

세대(탄생코호트)효과를 고려한 실용적 장기 주택수요 추정*

An Estimation of Long-Term Housing Demand Considering Cohort Effect

김미경** · 이창무*** · 송기범****

Kim, Mi-Kyoung · Lee, Chang-Moo · Song, Ki-Bum

Abstract

Most models of aggregate housing demand assume that households follow demand estimated with a single cross-sectional observation. However, housing demand depends not only on the current social and economic context characterized by stage of life course, or the age, but also on the past socio-economic experiences and physical properties differently formed by generations, or the birth cohort. This study proposes a methodology to estimate aggregate housing demand that reflects inter-generational differences of housing consumption. Using the Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS) and Korean Census data, a methodology was developed to determine inter-generational differences of housing demand on the basis of a modified Mankiw and Weil (M-W) model. In the model, birth cohort rather than age group of household members are used as exploratory variables. The estimates are then applied to the process to estimate future housing demand. The results reveal that the post baby-boom generations including the baby boomer are reducing their housing consumption compared to previous generations, and that the aggregate housing demand is smaller than what was estimated using the M-W model.

키 워 드 · 주택수요, 코호트효과, 맨큐-웨일모형, 베이비부머, 고령화

Keywords · Housing Demand, Cohort Effect, Mankiw-Weil Model, Baby Boomer, Aging

I. 서 론

최근 국내 주택시장의 침체가 지속되는 가운데 인구고령화에 따른 주거소비패턴 변화가 예상되고 있어 장래 주택수요의 변화양상에 대한 다양한 전망이 제시되고 있다. 특히 베이비붐세대의 은퇴를

앞두고 이들의 주거소비선호에 따른 주택시장에의 영향에 관심이 집중되고 있다. 베이비붐세대는 총인구 중 차지하는 비중이 매우 클 뿐만 아니라 사회·경제적으로도 큰 영향력을 미치고 있는 계층이다. 따라서 이들의 은퇴에 따른 소득과 지출의 감소는 전반적인 주택시장의 수요를 변화시킬 수 있어 항

* 이 논문은 2011학년도 한양대학교 고령사회연구원의 재정적 지원으로 수행된 것임.

** 한양대학교 도시공학과 박사수료 (주저자: gammakyung@paran.com)

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

**** 한양대학교 도시공학과 석사 (realsong81@naver.com)

후 주택시장에 침체를 가중시킬 것이라는 우려가 높아지고 있다.

베이비붐세대는 외환위기와 최근 금융위기 이후의 경기 침체를 겪었으며, 부모 부양 및 자녀 양육 등으로 인해 이전세대에 비하여 충분한 자산을 축적하지 못한 세대로 특징 지워진다. 이러한 베이비붐세대가 은퇴이후 가구소득의 감소에 따라 노후 생활비 확보를 위해 주거소비를 줄여 현금화할 경우 전반적인 주택시장의 소비감소로 연결될 수 있다는 가능성이 제기되고 있다. 또한 주택에 많은 자산을 축적해온 이전세대에 비해 상대적으로 자산을 덜 축적한 베이비붐세대의 노년기 주택수요는 이전세대의 주거소비수준을 따라가지 않을 것이라는 관측이다. 따라서 이와 같은 세대 간 특성에 따른 주거소비선호에 차이가 존재한다면 미래시점에 베이비붐세대가 현재의 베이비붐 이전세대와 동일한 수준으로 주택을 소비한다는 가정 하에서 이루어지는 주택수요추정 방법론은 재고가 필요하다.

그러나 현재 주택수요예측에 자주 활용되고 있는 Mankiw-Weil의 주택수요모형은 기본적으로 현재의 각 연령대별 주택수요가 소득의 변화가 없다면 미래에도 동일하게 유지되는 것을 가정하기 때문에 언급된 세대 간의 주거소비선호 차이에 따른 수요의 변화를 추정에 반영할 수 없는 한계를 지닌다. 이에 본 연구에서는 기존 모형이 가지고 있는 한계를 보완하기 위한 방법론으로써 세대별 주거소비의 변화 양상을 시계열적으로 파악하고 이를 통해 세대 간 주거소비수준의 편차를 반영한 장래 주택수요 추정방법에 대하여 논의하고자 한다. 분석을 위한 자료로는 국내 주택시장에서 가구의 주거소비변화를 장기간에 걸쳐 살펴볼 수 있는 한국노동패널(KLIPS)자료와 통계청의 인구주택총조사자료(1%표본)를 활용하였다. 또한 장래 총 주택수요 추정에 필요한 연령대별 1인당 주거수요의 추정 시에는 보다 안정적인 추정치를 얻기 위해 국토해양부의 주

거실태조사자료를 보조적으로 활용하였다. 분석은 각 자료를 통해 가구구성원의 탄생코호트별 시계열적인 주택소비 변화 특성을 개념적으로 재구성하여 세대별 소비수준의 편차를 도출하고 이를 활용하여 1인당 주거수요를 보정함으로써 장래 총 주택수요를 추정하는 과정으로 이루어진다.

II. 선행연구

Mankiw and Weil(1989)은 고전적 가구효용함수에서 탈피하여 다른 사회경제적 변수들에 비해 상대적으로 안정적인 변화가 발생하는 인구통계학적 구조 변화에 근거하여 장기주택수요 추정방식을 제시하였다. 이후 Mankiw-Weil 모형에 기초한 많은 후속 연구들이 진행되었으며, 다양한 반론들도 제기되었다(Engelhardt and Poterba, 1991; Hamilton, 1991; Hendershott, 1991; Holland, 1991; Woodward, 1991; Swan, 1995). 대표적으로 Swan(1995)의 연구는 Mankiw-Weil모형의 방법론적 한계를 지적하고, 주택수요 추정에는 인구통계학적 변수 외에도 실질소득과 상대가격, 이자율 등이 중요한 요인으로 고려되어야 함을 주장하였다.

국내에서도 Mankiw-Weil 모형을 활용한 주택수요예측에 관한 연구들이 다수 진행되어 왔으며, 기존 모형이 가진 한계를 보완하기 위하여 인구통계학적 변수뿐만 아니라 가구의 주거비용과 항상소득을 추가변수로 고려한 모형(정의철·조성진, 2005)과 가구유형의 변화를 고려한 모형(이창무·박지영, 2009) 등의 연구가 진행되었다). 정의철·조성진(2005)의 연구에서는 소득과 주거비용의 영향을 추가적으로 고려하여 각 연령구간별 주택수요량을 추정한 결과 기존의 Mankiw-Weil모형보다는 연령구간별 주택수요량의 정점이 더 높은 연령구간에서 발생하고 있는 것으로 나타났으며, 장래주택수요는 향후 인구의 고령화가 진행되더라도 장기적으로 급

격한 감소추세를 나타내지는 않을 것으로 예측하였다. 이창무·박지영(2009)은 기존 모형을 보완하기 위하여 주거비용과 소득 외에도 가구특성에 의한 영향을 고려한 주택수요모형을 제시하고, 자녀 분가에 따른 1, 2인 노년가구의 경우 주거소비를 줄이기보다는 높은 주거소비수준을 유지하는 것으로 분석하였다. 이로 인해 인구고령화에도 불구하고 분가 가구의 추가적인 주거수요의 발생으로 총수요는 지속적으로 증가할 것으로 예측하였다.

그러나 Mankiw-Weil 모형과 관련된 기존의 연구들은 한 시점의 횡단면자료를 통해 추정된 연령별 가구원의 주택수요가 소득의 증가가 발생하지 않는다면 시간의 흐름에도 불구하고 동일하게 유지됨을 가정하므로 주택소비선호에 대한 세대별 차이를 반영하지 못하는 한계가 있다. Mankiw and Weil(1989)의 연구결과에 의하면 미국 주택시장에서 연령별 주택소비수요는 45세에서 정점에 달하고 이후 연령대에서는 지속적으로 감소하는 것으로 추정되었으나, 장기간의 횡단자료를 연속적으로 연결하여 분석한 연구 결과는 주택수요가 45세 이후 노년기에 접어들어서도 감소하지 않고 증가함을 보이고 있다(Pitkin and Myers, 1994). 이러한 결과에 대한 해석으로 Myers(1999)는 낮은 주거소비수준을 꾸준히 유지해온 이전세대에 의해 만들어진 특정 시점의 횡단면 관측치가 미래 수요의 하락추세에 대한 잘못된 추정을 만들게 된 것이라고 주장하였다. 노년가구의 주택 자가율의 변화를 분석한 Chiuri and Jappelli(2010)의 연구결과 또한 이러한 세대간 특성차이인 코호트효과(cohort effect)에 의한 영향을 보이고 있는데, 코호트효과를 고려하지 않는 경우 60세 이후 상당한 자가율의 감소를 나타내지만 코호트효과를 고려하는 경우 70세 이후로 감소 시점이 연기되는 것으로 나타났다. 이처럼 연령에 따른 주거소비의 조절은 모든 세대(탄생코호트)에 걸쳐 동일하게 발생하지 않으며, 이는 기본적

으로 연령대가 아닌 탄생코호트별로 생애주기 동안 형성된 경험과 주거수요에 대한 선호도에 차이가 있을 수 있기 때문이다. 그러므로 장래의 주택수요 추정 시 이 같은 세대 간 차이를 반영하지 않는 경우 수요가 과소 혹은 과대 추정될 가능성이 존재한다.

따라서 본 연구에서는 주택수요 추정에 있어 횡단면 자료를 통한 분석 시 내재되어 있는 이러한 한계를 보정하기 위해 종단면 자료를 활용한 추정 방법을 제시하고자 한다. 탄생코호트에 따른 주거소비의 차이를 분석하기 위해 활용할 수 있는 종단면 자료의 형태로는 패널자료와 반복 조사된 횡단면자료가 있다(Myers, 1999; Chiuri and Jappelli, 2010).

Myers(1999)는 코호트 분석에 있어 이러한 자료를 사용하는 경우의 장단점에 대해 다음과 같이 논의하였다. 패널자료의 경우 동일한 표본에 대한 반복적인 조사를 통해 조사 대상의 특성 또는 행태의 변화를 시계열적으로 파악할 수 있는 특성을 지닌다. 그러나 표본수가 작고 표본의 누적적인 감소로 인한 편이의 가능성, 조사대상이 고정되어있어 모집단의 변화를 담을 수 없다는 점 등이 단점으로 언급되었다. 반면 반복 조사된 횡단면자료의 경우 횡단면 자료와 패널자료가 가진 이점을 절충하여 활용할 수 있는 자료로서 패널자료와 같이 동일한 조사대상을 추적하여 조사할 수는 없지만 대안적으로 각 시점별 모집단으로부터 추출된 코호트별 표본을 사용하는 방식으로 이용가능하다. 그러나 이 경우에는 표본의 상태변화에 대하여 순 변화만 관측 가능하며 이주에 따른 코호트내의 구성원의 변화로 인한 표본의 특성이 변할 수 있다는 점 등이 한계로 지적되었다.

본 연구에서는 이러한 자료별 장단점을 고려하여 두 가지 형태의 자료 모두를 사용하여 분석을 진행하며, 자료는 국내에서 가장 오랜 기간 유지되고

있는 한국노동패널자료와 인구주택총조사자료를 활용한다. 한국노동패널자료는 동일한 표본이 지속적으로 유지되는 패널자료이므로 각 세대별 시간 흐름에 따른 주거소비의 변화를 관측하기에 적합하다. 그러나 언급된 바와 같이 조사자료의 표본수가 적어 통계적인 대표성을 가지기에 부족한 측면이 있어, 보완적으로 동일 기간 동안 조사된 인구주택총조사자료를 사용한 분석도 함께 실시하였다. 이와 같은 자료를 활용하여 다음에서는 횡단자료를 통한 주택수요 추정 시 간과되고 있는 코호트효과에 따른 세대별 주거소비의 편차를 고려할 수 있는 모형에 대해 논의하고 이를 통해 장기주택수요의 변화를 살펴보고자 한다.

Ⅲ 세대(탄생코호트)별 주택수요 변화와 세대효과의 측정

Mankiw and Weil(1989)은 각 가구마다 가구원의 연령별 주택수요가 다르며 사회적인 인구연령구조의 변화는 주택수요를 변화시키는 주요인으로 작

용한다고 파악하였다. Mankiw-Weil 모형에 따른 개별가구 i 의 주택수요 D_i 는 각 연령구간 j 의 가구원 주택수요 α_j 와 해당 연령구간의 가구원수 A_{ij} 로 구성되며 다음 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$D_i = \sum_j \alpha_j A_{ij} + \epsilon_i \quad (1)$$

한국노동패널자료와 인구주택총조사자료를 통해 기본 Mankiw-Weil모형으로 추정된 5세 연령대별 1인당 주거소비면적은 그림 1과 같다(추정결과는 부록 표 1에 수록함). 노동패널자료의 경우 1999년(1-3차 자료)과 2009년(11-13차 자료)에 대하여 추정하였으며, 인구주택총조사자료는 같은 시점인 2000년과 2010년에 대하여 추정하였다. 추정된 1인당 주거소비면적의 변화를 비교해보면, 두 자료 모두에서 10년 간 노년층의 연령별 주거소비면적 증가가 두드러지게 나타나는 반면 장년층의 증가는 미미하며, 특히 일부



그림 1. 연령대별 1인당 주거소비면적
Fig. 1. Estimated Housing Demand per Capita by Age Group

연령구간은 10년 전 보다 주거면적이 줄어든 것으로 나타났다. 이러한 차이는 주거소비면적이 시간의 흐름에 따라 모든 연령에서 동일한 수준으로 변화하기 보다는 연령 혹은 세대에 따라 각기 다른 양상으로 변화하므로, 한 시점에 고정된 가구원 수요만을 사용하여 장래 주택수요를 추정할 경우 세대별 주거소비 조정을 제대로 반영하지 못할 수 있음을 시사한다.

이러한 기본 Mankiw-Weil 모형의 한계를 보완하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 모형을 구성한다. 가구의 주택수요는 각 가구원의 연령별 주택수요가 아닌 탄생코호트별 주택수요에 따라 결정되며, 탄생코호트별 가구원 수요는 일정하게 유지되는 것이 아니라 시간이 흐름에 따라 변하는 것으로 가정한다. 따라서 임의의 n 차년의 가구 i 의 주택수요 D_{ni} 는 각 탄생코호트구간 k 에 속하는 가구원의 n 차년의 주택수요 β_{nk} 와 해당 탄생코호트구간의 가구원수 B_{ik} 로 이루어지며 각 연도별 가구별 주택수요는 다음 식(2)와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 D_{1i} &= \sum_k \beta_{1k} B_{ik} + \epsilon_{1i} \\
 D_{2i} &= \sum_k \beta_{2k} B_{ik} + \epsilon_{2i} \\
 &\vdots \\
 D_{ni} &= \sum_k \beta_{nk} B_{ik} + \epsilon_{ni}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

이와 같은 모형을 이용하여 노동패널 1차(1998년)~13차(2010년) 자료와 인구주택총조사 1995~2010년 자료로부터 가구원의 탄생코호트별 가구원 1인당 주택수요를 추정하였다. 주요 연도별 추정결과는 표 1과 같으며 노동패널의 전체 연도별 추정치는 부록 표 2에 수록하였다. 탄생코호트에 따른 연도별 주거소비 변화를 비교하면 세대별로 변화의 폭이 상당히 다르게 나타나는 것을 볼 수 있다. 특히 동일한 표본에 대해 연속적으로 조사된 노동패널자료의 경우를 살펴보면 베이비붐세대의 10년간 주거소비 증가의 폭은 그 이전세대나 이후세대에 비하여 상당히 작은 것으로 나타났다(그림 2).

표 1. 세대(탄생코호트)별 M-W 모형 추정 결과
Table 1. Cross Sectional Estimates of Housing Demand by Birth-Cohort

Birth Cohort	KLIPS						Housing Census					
	2000		2005		2010		2000		2005		2010	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
1900-1924	26.77 ***	2.32	27.09 ***	3.17	24.87 ***	3.92	25.67 ***	0.54	28.24 ***	0.50	28.55 ***	0.82
1925-1934	35.01 ***	1.45	37.42 ***	1.72	39.08 ***	1.91	35.17 ***	0.34	35.72 ***	0.27	38.01 ***	0.34
1935-1944	32.64 ***	1.09	40.20 ***	1.14	43.89 ***	1.17	37.36 ***	0.27	36.50 ***	0.20	40.51 ***	0.23
1945-1954	30.54 ***	1.30	37.04 ***	1.17	37.73 ***	1.03	36.36 ***	0.28	35.51 ***	0.21	38.58 ***	0.21
1955-1964	28.12 ***	1.13	30.06 ***	1.10	31.96 ***	0.98	31.07 ***	0.26	33.06 ***	0.20	35.44 ***	0.19
1965-1974	22.97 ***	0.92	29.71 ***	1.02	31.62 ***	1.05	23.68 ***	0.22	26.65 ***	0.21	29.95 ***	0.22
1975-1984	10.15 ***	1.00	18.09 ***	0.90	27.67 ***	0.79	10.76 ***	0.26	13.18 ***	0.22	22.99 ***	0.20
1985-2010	8.02 ***	1.00	11.12 ***	0.95	12.47 ***	0.81	6.83 ***	0.25	7.09 ***	0.19	8.92 ***	0.18
Adj. R2	0.7675		0.7826		0.7904		0.6932		0.7879		0.7085	
N	3,861		4,338		4,846		100,165		90,161		134,061	

Note : *, **, *** Significant at 10%, 5%, 1% respectively. Coefficient is expressed in square meters.

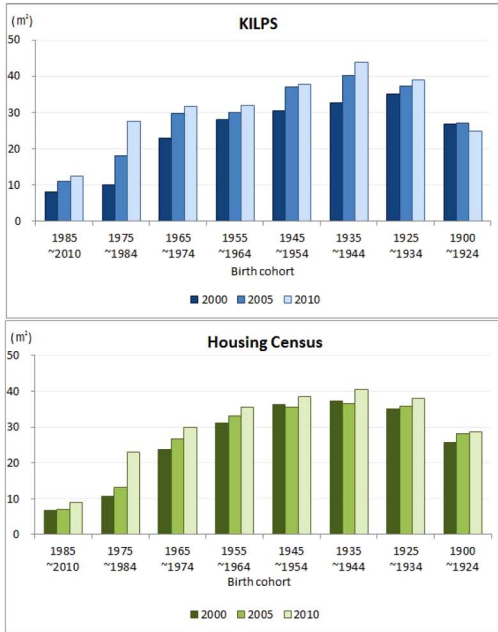


그림 2. 탄생코호트별 1인당 주거소비면적
Fig. 2. Housing Demand per Capita by Birth Cohort

세대별 주거면적 소비의 변화를 보다 쉽게 비교하기 위해 각 코호트의 연도별 추정계수를 바탕으로 탄생코호트별 주거면적 소비추세를 그림 3과 같

이 나타내었다. 노동패널자료의 추정결과를 통해 1999년에서 2009년까지 10년간의 세대 간 주거소비면적의 변화를 비교하면³⁾, 베이비붐 세대인 1955~1964년생⁴⁾은 3.5m²가 증가하여 직전 세대(1945~1954년생)의 주거소비 증가(6.6m²)에 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 2009년 45~54세인 베이비붐 세대와 동일 연령대인 직전 세대(1945~1954년생)의 10년 전(1999년) 당시의 주거면적과 비교하여 보아도 0.4m²를 적게 소비하는 것으로 분석되었다. 노동패널자료의 표본수 한계 상 안정적이지는 못하나, 각 세대별 변화양상을 살펴봐도 변화의 패턴이 세대에 상관없이 시간의 흐름에 따라 일정한 추세를 보이기보다는 세대에 따라 변동의 폭과 추세가 다양하게 나타나는 것을 볼 수 있다. 인구주택총조사 자료를 통한 분석결과에서는 2000년에서 2010년 간 베이비붐세대와 베이비붐 직전 세대는 주거소비면적을 각각 4.4m²와 2.2m²를 증가시켜 베이비붐세대의 주거소비증가가 더 크게 나타났다. 그러나 베이비붐 세대의 2010년 주거소비면적은 같은 연령대인 베이비붐 직전세대의 2000

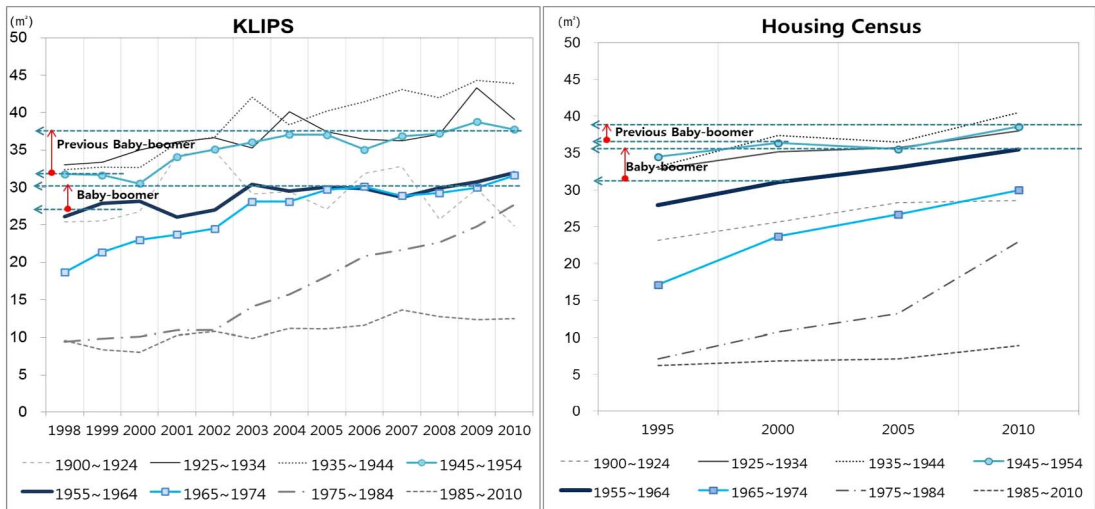


그림 3. 탄생코호트별 주거면적 소비 추세
Fig. 3. Trend of Housing Demand per Capita by Birth Cohort

년 당시 주거소비면적에 비해 0.9㎡ 적게 소비하는 것으로 나타나 동일한 연령대의 주거소비이지만 세대간 차이가 존재함을 알 수 있다. 조사자료에 따라 추정결과에 다소 차이가 있지만, 전반적인 결과는 후세대들이 이전세대의 주거소비수준을 그대로 따라가기 보다는 세대별 소비선호의 차이에 따라 차별적으로 소비를 변화시킨다는 사실을 시사해준다. 분석결과를 바탕으로 추론해보면 베이비붐 이후 세대는 주택에 자산을 축적한 베이비붐 이전세대와의 비교에 있어 주거수요의 편차가 존재하며, 향후 베이비붐 이후세대가 이전세대의 연령대에 진입하면 이전세대에 비해서 감소된 주거소비를 선택할 것으로 예상된다.

이와 같은 분석결과를 기초로 탄생코호트별 주거면적의 소비편차를 개념적으로 산정해보기로 한다. 실제 관측되는 1인당 주거소비는 이론적으로 세 가지 요소의 결합으로 형성된다고 볼 수 있다. 첫째는 각 가구원의 생애주기 상 연령대에 따라 기본적으로 요구되는 주거소비면적(연령효과, A)이고, 둘째는 각 가구원이 속한 탄생코호트별 과거의 경험, 축적된 자산의 정도, 주거선호도 등 각 탄생코호트별로 차별화된 주거소비면적(세대효과, B)이며, 셋째는 관측시점의 거시경제 상황과 소득수준에 따른 주거소비(시간효과, T)이다. 코호트 집단 b (평균탄생년도)에 해당하는 가구원의 t 시점, 연령구간 a (평균연령)에 속할 때의 주거소비 $d_t^{a,b}$ 는 다음 식(3)과 같이 정의할 수 있다.

$$d_t^{a,b} = f(A_a, B_b, T_t) \quad (3)$$

실질적으로 각각의 세부효과는 비선형적 관계를 지닐 수 있다. 그러나 본 연구에서는 장기주택수요 추정을 위한 실용적인 방법론을 도출하기 위해 다음과 같은 선형의 관계를 가정하여 분석한다.

$$d_t^{a,b} = A_a + B_b + T_t \quad (4)$$

여기에서 10년 단위의 탄생코호트를 구성하여 각 탄생코호트별 이전세대의 10년 전 주거소비면적과의 차이를 구하면 식 (5)와 같이 나타낼 수 있으며, 동일한 연령대간의 차이이므로 연령효과 항은 소거되며, 세대효과와 시간효과와의 편차의 합으로 정리된다.

$$d_t^{a,b} - d_{t-10}^{a,b-10} = (T_t - T_{t-10}) + (B_b - B_{b-10}) \quad (5)$$

그러므로 식 (6)과 같이 시간효과와의 편차를 이전 세대의 10년 전 주거면적과의 차이에서 차감하면 세대효과와의 편차를 분리해낼 수 있으며, 이를 인접세대간 세대효과($\Delta B_{b-1:b}$)로 정의한다.

$$(d_t^{a,b} - d_{t-10}^{a,b-10}) - (T_t - T_{t-10}) = B_b - B_{b-10} \Rightarrow \Delta B_{b-10:b} \quad (6)$$

식(6)의 개념을 사용하여 노동패널 자료와 인구주택총조사 자료로부터 각각의 인접세대간 세대효과를 구해보기로 하자. 먼저, 각 탄생코호트별로 이전세대의 10년 전 주거소비면적과의 차이(표 2에서 음영으로 묶인 두 세대 간의 차)를 구한다.⁵⁾ 여기에서 시간에 따른 주거소비 면적의 조정 효과가 모든 세대에서 동일하게 나타나는 것으로 가정하면, 각 탄생코호트별 이전세대와의 차이를 코호트별 인구수(2010년 자료의 해당 코호트별 표본수)로 가중한 평균은 해당 기간 동안 모든 세대가 평균적으로 변화시킨 주거면적이므로 이를 시간의 효과로 정의할 수 있다. 이를 앞서 구한 이전세대와의 주거소비면적 차이에서 제하면 인접세대간 세대효과가 도출된다.

표 2. 가구원 탄생코호트별 주거면적 격차
Table 2. Deviations of Housing Demand by Birth Cohort

(Unit : m²)

	Birth Cohort	Average Housing Demand of '98-'00 (A)	Average Housing Demand of '08-'10 (B)	Difference with Previous Birth Cohort (C=B-A)	Percentage of Samples	Adjacent Cohort Effect (C-D)	Relative Difference with 1945~1954 Cohort
		KLIPS					
	1900-1924	25.90	26.82				-17.54
	1925-1934	33.79	39.82	13.93	3.7%	10.17	-7.38
	1935-1944	32.59	43.38	9.59	8.1%	5.83	-1.55
	1945-1954	31.32	37.90	5.31	10.6%	1.55	0.00
	1955-1964	27.36	30.87	-0.45	14.6%	-4.21	-4.21
	1965-1974	20.99	30.28	2.92	16.8%	-0.84	-5.05
	1975-1984	9.80	25.03	4.04	17.2%	0.28	-4.77
	1985-2010	8.67	12.53	2.72	29.1%	-1.04	-5.81
	Weighted Average of Differences ->Period Effect (D)			3.76			
Housing Census							
	Birth Cohort	Average Housing Demand of '95 and '00 (A)	Average Housing Demand of '05 and '10 (B)	Difference with Previous Birth Cohort (C=B-A)	Percentage of Samples	Adjacent Cohort Effect (C-D)	Relative Difference with 1945~1954 Cohort
	1900-1924	24.42	28.39				-17.26
	1925-1934	33.98	36.86	12.45	5.9%	11.95	-5.31
	1935-1944	35.27	38.50	4.52	10.1%	4.03	-1.29
	1945-1954	35.42	37.05	1.78	12.5%	1.29	0.00
	1955-1964	29.51	34.25	-1.17	17.6%	-1.67	-1.67
	1965-1974	20.39	28.30	-1.21	16.2%	-1.70	-3.37
	1975-1984	8.93	18.08	-2.31	12.2%	-2.80	-6.17
	1985-2010	6.52	8.01	-0.92	25.4%	-1.42	-7.59
	Weighted Average of Differences ->Period Effect (D)			0.49			

이와 같은 방식으로 다음세대가 그 이전세대와 같은 연령대에 도달하면 이전세대의 주거소비에서 인접세대간 세대효과 만큼을 조정하여 주거소비를 하는 것으로 가정함으로써 해당 시점에서의 연령대 별 주거면적의 추정치를 조정할 수 있다. 각 자료를 통해 도출한 인접세대간 세대효과를 살펴보면, 앞서 세대별 주거면적의 시계열변화에서 나타난 바와 같이 베이비붐 세대(1955~1964년생)는 직전 세대(1945~1954년생)에 비하여 노동패널 자료의 경우 4.2㎡, 인구주택총조사 자료의 경우 1.7㎡를 더 적게 소비하는 것으로 분석되었다. 인접세대간 세대효과에 따른 1인당 주거면적이 가장 크게 나타나는

1945~1954년생 집단을 기준으로 상대적인 면적차이를 비교해보면, 베이비붐 이후세대들의 장래 주택 수요는 베이비붐 이전세대에 비해 감소하여 나타날 것으로 예상해 볼 수 있다.

식(6)으로부터 시간에 따른 주거소비면적의 편차를 배제하고⁹⁾ 이전세대의 주거소비로부터 후세대의 장래 1인당 주거소비를 구하는 과정은 식(7)과 같이 나타낼 수 있다. 미래시점의 특정 세대의 주거소비는 현재 시점에 동일한 연령대에 해당하는 이전 세대의 주거소비에 앞서 도출한 인접세대간 세대효과를 누적함으로써 예측할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 a_{t+10}^{a,b+10} &= a_t^{a,b} + \Delta B_{b:b+10} \\
 a_{t+20}^{a,b+20} &= a_{t+10}^{a,b+10} + \Delta B_{b+10:b+20} \\
 &= (a_t^{a,b} + \Delta B_{b:b+10}) + \Delta B_{b+10:b+20} \\
 &\quad \vdots \\
 &\quad (7)
 \end{aligned}$$

장래 주택수요추정에서는 5세 연령단위로 수요추정이 이루어지므로, 인접세대간 세대효과에서 정의한 10년 단위의 코호트 집단을 5년 단위의 두 개의 그룹으로 분할하되 동일한 인접세대간 세대효과를 적용하여 미래 주거소비면적을 산정하기로 한다. 이러한 방식으로 2040년에 81~85세의 연령대에 진입하는 1955~1959년생 코호트집단의 1인당 주거소비면적($d_{2040}^{b_{550}}$) 산정의 예를 살펴보자. 이들 집단의 2040년 1인당 주거소비면적은 2030년에 81~85세에 해당하는 직전 세대(1945~1949년생)의 주거소비면적($d_{2030}^{b_{450}}$)에서 인접세대간 세대효과($\Delta B_{b_{450}:b_{550}}$)만큼 보정하여 산출할 수 있다. 그리고 여기에 그 이전세대들의 동일연령대 주거소비면적에 각 세대간의 편차들을 누적적으로 합산하게 되면 결과적으로 현재시점(2010년)에서 동일 연령대에 해당하는 1925~1929년생 코호트집단의 주거소비면적으로부터 1955~1959년생의 2040년의 1인당 주거소비면적을 도출해 낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 d_{2040}^{b_{550}} &= d_{2030}^{b_{450}} + \Delta B_{b_{450}:b_{550}} \\
 &= (d_{2020}^{b_{350}} + \Delta B_{b_{350}:b_{450}}) + \Delta B_{b_{450}:b_{550}} \\
 &= [(d_{2010}^{b_{250}} + \Delta B_{b_{250}:b_{350}}) + \Delta B_{b_{350}:b_{450}}] \\
 &\quad + \Delta B_{b_{450}:b_{550}}
 \end{aligned}$$

IV. 장래 총 주택수요 산정

총 주택수요 예측에 사용될 2010년 기준 1인당 가구원 주택수요면적은 주거실태조사 자료⁷⁾와 인구주택총조사 자료를 사용하여 5세 연령단위의 기본 Mankiw-Weil 모형으로 추정하였다. 추정결과 1인당 주거수요는 연령에 따라 증가하다가 주거실태조사 자료의 경우 75~79세, 인구주택총조사 자료는 65~69세를 정점으로 하여 이후 감소하는 것으로 나타났다(표 3).

연령별 주거수요 추정결과를 토대로 앞서 제시한 방식으로 인접세대간 세대효과를 보정한 장래 연령대별 1인당 주거수요를 산정하면 그림 4와 같다.

표 3. 2010년 M-W 모형 추정 결과

Table 3. Estimation Results of the 2010 M-W Model

Age Group	Housing Survey		Housing Census	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
0~4	13.26***	0.62	7.02***	0.40
5~9	9.78***	0.56	5.27***	0.43
10~14	8.88***	0.50	6.87***	0.34
15~19	7.30***	0.49	8.06***	0.35
20~24	9.55***	0.52	13.51***	0.40
25~29	14.77***	0.46	20.22***	0.32
30~34	21.51***	0.43	26.56***	0.31
35~39	24.34***	0.45	29.95***	0.31
40~44	27.86***	0.46	33.01***	0.32
45~49	31.05***	0.43	34.81***	0.31
50~54	32.33***	0.41	35.47***	0.29
55~59	33.56***	0.44	37.21***	0.31
60~64	35.92***	0.47	39.74***	0.33
65~69	35.70***	0.51	41.45***	0.35
70~74	35.85***	0.51	38.93***	0.36
75~79	37.10***	0.65	39.15***	0.43
80~84	35.71***	0.87	36.15***	0.60
Over 85	30.45***	1.14	28.53***	0.82
Adj. R2	0.8085		0.7116	
N	30,905		133,938	

Note : *, **, *** Significant at 10%, 5%, 1% respectively. Coefficient is expressed in square meters.

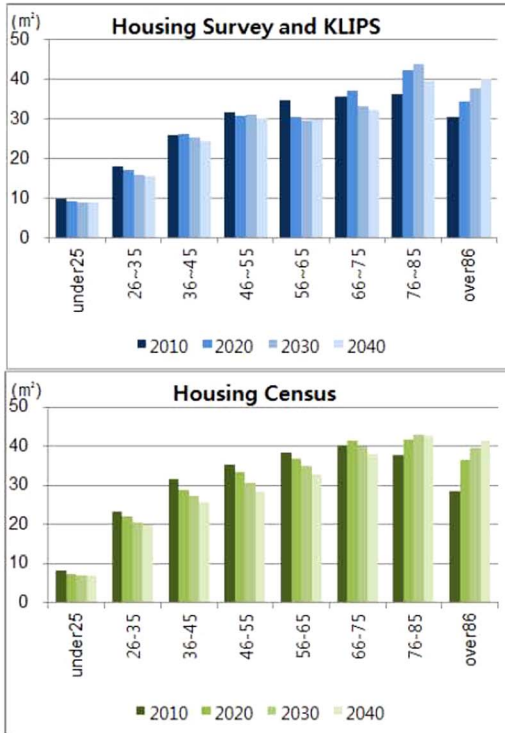


그림 4. 세대효과 감안 장래 연령대별 주거수요(소득증가효과 미고려)

Fig. 4. Housing Demand after the Cohort Effect Adjustment by Age Group in the future (No Consideration for Income Increase Effect)

소득증가(시간효과)를 고려하지 않은 조정된 연령대별 1인당 주거수요를 살펴보면 2010년 46~55세인 베이비붐세대부터 주거소비의 하락이 발생하여 장래수요의 증가 둔화를 예상해 볼 수 있다.

장래 주택수요를 결정하는 인구구조 변화를 연령이 아닌 탄생년도에 따라 구분하여 나타내면 그림 5와 같다. 인구구성비율로 보면 베이비붐 이후 세대인 1965~1974년생의 비중이 가장 크고 그 다음으로 베이비붐 세대인 1955~1964년생과 1975~1984년생의 비중이 크게 나타나 향후 주택수요에 있어서 이들 세대의 주거소비패턴에 따른 영향력이 가장 크게 나타날 것으로 예측해 볼 수 있

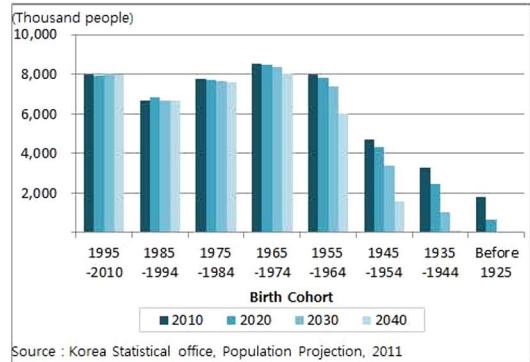


그림 5. 탄생코호트별 장래 추계인구

Fig. 5. Population Projection by Birth Cohort

다.

추정된 1인당 주거수요면적과 2011년 장래 인구 추계결과를 바탕으로 장래 주택 총수요를 산출하였다. 1인당 주택수요는 앞서 Mankiw-Weil 모형으로 추정된 5세 연령별 가구원 1인당 주거 수요면적에 인접세대간 세대효과(탄생코호트별 주거수요 편차)를 반영한 면적이다. 여기에 소득과 비용 변화에 따른 연도별 주택수요의 증감을 고려하였다⁸⁾. 소득 변화는 2000~2010년 간 1인당 실질 GDP증가율이 평균 4% 수준이었던 점을 고려하여 1인당 소득증가율이 보수적인 수준에서 2011년 3%에서 2060년 0%로 선형으로 감소하는 것을 가정하였다. 소득탄력성은 기존연구들에서 0.4~0.8⁹⁾ 수준으로 추정된 것을 감안하여 보수적으로 0.4를 적용하였다. 주거비용의 경우 실질주거비용이 향후에도 동일한 수준으로 유지되기 위해 필요한 주택공급량을 산출한다는 의미에서 실질주거비용의 증가는 없는 것으로 가정하였다.

이러한 가정에 따라 장래 총 주택수요를 연면적 단위로 추정하면 그림 6과 같다. 세대효과를 고려하지 않은 기존 추정방법론을 따르는 경우 수요의 정점이 주거실태조사자료를 사용하면 2043년, 인구주택총조사자료는 2042년에 각각 2010년 현재보다

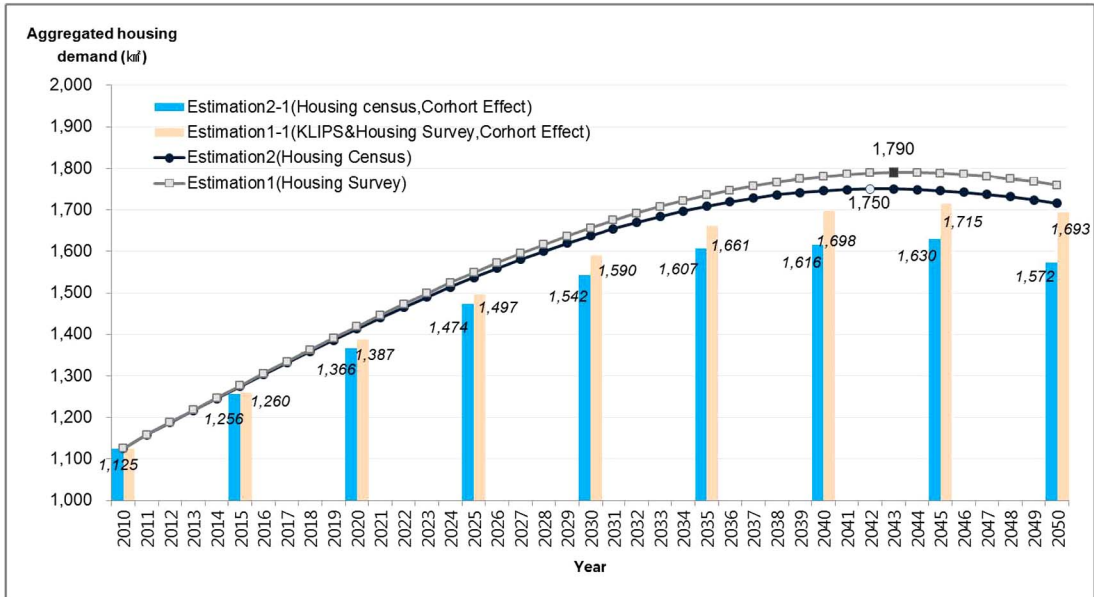


그림 6. 전국 총주택수요

Fig. 6. Aggregated Housing Demand Considering Birth Cohort Effect

59%와 55%까지 증가하는 것으로 추정되었다. 그러나 세대 간 주거소비 편차(세대효과)를 고려하여 5년 단위로 추정한 총 주택수요는 2045년까지 2010년 현재 대비 52%(주거실태조사자료와 노동패널 이용)와 45%(인구주택총조사자료 이용)까지 증가하는 것으로 예상되어, 증가 추세가 다소 둔화되는 것을 볼 수 있다.

V. 결론

본 연구는 인구연령구조변화에 기초한 장기 주택수요를 추정하는 Mankiw-Weil 모형이 가진 한계를 보완하기 위하여 인접세대간 세대효과의 개념을 도입하고 이를 주택수요추정에 활용하기 위한 방법론을 제시하였다. 기존의 Mankiw-Weil 모형에 기초한 연구방법은 소득의 변화가 없다면 가구원의 주택수요면적이 시간에 관계없이 일정하게 유지된다는 가정을 기초로 하고 있다. 그러나 각 탄생코

호트별 세대가 가지는 특성에 따라 주택소비선호가 다르게 나타날 수 있는데 기존 연구의 가정 하에서는 이를 주택수요추정에 반영하지 못하는 한계가 있다. 이러한 점에 착안하여 본 연구에서는 1인당 주거수요를 연령효과와 세대효과, 시간효과로 분리하고 여기에서 인접세대간 세대효과를 도출하여 이를 통해 미래시점의 연령별 1인당 주거수요면적을 보정하는 방법을 제안하였다.

세대효과를 반영하여 추정한 총량적인 장래주택수요는 기존 방법론에 의한 추정결과보다 증가세가 다소 둔화되는 것으로 나타났지만, 베이비붐세대의 주거수요 감소에 따른 영향을 감안하여도 주택의 거주수요는 향후 20~30년간 지속적으로 증가할 것으로 예측된다. 이러한 결과는 인구고령화에 의한 주택수요의 감소를 우려하는 최근에 논란에도 불구하고 향후 주택 거주수요는 예상과는 달리 감소하지 않을 것이라는 점을 시사한다. 따라서 인구고령화에 따른 주택정책은 총량적인 수요의 감소에 대

응하기 위한 대책보다는 고령가구의 소득과 자산을 고려하여 적절한 주거소비를 유도하기 위한 정책 마련이 요구된다 하겠다.

본 연구는 탄생코호트에 따른 주택수요에 세대별 차이가 존재함을 보이고 이를 장래 주택수요 추정 에 도입하기 위한 방법론을 제시하였으나, 모형의 단순화를 위한 가정에 몇 가지 한계점이 존재한다. 현실적으로 연령효과와 세대효과, 시간효과는 비선형관계를 가질 수 있으나 본 연구에서는 모형의 단순화를 위해 선형관계로 가정하여 분석하였다. 또한 소득증가에 따른 연령대별 수요탄력성의 차이가 고려되지 않았고, 세대효과는 가구원 개개인에 따른 특성이기 보다는 가구주의 자산축적에 따른 효과일 가능성이 크므로 향후 이러한 한계를 보완하기 위한 추가적인 연구가 필요하다. 무엇보다도 본 연구가 지닌 한계점은 13년간의 한국노동패널 자료와 15년간의 인구주택총조사 자료로 장기적인 세대효과 의 차이를 분리해내는데 한계가 있다는 점이다. 이를 보완하기 위해서는 장기간의 자료가 누적되어야 할 필요가 있으며, 본 연구는 추정결과 자체의 설득력보다는 세대효과를 고려할 수 있는 실용적인 주택수요추정방법론을 제시했다는 점에 좀 더 의미를 부여하고자 한다.

본 연구의 분석결과와 논의에 있어서는 노동패널 자료와 인구주택총조사자료가 가지는 각각의 특성을 고려하여 병렬적으로 논의되어야 할 필요가 있다. 세대효과를 관측하기에는 패널자료가 적합한 자료이나 표본수가 작아 추정된 계수값을 일반화하여 적용하기에는 한계가 있으므로 두 자료 중 선택이 필요하다면 인구주택총조사자료에 기초한 분석결과가 보다 더 안정적인 선택이 될 수 있을 것이다.

주1. Mankiw-Weil이 제시한 주택수요모형은 주택수요량을 주거비 지출(expenditure)의 개념에서 접근하였다. 반면, Mankiw-Weil 모형을 활용한 국내의 대부분의 연구는 국내 주택시장 특성을 반영하여 주거면적 단위

의 수요량을 추정하는 방법을 사용하여 본래의 Mankiw-Weil 모형에 대한 비판과는 다른 해석이 요구된다.

- 주2. 노동패널자료는 표본수가 적어 단년도 자료를 통해 추정하는 경우 추정계수의 불안정성이 우려된다. 따라서 이를 보완하기 위해 비교 기준 시점의 전년과 후년도 자료를 포함하는 3개년 평균을 이용하였으며 현재 2010년 조사자료 까지 이용이 가능하므로 기준 시점을 2010년이 아닌 2009년으로 설정하였다.
- 주3. 1998~2000년과 2008~2010년의 평균 면적의 변화를 비교하였다.
- 주4. 일반적으로 한국의 베이비붐세대는 1955-1963년생으로 정의되나, 본 연구에서는 10년 단위의 탄생코호트 분석을 위하여 1955-1964년생을 베이비붐세대로 정의하도록 한다.
- 주5. 통계적인 안정성을 위해 노동패널은 1998~2000년과 2008~2010년의 주거면적 평균을 이용하였으며, 인구주택총조사자료는 1995년과 2000년, 2005년과 2010년의 평균을 각각 이용하였다.
- 주6. 시간효과(시간의 흐름에 따른 소득증가의 효과)는 총 수요 추정시 반영하는 것으로 한다.
- 주7. 1인당 주택수요면적 추정 시 노동패널 자료의 경우 표본수가 작아 추정 계수값의 신뢰도가 낮을 수 있어 보다 안정적인 추정치를 얻기 위해 2010년 주거실태조사자료를 사용하였다.
- 주8. Mankiw-Weil모형에 소득과 비용 변화의 영향을 선형 결합으로 추가하는 경우 추정상의 편의가 발생한다. 또한 횡단면 자료를 통해 도출되는 소득 및 가격 탄력성을 시계열 변화에 적용하는 것은 비합리적인 측면이 있다(이창무·박지영, 2009). 따라서 본 연구에서는 소득과 비용 탄력성을 직접 추정하지 않고 기존 연구결과를 활용하며 소득과 비용의 영향은 비선형 결합을 통해 수요에 영향을 미치는 것으로 하였다.
- 주9. 소득탄력성에 대한 기존연구결과는 이창무·박지영(2009)의 정리를 참고하였다.

인용문헌

References

1. 정의철·조성진, 2005. "인구구조 변화에 따른 장기 주택 수요 전망에 관한 연구", 「국토계획」 40(3): 37-46.
Chung, E. C. and Cho, S. J., 2005, "Demographic Change and Long-Term Housing Demand in Korea", *Journal of the Korea Planners Association* 40(3): 37-46.
2. 이창무·박지영, 2009. "가구특성을 고려한 장기주택

- 수요 예측모형-보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여-, 「국토계획」 44(5): 149-161.
- Lee, C. M. and Park, J. Y., 2009, "An Estimation Model of Long-Term Housing Demand Considering Household Types", *Journal of Korea Planners Association* 44(5): 149-161.
3. Chiuri, Maria C. and Jappelli, Tullio, 2010. "Do the Elderly Reduce Housing Equity? An International Comparison", *Journal of Population Economics*, 23(2): 643-663.
4. Engelhardt, Gary V. and Poterba, James M., 1991. "House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 539-546.
5. Hamilton, Bruce W., 1991. "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 547-552.
6. Hendershott, Patric H., 1991. "Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent?", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 553-564.
7. Holland, A. Steven, 1991. "The Baby Boom and the Housing Market: Another Look at the Evidence", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 565-571.
8. Mankiw, N. Gregory and Weil, David N., 1989. "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", *Regional science and urban economics*, 19(2): 235-258.
9. Myers, Dowell, 1999. "Cohort Longitudinal Estimation of Housing Careers", *Housing Studies*, 14(4): 473-490.
10. Pitkin, John R. and Myers, Dowell, 1994. "The Specification of Demographic Effects on Housing Demand : Avoiding the Age-Cohort Fallacy", *Journal of Housing Economics*, 3(3): 240-250.
11. Swan, Craig, 1995. "Demography and the Demand for Housing: A Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable", *Regional Science and Urban Economics*, 25(1): 41-58.
12. Woodward, Susan E., 1991, "Economists' Prejudices: Why the Mankiw-Weil Story is not Credible", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 531-537.

Date Received 2014-05-27
 Date Reviewed 2014-07-09
 Date Accepted 2014-07-09
 Date Revised 2014-11-10
 Final Received 2014-11-10

부록 표 1. 연령대별 1인당 주거소비면적 추정 결과(그림 1의 결과표)

Appendix Table 1. Estimation Results of Housing Demand by Age Group (Result of Fig. 1)

Age Group	KLIPS				Housing Census			
	1999(Avg. 1998-2000)		2009(Avg. 2008-2010)		2000		2010	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
0-4	10.29***	0.95	15.53***	1.21	6.25***	0.40	7.02***	0.40
5-9	5.87***	0.88	9.81***	1.13	5.40***	0.42	5.27***	0.44
10-14	7.28***	0.90	8.41***	1.11	6.38***	0.40	6.87***	0.34
15-19	8.40***	0.81	11.01***	1.10	7.90***	0.37	8.06***	0.35
20-24	8.34***	0.75	13.40***	1.15	12.51***	0.38	13.52***	0.40
25-29	17.94***	0.69	18.99***	0.91	21.30***	0.32	20.22***	0.32
30-34	24.47***	0.82	27.48***	0.86	26.52***	0.36	26.56***	0.31
35-39	25.99***	0.86	30.59***	0.94	30.33***	0.36	29.96***	0.31
40-44	31.01***	0.87	31.75***	1.06	33.72***	0.37	33.01***	0.32
45-49	33.79***	0.96	31.95***	1.10	36.79***	0.39	34.81***	0.31
50-54	32.46***	0.97	32.26***	1.05	37.00***	0.41	35.45***	0.29
55-59	31.50***	0.94	37.91***	1.06	37.07***	0.41	37.18***	0.31
60-64	34.71***	0.92	40.35***	1.08	38.19***	0.40	39.69***	0.33
65-69	34.44***	1.11	43.26***	1.13	35.66***	0.46	41.36***	0.35
70-74	33.50***	1.32	42.39***	1.18	34.05***	0.58	38.92***	0.36
75-79	27.72***	1.69	39.49***	1.55	28.89***	0.73	39.24***	0.43
Over 80	22.97***	1.91	36.94***	1.62	21.60***	0.82	33.42***	0.48
Adj. R2	0.7693		0.7860		0.6944		0.7115	
N	12,507		15,446		100,032		133,938	

Note : *, **, *** Significant at 10%, 5%, 1% respectively. Coefficient is expressed in square meters.

부록 표 2. 세대(탄생코호트)별 연도별 M-W 모형 추정 결과 (노동패널)

Appendix Table 2. Estimation Results of M-W Model by Birth Cohort (KLIPS)

Birth Cohort	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1900-1914	23.07***	22.06***	22.35***	24.46***	34.71***	20.76**	20.27**
1915-1924	25.82***	26.17***	27.49***	35.51***	34.95***	30.15***	30.49***
1925-1934	33.00***	33.37***	35.01***	36.13***	36.63***	35.31***	40.13***
1935-1944	32.39***	32.80***	32.70***	35.96***	36.77***	42.16***	38.48***
1945-1954	31.78***	31.65***	30.53***	34.12***	35.08***	36.03***	37.07***
1955-1964	26.07***	27.86***	28.11***	26.02***	26.96***	30.37***	29.47***
1965-1974	18.65***	21.36***	22.97***	23.69***	24.49***	28.10***	28.09***
1975-1984	9.42***	9.83***	10.15***	10.93***	10.94***	14.11***	15.70***
1985-2010	9.61***	8.39***	8.02***	10.29***	10.79***	9.86***	11.17***
Adj. R2	0.7641	0.7708	0.7675	0.7620	0.7651	0.7674	0.7818
N	4,550	4,096	3,861	3,689	3,740	4,009	4,174
Birth Cohort	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
1900-1914	24.75**	30.61**	32.65***	17.26	18.44	17.65	
1915-1924	27.28***	31.95***	32.83***	26.43***	30.76***	25.57***	
1925-1934	37.43***	36.43***	36.21***	37.09***	43.30***	39.08***	
1935-1944	40.21***	41.45***	43.11***	41.99***	44.33***	43.92***	
1945-1954	37.05***	35.07***	36.86***	37.19***	38.76***	37.73***	
1955-1964	30.06***	29.87***	28.71***	29.93***	30.74***	31.96***	
1965-1974	29.71***	30.11***	28.89***	29.24***	29.95***	31.62***	
1975-1984	18.09***	20.80***	21.64***	22.67***	24.75***	27.67***	
1985-2010	11.12***	11.61***	13.65***	12.75***	12.37***	12.47***	
Adj. R2	0.7826	0.7942	0.7977	0.7810	0.7839	0.7900	
N	4,338	4,432	4,530	4,598	6,002	4,846	

Note : *, **, *** Significant at 10%, 5%, 1% respectively. Coefficient is expressed in square meters.