	40-44세	더미변수	0.32	0.595	0.38	0.643
	d4549	45-49세	더미변수	0.31	0.587	0.25	0.531
	d5054	50-54세	더미변수	0.24	0.518	0.13	0.390
	d5559	55-59세	더미변수	0.21	0.478	0.08	0.323
	d6064	60-64세	더미변수	0.19	0.464	0.08	0.303
	d6569	65-69세	더미변수	0.15	0.413	0.06	0.266
	d7074	70-74세	더미변수	0.11	0.347	0.04	0.222
d7579	75-79세	더미변수	0.05	0.222	0.03	0.172	
d8084	80-84세	더미변수	0.05	0.226	0.02	0.148	
가구특성 변수(D_{ik})	Single	1인가구	더미변수	0.03	0.180	0.10	0.303
	Double	2인가구	더미변수	0.14	0.350	0.14	0.342
소득변수(Y_i)	Income	항상소득	만원	3,745.23	1,120,941	3,064.70	887.572
비용변수(C_i)	Cost	주거비용	만원/3.3m ²	33.50	27.968	29.32	22.319
자료수				2,032		1,745	

으며 <표 1>는 항상소득 추정 결과이다.

임차의 경우에는 임대료를 통해 주거비용을 직접적으로 계산가능하나 자가의 경우에는 그렇지 않다. 이에 따라 자가의 주거비용 문제를 다루는 경우에는 종종 사용자비용을 사용한다(Poterba, 1984). 본 연구에서도 자가와 임차의 직접적 비교를 위하여 자가가구의 사용자 비용을 계산하여 사용하였다. 자가의 경우 사용자 비용은 $C_i^o = V(\alpha i + \rho + \delta - \pi)$ 로 산출하였다. V 는 현 주택의 단위면적당(3.3m²)매매가격이며 α 는 주택가격 대비 용자금 비율로 2005년 주거실태 조사자료를 이용하여 산출하였다. 명목이자율 i 는 2005년 기준 3년만기 AA- 회사채 수익률 4.69%를, 주택투자에 대한 위험프리미엄(ρ)과 주택가격 대비 유지관리비용 비율(δ)은 각각 4%, 2.5%⁹⁾, 그리고 주택가격 상승 예상률 π 는 국민은행(www.kbstar.co.kr)에서 발표하는 「주택매매 가격동향종합지수」를 사용하여 계산된 3.33%¹⁰⁾를 적용하였다. 임차는 전세의 경우 단위면적당(3.3m²) 보증금에 명목이자율4.69%를 곱한 값을 적용하였고, 보증부월세의 경우 단위면적당(3.3m²) 보증금에 명목이자율을 곱한 값과 단위면적당(3.3m²) 월세금액을 12개월로 곱한 수치를 합산하여 적용하였다. 완전월세의 경우는 단위면적당(3.3m²) 월세금액을 12개월로 곱한 수치를 바로 적용하였다. 이와 같은 과정을 통해 산출된 자료의 기초통계량은 <표 2>와 같다.

2. 주택수요모형 추정결과

독립변수의 구성과 추정모형에 따라 총 6개의 모형을 추정하였다. 선형모형은 소득, 비용, 가구 특성 변수의 포함여부에 따라 4개 모형을, 비선형모형은 소득과 비용 그리고 가구특성의 포함 여부에 따라 2개 모형을 선택하였다. 개별 모형은 자가가구와 임차가구를 각각 추정하였으므로 총 12개의 모형을 추정하였다. <표 3>은 모형 추정결과를 제시하고 있다. 추정결과 선형모형의 일부 연령 및 가구특성 계수값이 유의하지 않으나 전반적으로 90% 신뢰수준에서 계수값이 유의 미하며 비선형모형의 경우에는 자가가구와 임차 가구 모두 연령, 가구특성, 소득, 비용의 계수값이 95% 신뢰수준에서 유의하게 나타났다.

비선형모형을 사용한 모형 5,6의 연령 계수값은 선형모형(M-W 형태)에 비해 매우 낮게 보고되며 이와 같은 결과는 순수한 연령효과가 크지 않다는 Green and Handershott(1996)의 주장¹¹⁾과 연결된다. 또한 평균적인 소득과 비용을 반영한 연령 계수값은 M-W 모형과 유사한 결과를 보이며 연령 계수값 및 가구특성 변수의 통계적 유의도도 여타 모형보다 나은 결과를 보이고 있다. 이런 결과는 M-W 모형에 다양한 영향요인을 반영하는 경우 비선형모형의 유용성을 보여준다.

<그림 1>은 자가와 임차가구에서 M-W 모형(모형 1), 소득과 비용을 고려한 수정 M-W 모형(모형 3)¹²⁾ 그리고 소득과 비용을 고려한 비선형

9) 위험프리미엄과 유지관리 비용은 정의철·조성진(2005)에서 사용한 수치를 그대로 사용하였다.

10) 1986년 1월부터 2005년 1월까지 19년간 연평균 주택매매가격상승률

11) Green and Handershott(1996)은 선형으로 추정된 연령효과를 TSLS(Two Stage Least Square)방식을 통해 분해하고 있으며 분석결과 교육특성과 소득 등 여타 요인들의 효과를 제외하면 주택수요에 대한 연령효과는 크지 않은 것으로 보고하였다.

12) 수정 M-W 모형(모형3)은 정의철·조성진(2005)와 동일한 모형 구성을 사용하였다.

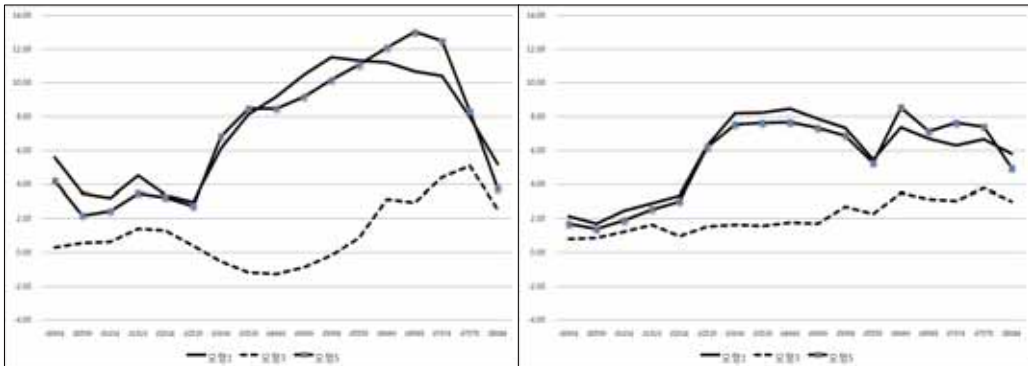
〈표 3〉 수도권 주택수요모형 추정 결과

변수명	자가가구						임차가구					
	선형				비선형		선형				비선형	
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
			9.98***	9.77*					6.44***	7.68***		
d0004	5.61***	5.26***	0.30	0.33***	0.20**	0.20**	2.15***	3.29***	0.80*	0.53	0.52**	0.69**
d0509	3.47***	3.62***	0.57	0.57***	0.11**	0.13**	1.72***	2.62***	0.85**	0.64	0.43**	0.58**
d1014	3.22***	3.69***	0.64	0.63***	0.12**	0.15**	2.48***	3.34***	1.25***	1.05***	0.58**	0.66**
d1519	4.52***	5.32***	1.42**	1.39***	0.17**	0.23**	2.93***	3.61***	1.64***	1.41***	0.79**	0.78**
d2024	3.39***	4.72***	1.31**	1.25***	0.16**	0.24**	3.34***	3.66***	0.97**	0.73	0.93**	0.84**
d2529	2.97***	4.74***	0.39	0.31***	0.13**	0.25**	6.29***	5.53***	1.55***	1.29***	1.90**	1.13**
d3034	6.14***	6.79***	-0.54	-0.54***	0.33**	0.35**	8.20***	7.29***	1.65***	1.31**	2.32**	1.26**
d3539	8.14***	8.35***	-1.16**	-1.15***	0.41**	0.39**	8.25***	7.28***	1.59***	1.25**	2.35**	1.26**
d4044	9.19***	9.07***	-1.27**	-1.24***	0.41**	0.38**	8.49***	7.65***	1.77***	1.41***	2.36**	1.30**
d4549	10.49***	9.76***	-0.87	-0.82***	0.45**	0.38**	7.87***	7.29***	1.71***	1.36**	2.26**	1.27**
d5054	11.51***	9.84***	-0.18	-0.07***	0.49**	0.37**	7.34***	6.88***	2.70***	2.38***	2.12**	1.21**
d5559	11.32***	9.20***	0.89	1.03***	0.54**	0.41**	5.46***	5.33***	2.29***	1.98***	1.62**	1.07**
d6064	11.23***	9.00***	3.14***	3.29***	0.59**	0.45**	7.36***	6.24***	3.52***	3.28***	2.63**	1.49**
d6569	10.68***	7.38***	2.94***	3.13***	0.63**	0.45**	6.70***	5.63***	3.16***	2.90***	2.19**	1.34**
d7074	10.40***	6.58***	4.41***	4.55***	0.60**	0.46**	6.31***	4.42***	3.05***	2.87***	2.35**	1.29**
d7579	7.98***	5.58***	5.10***	5.26***	0.40**	0.41**	6.65***	4.86***	3.77***	3.57***	2.28**	1.49**
d8084	5.18***	4.94***	2.55**	2.52***	0.18**	0.31**	5.79***	4.21***	3.01**	2.83**	1.53**	1.18**
single		17.1***		1.91		2.41**		5.71***		-1.20		1.45**
double		10.4***		-0.80		0.67**		4.20***		-0.68		0.47**
income			0.01***	0.01***	0.77**	0.76**			0.004***	0.004***	0.57**	0.63**
cost			-0.11***	-0.11***	-0.29**	-0.28**			-0.12***	-0.12***	-0.32**	-0.34**
MSE	157.7	140.3	10.0	10.0	134.7	115.6	71.9	66.8	7.1	7.1	59.0	52.0

***, **, *: 1%, 5%, 10% 이내에서 통계적으로 유의함을 나타냄

주: 비선형 모형의 경우 5% 이내 수준으로만 통계적 유의 여부를 분석
비선형 모형의 연령계수값은 원 추정계수값에 10을 곱한 숫자임

〈그림 1〉 자가와 임차의 연령별 주택수요(모형1, 3, 5, 왼쪽은 자가 오른쪽은 차가)



수정 M-W 모형(모형 5)의 연령별 수정계수값을 나타내고 있다. 추정에 사용된 자료와 모형구성상의 세세한 차이는 존재¹³⁾하나 추정결과는 정의철·조성진(2005)에서처럼 모형 1의 연령계수값이 모형 2의 연령계수값보다 높게 나타나고 있다. 또한 모형 1의 연령계수값이 자가의 경우 50대 초반에서, 임차의 경우 40대 초반에서 가장 크게 나타나는 현상도 정의철(2004)의 결과와 유사하다.

모형 5와 모형 1의 가장 큰 차이는 주택수요가 가장 높은 연령대가 모형 1보다 더 나중에 나타난다는 점이다. 이와 같은 현상은 자가의 경우 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 자가의 경우 주택수요가 가장 큰 연령대가 모형 1에서는 50대 초반인 것에 반해 모형 5에서는 60대 후반으로 나타난다. 반면 소득과 비용을 반영한 선형모형인 모형 3에서는 70대 후반에서 나타난다.

비선형모형의 소득탄력성은 0.772(자가)에서 0.567(임차)로 나타나며 비용탄력성은 -0.283(자가)에서 -0.317(임차)로 분석되었다. 비선형모형의 탄력성은 선형모형에서 각 변수의 평균값에서 추정된 소득탄력성 및 비용탄력성보다 크게 나타나며, 특히 자가와 임차의 소득과 비용 탄력성의 격차가 선형모형에 비해 크게 줄어들었다는 점은 합리적으로 수용될 수 있는 변화로 판단된다. 또한 추정된 탄력성은 횡단면 자료를 이용하여 항상 소득 및 비용을 추정한 선행연구(최막중 외, 2002; 이상일·이창무, 2006; 정의철·조성진, 2005; 윤주현·김혜승, 2000)와 비교하여 합리적인 범위에 포함되는 것으로 판단된다.¹⁴⁾ 따라서 본 연구

의 소득 및 비용탄력성 추정결과는 큰 문제는 없는 것으로 볼 수 있으며 이는 비선형모형의 타당성을 간접적으로 보여주고 있다.

추정결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 연령별 주거수요 측면에서 자가의 연령별 주택수요가 임차보다 전반적으로 높게 나타나며 임차의 연령별 주택수요 상승 연령대가 자가보다 먼저 나타나고 먼저 감소한다. 다음으로 소득탄성은 자가 임차보다 크게 나타나나 비용탄력성은 임차가 더 크게 나타나고 있다. 다음 장은 가구특성에 따른 모형변화와 각각의 내용을 보다 자세하게 살펴보고 있다.

IV. 주택점유형태 및 가구특성에 따른 변화

1. 주택점유형태에 따른 차이

임차와 자가의 연령별 주택수요의 변화는 <그림 2>에 나타난다. 연령별 주택수요는 자가의 경우 25세 이후 상승하다가 50세 후반을 지나 점차 감소하는 반면 임차의 경우 20세 초반부터 상승하여 30대 초반에서 40대 초반까지 큰 변화를 보이지 않는다. 연령별 주택수요는 30대 후반부터 자가가 임차보다 더 크게 나타나며 이와 같은 경향은 80세 이전까지 지속되고 있다. 다시 말해 임차는 20대 초반에 자가는 25대 후반에 주택서비스의 소비가 시작되며 특정 연령대 이후부터는

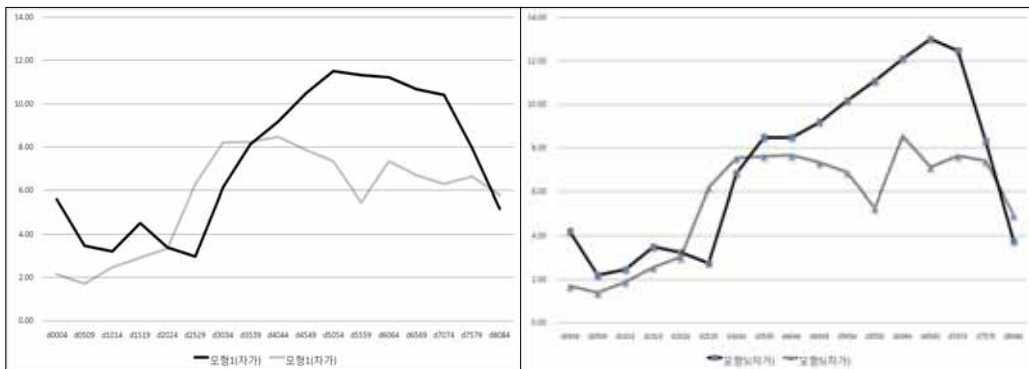
13) 정의철·조성진(2005)는 「2002 가구소비실태조사」 자료를 사용하였으며 정의철·조성진(2005)와 정의철(2004)의 경우 10세 이하와 70세 이상의 연령은 구분하지 않았다.

14) 선행연구의 항상소득 및 비용에 대한 추정결과는 이창무·박지영(2009)의 정리를 참조하였다.

〈표 4〉 자가 및 임차가구의 소득, 비용 탄력성

구분	자가가구				임차가구			
	모형3	모형4	모형5	모형6	모형3	모형4	모형5	모형6
소득탄력성	0.709	0.713	0.772	0.769	0.486	0.482	0.567	0.626
비용탄력성	-0.135	-0.134	-0.291	-0.283	-0.139	-0.139	-0.317	-0.342

〈그림 2〉 자가와 임차의 연령 수정계수값의 비교



임차가구보다 자가가구의 소비면적 이 커진다. 이와 같은 현상은 30대 초반부터는 임차에서 자가로의 점유형태 변화가 나타나기 때문으로 이해된다.

〈표 4〉는 자가와 임차의 소득, 비용 및 가구특성의 탄력성을 정리하고 있다. 모든 모형에서 소득탄력성은 자가 임차보다 크게 나타난 반면 비용탄력성은 임차가 자가보다 크게 나타난다.¹⁵⁾ 비용탄력성 추정결과는 주거비 상승시 자가보다 임차가 상대적으로 주거소비면적을 더 많이 줄인다는 점을 보여준다. 주거소비면적을 주거수준으로 해석할 때 임대가격(사용자비용) 상승은 임차가구의 주거를 더 악화시키는 방향으로 작용한다.

만약 비용 등 다른 조건이 동일할 때 소득이 1% 증가한다면 주택시장 참여자는 임차보다는 자가에서 더 많은 주거면적을 소비한다. 따라서 추가적인 논의가 필요하나 국내 소득수준의 지속적인 상승이 예상 된다면 자가에 대한 소비면적 증가가 임차의 소비면적 증가보다 더 커질 것으로 판단된다.

2. 가구특성 변수에 따른 변화

〈그림 3〉의 모형 2와 모형 6은 각각 모형 1과 모형 5에서 가구특성을 고려한 자가와 임차가구의 연령별 주거수요를 나타내고 있다. 모형 2,6의 계수값은 가구특성만을 통제한 수치이다. 가구특

15) 정의철(2006)의 분석결과 노인가구의 경우 소득탄력성은 자가 임차보다 크게, 비용탄력성은 임차가 자가보다 크게 나타나며 비노인의 경우에는 본 연구의 분석결과와 동일한 패턴을 보인다. 따라서 본 연구의 분석결과는 전체가구를 대상으로 한 경우에 한정지어 이해가능하다.

성이 고려된 경우 연령별 주거수요는 주택점유형태에 따라 모형 1,5와 전반적인 경향은 유사하나 부분적으로 서로 다른 움직임을 보이고 있다. 공통적인 현상은 모형 2,6의 경우 주거소비가 시작되는 20대 전후반에서 70세 후반(자가) 혹은 80대 초반(임차)까지 가구특성이 통제되지 않은 경우(모형 1, 모형 5)에 비해 연령대별 주거수요가 낮게 나타난다는 점이다. 이와 같은 경향은 1인 혹은 2인 가구인 경우 최소한 공간들(주방, 화장실 등)이 요구되므로 나타나는 현상이다.

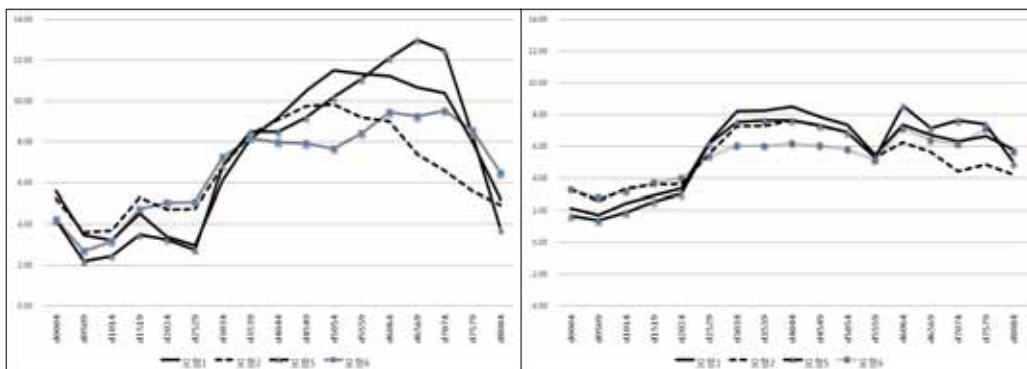
점유형태에 따른 주거수요의 공통점이 존재함에도 불구하고 세부적인 측면에서는 다소 차별성이 발견된다. 임차와 다르게 자가 모형의 경우에는 연령대가 높아질수록 1, 2인 가구의 소비면적이 점차 증대한 후 연령별 수요가 최고에 달하는 60대 후반이후에는 다시 줄어들고 있다. 1, 2인 가구가 많을 것으로 예상되는 20대 후반에서 30대 후반에는 가구특성에 따라 주거수요의 크게 차이가 나타나지 않으나 가구분화가 이루어지기 시작하는 시점으로 예상되는 60대에 접근할수록 가구특성에 따른 주택수요의 차이가 상대적으로 크

게 나타난다. 다시 말해 동일한 1, 2인가구이더라도 노령층은 청장년층보다 주거소비면적이 크다. 가구특성변수가 소득과 비용에 비례하도록 구성되어 있고 소득효과가 비용효과보다 크다는 점을 고려하면 상대적으로 소득이 높은 자가⁶⁾ 노령층의 경우 1, 2인 가구인 경우에도 청년층보다 더 많은 주거면적을 소비한다고 볼 수 있다.

임차 모형의 경우 모형 5와 모형 6에서 주거수요가 30대 초반까지 증가한 후 40대 초반에서 다시 감소하고 50대 후반에 가구특성의 영향력이 거의 사라졌다가 그 이후 다시 증가하는 것으로 나타난다. 임차 주거수요가 상대적으로 크게 나타나는 연령대(40대 초반, 60대 후반)인 경우에는 가구특성에 의한 효과 역시 크게 나타나고 있다. 앞서 살펴본바와 같이 임차 가구의 경우에는 연령대가 높아지더라도 주거수요가 급격하게 증가하지는 않는다. 그러나 이와 같은 상황에도 노령층 1, 2인 가구의 주거소비면적은 상당한 수준으로 유지된다.

지금까지 논의를 정리하면 다음과 같다. 먼저 <그림 3>의 모형2와 모형6은 가구특성에 따른

<그림 3> 가구특성에 따른 연령별 주거수요 변화 (왼편은 자가, 오른편은 임차)



16) 본 연구에 사용된 자료의 기초통계량(표 2)에 의하면 자가가 임차보다 연간 평균 680만원 정도 소득이 더 높게 나타난다.

증가면적을 제외한 연령별 주거수요이다. 따라서 주거소비 면적은 주택점유형태와 무관하게 1, 2인 가구인 경우 증가하는 것으로 볼 수 있다. 다음으로 증가하는 주거수요는 연령대에 따라 다르게 나타난다. 청장년층은 가구규모에 따른 주거수요의 차이가 크지 않은 반면 노령층은 가구규모에 따른 주거수요의 차이가 청장년층에 비해 크게 나타난다. 이와 같은 경향은 점유형태에 따라 차이를 보이며 자가의 경우가 임차보다 더 높은 주거수요를 가지고 있다. 따라서 1, 2인 가구 이더라도 노령층은 주거면적을 급격히 감소시킬 가능성은 크지 않은 것으로 보인다.

V. 결론

본 연구의 분석결과의 의미는 다음과 같다. 먼저 향후 주택수요의 추정방법론에 대한 부분이다. 본 연구에서는 연령변수에 영향을 주는 여러 요인들을 추가하여 M-W 모형을 구성하는 경우 비선형모형이 이론적, 실증적으로 의미 있는 결과를 보이고 있다는 점을 보여준다. 이는 향후 주택수요 추정모형을 보다 정교하게 구성하는데 도움이 되리라 판단된다. 비선형추정방법은 연령대별 주거수요의 다양한 영향요인을 반영하는 경우 이론모형을 변환하지 않고 직접 추정하는 장점을 가진다.

둘째, 점유형태별 연령대별 주거수요 분석에서는 최초 주택소비가 20대 후반 임차가구에서 시작되고, 이후에는 임차의 연령대별 주택수요의 변화가 없는 경우에도 자가의 연령대별 수요가 지속적으로 증가하고 있다. 또한 자가 소득탄력성이 임차보다 크게 나타난다. 따라서 자가 주택

의 공급이 이루어지는 경우 전세 등과 같은 임대주택보다 더 많은 주거면적이 필요로 할 것으로 예상되며 지속적인 소득증가가 예상되는 경우 자가가구의 주거면적이 더욱 증가할 가능성을 보여준다.

셋째, 비용탄력성 추정 결과 주거비 상승시 자가보다는 임차가구의 주거면적 감소가 더 크게 나타났다. 모형6을 기준으로 할 때 임대료(사용자비용)가 1만원 상승하는 경우, 자가가구는 주거면적을 $0.283 \cdot 3.3 \times m^2$ 줄이는 반면 임차가구는 $0.342 \cdot 3.3 \times m^2$ 줄이는 것으로 나타나 자가에 비해 임차가구의 주거면적이 더 크게 감소한다. 따라서 임대료 상승이 지속적으로 나타나는 경우 자가가구 보다 임차가구의 주거서비스 수준이 더욱 악화될 것으로 예상된다. 일반적으로 임차가 자가보다 소득이 낮다고 할 때 임대가격이 상승하는 상황에서는 서민층의 주거복지 악화가 예상된다.

넷째, 분석 결과는 가구규모가 작아지는 경우에도 최소한의 주거소비면적이 필요하며 청장년층 1, 2인 가구보다는 노령층 1, 2인 가구의 주거수요가 더 크게 나타나 향후 노령가구의 증가가 반드시 주거수요의 감소를 의미하지는 않는다는 점을 보여준다. 이와 같은 결과는 분석자료의 시점 차이가 존재함에도 불구하고 선행연구(정의철·조성진, 2005; 이창무·박지영, 2009)의 결과와 유사하다. 따라서 선행연구에서 지적하는 것처럼 향후 노령가구의 증가 및 1인 및 2인가구의 증가에 따른 주택수요 감소여부는 신중하게 판단되어야 한다.

본 연구는 주택수요추정에 자주 사용되는 M-W 모형의 수정을 통해 국내 주택수요를 추정하였다. 이론적·실증적 측면에서 관심을 받아왔던 연령향과 영향요인의 관계를 비선형모형으로 추정하였으며 주택점유형태 및 가구특성에 따른

주택수요를 분석하였다. 실증적 관점에서 분석한 내용은 최근의 주택시장상황과 공급정책에 시사점을 제공하고 있는 것으로 판단된다. 또한 비선형모형을 통한 M-W 수정모형 추정은 향후 다양한 영향요인을 포함한 주택수요모형에 대한 추정방법론을 제시하고 있다는 측면에서 의미를 가지고 있다.

논문접수일 : 2010년 2월 25일

심사완료일 : 2010년 3월 17일

참고문헌

1. 김경환 (1999), “인구의 연령구조 변화와 주택 수요 및 주택가격”, 「대한부동산학회지」 17: 69-84.
2. 박천규 (2008), “헤도닉가격 및 Mankiw-Weil 모형을 이용한 지역별 주거서비스 수요특성 분석”, 지역개발연구 40(2): 1-15.
3. 윤주현·김혜승 (2000), “주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구”. 「국토계획」 29(2): 51-65.
4. 이상일·이창무 (2006), “전세와 보증부월세간 선택요인과 주거수요 편차”. 「주택연구」 14(1): 139~163.
5. 이창무·박지영 (2009), “가구특성을 고려한 장기주택수요 예측모형 - 보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여 -”, 「국토계획」 44(5): 149-161.
6. 정의철 (2004), “주거 여건의 추이와 장기주거 수요 전망”, 「주택시장 분석과 정책과제 연구」. 차문중. 서울, 한국개발연구원: 38-82.
7. 정의철·조성진 (2005), “인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구”, 「국토계획」 40(3): 37-46.
8. 정의철 (2006), “인구구조 고령화와 주택수요”, 「인구구조 고령화와 산업구조」 제3장, 한국개발연구원 :68-116.
9. 최막중·지규현·조정래 (2002) “주택금융제 약이 주택 소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석”. 「주택연구」 10(1): 33~47.
10. Green, R. and P. H. Hendershott (1996), Age, housing demand, and real house prices, *Regional Science and Urban Economics* 26: 465-480.
11. Hamilton, B. W. (1991), The baby boom, the baby bust, and the housing market a second look, *Regional Science and Urban Economics* 21: 565-571.
12. Holland, A. S. (1991), The baby boom and the housing market another look at the evidence, *Regional Science and Urban Economics* 21: 565-571.
13. Mankiw, N. G. and D. N. Weil (1989), The baby boom, the baby bust, and the housing market, *Regional Science and Urban Economics*, 19: 235-258.
14. Mankiw, N. G. and D. N. Weil (1992), The baby boom, the baby bust, and the housing market A reply to our critics, *Regional Science and Urban Economics* 21:573-579.
15. Ohtake, F. and M. Shintani (1996), The effect of demographics on the Japanes housing market, *Regional Science and Urban Economics* 26: 189-201.
16. Poterba, J. M. (1991), House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 (2): 143-203.
17. Swan, C. (1995), Demography and the demand for housing, *Regional Science and Urban Economics* 25: 41-58.
18. Poterba, J. M. (1984), Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach, *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4) :729-752.
19. Krainer, John. (August 21, 2005), Housing Markets and Demographics, *FRBSF Ecoomic Letter*, Number 2005-21